HAL
open science

TRANSITIONS DEMOGRAPHIQUES ET PEUPLEMENT DANS L'HERAULT 1801-1990

Maks Banens

To cite this version:

Maks Banens. TRANSITIONS DEMOGRAPHIQUES ET PEUPLEMENT DANS L'HERAULT 1801-1990. Démographie. Université de Pau et des pays de l'Adour, 1995. Français. NNT : . tel-01446927

HAL Id: tel-01446927

https://shs.hal.science/tel-01446927v1

Submitted on 26 Jan 2017

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

TRANSITIONS DEMOGRAPHIQUES ET PEUPLEMENT DANS L'HERAULT 1801-1990

par

MAKS BANENS

Thèse présentée pour l'obtention du doctorat en démographie

Directeur de thèse M. le Professeur André Etchelecou

Soutenue le 13 Décembre 1995 devant le jury composé de :

M. André ETCHELECOU, Université de Pau et des Pays de l'Adour
M. Patrick FESTY, Institut National d'Etudes Démographiques
Mme Chantal BLAYO, Université Montesquieu, Bordeaux IV
M. Henri PICHERAL, Université Paul Valéry, Montpellier

Décembre 1995

Tout d'abord, je remercie le professeur André Etchelecou d'avoir accepté la direction de ma thèse. Il a fait confiance à ma formation néerlandaise antérieure et m'a guidé à travers toutes les phases de la thèse, du premier plan jusqu'à la dernière version.

Grâce au prof. Etchelecou, j'ai pu bénéficier en outre de l'enseignement de Mme Chantal Blayo et M. Patrick Festy, professeurs à l'université Montesquieu, Bordeaux IV. Ils m'ont appris la rigueur de l'analyse démographique, que j'espère ne pas avoir trahie dans ce travail.

Je remercie M. Noël Bonneuil pour avoir provoqué ma réflexion sur la méthodologie de reconstitution en me demandant une critique de ses travaux sur l'Hérault. Malheureusement, notre collaboration n'est pas allée jusqu'à son terme. Néanmoins, les échanges furent fructueux et ont été le point de départ de la partie méthodologique de la thèse.

Je remercie Elie Pélaquier, Frédéric Rousseau et Alexis Torchet de l'Institut de Recherches Historiques par l'Informatique et la Statistique (IRHIS), et Loïc Ravenel de RECLUS, pour les nombreuses conversations, que nous avons eues sur l'histoire et la géographie locale, et pour m'avoir soutenu par leurs conseils théoriques et pratiques.

Je remercie Mme J. Alberti de l'INSEE-Languedoc-Roussillon et M. Le Potier, conservateur des Archives Départementales, pour m'avoir permis l'accès à des données dans les meilleures conditions.

Etienne Serres, Jos Banens et Paul Banens ont beaucoup contribué à l'analyse statistique et à la modélisation mathématique de la reconstitution. Je les remercie pour le temps qu'ils ont bien voulu consacrer à suivre mes recherches, chacun avec ses compétences particulières.

Enfin, Robert Piteau, Fabrice Collette et Abdoul Wane m'ont dépanné de nombreuses fois, quand mes moyens logistiques s'avéraient insuffisants ou tombaient en panne au plus mauvais moment. Je les remercie des services amicaux qu'ils m'ont rendus, toujours promptement et sans compter leur temps.

A tous, j'espère pouvoir rendre mon dû.

Université de Pau et des Pays de l'Adour
Décembre 1995

TABLE DE MATIERES

TABLE DE MATIERES 4

INTRODUCTION 9

La longue durée, observation nécessaire 10
L'Hérault, un choix pour la méthode de reconstitution des sous-populations 11
L'Hérault, un choix pour la compréhension des géo-chronologies 12

1 LES METHODES ACTUELLES DE RECONSTITUTION 15

LA PROJECTION INVERSEE METHODE DE VAN DE WALLE 17

LA RETRO-PROJECTION METHODE DE BONNEUIL 18

CRITIQUE DE LA METHODE VAN DE WALLE 19
a - soldes migratoires tendance linéaire, fluctuations conjoncturelles 19
b - les recensements de 1851-1866 utilisation et qualité 20
c - la fiabilité du nombre total de décès 20
d - le choix des tables-types de mortalité 20

CRITIQUE DE LA METHODE DE BONNEUIL 21
a - le classement par qualité des recensements 21
b - le lissage préalable des cohortes 21
c - lissage des cohortes et l'estimation des migrations 22
d - le lissage des quotients de mortalité 23
e - le rôle capital du lissage préalable 25
f - la ré-estimation des naissances 25

LES RECONSTITUTIONS DE VAN DE WALLE ET DE BONNEUIL LE CAS DE L'HERAULT 26

2 PROPOSITION D'UNE METHODE ALTERNATIVE 29

LES ERREURS PRINCIPALES 30
a - erreurs de déclaration 30
b - erreurs administratives 33
c - le repérage des erreurs 33

DEUX ALTERNATIVES DE RECONSTITUTION 39

3 COMMUNES ET SOUS-POPULATIONS DEPARTEMENTALES 47

LES COMMUNES STABLES 47
a - les communes supprimées, rattachées à d'autres communes 47
b - les communes dont le territoire a été modifié 48
c - les communes créées après 1801 48

LES SOUS-POPULATIONS 51

4 LES SOURCES DEMOGRAPHIQUES 53

L'ETAT CIVIL 53
a - les tables décennales 54
b - les mort-nés 56
c - le XXe siècle 58

d - la domiciliation 59
e - les décès 60
f - les naissances 61
g - conclusion 63

2 - LES RECENSEMENTS 63
a - les listes nominatives 63
b - les états récapitulatifs 66
c - le XXe siècle 68

CONCLUSION 71

5 LES RECENSEMENTS DE 1851 ET 1881 RECOMPTES 73

LE RECENSEMENT DE 1851 73
a - degré de concordance des effectifs globaux 74
b - degré de concordance des effectifs par âge 76
c - degré de cohérence avec l'état civil 78
d - conclusion 80

LE RECENSEMENT DE 1881 80
a - les sources d'erreurs 80
b - les corrections 84

6 LA RECONSTITUTION DU DEPARTEMENT ET DES ARRONDISSEMENTS 89

EXAMEN PRELIMINAIRE DES RECENSEMENTS 89
a - la carrière des cohortes après l'âge de 40 ans 89
b - la présence des groupes d'âge avant 40 ans 90
c - l'attrait des âges ronds 91
d - le sous-enregistrement aux jeunes âges 92
e - conclusion 94

EXAMEN PRELIMINAIRE DES QUOTIENTS OBSERVES 94
a - les "quotients provisoires observés" 95
b - les tables-types héraultaises 97
c - la migration apparente 98

LA RECONSTITUTION 104
a - trois reconstitutions, trois résultats 105

7 LA RECONSTITUTION DES SOUS-POPULATIONS DEPARTEMENTALES 109

LE MOUVEMENT NATUREL 111

LES MIGRATIONS 113

RECONSTITUTION DES STRUCTURES PAR AGE ET PAR SEXE 116

LES PRINCIPAUX INDICATEURS RETENUS 118

8 LE PEUPLEMENT 125

L'IMPLANTATION GEOGRAPHIQUE 125
a - les bassins fluviaux 128

LE PEUPLEMENT EN MOUVEMENT 131

CROISSANCES ET DECROISSANCES 142

9 CHUTE FATIDIQUE DE LA MORTALITE : ETAPES ET GEOGRAPHIE DE LA TRANSITION SANITAIRE 147

L'ESPERANCE DE VIE DEPARTEMENTALE 148
a - la mortalité aux différents âges 152
b - la transition des groupes d'âge 154
c - surmortalité masculine 156

LA MORTALITE DES SOUS-POPULATIONS 157
a - surmortalité urbaine ? 157
b - surmortalité territoriale ? 158
c - comprendre le niveau de mortalité 159
d - les cartes de la mortalité 165
e - le déroulement de la transition 169

CONCLUSION 172

10 FECONDITE SOUS CONTRÔLE 175

1 - LA FECONDITE DEPARTEMENTALE 175
a - les fluctuations 177
b - indice de Coale et l'Indicateur Conjoncturel de Fécondité 179
c - fécondité légitime et nuptialité 181
d - le renouvellement des générations 184

LA FECONDITE DES SOUS-POPULATIONS AU XIXe SIECLE 186
a - le niveau de la fécondité 187
b - nouvelles variables 189
c - une géographie de la fécondité générale au XIXe siècle 194
d - conclusion 202

FECONDITE LEGITIME ET NUPTIALITE DES SOUS-POPULATIONS 203

LA FECONDITE GENERALE DE 1956 A 1990 209

CONCLUSION 216

11 MOUVEMENTS ET CYCLES MIGRATOIRES 219

LA MIGRATION NETTE DEPARTEMENTALE 219
a - la migration par âge 221
b - migration "française" et étrangère 225
c - conclusion 228

LA MIGRATION DES SOUS-POPULATIONS 229
a - exode rural ? 231
b - une migration intra-départementale marginale 234

LA MIGRATION AVANT LA PERI-URBANISATION 235
a - la période transitionnelle (1801-1935) 235
b - l'émigration en 1801-1935 237
c - l'immigration en 1801-1935 238
d - les cycles de migration 238
e - l'intermède 1931-1955 243

LA MIGRATION A L'ERE DE LA PERI-URBANISATION 244
a - la période 1956-1975 245
b - la période 1976-1990 247
c - taux et effectifs réels 249
c - conclusion 252

LA MIGRATION PAR AGE 252
a - péri-urbanisation et spécialisation des territoires 252
b - fin de l'exode Piémontais 257
c - conclusion 260

12 LA TRANSITION RESUMEE : CROISSANCE NATURELLE ET CROISSANCE REELLE 263

MODELE THEORIQUE DE LA TRANSITION DEMOGRAPHIQUE 263
a - définition descriptive 263
b - l'Hérault et le modèle théorique 264
c - définitions et mesures 265
d - la croissance naturelle corrigée 266

LES TRANSITIONS DES SOUS-POPULATIONS 268
a - deux exemples à population totale stable 268
b - deux exemples à croissance naturelle semblable 270
c - typologie de la transition 270
d - trois zones de forte croissance naturelle 271
e - deux ensembles de décroissance naturelle 272
f - une zone de croissance faible 273
g - conclusion 274

CONCLUSION 275

Le champs des reconstitutions, problèmes de méthode 275
Les longues séries démographiques des sous-populations Héraultaises 276
L'analyse des données reconstituées 277

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES 283

OUVRAGES GENERAUX 283

PARTIE 1 METHODES DE RECONSTITUTION 284

PARTIE II ANALYSE DE L'HERAULT RECONSTITUE 287
A LE PEUPLEMENT 287
B LA MORTALITE 288
C LA FECONDITE 290
D LA MIGRATION 294
E TRANSITION 295

OUVRAGES CONCERNANT L'HERAULT 297

MEMOIRES ET AUTRES TRAVAUX NON PUBLIES CONCERNANT LA POPULATION DE L'HERAULT 299

Annexe 1.1.1 TABLES DE MORTALITE ET TABLES-TYPES 303

1) Le biais systématique 303
2) La dispersion aléatoire 305
La construction des tables-types 307
L'estimation des décès par âge par tables-types 309
L'estimation des décès par âge par la distribution des décès 310

Annexe 1.3.1 LES COMMUNES STABLES 311

Annexe 1.3.2 LES SOUS-POPULATIONS DEPARTEMENTALES 315

Annexe 1.4.1 RECAPITULATIONS SOMMAIRES DE L'ETAT CIVIL 317

Annexe 1.4.2 DECES PAR AGE 319

Annexe 1.4.3 TABLES DECENNALES COMMUNALES 322

Annexe 1.4.4 RECAPITULATION DETAILLEE DE LA POPULATION RECENSEE 328

Annexe 1.4.5 LISTES NOMINATIVES COMMUNALES 329

Annexe 1.5.1 L'enregistrement aux jeunes âges en 1851 335

Annexe 1.6.1 ECARTS STANDARDISES ENTRE QUOTIENTS OBSERVES ET QUOTIENTS AJUSTES 337

Annexe 1.7.1 NOTES CONCERNANT LA RECONSTITUTION DES SOUS-POPULATIONS 340

Annexe 2.1.1 L'influence des routes sur le peuplement récent 385

Annexe 2.3.1 L'estimation des femmes par âge et par état matrimonial 390

Annexe 2.3.2 La structure des ménages 398

INTRODUCTION

Les XIXe et XXe siècles ont été riches en événements démographiques chute de la mortalité, chute de la fécondité, concentration urbaine, éclatement des limites communales sous la pression de la mobilité de proximité, la "migration alternante". Chaque fois, des équilibres séculaires furent mis à mal par des actions humaines, qui, au départ, n'avaient aucune visée démographique. L'hygiène et la médecine, la productivité agricole ou le moteur à explosion ne répondaient pas à un quelconque besoin démographique.

En proposant le concept de "transition", certains démographes ont mis le doigt sur l'aspect provisoire des changements en cours, ou du moins de ce qui en constitue le coeur les chutes de la mortalité et de la fécondité[1]. A la transition succéderait une époque "post-transitionnelle" où un nouvel état d'équilibre s'instaurerait pour assurer le remplacement des générations. De la même façon, l'exode rural se serait achevé depuis que le secteur agricole ne réunit plus suffisamment de personnes pour peser sur les statistiques de population[2]. Certains rééquilibrages semblent donc achevés, ou en cours de l'être, mais d'autres pourraient prendre la relève les migrations, à l'entrée comme à la sortie de la vie active, les migrations saisonnières entre résidences principales et secondaires, enfin, les déplacements temporaires pour le loisir ou la formation.

Tout se passe comme si, dans la régulation "post-transitionnelle" du peuplement, le mouvement migratoire détrônait le mouvement naturel. A très long terme et à l'échelle internationale, ce n'est pas le cas. A l'échelle nationale, le mouvement naturel garde encore une importance relative[3]. A l'échelle régionale, notamment

---

[1] On ne saurait attribuer la théorie de la transition démographique à un seul auteur. Elle fut le fruit d'au moins un demi-siècle d'observation démographique, résumée notamment par Landry (1934), Notestein (1945) et Thompson (1946). Plus récemment, d'autres auteurs ont fait le point sur les différents aspects de cette théorie : Lesthaeghe et Wilson (1982), Coale et Watkins (1986) et, surtout, Chesnais (1986).

[2] Si de Foucauld (1993, p. 17), pour le commissariat général au Plan, annonce la fin de l'exode rural, la DATAR (1993, p. 23) estime que la désertification du monde rural s'est accélérée depuis 1975. Toutefois, les recensements de 1982 et 1990 semblent bien donner tort à la DATAR, qui, comme l'écrit Brunet (1994, p. 23), fait revivre "de vieux fantasmes, nourris par une information décalée, vieille d'au moins vingt ans, et tout à fait dépassée". Est-ce donner raison à de Foucauld ? En ce qui concerne la période récente, oui. Mais une fin peut être provisoire.

[3] A migration constante (c'est-à-dire +50 000 par an, selon l'effectif moyen annuel retenu par l'INSEE pour la période 1975-1990), la France aurait en 2020 une population entre hypothèse haute et hypothèse basse de plus ou moins 2 % autour de l'hypothèse moyenne (Dinh 1992). Acceptons l'hypothèse moyenne concernant le mouvement naturel, et formulons deux hypothèses

dans le cas du Languedoc-Roussillon, la prédominance de la composante migratoire dans l'évolution démographique est devenue incontestable[4].

A l'échelle des plus petites collectivités territoriales, l'évolution de la population dépend, du moins à court et à moyen terme, en très grande partie de la migration. Ce fut également le cas dans le passé, du moins depuis la deuxième moitié du XIXe siècle. L'évolution du mouvement migratoire communal, qui a progressivement relégué le mouvement naturel au deuxième plan, est mal connu jusqu'ici. On parle facilement d'exode rural, sans pour autant savoir quelle a été la part du solde migratoire et celle du solde naturel.

Nous avons choisi de reconstituer les mouvements naturels et migratoires des communes du département de l'Hérault. Ce département, où nous résidons, a conservé, aux Archives Départementales, un fond riche de sources démographiques (notamment la série 6 M). En outre, il a été fortement marqué par l'immigration, du moins depuis de milieu du XIXe siècle, et tout autant par une maîtrise précoce de la fécondité. Tous les éléments sont donc réunis pour étudier conjointement les mouvements naturel et migratoire à l'échelle communale.

La longue durée, observation nécessaire

Par cette thèse, nous avons voulu prolonger le travail entrepris par le CNRS, dans le cadre de la série *Paroisses et Communes de France*, qui publie la série de populations totales communales, en reconstituant la structure par âge, la fécondité, l'espérance de vie et la migration nette communales. L'intérêt nous semblait à la fois historique et actuel. Historique, car elle permet d'observer le comportement démographique des communes sur une longue période, de l'urbanisation à la péri-urbanisation, en passant par la transition de la mortalité et de la fécondité. Actuel, car l'aménagement du territoire s'inscrit dans un processus long et lent et ne peut se contenter d'une vue photographique statique à laquelle échappe la dynamique des tendances.

Les 15 dernières années ont été particulièrement perturbées par la péri-

---

alternatives pour le mouvement migratoire. Comme hypothèse basse, celle de la migration zéro, que certains politiciens s'efforcent d'atteindre. Comme hypothèse haute, celle retenue par l'INSEE dans une précédente projection : +130 000 par an (Febvay e. a. (1964). Le nombre de 130 000 est le prolongement de celui observé en 1954-1962, rapatriés mis à part). Cette fois-ci, la fourchette serait de plus ou moins 3 % autour de la valeur moyenne. Ainsi, à l'échelle nationale, le mouvement migratoire fait au moins jeu égal avec le mouvement naturel.

[4] L'INSEE a récemment publié des prévisions de la population régionale en 2015 selon différentes hypothèses (Pallez 1994). A migration constante, on retrouve la fourchette de plus ou moins 2 % entre les hypothèses de fécondité basse et haute. A l'inverse, à fécondité constante, deux hypothèses sont considérées : le maintien de la migration observée en 1975-1990 (jugée "improbable", mais néanmoins retenue comme la seule hypothèse dans la contribution de l'INSEE au débat sur l'aménagement du territoire) et le retour à la migration de 1968-1975 (jugée "pas improbable"). Or, la première hypothèse conduit à une population 20 % plus nombreuse que la deuxième. La fourchette liée aux hypothèses de migration est 5 à 10 fois (selon que l'on considère la deuxième hypothèse comme basse ou moyenne) plus large que celle concernant le mouvement naturel. Ce rapport a plutôt tendance à augmenter au fur et à mesure que l'on passe à de plus petites unités territoriales : département, bassin d'emploi, "pays", canton, commune.

urbanisation. La création des couronnes péri-urbaines marque une nouvelle "transition" l'adaptation du peuplement aux nouvelles possibilités de transport. Le début de la péri-urbanisation, depuis 1968, s'est traduit par des taux de croissance communaux sans précédent dans l'histoire. Cette phase est derrière nous. La plupart des communes péri-urbaines sont revenues à des taux de croissance plus modérés par le simple fait de leur population plus nombreuse. On se dirige vers un état d'équilibre péri-urbain, dont on commence a voir les contours.

Les tendances des 15 dernières années, "tendances actuelles" ou "tendances récentes" dans la terminologie de l'INSEE, ne risquent pas de se répéter au cours des 15 ans à venir, en tous cas pas pour les mêmes communes, car celles-ci sont devenues trop importantes. Or, la constance des taux est précisément l'hypothèse de base derrière le programme OMPHALE, qui est la référence actuelle pour les collectivités locales. Une remise en perspective historique des mouvements historiques nous a semblé nécessaire pour éviter les écueils de l'observation trop courte.

Il existe d'autres raisons qui rendent indispensables les séries longues. Le développement du Littoral, la croissance du Montpelliérais et la stagnation du Biterrois et du Piémont sont des mouvements qui ne doivent rien à la péri-urbanisation, et qui n'en partagent pas le calendrier. Le premier débute dans les années 1960, avec le plan d'aménagement du Littoral, décidé par l'Etat ; le second dans les années 1950, avec l'expansion des secteurs administratif, universitaire et hospitalier ; le troisième prend ses origines dans la révolution viticole dès la fin de la deuxième guerre mondiale ; le quatrième s'étend de 1840 jusqu'aux années 1970, et semble s'achever. Quatre cycles avec quatre calendriers différents, mais tous sont de longue durée et tous sont actifs actuellement. Nous avons voulu connaître ces différents cycles, leur durée, leur inertie, leurs composantes et leurs interactions, pour mieux comprendre la dynamique actuelle.

L'Hérault, un choix pour la méthode de reconstitution des sous-populations

Le choix de l'Hérault s'avérait également intéressant du point de vue méthodologique, car les données départementales publiées ont été particulièrement erronées. Cela fut une chance pour nous, puisque nous avons pu comparer les différentes méthodes de reconstitution démographique, déjà appliquée à la population féminine départementale Héraultaise par Etienne Van de Walle (1974) et Noël Bonneuil (1991).

Contrairement à la publication de la population totale communale (Motte 1989), qui reprend les données administratives sans correction, la reconstitution fut pour nous une nécessité. En effet, non seulement de nombreuses données saisies se révélaient erronées, mais d'autres ont été perdues ou n'ont jamais existé (les pyramides d'âge avant 1851). Toutes ont dû être testées, corrigées, remplacées et surtout complétées ; en un mot, reconstituées. Notre premier objectif, la constitution d'une banque de données démographique des communes héraultaises au XIXe et XXe siècle (un Système d'Information Géographique centré sur la

démographie des deux derniers siècles), se doublait ainsi d'un objectif méthodologique adapter les méthodes de reconstitution de populations aux spécificités du champ communal.

Les techniques de reconstitution ont été élaborées depuis Van de Walle (1974), Lee (1974), Oeppen (1981, 1992, 1993) et Bonneuil (1991). C'est en comparant les résultats divergents de Van de Walle et Bonneuil sur le département de l'Hérault, que nous avons pris conscience des conséquences des choix apparemment techniques, qui sont celui entre projection en avant (Van de Walle) et rétro-projection (Bonneuil), lissage des soldes migratoires (Van de Walle) et lissage longitudinal des cohortes (Bonneuil), tables-types de Coale et Demeny (Van de Walle) ou de Ledermann (Bonneuil), etc. Disposant de plus de données que Van de Walle et Bonneuil (notamment des récapitulations non publiées), nous avons pu analyser plus en détail les différents types d'erreurs contenues dans les données historiques. L'ensemble a donné lieu à une réflexion méthodologique et à la proposition d'une méthode alternative de reconstitution, auxquelles est consacrée la partie IA de la thèse. La reconstitution elle-même, les sources sur lesquelles elle s'appuie, ses différentes étapes et difficultés, et la fiabilité de ses résultats dans le cas des sous-populations Héraultaises font l'objet de la partie IB.

L'Hérault, un choix pour la compréhension des géo-chronologies

La deuxième partie est consacrée à l'analyse des comportements démographiques, tels que nous pouvons les observer à travers la reconstitution. Une question principale a guidé l'analyse que peuvent apporter les longues séries démographiques à la compréhension du comportement démographique des sous-populations départementales ? C'est sous cet angle que nous avons étudié le peuplement, la mortalité, la fécondité et les flux migratoires, à la fois sur la longue durée et dans l'espace. Plusieurs indicateurs issus de la reconstitution ou recueillis dans d'autres sources - comme la taille des ménages, le taux d'agglomération, la part de l'industrie et de l'agriculture, la sensibilité religieuse, la présence d'étrangers et leur origine, les clivages politiques, etc - ont servi à définir des géo-chronologies, et permis une meilleure compréhension de la diversité Héraultaise.

Il va de soi que l'analyse est incomplète, car l'ensemble de l'information reconstituée peut permettre une variété illimitée d'analyses des sous-populations à tous les niveaux d'agrégation et pour toute période choisie entre 1801 et 1990. Nous avons essayé de tirer les traits principaux pour les regroupements de communes selon les critères d'homogénéité déjà éprouvés et d'y rajouter comme exemple des analyses plus fines, comme sur la péri-urbanisation montpelliéraine, sur les mesures d'inertie structurelle à l'intérieur du bassin fluvial du Vidourle, sur l'évolution de la migration nette par âge du Piémont.

Première partie :

LA RECONSTITUTION DES POPULATIONS

1 LES METHODES ACTUELLES DE RECONSTITUTION

Les statistiques concernant la démographie d'une commune, d'un canton, d'un bassin d'emploi ou d'un arrondissement ne sont pas accessibles directement. Mise à part la période 1853-1890, les statistiques à l'échelle infra-départementale sont quasiment inexistantes. Il faut donc les reconstituer.

Les techniques de reconstitution démographique, développées au cours des vingt dernières années, dans le domaine de la démographie historique, peuvent être utilisées à l'échelle infra-départementale, à condition de respecter une taille minimum de population.[5]

Toutes les reconstitutions utilisent des tables-types de mortalité. Ce qui distingue une reconstitution d'une projection ordinaire, c'est qu'elle tente de reconstituer les pyramides d'âge à partir de données démographiques incomplètes souvent les séries de naissances, décès et populations totales, parfois complétées par des estimations de la population ou des décès par âge, estimations auxquelles on n'ose faire confiance totalement. Les méthodes de reconstitution se divisent en deux familles les rétro-projections et les projections inversées. Les premières partent d'une pyramide d'âge finale et reconstruisent les pyramides précédentes, une par une, en retranchant les naissances et en rajoutant les décès, répartis par âge à l'aide des tables-types. Les deuxièmes partent d'une pyramide hypothétique au départ et reconstituent, une par une, les pyramides suivantes en rajoutant les naissances et en retranchant les décès répartis par âge.[6] Les deux méthodes doivent prendre en compte des migrations en cas de populations ouvertes.

Les partisans des projections inversées ont reproché à la rétro-projection l'incertitude du dernier groupe d'âge, que l'on fait revivre à partir de 0, et qui se trouve ensuite au départ de la cohorte reconstituée.[7] De leur côté, les défenseurs de la rétro-projection reprochent à la projection inversée l'incertitude liée à la pyramide choisie au départ.[8] Plus récemment, Bonneuil a démontré qu'en rétro-projection le choix des derniers groupes d'âge est parfaitement déterminé, à condition de ne pas procéder pas à pas, pyramide par pyramide, mais de résoudre l'ensemble d'équations déterminant le diagramme de Lexis de la reconstitution en même temps.[9] Dans ce cas, on ne peut plus parler d'une reconstitution en avant ou

[5] Les principales méthodes de reconstitution démographiques sont celles de Van de Walle (1974), Lee (1974), Wrigley et Schofield (1981), Bonneuil (1991) et Oeppen (1992, 1993).

[6] L'appellation "projection inversée", donnée par Lee, est à prendre non pas dans le sens chronologique, mais logique ; elle fait référence à l'estimation des pyramides d'âge à partir de totaux (naissances, décès et population totale), à l'inverse de la démarche habituelle d'estimer les totaux (de naissances par exemple) à partir des taux et pyramides d'âge.

[7] Voir notamment R. D.Lee (1985).

[8] K. W. Wachter (1986) a ensuite démontré l'influence décroissante de cette population de départ.

[9] Bonneuil (1991).

en arrière, on reconstitue les pyramides de l'ensemble de la période en même temps. C'est également la solution que propose Oeppen en 1992.[10] On définit les hypothèses nécessaires à l'estimation de l'évolution de la population naissances vivantes, décès et populations totales, réseau de tables-types de mortalité, profil de migration, pyramides finale, intermédiaires ou de départ, etc. Puis on laisse l'ordinateur - par itérations - chercher la solution qui respecte toutes les contraintes.

Si on limite les hypothèses à une pyramide de départ, aux séries de décès, naissances et populations totales, à une famille de tables-types et à un profil de migration, le calcul se réduit à une simple projection en avant (projection inversée selon la terminologie de Lee). La solution sera unique. Toute hypothèse supplémentaire concernant les pyramides (pyramide finale ou pyramides intermédiaires) conduira à l'absence de solutions. Pourtant, dans le cas de la reconstitution du passé on est le plus souvent amené à respecter les hypothèses de pyramides intermédiaires ou finales. Pour trouver une solution, on sera obligé d'introduire une zone de tolérance. Par exemple, autour des pyramides intermédiaires et finales au lieu d'exiger exactement ces pyramides, on tente - par itération - de s'y rapprocher le plus possible. Mais on peut aussi "fixer" les pyramides et laisser une certaine dispersion autour du profil de migration ; on cherchera alors à minimiser la dispersion autour du profil. Ou encore, on accepte la possibilité d'un sous-enregistrement des naissances, des décès, des incohérences dans la série des population totales, une dispersion systématique (mauvais choix de tables-types) ou ponctuelles (crises de mortalité) autour de la mortalité, etc.

Théoriquement, cette méthode est certainement la plus satisfaisante. Dans la pratique, elle se heurte à la complexité des hypothèses. Automatiser la reconstitution suppose d'introduire au préalable l'ensemble des hypothèses de base, ainsi que l'ensemble de leurs dispersions possibles et la hiérarchie dans laquelle celles-ci doivent intervenir. Nous avons préféré une méthode semi-automatique, qui nous laisse la maîtrise des différents paramètres et un contrôle visuel de l'itération en cours. Nous pouvons intervenir en fonction de données objectives, mais aussi d'une certaine connaissance de terrain qui nous permet de privilégier telle correction plutôt que telle autre, selon des critères qui ne seraient pas formalisables au préalable.

Au niveau communal, notre méthode s'apparente à celle utilisée par Van de Walle. Au niveau départemental et à celui des arrondissements, elle intègre de nombreuses informations supplémentaires, qui en altèrent le déroulement tout en respectant sa logique de base. Cette utilisation de la méthode de Van de Walle peut surprendre après l'importante critique dont celle-ci a fait l'objet de la part de Noël Bonneuil. Dans la suite de ce chapitre, nous rappellerons brièvement les méthodes de Van de Walle et de Bonneuil. Nous comparerons ensuite leurs résultats concernant le département de l'Hérault. Enfin, le chapitre suivant indiquera les adaptations que nous avons dû apporter compte tenu des sources disponibles au

[10] Oeppen (1992 et 1993) revient sur le débat suscité par *The Population History of England 1541-1871 : a Reconstruction* de Wrigley et Schofield (1981), pour quel ouvrage il avait conçu la méthode de reconstitution.

niveau du département, des arrondissements et des communes.

LA PROJECTION INVERSEE METHODE DE VAN DE WALLE

La méthode de Van de Walle s'appuie sur les séries de naissances vivantes, décès et populations totales féminins. Les étapes de la reconstitution sont les suivantes

a) Rapportant la population totale "naturelle" (calculée sur le seul mouvement naturel) à celle recensée, Van de Walle met en évidence l'apport migratoire net sur l'ensemble du XIXe siècle. Il en dégage, par régression linéaire, une tendance régulière applicable à l'ensemble ou à une partie du siècle.

b) Il choisit une répartition par âge en 1801, qui correspond à celle d'une population stable ayant connu, au cours de la période précédente, le taux de natalité et le taux de mortalité constatés en 1801-1806. La pyramide est choisie parmi les populations stables des familles West ou North de Coale et Demeny.[11]

c) S'appuyant sur la même famille de tables-types de Coale et Demeny, il calcule les pyramides aux dates de recensement de telle sorte que le nombre de décès produits par la projection égale le nombre de décès observés. La migration intercensitaire est répartie par âge selon un calendrier observé à Paris aux années 1860 et 1890.[12]

d) Pour correspondre au mieux aux recensements jugés les plus fiables (1861-1866 et 1891-1906) il ajuste la population stable choisie pour 1801, le nombre de naissances, la famille de mortalité et le calendrier de migration. Comme il le démontre, le choix de la population en 1801 n'a plus guère d'incidence après 1830. Le calendrier de migration n'en a pas davantage là où la migration intercensitaire a été remplacée par une tendance régulière. L'ajustement se fait donc surtout par le nombre de naissances et par le choix de la famille de tables-types pour la mortalité.

Ainsi, la méthode de Van de Walle est une méthode mixte. Son mode de calcul par projection en avant d'une pyramide choisie au départ en fait une projection inversée. Mais le diagramme de Lexis est bien sur-déterminé, puisqu'il utilise des pyramides intermédiaires et finales. Pour obtenir une solution, il doit définir des marges de tolérance et procéder par itérations. Les marges de tolérance sont les suivantes variation unilatérale des naissances (seul le sous-enregistrement est

---

[11] Coale et Demeny (1966).

[12] L'algorithme utilisé est le suivant ; avec *D, P', P, P-5, L, PT, M, m, a* et *t* dans l'ordre : Décès, Population projetée, Population définitive, Naissances, Années vécues de la table, Population Totale, Migration nette, part dans la migration nette, âge et temps

$PT_t = \Sigma_5 P_{a,t}$

${}_5P'_{a+5,t+5} = {}_5P_{a,t}(L_a+5/L_a)$

$D_{t,t+5} = \Sigma P_{a,t}(1 - L_{a+5}/L_a) \qquad (a=-5,0,5..75)$

$PT'_{t+5} = \Sigma P'_{a,t+5}$

$M_{t,t+5} = PT_{t+5} - PT'_{t+5}$

$Pa,t = P'_{a,t} + maM_{t,t+5} \qquad (\Sigma ma= 1)$

accepté), variation du profil de migration (le profil peut varier entre celui constaté en 1861-1866 et 1896-1901 à Paris et une migration répartie de façon égale sur tous les groupes d'âge), variation de la population stable en 1801, et, bien sûr, la dispersion autour des pyramides intermédiaires et finales. C'est la minimisation de cette dernière dispersion qui constitue l'objectif des itérations.

LA RETRO-PROJECTION METHODE DE BONNEUIL

Par méthode de Bonneuil, nous entendons celle que Bonneuil a appliquée à la période 1856-1906[13] ; pour la reconstitution de la première moitié du siècle, il a employé la méthode de Van de Walle.

Bonneuil s'appuie exclusivement sur la série annuelle de décès féminins par âge et celle, quinquennale, des femmes recensées par groupes d'âge. Il laisse les totaux des populations, des naissances vivantes et des décès inutilisés. Sa méthode est donc à l'opposé de celle de Van de Walle. Les étapes sont les suivantes

a) Bonneuil relève les erreurs de totalisation dans les données publiées. Il les corrige et en déduit un classement de recensements selon leur qualité supposée.

b) Pour écarter les variations improbables d'un recensement à l'autre, il lisse les cohortes qui traversent les recensements. Aucun modèle démographique n'intervient de façon explicite ; le modèle d'ajustement est mathématique, mais il intervient manuellement selon la "plausibilité démographique" de l'ajustement obtenu.[14] Le classement des recensements, obtenu sous (a), pondère les points à lisser 1901 et 1906 sont crédités 100 000 ; 1861 et 1866 obtiennent 10 ; les autres 1. L'ajustement est ainsi fixé (en valeur et en tendance) à l'extrémité 1901-1906, puis guidé par les autres recensements, parmi lesquels 1861 et 1866 jouent un rôle plus important que les autres.

c) Sur la base des recensements lissés et de la série annuelle des décès par âge il calcule les tables annuelles de mortalité et de migration nette par âge.[15]

d) Les tables de mortalité obtenues sont remplacées par les tables-types de Ledermann, qui, aux âges de 5 à 65 ans, sont les plus proches des tables observées.[16] Cela permet de ne pas utiliser les mortalités infantiles et juvéniles observées, supposées moins fiables.

e) Pour la reconstruction des effectifs par âge, les pyramides obtenues par le lissage des cohortes sont remplacées par des pyramides calculées, en rajeunissant la population observée en 1906 (supposée correcte), à l'aide de la série de quotients calculés de migration nette (c) et de la série de quotients Ledermann de mortalité

---

[13] Bonneuil 1991.

[14] Bonneuil 1991, p. 147.

[15] Au départ, Bonneuil avait mis les migrations nettes par département en relation entre elles, et attribué une certaine inertie à ces relations. Cette option étant abandonnée dans la publication prochaine de la thèse, nous n'entrons pas dans le détail de ce calcul, qui de toute manière n'affecte pas la logique de la reconstruction.

[16] Bonneuil travaille avec des quotients perspectifs. (1991, p.173) Les quotients considérés sont ceux de ${}_5q'_5$ à ${}_5q'_{60}$.

(d). L'effectif des derniers groupes d'âge (pour les cohortes éteintes avant 1906) est emprunté aux pyramides lissées.

f) Les naissances ré-estimées proviennent de la même rétro-projection que les autres groupes d'âge.

La méthode de Bonneuil est un exemple de reconstitution par rétro-projection. Le diagramme de Lexis est déterminé par la pyramide finale, les derniers groupes d'âge, les quotients de mortalité et migration retenus. Il n'est pas sur-déterminé, la solution est donc unique. Chaque déterminant a été défini de façon indépendante, l'un après l'autre.

Quoiqu'en totale opposition dans le choix du calcul et de l'utilisation des sources, les deux méthodes partagent l'objectif de rejoindre le recensement de 1906. Bonneuil fixe le lissage des cohortes en 1906 et fait partir la rétro-projection de là. Pour Van de Walle, le recensement de 1906 est l'objectif à atteindre par l'ajustement du nombre de naissances et du calendrier de migration. Si les données publiées ne sont pas perturbées par des crises de mortalité, des migrations fluctuantes ou par des erreurs administratives - c'est le cas pour de nombreux départements après 1856 - les résultats obtenus pas les deux méthodes seront voisins. Par contre, là où les données sont perturbées, les deux méthodes donnent des résultats très divergents. C'est le cas pour l'Hérault, où nous constatons que les pyramides reconstruites par Bonneuil sont plus éloignées de celles de Van de Walle que des données brutes. Pour environ 40 % des groupes d'âge, la correction est même du signe opposé. L'Hérault constitue, par conséquent, un cas particulièrement intéressant pour une étude comparative des deux méthodes.

CRITIQUE DE LA METHODE VAN DE WALLE

Avant d'examiner les résultats des deux méthodes pour les données Héraultaises, nous les critiquerons, étape par étape, en gardant la numérotation utilisée ci-devant, au plan méthodologique.

a - soldes migratoires tendance linéaire, fluctuations conjoncturelles

En remplaçant les soldes migratoires intercensitaires, tels qu'ils ressortent des données brutes, par une tendance séculaire, Van de Walle sacrifie la réelle conjoncture migratoire. Il a de sérieux arguments pour le faire le solde migratoire brut est soumis aux modifications de techniques de recensements, de définitions employées, etc. Ensuite, l'application d'un profil plus ou moins rigide de migration ne se justifie qu'en cas de flux plus ou moins constant, car la fluctuation du flux migratoire concentrerait celui-ci en quelques cohortes, laissant les cohortes voisines vides ou même de flux opposé. Or, il est vraisemblable, nous le démontrerons plus loin, que les cohortes voisines connaissent des intensités migratoires voisines. Les cohortes réalisent, à travers la conjoncture migratoire, par le jeu des retards et des rattrapages, des intensités migratoires finales en

évolution régulière, qu'un profil transversal rigide ne pourra jamais restituer.

Van de Walle a donc de bonnes raisons pour lisser le flux migratoire. Mais, ce faisant, sa reconstitution est également, en quelque sorte, lissée. Elle ne permet plus l'étude de la conjoncture migratoire.

Pour la reconstitution communale, nous avons repris l'idée du lissage, pour les mêmes raisons que Van de Walle. Mais au lieu de remplacer les soldes migratoires par une tendance linéaire sur plusieurs décennies, nous les avons remplacés par leurs moyennes mobiles sur trois périodes. Elles permettent de garder l'essentiel de la conjoncture migratoire, tout en gommant les perturbations violentes, fréquentes au niveau communal (par l'intégration ou non de la population comptée à part, par le passage de la population résidente à la population présente et inversement, par des erreurs de calcul, etc).

b - les recensements de 1851-1866 utilisation et qualité

Van de Walle ajuste le choix de la population stable de 1801 en se rapprochant des effectifs des plus de 50 ans, recensés en 1851-1866. Ces recensements occupent ainsi une place importante dans la reconstitution. Ce sont également les premiers recensements dont la récapitulation par âge a été effectuée. A priori, on devrait se méfier de leur qualité. En effet, dans l'Hérault ce sont les recensements parmi les plus erronés. Ils ont amené Van de Walle à proposer une reconstitution, qu'il juge lui-même "insatisfaisante".[17] On aurait préféré un test préalable des pyramides de 1851 à 1866, indépendant de la reconstitution. Or, un tel test est facile à réaliser, par l'analyse de l'attrait des âges ronds. Car les recensements de 1851-1866 sont également les seuls au XIXe siècle, dont la reconstitution a été faite par année d'âge et non par groupe d'âge. Ce test sera développé au chapitre 2.4.

c - la fiabilité du nombre total de décès

Le nombre de naissances est un des paramètres utilisés pour ajuster les pyramides calculées à celles jugées fiables ; l'éventuel sous-enregistrement des naissances peut ainsi être corrigé. Le nombre de décès, par contre, ne peut être corrigé de la même façon, puisque corriger les deux totaux ouvrirait l'éventail de solutions de façon inconsidérée. Il doit donc être sans erreurs.

d - le choix des tables-types de mortalité

Dans l'ajustement final joue également le choix de la famille de mortalité Nord, Sud, Est ou Ouest des tables-types de Coale et Demeny. Le débat sur les reconstitutions ne consacre pas toujours une grande attention au choix des tables-

[17] Van de Walle (1974) p. 215. Ce même choix l'a conduit à ré-estimer le nombre de naissances au début du XIXe à plus de 130% du nombre enregistré, et à supposer une chute extrêmement rapide entre 1800 et 1820. (Voir p. 148 et s.) Il répond ainsi à Le Roy Ladurie (1965), qui avait placé la chute de la natalité 20 ans plus tôt.

types. Elles sont implicitement considérées comme proches les unes des autres. Or, déterminées par des facteurs climatologiques et environnementaux, elles sont assez éloignées les unes des autres, notamment quand l'espérance de vie est faible. Leur influence est donc considérable.

Contrairement aux méthodes de Van de Walle et de Bonneuil, nous avons préféré construire notre propre réseau de tables-types "héraultaises" sur les années vérifiées de 1892-1990. Une analyse du rôle des tables-types se trouve en annexe 1.1.1.

CRITIQUE DE LA METHODE DE BONNEUIL

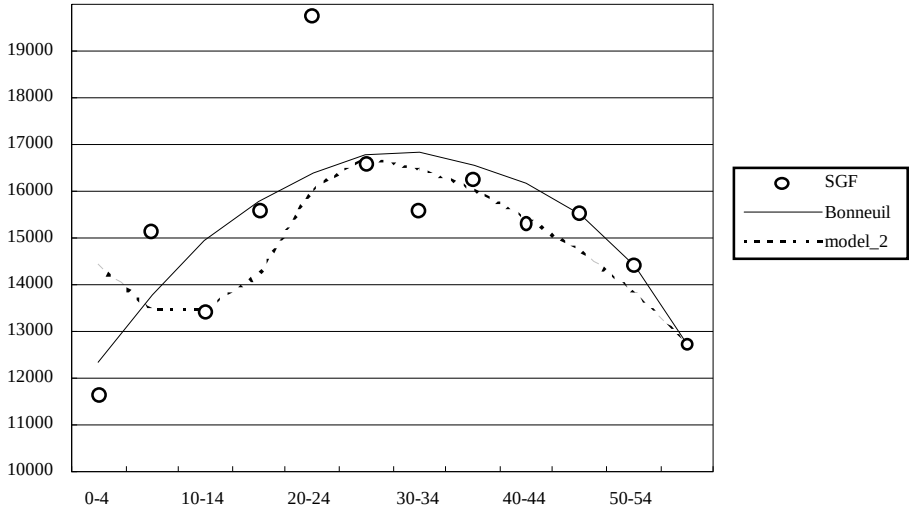
a - le classement par qualité des recensements

Bonneuil établit un classement des recensements 1851-1901, qui déterminera la pondération du lissage des cohortes (voir 2). Or, ce classement est réalisé par une vérification comptable au niveau du bureau national. Il ne concerne pas les relevés réalisés aux niveaux de la commune, de la sous-préfecture et de la préfecture. Il ne prend pas non plus en compte les erreurs liées à la déclaration, à l'organisation du recensement, aux changements de définitions, etc. Comme Bonneuil le met en évidence, le classement des recensements reflète donc bien la vie interne du bureau national, mais ce serait un raccourci difficilement acceptable (et l'Hérault en est une illustration) d'appliquer ce classement national aux relevés réalisés dans les départements.

b - le lissage préalable des cohortes

Le lissage des cohortes ne corrige pas les biais systématiques et comporte une grande part d'aléatoire. Un exemple Héraultais peut illustrer ce double défaut l'évolution des femmes nées en 1846-1850, ayant 0-4 ans au recensement de 1851 et 55-59 ans au recensement de 1906. Le graphique 1 montre les effectifs recensés, le lissage par Bonneuil (apparemment suivant un modèle polynomial) et un lissage sur un modèle construit sur la table-type Sud de Coale et Demeny (espérance de vie de 45 ans à la naissance) et le profil migratoire selon Van de Walle. Le modèle est fixé en 1906 et minimise la distance avec les effectifs recensés en variant l'intensité migratoire de la cohorte.[18]

[18] Nous remercions Noël Bonneuil de nous avoir communiqué ses calculs intermédiaires concernant le département de l'Hérault.



Graphique 1. Femmes héraultaises nées en 1846-1850 effectifs publiés (SGF), lissés selon Bonneuil et lissés selon un modèle démographique (voir texte).

Il ne s'agit pas de juger lequel des deux modèles est le plus vraisemblable. Il s'agit simplement de constater d'abord que le modèle utilisé par Bonneuil n'est pas fait ni pour détecter, ni pour corriger un sous-enregistrement des 0-4 ans (pourtant assez probable dans cette cohorte comme dans d'autres), ensuite, que le résultat du lissage varie suivant le modèle utilisé jusqu'à 25 % de l'effectif.

c - lissage des cohortes et l'estimation des migrations

Cette part d'aléatoire influence faiblement le calcul des quotients de mortalité, mais fortement ceux de migration. Nous avons calculé les quotients quinquennaux perspectifs pour la cohorte née en 1846-1850, sur la base de décès enregistrés (répartis sur les cohortes par Bonneuil) et les effectifs lissés par Bonneuil d'une part, les mêmes décès et les effectifs lissés par notre modèle alternatif d'autre part. Les premiers correspondent donc à ceux utilisés par Bonneuil dans la suite de sa reconstitution. Les deuxièmes sont le résultat de la même méthode, dont seul le modèle de lissage des effectifs a changé. Le tableau 1 compare les deux résultats.[19]

On voit que si le choix du modèle de lissage n'a qu'une incidence modeste sur l'estimation des quotients de mortalité, il est déterminant, au contraire, pour les quotients de migration.

Le problème est fondamental. Si le lissage des cohortes peut améliorer l'estimation des effectifs, s'il peut donc améliorer l'estimation de la mortalité et permettre une vérification approximative de celle-ci par la méthode des tables-type, il ne permet

[19] Le lissage des effectifs selon nos deux modèles démographiques comportait déjà un calendrier de migration. Le calcul des quotients est donc biaisé. Le lissage de Bonneuil peut sembler plus neutre. La différence n'est qu'apparente. Chaque modèle mathématique implique un calendrier démographique ; chaque intervention manuelle, au nom de la plausibilité démographique, fait référence de façon plus ou moins consciente à un calendrier démographique.

pas le calcul de la migration. Or, les quotients de migration calculés durant cette phase de la reconstitution ne seront plus corrigés par la suite.

	Quotients de mortalité		Quotients de migration	
	lissage Bonneuil	lissage alternatif	lissage Bonneuil	lissage alternatif
âge	(= 100)		(= 100)	
0-4/5-9	100	75	100	41
5-9/10-14	100	98	100	35
10-14/15-19	100	111	100	102
15-19/20-24	100	117	100	190
20-24/25-29	100	104	100	126
25-29/30-34	100	99	100	71
30-34/35-39	100	102	100	76
35-39/40-44	100	102	100	33
40-44/45-49	100	105	100	61
45-49/50-54	100	106	100	11
50-54/55-59	100	106	100	14

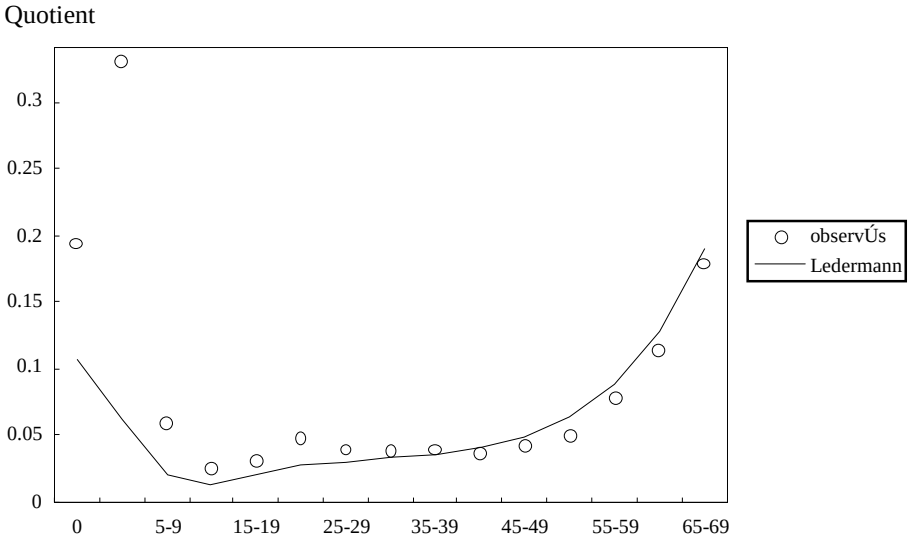
Tableau 1. Quotients de mortalité et de migration des femmes héraultaises nées en 1846-1850, calculés sur la base des décès enregistrés et des effectifs recensés lissés selon différents modèles de lissage.

d - le lissage des quotients de mortalité

Le lissage (et l'extrapolation) des quotients de mortalité, sur le modèle des tables-types de Ledermann, appelle la même critique que le lissage de la courbe de survie des cohortes (voir 2) premièrement, il introduit un biais systématique dans la mesure où le type de mortalité du département n'est pas celui de Ledermann ; deuxièmement, le lissage n'est pas fait pour vérifier et corriger les quotients observés, mais pour les reproduire "ajustés", qu'ils soient exacts ou non. L'introduction du biais systématique n'est pas propre à la méthode de Bonneuil. Elle existe dans toute reconstitution qui a recours aux tables-types comme celles de Ledermann ou de Coale et Demeny.[20] La deuxième critique, par contre, est spécifique à la méthode de Bonneuil. Prenons l'exemple Héraultais de l'année 1859. Les décès par âge tels qu'ils sont publiés semblent erronés la mortalité de 0 à 5 ans est légèrement plus élevée que durant les périodes précédentes et postérieures, tandis que celle après 30 ans est beaucoup plus faible. S'agit-il d'un effet récupérateur après la crise de choléra de 1854 ? Les décès âgés sont-ils par

[20] Méthodologiquement, le recours aux tables-types se révèle être un paradoxe : on tente de corriger des tables de mortalité avec des tables-types, qui ont été établies auparavant sur la base des mêmes tables non corrigées. En effet, Ledermann a construit ses tables-type à partir de 154 tables, dont 3 proviennent de la France du XIXème siècle. Coale et Demeny ont construit les tables-types West à partir de 129 tables, dont la France est le premier fournisseur avec 16 tables...

erreur comptés parmi les enfants ? Manque-t-il des décès ? Est-ce une variation normale de la mortalité ? A priori, nous n'en savons rien. Le graphique 2 montre la solution de Bonneuil. L'ajustement Ledermann aux âges 5-69 ans reproduit, à ces âges, globalement le même nombre de décès (appliqué aux mêmes pyramides) 1836 au lieu des 1914 enregistrés. Aux âges de 0 à 5 ans, par contre, il n'en reproduit que 931 au lieu des 2470 enregistrés. Le total de décès passe ainsi de 4384 à 2767.



Graphique 2. Mortalité des femmes héraultaises en 1859 ; quotients observés et lissés sur le modèle Ledermann à 5-69 ans.

L'originalité de la méthode de Bonneuil, c'est de s'appuyer sur une partie des décès (ceux entre 5 et 70 ans ; plus exactement sur une partie des quotients) et de laisser varier librement le total des décès. Ici, elle le conduit à réduire le total de décès de 37 %, le total des décès avant 5 ans de 62 %, alors que le nombre de décès en 1859 est déjà faible, comparé à ceux des années environnantes. La solution de Bonneuil paraît donc peu réaliste. D'une façon générale on peut dire, que toute perturbation des tables de mortalité, qui ne serait pas répartie normalement autour des quotients réels, conduit à une correction improbable. De surcroît, pour que la méthode n'introduise pas de biais systématique, les quotients "réels" doivent correspondre à une table-type de Ledermann.[21]

[21] Plus exactement, la méthode suppose que les perturbations des logarithmes des quotients perspectifs 5q'5 ... 5q'65 se répartissent normalement autour des valeurs réelles qui doivent former une table-type Ledermann.

e - le rôle capital du lissage préalable

Les données utilisées dans le calcul de la reconstitution définitive sont les suivantes la pyramide finale de 1906, qui est le point final de chaque cohorte lissée, et le point de départ de la rétro-projection ; les quotients de migration calculés (étape 3) sur la base des cohortes lissées et les décès non-corrigés ; les quotients de mortalité Ledermann (étapes 3 et 4) ; et les derniers groupes d'âge des cohortes éteintes avant 1906, estimés au lissage des cohortes (étape 1).

Toutes ces données sont donc déterminées par le lissage des cohortes, à l'exception des quotients de mortalité Ledermann. Mais ceux-là reproduisent entre 5 et 69 ans, comme nous avons vu, approximativement les quotients calculés sur la base des cohortes lissées. On doit donc s'attendre à des cohortes reconstituées, qui, à partir de l'âge de 5 ans, seront très proches des cohortes lissées.

f - la ré-estimation des naissances

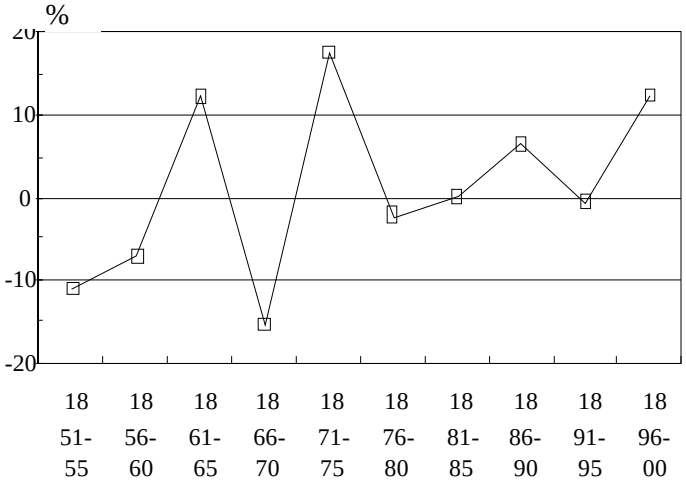
Dans la reconstitution de Bonneuil le total des naissances vivantes peut varier aussi librement que le total des décès. Il résulte de la reproduction - ou non - du sous-enregistrement des 0-4 ans au lissage, du sens des possibles perturbations des décès enregistrés et du biais systématique introduit par le modèle Ledermann. En annexe 1.1.1 nous montrons plusieurs simulations d'où résulte pour l'estimation des naissances une marge d'erreur attendue de 8 à 10 %.

Au total, la reconstruction de Bonneuil repose sur un double lissage celui des effectifs et celui des quotients de mortalité. Par deux fois, les valeurs erronées ne sont pas détectées et écartées, mais reproduites de façon "lissée", puis extrapolées. Les modèles d'ajustement utilisés pour le lissage introduisent des biais systématiques supplémentaires. La ré-estimation des naissances, l'un des objectifs de l'étude, est incertaine. L'estimation de la migration par âge, l'autre objectif de la reconstitution, est totalement aléatoire.[22] Pour illustrer la portée de ces critiques, nous pouvons comparer les reconstitutions de la population féminine de l'Hérault réalisées par Van de Walle et Bonneuil.

[22] Bonneuil (1991) reconnaît la fragilité de sa reconstruction : *"L'intérêt de ma reconstruction réside donc d'abord dans l'estimation conjointe des quotients de mortalité et de migration, la correction des recensements est un plus que je ne garantis pas à moyen terme."* (p. 176)
Pour certains départements, les résultats peuvent être valables : ces départements dont les cohortes n'ont pas été lissées, car les recensements semblaient corrects, dont les décès par âge ne contiennent pas ou peu d'erreurs. Après 1856, ces départements sont nombreux. Dans ces cas, la méthode de Bonneuil ne reconstitue pas : elle calcule les quotients de migration observés. Malheureusement, Bonneuil n'a pas publié la liste des départements dont les cohortes ont été lissées. Vu la relative cohérence des migrations calculés, il semble que leur nombre soit restreint.

LES RECONSTITUTIONS DE VAN DE WALLE ET DE BONNEUIL LE CAS DE L'HERAULT

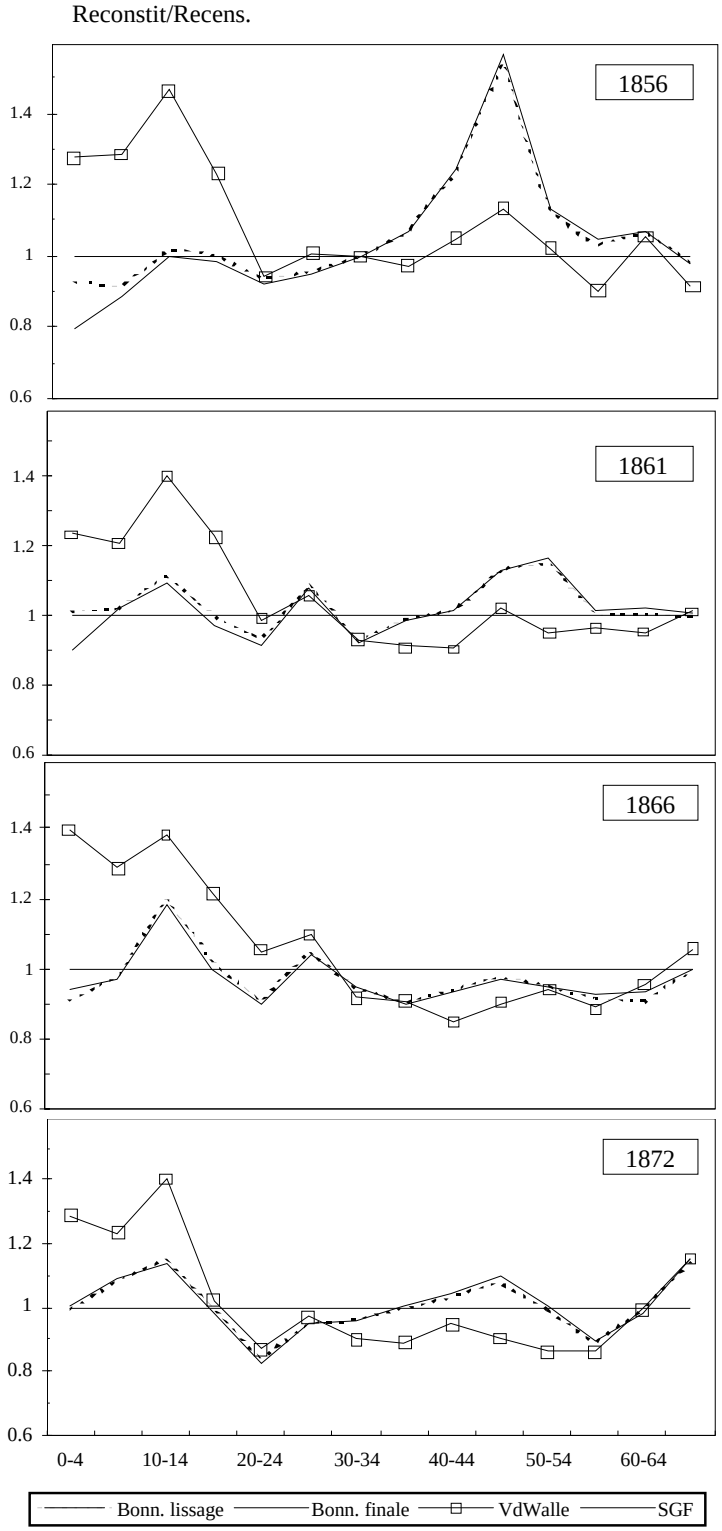
Les deux méthodes tentent de se rapprocher le plus possible des pyramides recensées en 1901-1906. Pour mesurer les différences, il faut donc respecter une certaine distance par rapport à ces deux recensements. Nous avons comparé les reconstitutions de 1856-1872 aux effectifs publiés par la Statistique Générale de France (SGF). Avec les reconstitutions finales de Van de Walle et de Bonneuil, nous montrons les pyramides, qui résultent du lissage des cohortes, c'est-à-dire le résultat intermédiaire de Bonneuil, après la première étape de sa reconstitution.



Graphique 3. Correction des naissances vivantes apportée par la reconstitution de Bonneuil aux naissances publiées.

	ECART MOYEN			en %
	1856	1861	1866	1872
SGF-Bonneuil	10	10	6	5
SGF-VdWalle	13	11	15	14
Bonneuil-VdWalle	19	19	13	11

Tableau 2. Ecart absolu moyen entre les différentes estimations des effectifs féminins de l'Hérault entre 0 et 69 ans.



Graphique 4. Corrections apportées par les reconstitutions de Bonneuil et Van de Walle, ainsi que par le lissage préliminaire de Bonneuil.

Les deux méthodes proposent des reconstitutions absolument dissemblables dans environ 40 % des cas (groupe d'âge par période), la correction est de signe opposé. L'écart moyen entre les deux reconstitutions est plus grand qu'entre les reconstitutions et les recensements publiés. Rien n'illustre mieux les logiques différentes qui opposent les deux méthodes.

On constate ce que nous avions pressenti dans la critique méthodologique les pyramides reconstituées par Bonneuil sont quasiment identiques aux pyramides lissées, notamment après l'âge de 5 ans (cf. graphique 4). Ceci est, bien sûr, aussi le cas pour les pyramides de 1876-1901, non représentées ici.

Un deuxième point de critique se confirme la reconstitution de Bonneuil n'a pas détecté de sous-enregistrement aux jeunes âges. Au contraire, elle diminue les effectifs des 0-4 ans en 1856, 1861 et 1866. On dissocie bien la contribution du lissage des cohortes et celle du lissage des quotients de mortalité (la reconstitution finale décroche du lissage dans la mesure où le type de mortalité de Ledermann sous-estime la mortalité infantile et juvénile héraultaise).

Les deux contributions se confondent dans l'estimation finale des naissances vivantes (cf. graphique 3). La correction des naissances par Bonneuil est de l'ordre de plus ou moins 10 à 15 %. Cela correspond assez bien avec l'ordre d'erreur, que les simulations de rétro-projection nous ont annoncé (voir annexe I.1.1). Les nombres totaux de décès féminins ont varié aussi librement, et peut-être autant que les naissances, mais ils n'ont pas été publiés.

Au plan méthodologique, nous avons critiqué l'organisation de la méthode de Bonneuil autour du double lissage, celui des cohortes recensées (lissage longitudinal selon un modèle mathématique) et celui des quotients de mortalité (lissage transversal utilisant le modèle de mortalité de Ledermann). Ce dernier lissage nous a semblé apporter peu à la reconstitution finale. L'exemple de l'Hérault paraît confirmer l'analyse méthodologique. En effet, seul le lissage des cohortes a été déterminant. Or, pour reconstituer une population du passé, cela nous paraît insuffisant. C'est pourquoi nous proposons une méthode alternative.

2 PROPOSITION D'UNE METHODE ALTERNATIVE

A la base des différentes méthodes de reconstitution se trouve souvent une appréciation différente des sources disponibles. Ainsi, si la reconstitution de Bonneuil n'a rien en commun avec celle de Van de Walle, c'est qu'elles n'ont pas de sources en commun - exception faite de la pyramide finale. Notre objectif est de concevoir une méthode flexible, qui utilise toutes les données disponibles, à la fois celles qui profilent normalement le diagramme de Lexis et celles qui sont des informations supplémentaires permettant d'apprécier voire de corriger les données de base.

En effet, les effectifs totaux de naissances, de décès et de population, complétés d'un réseau de tables-types, d'un profil de migration et d'une pyramide (de départ ou à l'arrivée), déterminent le diagramme de Lexis. Toute information supplémentaire le sur-détermine. La méthode à concevoir consiste donc à analyser en bon ordre les données disponibles et à hiérarchiser leur utilisation. La reconstitution se fera pas à pas, du plus sûr au moins sûr.[23]

---

[23] On pourrait résoudre une reconstitution sur-déterminée en une seule fois (comme Oeppen, 1991) ; ainsi, on définit autour de chaque déterminant (table-type, recensement intermédiaire ou final, totaux de population, naissances et décès, profil de migration, etc.) une zone de tolérance, puis on cherche la solution qui minimise la somme de tolérance concédée.
Quelques exemples suffisent pour montrer à quelles difficultés on se heurterait : 1) Un des recensements contient une ou plusieurs grandes erreurs de calcul ou d'écriture. A vouloir respecter la zone de tolérance, la reconstitution devra "corriger" les autres variables, diffusant ainsi l'erreur originale. Au lieu de prendre en compte le recensement déviant, on aurait dû l'exclure de l'observation. Bien sûr, on peut prévoir l'exclusion automatique du recensement le plus déviant. Mais, a priori, on ne sait pas s'il y aura un, deux ou aucun recensement réellement déviant. 2) Comme on a vu pour l'année 1859, au chapitre précédent, la reconstitution doit toujours choisir ou bien de respecter le nombre total de décès, ou bien de respecter l'enregistrement des décès par âge entre 5 et 70 ans. Si nous définissons une zone de tolérance unilatérale autour du nombre total de décès, estimant qu'il ne peut être sur-enregistré, que se passerait-il en 1859 ? La reconstitution ne corrigerait rien, car chaque correction des décès par âge entraînerait une diminution du nombre total de décès. Pour d'autres années, le problème serait inverse : une erreur sur l'enregistrement par âge obligerait la reconstitution à augmenter considérablement le nombre total de décès. Automatiquement, elle cherchera la solution intermédiaire, celle qui tire la table de mortalité un peu dans le sens de la table-type, sans trop s'écarter du nombre total de décès. On se retrouve dans la situation du recensement déviant ; la reconstitution est incapable de détecter s'il s'agit d'une erreur sur une des variables. Elle l'attribue toujours à toutes les variables.
Les deux exemples montrent que la simple définition d'une zone de tolérance autour des variables ne suffit pas, car l'incertitude des données ne provient pas d'une imprécision aléatoire des mesures ou d'une autre source aléatoire. Elle provient d'une part d'éventuels biais systématiques, comme le sous-enregistrement aux jeunes âges, le choix des tables-types et du profil de migration, etc. ; d'autre part, elle trouve son origine dans des perturbations "naturelles", comme les crises de mortalité ou la conjoncture migratoire ; et enfin, on y trouve l'effet des erreurs administratives comme les erreurs d'écriture, de calcul etc., qui sont à exclure de l'observation plutôt que d'être pris en compte.

Pour illustrer notre méthode, sa rationalité et ses résultats, nous prendrons l'exemple des femmes de l'Hérault, de 1856 à 1901, en utilisant les données dont a disposé Bonneuil les pyramides d'âge de 1851 à 1906, les naissances vivantes depuis 1851, et les décès par âge depuis 1856.

LES ERREURS PRINCIPALES

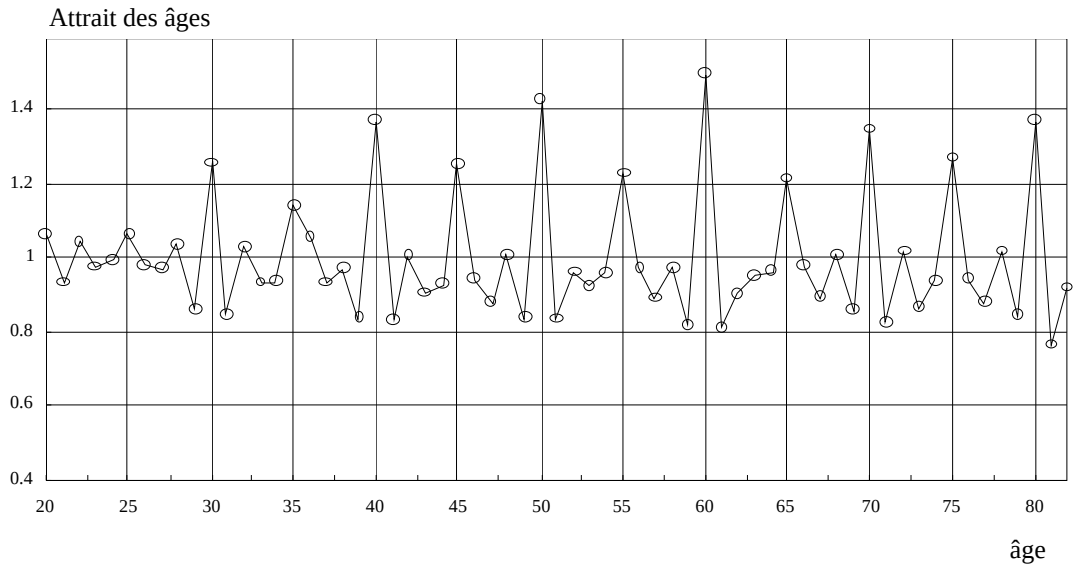
Nous distinguons deux types d'erreurs erreurs de déclaration et erreurs administratives. Les premières sont au nombre de deux l'attrait des âges (ronds) et le sous-enregistrement aux jeunes âges.

a - erreurs de déclaration

- *L'attrait des âges ronds* a été mis en évidence par Tabah (1947) pour la population française au recensement de 1851. Tabah a proposé une correction dont nous ne commentons pas ici les étapes. Pour la représentation graphique, nous exprimons l'attrait A de l'âge i par la formule

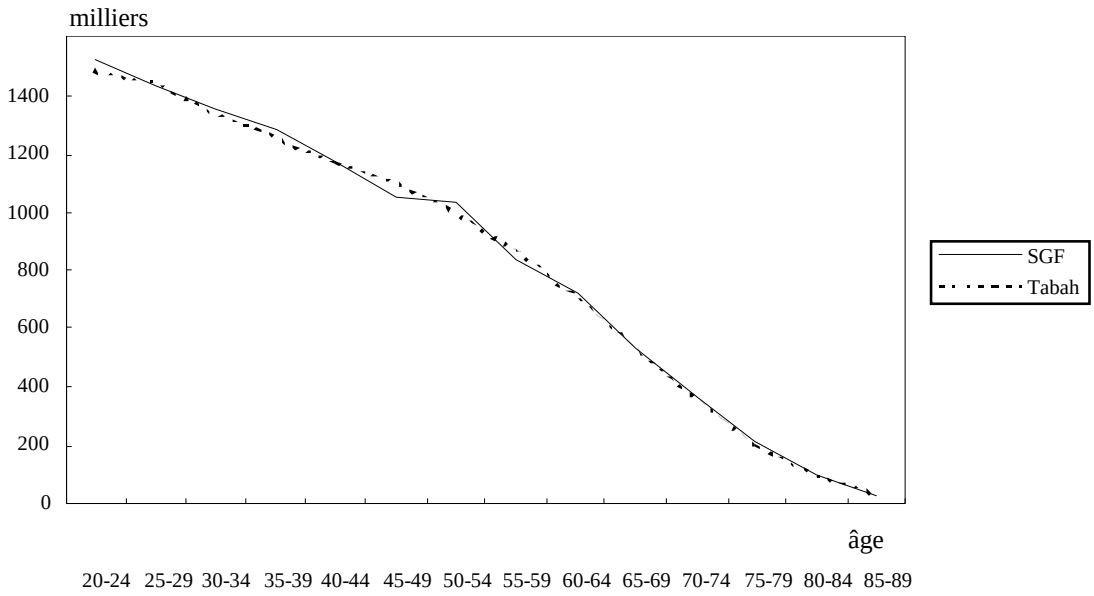
$$A_i = 5p_i / \Sigma p_a \quad (a \text{ de } i - 2 \text{ à } i + 2)$$

c'est-à-dire par l'effectif recensé à l'âge i rapporté à l'effectif du groupe de 5 ans d'âge dont i est l'année centrale. La représentation graphique de A montre la grande régularité du phénomène sur-enregistrement de 20 à 40 % aux âges finissant en 0 ; de 20 à 30 % aux âges finissant en 5 ; sous-enregistrement de 10 à 20 % aux âges finissant en 1 et en 9 ; cela veut dire que, globalement, le sur-enregistrement aux âges finissant en 0 est réalisé à moitié par le vieillissement des âges finissant en 9 et à moitié par le rajeunissement des âges finissant en 1. Par contre, le sur-enregistrement aux âges finissant en 5 est plutôt réalisé par le sous-enregistrement des âges finissant en 3 et en 7 ans. Mais là aussi, vieillissement et rajeunissement semblent s'équilibrer.



Graphique 1. Attrait des âges des femmes françaises en 1851 ; source SGF.

Le regroupement par groupe d'âge quinquennal devrait annuler la quasi-totalité de l'erreur de déclaration, laissant un très léger avantage aux groupes d'âge .0-.4, car les .9 ans qu'ils gagnent seront un peu plus nombreux que les .4 ans qu'ils perdent. Un avantage de 5 à 10 % d'année d'âge correspond à un sur-enregistrement du groupe d'âge de 1 à 2 %. Le graphique 2 montre que cet effet est quasiment invisible. La pyramide corrigée par Tabah - réalisée par année d'âge, puis regroupée en groupes d'âge - est quasiment identique à la pyramide originale. La correction moyenne par groupe d'âge de 20 ans et plus n'atteint pas 0,5 %.



Graphique 2. Effectifs recensés (SGF) et corrigés (Tabah) des femmes françaises en 1851 par groupe d'âge.

L'essentiel de la correction se situe à 45-54 ans. Cela n'a pas de rapport avec l'attrait de l'âge à 50 ans ; la correction provient de la ré-estimation par Tabah de l'histoire démographique de ces générations, nées durant la période perturbée de 1796-1805. On peut donc conclure que l'attrait des âges ronds, même lorsque celui-ci se situe systématiquement à 20-40 %, disparaît dans le regroupement des âges. Or, les sources dont nous disposons sont déjà regroupées en groupe d'âge. Cette première erreur n'exige donc pas de correction.

- *Le sous-enregistrement des jeunes âges* aux recensements a été constaté par Bourgeois-Pichat (1951), Tabah (1947), Van de Walle (1974) et d'autres. On doit s'y attendre, sans en connaître l'ampleur, ni la date, ni le rythme de sa disparition. En cela, il rejoint le sous-enregistrement des naissances vivantes, des vrais et faux mort-nés et de la mortalité infantile (et donc du nombre total des décès). Toutefois, ces différentes formes de sous-enregistrement ne sont pas sans rapport entre elles. Un sous-enregistrement des naissances vivantes ne peut se concevoir sans sous-enregistrement de la mortalité infantile, car déclarer le décès d'un enfant non déclaré à la naissance n'est possible que dans des circonstances très particulières. Par conséquent, l'enregistrement complet de la mortalité infantile garantit l'enregistrement complet des naissances vivantes. Même raisonnement pour les couples mortalité infantile - mortinatalité, naissances vivantes - mort-nés, et décès - mort-nés. Dans la hiérarchie des sous-enregistrements, celui des 0-4 ans aux recensements et celui des mort-nés disparaissent en dernier. Celui des naissances vivantes, des décès et de la mortalité infantile disparaissent avant, généralement ensemble, car il s'agit des mêmes enfants.

b - erreurs administratives

Les erreurs administratives sont indépendantes de la déclaration. Elles sont produites lors du traitement administratif des données déclarées à l'état civil ou à l'agent de recensement. Nous avons rencontré trois types d'erreurs administratives les erreurs de calcul et d'écriture ; les reprises de données antérieures ; et les données inventées.

- *Les erreurs de calcul et d'écriture* sont difficiles à déceler quand il s'agit d'unités ou de dizaines, mais elles deviennent évidentes quand il s'agit de centaines. Les premières ne nous gênent pas beaucoup, étant de faible ampleur et, à priori, aléatoires ; les dernières seront corrigées par estimation sur la base des années environnantes.

- *Les reprises de données antérieures*. Pour des raisons, qui nous restent inconnues, la commune ou la sous-préfecture ne fait pas le travail de récapitulation et reprend les mêmes données plusieurs années de suite, avec parfois des inversions, les garçons remplaçant les filles par exemple. Ces erreurs, évidentes au niveau où la manipulation s'effectue, n'apparaissent pas toujours clairement dans les chiffres départementaux. Dans le doute, nous gardons les données suspectes, considérant qu'elles constituent de toute façon une estimation non aberrante des vraies valeurs.

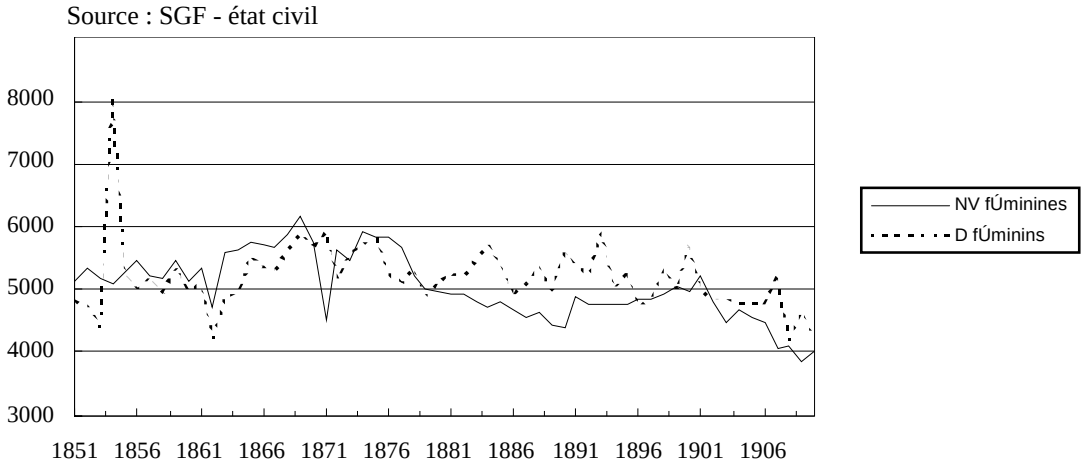
- *Les données inventées*. Comme dans le cas précédent, le travail n'est pas fait. On remplit la récapitulation de façon fantaisiste. Aux recensements, on prend soin de reproduire le total des décès, par sexe et par état civil, puisqu'il a déjà fait l'objet d'une communication à la préfecture. Heureusement pour nous, les nombres inventés ont généralement peu de vraisemblance démographique. Mais ici encore, ils peuvent être noyés parmi des valeurs réelles et donc être difficiles à repérer.

Les erreurs administratives se distinguent des erreurs de déclaration par leur caractère discontinu elles apparaissent et disparaissent brusquement, tandis que les erreurs de déclaration évoluent progressivement. Dans les deux cas, la correction par lissage n'est pas adéquate, puisque les erreurs ne sont pas distribuées normalement autour des vraies valeurs. Si les erreurs de déclaration peuvent être ré-estimées, à condition de les avoir repérées avec certitude, les erreurs administratives sont à écarter de l'observation et à remplacer par des estimations ad hoc.

c - le repérage des erreurs

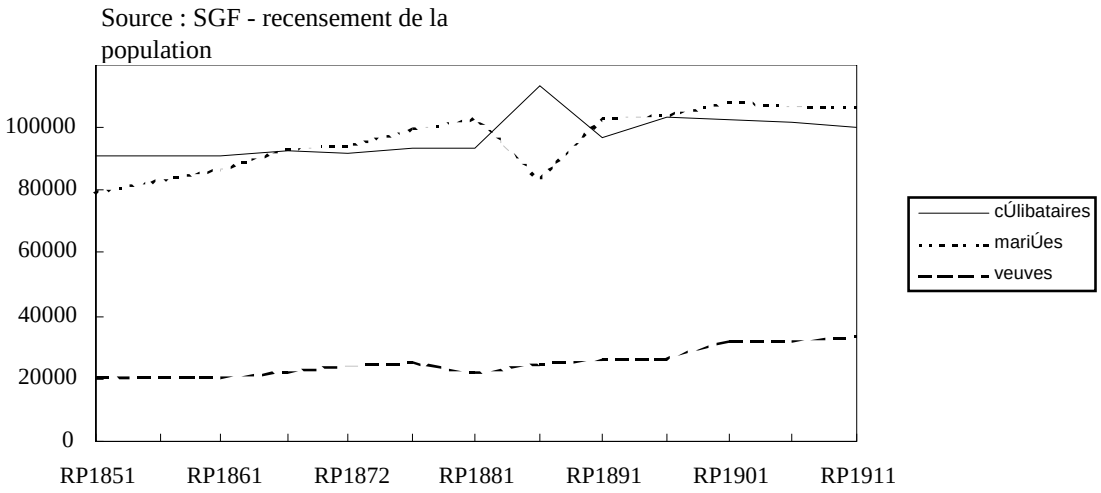
Les erreurs administratives peuvent être présentes dans toutes les séries de

données. Elles se repèrent par leur caractère discontinu et apparemment incohérent. On commence le repérage aux séries les plus sûres et les plus régulières les totaux de la population par état matrimonial, de naissances vivantes et de décès.



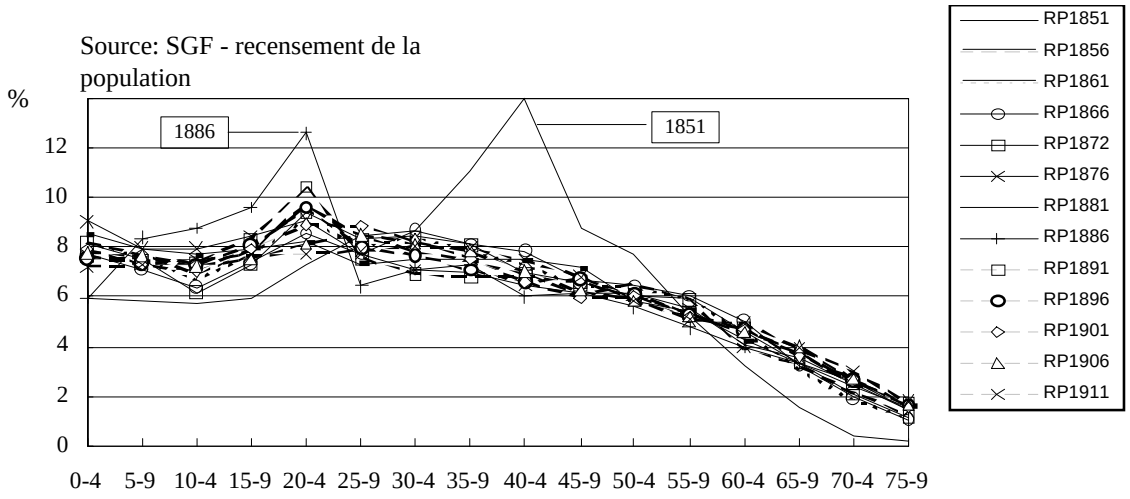
Graphique 3. Naissances vivantes et décès annuels, femmes de l'Hérault 1851 - 1910.

La série de décès est dominée par un pic tout à fait exceptionnel en 1854, l'année du choléra. Plus 60 % semble élevé, mais ce n'est pas incohérent. Moins excessif, mais plus suspect, est le creux en 1862, pour les naissances et pour les décès féminins, tandis que, cette même année, les naissances et décès masculins sont plutôt élevés. Par contre, la chute des naissances en 1871 est naturellement liée aux événements politiques.



Graphique 4. Femmes de l'Hérault par état matrimonial aux recensements 1851 - 1911.

La série des totaux par état matrimonial montre un recensement incohérent en 1886. Analysons la distribution par âge des femmes aux différents recensements. Le graphique suivant n'est pas un modèle de clarté, mais il montre bien la spécificité de certains recensements.

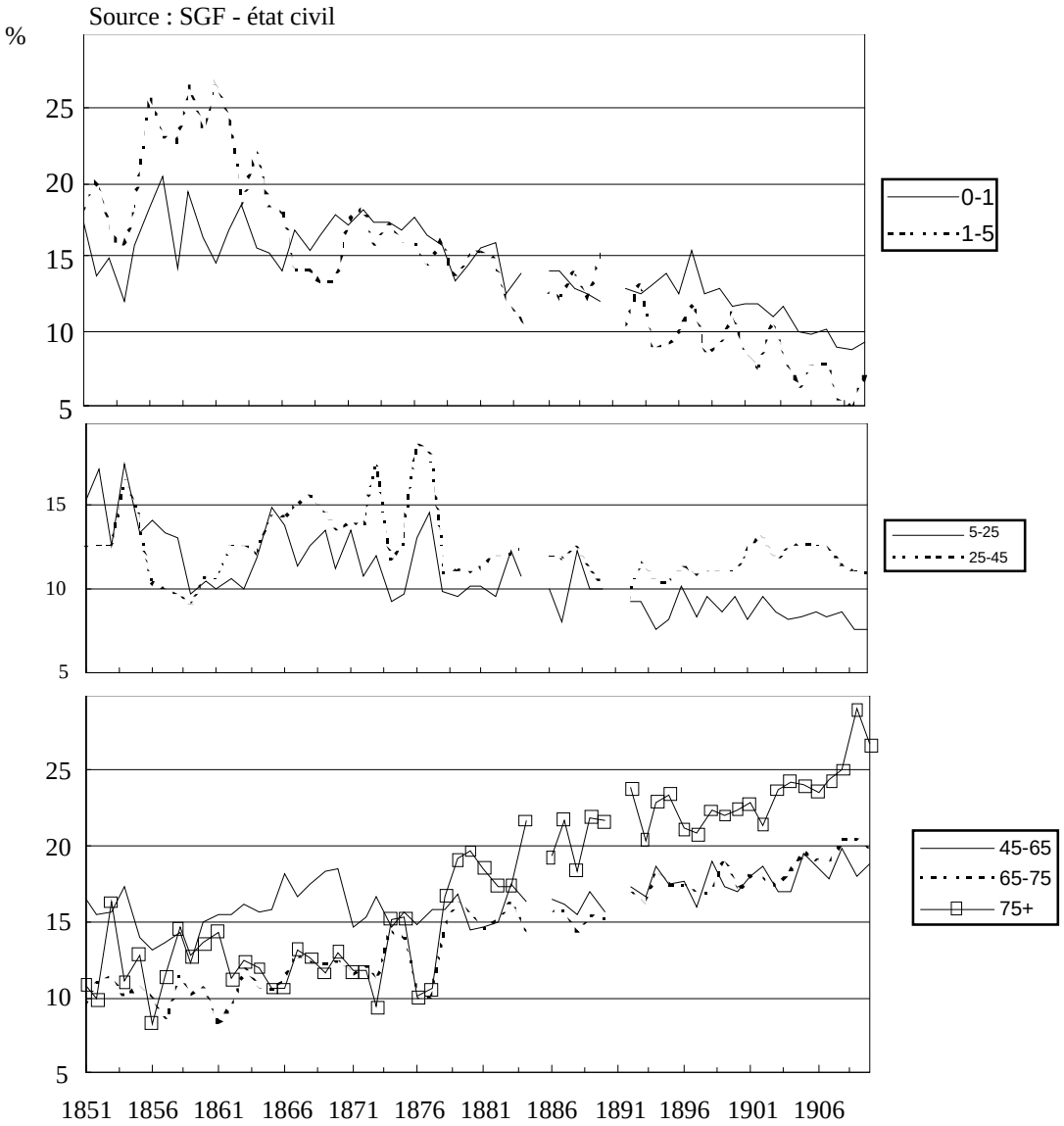


Graphique 4. Distribution par âge des femmes de l'Hérault aux recensements 1851 - 1911.

L'originalité de 1886 se confirme, du moins avant l'âge de 30 ans ; celle de 1851 s'y ajoute. Il est vraisemblable que le recensement de 1851, tel qu'il a été publié par le SGF, fut entièrement inventé les valeurs ne paraissent pas pouvoir se

rattacher à une quelconque vraisemblance démographique. Les autres recensements forment un faisceau cohérent qui ne laisse pas deviner des erreurs administratives importantes. En réalité, elles peuvent exister, notamment sous la forme de copies de valeurs antérieures.

Examinons de la même façon la distribution par âge des décès annuels.

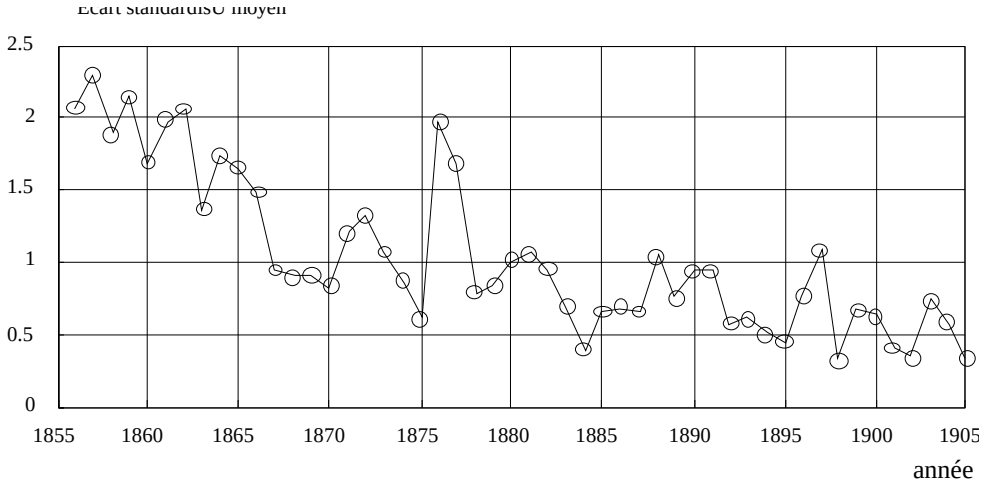


Graphique 5. Distribution des décès par âge, en % du total des décès ; femmes héraultaises.

La distribution des décès évolue de façon régulière entre 1878 et 1910. Avant 1878, elle est très perturbée à plusieurs reprises en 1856-1863, une apparente sur-

représentation des jeunes âges semblent compenser une faible représentation des âges moyens ; en 1862-1873 et 1876-1877, les âges élevés semblent sous-représentés au profit des âges moyens surtout.

Nous pouvons étudier les décès par âge de façon plus approfondie en les transformant en quotients, selon un procédé analogue à celui de Bonneuil. D'abord une première estimation des pyramides par lissage des cohortes, puis le calcul des quotients sur la base des décès enregistrés et les cohortes lissées. Deux points différencient notre lissage premièrement, nous excluons les recensements de 1851 et 1886 du lissage en raison des anomalies relevées ; deuxièmement, nous excluons les premiers groupes d'âge du lissage et les remplaçons par les survivants à 0-4 ans des naissances et décès enregistrés, sous l'hypothèse d'une migration nulle.[24] Les quotients de mortalité ainsi obtenus forment des tables annuelles de mortalité. Nous avons cherché, année par année, la table-type Ledermann la plus proche de la table observée.[25] Ce qui nous intéresse avant tout, c'est l'écart qui sépare le quotient observé du quotient Ledermann d'ajustement. Pour pallier la variation naturelle aux différents âges, nous avons standardisé les écarts constatés par les écarts-types que Ledermann a constatés aux différents âges à une espérance de vie donnée. C'est l'écart standardisé, puis la moyenne des écarts standardisés une année donnée, qui nous donnent une indication de la vraisemblance des quotients de mortalité observés.



Graphique 6. Moyenne des écarts standardisés entre quotients observés et quotients Ledermann d'ajustement aux âges de 0 à 69 ans ; standardisation par les écarts-types de Ledermann, entrée 100.

[24] Le mode de calcul des quotients n'est pas celui de Bonneuil. Nous avons estimé les pyramides d'âge en milieu d'année, puis calculé les quotients en passant par les taux de mortalité. Cela nous permet de comparer les quotients observés directement aux tables-types de Ledermann, sans passer par les quotients perspectifs.

[25] Pour des raisons de calcul, nous avons cherché la solution de la fonction

$$\Sigma(q_{x,obs} - q_{x,Led}) = 0 \quad \text{pour } x = 0,1,5,10, \ldots, 65$$

en variant l'espérance à la naissance de la table Ledermann (réseau 100).

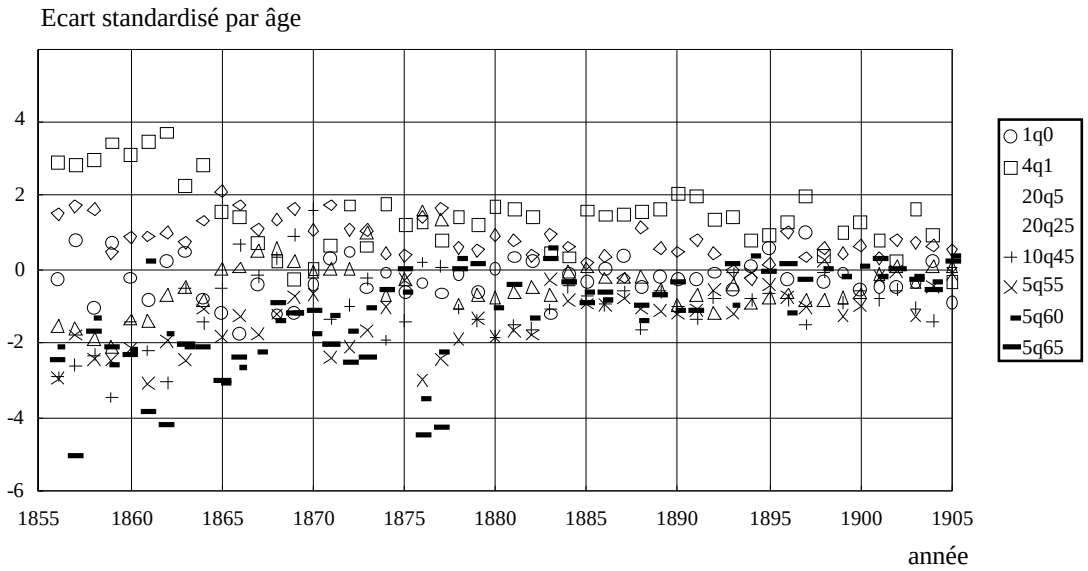
Comme attendu, les années 1856-1866, 1871-1872 et 1876-1877 ressortent par leur éloignement des tables-types Ledermann.

Les années 1876-1877 sont un cas d'école apparition et disparition soudaines d'une perturbation incompréhensible, sans changement notable du niveau de la mortalité (voir le graphique 3).

Les années 1871-1872 sont évidemment à mettre sur le compte de la guerre.

La période 1856-1866 est plus ambiguë. S'agit-il de l'effet post-épidémique après la crise de 1854 ?

Rentrons dans le détail par âge.



Graphique 7. Ecart standardisé par année et par âge entre les quotients observés et les quotients Ledermann d'ajustement ; standardisation par les écarts-types de Ledermann, entrée 100.

En 1856-1866, l'ajustement semble surtout perturbé par une relative sur-mortalité aux jeunes âges. C'est conforme à l'hypothèse de l'effet post-épidémique les adultes ont temporairement une mortalité plus faible après une crise de mortalité. Mais l'effet semble trop long et trop constant. Il disparaît trop tardivement et pas assez progressivement.[26]

En 1876-1877, l'ajustement est perturbé par une apparente sous-mortalité des 60+ ans, tandis que le total de décès ces années est relativement élevé. Aucune hypothèse plausible n'explique une telle perturbation.

Les périodes 1867-1875 et 1878-1905 semblent plus cohérentes. Les tables observées s'ajustent assez bien aux tables-types Ledermann. Les écarts sont

[26] Les quotients observés à 1 an sont environ deux fois ceux de l'ajustement Ledermann. Ceux à 50 ans et plus sont de 30 à 50 % plus faibles. La marge d'erreur des quotients observés, due à l'estimation des pyramides utilisées pour leur calcul, n'apporte pas d'explication suffisante.

systématiques une mortalité plus élevée aux jeunes âges, moins élevée aux âges adultes. Le type de mortalité dans l'Hérault semble donc plus proche des tables-types Sud de Coale et Demeny que de celles de Ledermann. (Pour une mesure de leur écart, voir l'annexe 1.1.1.)

Revenons sur l'estimation de la mortalité de 0 à 5 ans. Le graphique 7 utilise l'estimation minimale de ${}_1q_0$ et ${}_4q_1$, basée sur les effectifs à 0-4 ans déduits de l'enregistrement de l'état civil, sous l'hypothèse d'une migration nulle. Toute mise en nourrice dans les départements ruraux environnants (l'inverse est très improbable par manque de grandes villes voisines) entraînerait une diminution des jeunes enfants présents dans le département et donc une augmentation de la mortalité infantile constatée. Puisque notre estimation dépasse même la forte mortalité infantile du type méditerranéen (famille Sud de Coale et Demeny), nous préférons retenir celle-ci. Pour la même raison, nous devons conclure à l'enregistrement complet de la mortalité infantile en 1856-1905 et, par voie de conséquence, de l'enregistrement complet des naissances vivantes.

Arrivés à ce stade de l'analyse, nous sommes obligés de considérer deux scénarios de reconstitution

I Eliminer les années 1876-1877, mais accepter les années 1856-1866, considérant que l'effet post-épidémique a perturbé les tables de mortalité.

II Eliminer les années 1876-1877 et les années 1856-1866, considérant que l'hypothèse de l'effet post-épidémique n'est pas suffisamment plausible.[27]

DEUX ALTERNATIVES DE RECONSTITUTION

Deux méthodes nous permettent de remplacer les années éliminées. D'abord (méthode A) elles peuvent être estimées utilisant la distribution des décès des années environnantes. Pour cela, le total des décès doit être accepté ou ré-estimé. Cette solution est indiquée pour les années 1876-1877 ; pour 1856-1866, elle prendrait la forme d'une extrapolation, ce qui serait plus discutable.[28]

Ensuite (méthode B) on peut répartir le total de décès, qui à nouveau doit être correct, selon les âges à l'aide de tables-types. Pour cela, nous serons obligés de faire confiance soit aux pyramides estimées par lissage, soit aux pyramides reconstituées après estimation de la migration par âge.

La suite de la reconstitution dépend de l'option prise parmi les suivantes

[27] L'ensemble de données dont nous disposons nous permettra de trancher en faveur du deuxième scénario. Pour le besoin du développement de la méthode, nous nous en tenons pour l'instant aux seules données publiées.

[28] Dans l'annexe I.1.1 nous avons démontré que, en l'absence de migration, le remplacement d'années isolées par la méthode de la distribution des décès (méthode A) est plus performante que celle qui utilise les tables-types (méthode B).

Méthode	Scénario I	II
A	IA	IIA
B	-	IIB

Tableau 1. Options de reconstitution suivant le scénario et la méthode choisis.

Les options IA et IIA permettent une estimation des décès par âge avant celle de la migration. L'option IIB nécessite une estimation de la migration avant celle des décès par âge. Dans le cas des reconstitutions communales, où nous ne disposons pas des décès par âge, la méthode B sera employée systématiquement. Mais ici, où nous disposons de décès par âge cohérents sur un grand nombre d'années, l'application de la méthode A peut être justifiée, surtout dans le cas du premier scénario.

Option IA

Après le remplacement des décès par âge des années 1876-1877, sur le modèle de la distribution observée en 1874-1875 et 1878-1879, nous disposons pour la période 1856-1905 d'une pyramide finale supposée correcte, et d'une série de naissances et de décès par âge supposée fiable. Nous avons également une estimation des effectifs par âge en 1856, 1861, ... 1901, mais ces effectifs-ci sont jugés erronés. Leur correction est l'objectif premier de la reconstitution.

La problématique de la reconstitution peut maintenant être ramenée à une estimation de la migration par âge. Le tableau 2 donne les valeurs constatées.

A priori, les valeurs par âge sont erronées dans la mesure où les recensements le sont. Les SMiP sont également sujets à caution. Ils représentent entre -1 et +2 % de la population totale recensée, qui, elle, connaît une marge d'erreur au moins du même ordre.[29] Ils accumulent également les changements de méthode de recensement, de définitions employées, etc.

Les SMiC sont, au contraire, des valeurs relativement fiables, car elles ne dépendent que des naissances vivantes et de la pyramide finale. Mais ils ne sont connus que pour 12 cohortes, puisque la reconstitution ne porte que sur 55 ans. Plus la période reconstituée est longue, plus les valeurs des SMiC seront une aide à l'estimation de la migration par âge.

[29] Vangrevelinghe (1963) et Coeffic (1993) concluent à une erreur de 1,5 à 2 % sur le dénombrement en 1962 et 1990. Il est probable que cette erreur fut plus importante aux recensements du XIXe siècle.

	1856-60	1861-65	1866-70	1871-75	1876-80	1881-85	1886-90	1891-95	1896-00	1901-05	1906-10
N/0-4	-2622	-4431	-5626	-740	-3961	-5769	-660	-1816	-1120	-1599	-601
0-4/5-9	3177	2042	2442	3275	802	3784	5838	2002	1770	704	-92
5-9/10-4	-876	-1204	-1285	2216	-243	2023	-1481	522	408	368	-56
10-4/15-9	2595	2733	2766	6014	584	5224	-85	2604	2719	1528	1269
15-9/20-4	3682	3407	5411	5182	1142	11211	2835	4117	3496	1182	911
20-4/25-9	-2078	-1062	540	-1913	-2685	-3777	-10107	-4018	-127	-265	-276
25-9/30-4	1028	3019	2485	-1018	630	108	2072	1480	2034	-841	-530
30-4/35-9	1150	780	-169	-1426	1508	154	136	1565	1143	-165	116
35-9/40-4	660	1369	-1266	-1999	299	-2225	-125	748	120	-466	-375
40-4/45-9	-17	225	-1616	-276	302	-667	2260	1017	-228	-130	57
45-9/50-4	1710	1298	-271	414	-458	-524	883	342	-253	481	-258
50-4/55-9	78	876	220	327	-1795	-766	501	-168	-612	-912	-937
55-9/60-4	-1337	-225	-1709	-2414	-741	-509	1280	249	443	-166	518
60-4/65-9	-285	-1131	-2057	-388	314	-1105	1123	-44	-305	34	233
65-9/70-4	-1321	-843	-802	149	-188	376	229	-77	150	74	-112
70-4/75-9	-637	-173	13	472	37	-85	208	645	265	-71	220
75-9/80-4	87	315	309	358	794	-705	874	520	268	218	474
80-4/85-9	-28	-19	-377	84	336	-161	1493	270	40	187	343
85-9/90-4	72	23	-36	101	182	-25	224	145	106	169	202
90-4/+	-19	-15	-32	-57	-17	-89	26	-79	-94	-85	-67
SMiC	4883	4129	2941	5265	3647	4216	4189	1591	-472	-1691	-601
SMiP	5019	6984	-1060	8361	-3158	6473	7524	10024	10223	245	1039

Tableau 2. Migration apparente par âge et par période intercensitaire, constatée sur la base des naissances, des décès corrigées et des pyramides brutes ; Solde Migratoire des Cohortes (SMiC) en 1911 ; Solde Migratoire des Périodes (SMiP).

Malgré l'incertitude des valeurs par âge, celles-ci nous permettent quelques observations générales. D'abord, il y a une émigration apparente entre la naissance et le premier groupe d'âge, pour toutes les cohortes, suivie d'une immigration apparente entre le premier et le second groupe d'âge. Trois explications sont possibles la mise en nourrice avec retour cinq ans plus tard (hypothèse peu probable en raison du retour à 100 % dans 5 cohortes sur 11, et en raison de la forte mortalité infantile observée) ; le vieillissement à la déclaration (également peu probable, car il devrait être suivi d'une émigration apparente entre le deuxième et le troisième groupe d'âge) ; le sous-enregistrement des 0-4 ans. Nous retiendrons l'hypothèse du sous-enregistrement du premier groupe d'âge.

Ensuite, nous constatons une émigration entre les groupes d'âge 20-24 et 25-29 ans (10 cohortes sur 11). Cette émigration intervient après 10 ans d'immigration (toutes les cohortes) et avant 10 ans d'immigration (8 cohortes sur 11). Les explications possibles sont les mêmes que pour l'émigration entre la naissance et le premier groupe d'âge, en remplaçant "mise en nourrice" par "départ en mariage" et "vieillissement" par "rajeunissement". Mais ici, nous n'arrivons pas à départager facilement les hypothèses. Celle du sous-enregistrement est la moins probable. En effet, certains 23 et 24 ans déclarent avoir 25 ans, mais un peu plus nombreux sont

les 29 ans qui déclarent avoir 30 ans (voir le graphique 1). L'hypothèse du rajeunissement des 25-29 ans est généralement retenue par les auteurs (par exemple, Bonneuil et par Van de Walle) ; elle peut paraître crédible. Mais l'hypothèse d'une émigration réelle à l'âge du mariage l'est tout autant. L'émigration vers 25 ans, au milieu d'une immigration plus jeune et plus âgée, est une caractéristique de la démographie actuelle de l'Hérault et rien ne nous interdit de penser qu'il en était de même au XIXème siècle.

Enfin, malgré la grande variation des valeurs calculées, nous constatons que la migration cumulée entre 30-34 ans et 100 ans, sur l'ensemble des 11 périodes intercensitaires, est de -745 femmes (-5 en moyenne par groupe d'âge et par période inter-censitaire), tandis que la migration cumulée entre la naissance et l'âge de 30-34 ans s'élève à 52 417 femmes (donnant une moyenne de 681). La migration semble donc se concentrer avant l'âge de 30 ans, principalement entre 10 et 30 ans.

En somme, l'analyse du tableau 2 nous a donné quelques indications sans surprise le sous-enregistrement des 0-4 ans est probable ; la migration se concentre vraisemblablement entre 10 et 30 ans ; et rien ne nous permet de départager un réel mouvement de retour à l'âge de 25 ans d'un rajeunissement à la déclaration.

Avec la correction des valeurs par âge, nous touchons aux limites des possibilités de reconstitution. Aucune table-type, aucun profil-type ne reconstitue la variété réelle des migrations par âge. Rien ne nous permet même d'affirmer avec certitude que les valeurs constatées sont erronées ou non. Mais laisser les migrations par âge libres consisterait à accepter les recensements publiés quelle que soit leur qualité. Il faut donc introduire des contraintes. Nous avons formulé les contraintes suivantes

1) le profil migratoire doit être constant sur toute la période 1856-1911 ;[30]

2) la migration se concentre entre les âges de 0 et 60 ans ;

3) les Soldes Migratoires par Période (SMiP) sont considérés corrects, éventuellement après lissage.

Sous ces contraintes, nous avons cherché le profil de migration qui reconstitue le mieux les Soldes Migratoires des Cohortes (SMiC).[31] Le profil ne constitue pas exactement les SMiC. On ne pourra donc respecter entièrement à la fois les naissances vivantes enregistrées en 1856-1910 et la pyramide finale en 1911. Nous avons privilégié les naissances. Les cohortes nées en 1856-1910 ont été vieillies jusqu'en 1911 ; les cohortes nées avant 1856 ont été rajeunies, à partir des

[30] Pour la reconstitution définitive du département et celle des arrondissements et communes, nous introduirons un deuxième profil, dit de "reflux", pour les périodes isolées de migration inverse. Nous utiliserons toujours des profils transversaux, pour les commodités de calcul. Les reconstitutions qui s'étendent sur de longues périodes pourraient tirer profit d'un profil longitudinal. Il faudrait résoudre le problème des deux triangles, en haut à gauche et en bas à droite, du diagramme de Lexis, où la carrière migratoire des cohortes est tronquée.

[31] Nous minimisons $\Sigma(SMiC_{i,obs} - SMiC_{i,reconst})^2$

effectifs recensés en 1911 (à 55 ans et plus). Le problème des derniers groupes d'âge n'existe pas, car nous disposons des décès et des migrations en effectifs réels, et non sous forme de quotients.

Option IIA

La démarche est la même que pour l'option IA. Seuls les décès en 1856-1866 ne sont pas les mêmes. Le profil de migration - unique pour la période 1856-1910 - est identique à celui trouvé pour l'option IA, car les SMiP et les SMiC observés sont quasiment identiques. Les pyramides reconstituées sont assez proches de celles sous IA, à l'exception de la cohorte née en 1856-1860, qui subit les plus importantes conséquences des différentes estimations concernant les décès en 1856-1866.

Option IIB

Ici encore, de 1872 à 1906, les décès et les migrations par âge sont les mêmes. La particularité de la méthode IIB ne concerne que les décès de la période 1856-1866. Nous employons toujours le même profil de migration, car celui-ci s'accorde le mieux à la période 1872-1911. Les SMiP en 1856-1860, 1861-1865 et 1866-1870 acceptés, nous disposons donc d'une estimation de la migration par âge avant d'estimer les décès par âge à l'aide des équations suivantes

$$D_{t,t+1} = P_t - P_{t+1} + SMiP_{t,t+1} + N_{t,t+1} \qquad (1)$$

$$P_{t+1} = \Sigma(p_{i,t}\,(E_{i,t} + 0{,}5SM_{i,t})) + 0{,}5\,SMiP_{t,t+1} \qquad (i = -5, 0, 5, \ldots 85) \qquad (2)$$

où $D_{t,t+1}$ est le nombre total des décès entre t et $t+1$, P_t la population totale en t, P_{t+1} la population totale en $t+1$, $SMiP_{t,t+1}$ le solde migratoire entre t et $t+1$, $N_{t,t+1}$ le nombre de naissances vivantes entre t et $t+1$, $p_{i,t}$ la probabilité de survie entre t et $t+1$ d'âge $i,i+5$ à $i+5,i+9$ déduite des tables-types Ledermann (p_{-5} est la probabilité de survie entre la naissance et l'âge 0-4 ans), $E_{i,t}$ l'effectif à l'âge $i,i+4$ en t (E_{-5} est le nombre de Naissances vivantes), et $SM_{i,t}$ le solde migratoire entre l'âge $i,i+4$ en t et $i+5,i+9$ en $t+5$.

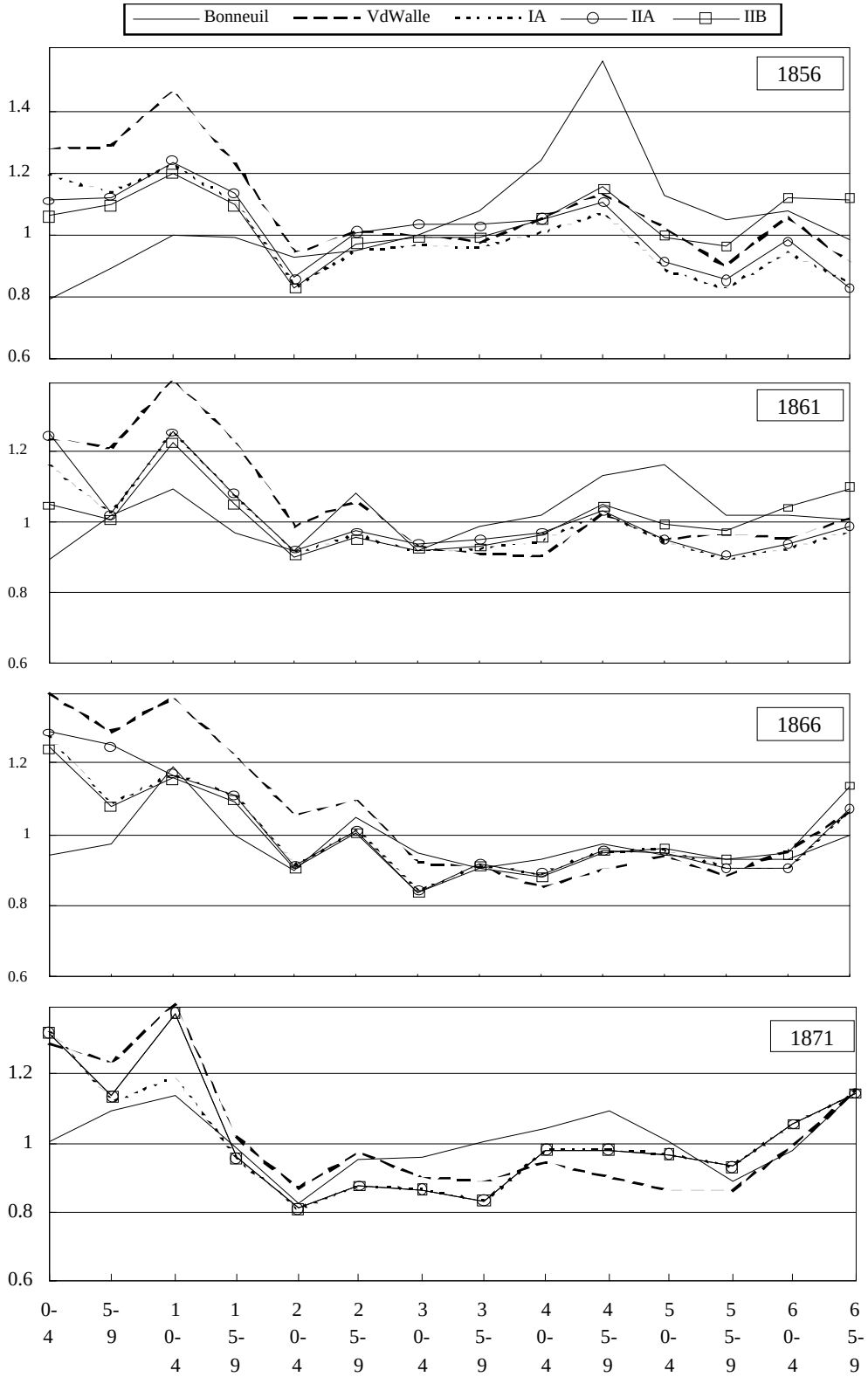
Puisqu'il s'agit de trois périodes seulement, nous avons préféré la rétro-projection à partir de 1872, après estimation des derniers groupes d'âge en 1866 et 1861.[32] La méthode IIB sera employé - avec d'autres tables-types - pour la reconstitution communale sur l'ensemble de la période 1801-1962, mais en projetant en avant, à partir d'une pyramide stable en 1801.

Les différentes techniques de correction des décès par âge n'introduisent que peu de variation dans la reconstitution finale (voir le graphique 8). La plus grande part

[32] Nous avons rétropolé les 90-94 ans reconstitués en 1872-1911.

de l'incertitude inhérente à la reconstitution provient de l'estimation de la migration par âge. Or, ce serait une illusion de penser qu'une reconstitution, quelle que soit la méthode utilisée, puisse retrouver les véritables fluctuations de la migration par âge et par période. Nous pouvons seulement estimer et situer l'incertitude le SMiC départemental égalant environ 15 % des cohortes, on peut penser que les immigrants arrivaient surtout entre 10 et 30 ans. Entre ces âges, on peut donc mésestimer les effectifs de 5 à 10%. Aux autres âges, l'erreur ne devrait pas dépasser les 5%.

Gardant ces réserves à l'esprit, le graphique 8 compare la correction des différentes reconstitutions aux recensements de 1856 à 1872.



Graphique 8. Rapport entre reconstitution et recensements publiés (SGF).

Curieusement, on constate que les reconstitutions, utilisant les méthodes aussi diverses que celles de Bonneuil, Van de Walle et les nôtres, se retrouvent le mieux là où on aurait attendu le plus de différence : entre 15 et 35 ans.

A part l'excentricité de la reconstitution de Bonneuil en 1856 (qui est entièrement à mettre au compte de l'influence du recensement fantaisiste de 1851 sur le lissage des cohortes), les plus grands écarts entre les reconstitutions se trouvent avant l'âge de 15 ans, essentiellement dus au choix des tables-types.

Nous ne choisirons pas entre les trois scénarios de notre méthode. Ils illustrent la marge d'incertitude qui reste liée à la reconstitution des femmes de l'Hérault de 1856 à 1906, si l'on dispose des données publiées seulement, comme ce fut le cas pour Van de Walle et Bonneuil. La reconstitution que nous allons faire sera encore différente, car nous disposons d'un grand nombre de statistiques démographiques non publiées, que nous avons collectées, aux Archives Départementales de l'Hérault. Elles nous permettent une analyse plus fine des données et une reconstitution vraisemblablement plus fiable. C'est à cette tâche qu'est consacrée la deuxième partie.

3 COMMUNES ET SOUS-POPULATIONS DEPARTEMENTALES

Nous étudions la démographie héraultaise à l'échelle la plus fine où nous pouvons l'observer, c'est-à-dire celle des communes. Au cours des deux derniers siècles, certaines d'entre elles ont subi des modifications de territoire, d'autres ont connu une population trop réduite pour permettre des mesures statistiques. Nous définissons donc, dans un premier temps, des communes dites "stables", dont le territoire peuplé est resté inchangé de 1801 à 1990. Ensuite, nous fixons un seuil minimum du nombre d'habitants et regroupons celles qui ne l'atteignent pas.

LES COMMUNES STABLES

Des 344 communes actuelles, 277 sont considérées stables.[33] Elles réunissent environ 95 % de la population départementale. Les 67 autres communes ont connu un changement de délimitation. Trois cas de figure se distinguent :

a - les communes supprimées, rattachées à d'autres communes

Il s'agit de 8 communes, dont 7 ont été supprimées entre 1813 et 1836, la 8ème l'étant en 1964. En 1801, les 8 communes représentent environ 0,2 % de la population départementale. Nous les avons rattachées dès 1801 à leurs futurs partenaires.

[33] Nous ne considérons les changements de territoire que si ceux-ci sont habités. Les changements de frontières communales qui n'affectent pas la population (il s'agit parfois de minimes remaniements), ne sont pas pris en compte. Ils ont été au nombre de six, impliquant douze communes.

Année	Commune supprimée	Rattachée à
1813	Baillarget	Montferrier
1815	Coussergues	Montblanc
1832	Auba(i)gne	St-Etienne-de-Gourgas
1832	St-Martin-de-Castries	La-Vacquerie
1832	Villecun	Olmet
1836	Aleyrac	Sauteyrargues
1836	Baucels	Moulès
1964	St-Martin-des-Combes	Octon

Tableau 1. Communes supprimées entre 1801 et 1990.

b - les communes dont le territoire a été modifié

Nous avons effectué 5 regroupements, impliquant 10 communes. En 1801, les 5 regroupements représentent 4 % de la population départementale ; en 1982, ils ne représentent plus que 0,7 %.

Le cas de Lauret est particulier : supprimée en 1836 et rattachée à Sauteyrargues, la commune est recréée en 1868, pas tout à fait sur le même territoire.

Année	Echange de Territoire	
	entre	et
1830	St-Gervais-sur-Mare	Rosis
1836-68	Lauret	Sauteyrargues
1869	Mons	St-Julien
1872	St-Vincent-d'Olargues	St-Etienne-d'Albagnan
1864	St-Pons-de-Thomières	Rieussec

Tableau 2. Communes ayant échangé un territoire peuplé entre 1801 et 1990.

c - les communes créées après 1801

Elles sont au nombre de 17, extraites de 24 communes-mère. Les 17 nouvelles communes représentent, en 1982, 4 % de la population départementale. Dans la majorité des cas, la création d'une commune répond à un développement rapide de la commune-mère. Cela est le cas pour les deux stations thermales Villecelle (devenu Lamalou-les-Bains) et Balaruc-les-Bains ; pour les communes de la micro-région minière Graissessac, Saint-Etienne-Estréchoux et Saint-Martin-d'Orb (devenu Le-Bousquet-d'Orb) ; et également pour les communes du littoral : Palavas, Valras-Plage et La-Grande-Motte ; c'est encore le cas, dans une moindre mesure, pour quelques communes proches de Montpellier : Saint-Aunès et Le-Crès. Les autres créations ressemblent à des reconnaissances tardives d'anciennes

paroisses, parfois nombreuses (Courniou) ou fort éloignées du chef lieu de la commune (Cambon).

Pour les séries longues, couvrant toute la période de 1801 à 1990, nous sommes obligés d'ignorer la création des communes. Pour l'étude d'une période plus courte, nous pourrons rétablir des séries communales, suivant les possibilités et les nécessités du sujet traité. Nous ne manquerons pas de signaler le changement de découpage. Toutefois, l'utilité des séries partielles paraît limitée. Le développement spécifique de la région minière a été restreint en amplitude et en durée, après quoi les nouvelles communes se sont ré-intégrées dans le comportement démographique de leur région. Le développement récent du littoral semble plus durable. Mais le re-découpage communal ne permet que très partiellement d'isoler les nouveaux pôles de peuplement. Seule La-Grande-Motte a été déclaré commune. Carnon, Le-Cap-d'Agde, Marseillan-Plage, et d'autres unités de peuplement dépendent toujours d'un chef lieu communal à l'intérieur des terres.

Année	Commune créée	Extraite de
1844	St-Martin(Bousquet)-d'Orb	Camplong
1845	Villecelle (Lamalou-les-Bains)	Mourcairol (Les-Aires)
1850	Cazedarnes	Cessenon
1850	Palavas	Mauguio, Villeneuve, Lattes, Pérols
1859	Graissessac	Boussagues (La-Tour-sur-Orb)
1864	Les-Verreries-de-Moussans	St-Pons, Rieussec, Boisset
1869	Cambon-et-Salvergues	Mons, St-Julien
1872	Le-Crès	Castelnau-le-Lez
1873	St-Aunès	Mauguio
1884	Courniou	St-Pons-de-Thomières
1886	Balaruc-les-Bains	Balaruc
1900	Prades-sur-Vernazobre	Cessenon
1900	St-Etienne-Estréchoux	Camplong
1908	St-Jean-de-Pardailhan	Pardailhan
1921	Babeau-Bouldoux	St-Chinian
1931	Valras-la-Plage	Sérignan
1974	La-Grande-Motte	Mauguio

Tableau 3. Communes créées entre 1801 et 1990.

Au total, la part de la population concernée par le regroupement des communes que nous avons effectué, n'a jamais excédé 5 % de la population départementale. Pour distinguer les communes actuelles des communes stables, nous les faisons

suivre par le nombre de communes actuelles (1990) qu'elles regroupent. Ainsi : Serignan2 est la commune stable qui regroupe Sérignan et Valras-Plage.[34]

Par contre, Octon, avec deux communes (Octon et St-Martin-des-Combes) de 1801 à 1964, n'a pas d'extension, car elle ne compte qu'une commune en 1990.

Si le découpage communal est resté stable, le découpage cantonal l'est encore davantage. De 1801 à 1973, le découpage cantonal reste quasiment inchangé ; seules six communes changent de canton. Toutes sont des communes rurales de faible taille.

Un des six changements de canton implique un changement d'arrondissement (Saint-Martin-d'Orb), mais dans notre découpage, Saint-Martin-d'Orb, appelé plus tard Le-Bousquet-d'Orb, fait partie de la commune stable Camplong4 et restera intégré au canton de Bédarieux. Géographiquement, économiquement et démographiquement, Le-Bousquet-d'Orb appartient pleinement au bassin minier qui s'est développé sur le territoire du canton de Bédarieux. Son transfert administratif vers le canton de Lunas ne trouve aucune justification. Nous gardons le regroupement sur la base des communes stables.

Mis à part le regroupement de Camplong4, nous utilisons le découpage cantonal de 1954-1973 pour l'ensemble de la période 1801-1990. S'il correspond de très près au découpage en vigueur en 1801-1954, il a été beaucoup plus remanié entre 1973 et 1990, notamment autour Béziers et Montpellier. Ces modifications répondent à des exigences politiques. Elles vont à l'encontre de la logique démographique, qui, au lieu d'un découpage supplémentaire des agglomérations, pousserait plutôt vers un regroupement des collectivités, qui deviennent de plus en plus interdépendantes. Nous préférons préserver le découpage d'avant 1973.

Année	Commune	du canton de	au canton de
1834	Tourbes	Servian	Pézenas
1836	St-Nazaire	Mauguio	Lunel
1854	St-Martin-d'Orb	Bédarieux	Lunas
1892	Clapiers	Castries	Montpellier 2
1954	Valergues	Castries	Lunel

Tableau 4. Communes ayant changé de canton.

Les quatre arrondissements de l'Hérault n'ont connu aucun changement de territoire, mais deux d'entre eux (Lodève et Saint Pons) furent supprimés en 1926.

[34] On notera que les communes stables ne portent pas d'accent pour faciliter l'échange des données entre les différents logiciels.

L'arrondissement de Lodève est rétabli dans ces anciennes limites territoriales en 1946. Nous gardons les quatre arrondissements sur l'ensemble de la période.

Chaque commune stable se voit accordée un code, dont le premier chiffre représente l'arrondissement, les deux suivants le canton, les trois derniers la commune (commune principale dans le cas de regroupement). Certains codes ne correspondent donc pas avec ceux pratiquées par l'INSEE en 1990.

LES SOUS-POPULATIONS

Est appelée "sous-population" le plus petit regroupement de communes stables, comptant plus de 1000 habitants à tous les recensements de 1801 à 1990. Evidemment, chaque commune stable de plus de 1000 habitants forme individuellement une sous-population. Ainsi, 61 communes stables, satisfaisant cette condition, forment 61 sous-populations. En fait, elles ne sont que 46 à répondre strictement à la condition, mais nous avons accepté 15 Communes, qui furent légèrement en dessous de la barre des 1000 habitants aux premiers recensements du XIXe siècle. Nous commenterons ce choix, quand nous reconstruirons la démographie des sous-populations.

Les 262 communes stables restantes ont été regroupées par canton. Au total, 33 cantons comptent des communes stables rurales. Nous avons considéré la population rurale d'un canton comme relativement homogène sur le plan démographique. Ce n'est pas toujours le cas. Un bourg de 900 habitants ne se comporte pas comme un village de 150 habitants. D'autre part, certains cantons couvrent des territoires hétérogènes : plaine et colline, vallée et garrigue, etc. Pour homogénéiser le plus possible les sous-populations, nous avons distingué deux sous-populations rurales par canton là où cela semblait nécessaire, et où la condition des 1000 habitants le permettait. Six cantons se sont vus attribuer ainsi deux sous-populations rurales : Castries, Clermont l'Hérault, Gignac, Montpellier 2, Olonzac et Roujan. Là aussi, nous commenterons ce choix à la reconstruction démographique des sous-populations.

Les sous-populations reçoivent le nom de leur commune stable, ou du canton s'il s'agit d'une sous-population rurale. Les annexes II.1.1 et II.1.2 donnent les listes des communes stables et des sous-populations avec leurs communes de 1990.

4 LES SOURCES DEMOGRAPHIQUES

Ce chapitre ne traitera pas de la qualité de toutes les sources, mais de leur disponibilité, des caractéristiques principales et de la fiabilité générale. On évoquera également les problèmes méthodologiques liés à la nature des sources. Les annexes II.2.1 à II.2.5 donnent le détail de la saisie, l'information qu'elles contiennent et les lacunes dans les séries.

L'ETAT CIVIL

Durant la période que nous étudions, les registres d'état civil ont été bien tenus et bien archivés. Dans l'ensemble, la qualité est excellente ; en témoigne l'enquête des 3000 familles, dont les premiers résultats ont été publiés récemment (Dupaquier 1993). Les décès et naissances perdus, auxquels se heurtent souvent les monographies, se trouvent généralement dans une autre commune. Le seul soupçon, qui continue à planer sur l'état civil, est celui du sous-enregistrement au premier âge. Nous traiterons ce problème le moment venu.

Nous n'utilisons pas les registres de l'état civil. Etudiant plus de 300 communes sur près de deux siècles, leur volume dépasse nos moyens. Nous nous servons des sources secondaires, établies à partir des registres

- les *tableaux sommaires NMD*, mentionnant le total des Naissances, Mariages et Décès. Ils forment la série la plus longue, couvrant la période de 1805 à 1990 pour le département, de 1807 à 1905 pour les arrondissements et quelques grandes villes. Le plus souvent, ils précisent le sexe et la légitimité des naissances, parfois l'état matrimonial antérieur des époux, et l'appartenance à la commune des décédés. Malheureusement, les séries des arrondissements et des villes sont très incomplètes ;

- les *tableaux détaillés* par âge, sexe et état matrimonial pour les décès, par sexe, légitimité et reconnaissance pour les naissances, par âge, sexe et état matrimonial antérieur pour les mariages ; ils ont été établis de 1804 à 1896 à l'échelle des communes, des arrondissements et du département, mais n'ont été conservés

convenablement que depuis le milieu du XIXe siècle. Leur fiabilité est à l'inverse de leur richesse. Nous constaterons le même phénomène au sujet des recensements plus les tableaux sont détaillés, moins ils sont fiables, et ceci jusqu'à la fin du XIXe siècle.

Comme les tableaux sommaires, ils contiennent de nombreuses erreurs. Des erreurs de calcul et de transcription et des erreurs qui résultent d'une mauvaise interprétation des instructions des mort-nés parmi les naissances, des transcriptions parmi les décès, etc. Les tableaux ne permettent pas de corriger ces erreurs.

- les *tables décennales communales*. Nous avons privilégié cette source semi-agrégée. En principe, les mort-nés, reconnaissances et légitimations, transcriptions de décès, jugements de rectification ou de divorce etc., sont tous mentionnés dans les tables. Elles seules permettent donc de rectifier les erreurs. Les tables décennales ont d'autres avantages elles sont communales, permettant ainsi tout regroupement ultérieur. Elles sont mieux conservées que les séries de tableaux du XIXe siècle. Elles constituent le corpus principal de notre saisie de l'état civil communal, pour la période 1803-1903. Les tableaux sommaires nous ont servi de contrôle. Pour la reconstitution du département et des arrondissements, par contre, nous sommes partis des tableaux détaillés.[35]

a - les tables décennales

Les tables décennales ne contiennent pas de données agrégées. Ce sont des listes nominatives semi-alphabétiques, que nous avons agrégées nous-mêmes. Plusieurs facteurs ont rendu l'agrégation difficile l'absence de normalisation des listes pour une partie du XIXe siècle (les pages comptant 23, 24, 25, 32 ou 38 enregistrements, parfois pas de total fixe du tout) ; la présence d'actes de reconnaissances, de légitimation, de rectification, d'adoption et, parfois, de mort-nés parmi les naissances ; celle d'actes de divorce parmi les mariages, celle de transcriptions militaires ou civiles, et de mort-nés parmi les décès. Leur désignation ne répond à aucune règle. Prenons l'exemple des mort-nés. Ils peuvent figurer comme "mortné" sous le M, comme "présenté sans vie" sous le P, comme "un enfant présenté sans vie" sous le U, comme "enfant ..." sous le E, et le plus souvent ils se trouvent sous le nom de famille du père ou de la mère, par exemple "Treilles mortné", où ils peuvent être mentionnés par le seul nom de famille, comme "Treilles", ou par une des désignations citées. Quoique généralement

[35] Ainsi, un arrondissement reconstruit ne se confond pas avec la somme de ses communes reconstruites. Le département reconstruit ne se confond pas avec la somme de ses arrondissements reconstruits. En effet, plus nous montons l'échelle, plus nous avons pu utiliser de données. Ajoutant à cela que la population est plus fermée et sa taille statistiquement plus significative, on comprend alors pourquoi la qualité de la reconstruction s'améliore. Il aurait été dommage de ne pas tirer profit de ces avantages. Au contraire, l'optimisation de la reconstruction à un niveau supérieur permet de juger de la fiabilité des reconstructions au niveau inférieur, réalisée avec des moyens plus sommaires.

figurant parmi les décès, ils peuvent se trouver parmi les naissances ou aux deux endroits à la fois. Les variations sont infinies, même à l'intérieur de la même table, de la même commune, de la même décennie. Les transcriptions, reconnaissances, légitimations, adoptions, etc. apparaissent sous autant de variations.

Nous avons agrégé, pour le seul XIXe siècle, environ 10.000 tables, contenant 2.500.000 enregistrements. Le volume du travail et les difficultés rencontrées nécessitent un premier examen des données. Le tableau 1 permet de comparer le nombre d'enregistrements suivant la source utilisée. Les lacunes dans la série des tables décennales (les communes de l'arrondissement de St-Pons en 1813-1822) ont été comblées par simple interpolation. La série dite "tableau agrégé" a été constituée par les tableaux détaillées, complétée par les tableaux sommaires, là où ceux-ci font défaut.

	Naissances vivantes				**Décès**			
	Tables décennales		Tableau agrégé		Tables décennales		Tableau agrégé	
Période	nombre	indice	nombre	indice	nombre	indice	nombre	indice
1803-1812	103 269	100	100 330	97,2	80 075	100	79 303	99
1813-1822	106 034	100	102 477	96,6	85 447	100	87 132	102
1823-1832	108 878	100	108 377	99,5	90 098	100	86 465	96
1833-1842	111 045	100	112 363	101,2	98 017	100	100 906	102,9
1843-1852	110 665	100	110 488	99,8	98 055	100	98 397	100,3
1853-1862	108 549	100	107 596	99,1	103 716	100	105 531	101,7
1863-1872	113 080	100	115 316	102	116 418	100	114 605	98,4
1873-1882	110 449	100	110 270	99,8	112 503	100	111 598	99,2
1883-1892	97 093	100	95 294	98,1	110 766	100	113 712	102,7
1893-1902	101 500	100	99 449	98	108 412	100	108 696	100,3
total	1 070 562		1 061 960	99,2	1 003 507		1 006 345	100,3

Tableau 1. Naissances vivantes et décès départementaux selon la source utilisée.

L'écart, sur l'ensemble du siècle, de 0,8 % pour les naissances et de 0,3 % pour les décès nous paraît très satisfaisant. Les écarts les plus importants se trouvent en début de siècle. Généralement, les tables décennales conduisent à un nombre supérieur à ceux des tableaux agrégés. Quelques facteurs peuvent expliquer, en partie, la non-concordance des chiffres

- l'écart des naissances en 1813-1822 est dû en partie à l'estimation des naissances pour les communes de l'arrondissement de St-Pons. L'interpolation a conduit à une estimation de 13766 naissances, où les tableaux sommaires en comptent 13 255. Nous avons ré-estimé les naissances pour retrouver le total de 13 255, ce qui ramène l'écart à 2,9 % ;

- les tableaux agrégés de certaines années sont perdus et ont dû être estimés par nous (voir l'annexe II.2.1) ;

- la première table décennale commence le 21.9.1802, c'est-à-dire en début d'année républicaine ; le passage au calendrier grégorien a fait qu'elle se termine le 31.12.1812 ; nous avons diminué le nombre d'enregistrements de 2,743 %, c'est-à-dire par la portion correspondante à la période de 21.9.1802 à 31.12.1802 ; bien sûr, ceci est une approximation plus ou moins exacte du nombre d'actes de la première table décennale.

Aucun de ces facteurs n'explique la totalité des écarts. Mais ils constituent le contexte dans lequel nous pouvons accepter les écarts constatés.

b - les mort-nés

	Période						
Mort-nés	1843-1852	1853-1862	1863-1872	1873-1882	1883-1892	1893-1903	total
Tables décenn.	2782	3400	4040	4005	3715	4349	22291
Tabl. agrégés	2573	4374	6520	5144	4789	4561	27961
Ecart en %	8,1	-22,3	-38	-22,1	-22,4	-4,6	-20,3
Tx mortinat. %	2,3	4,1	5,7	4,7	5	4,6	

Tableau 2. Mort-nés selon la source utilisée et taux de mortinatalité des tableaux agrégés.

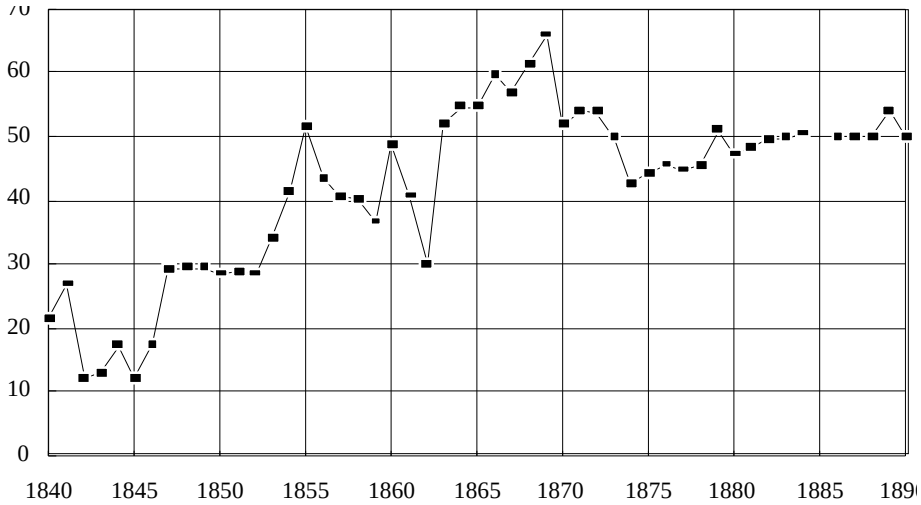
Le tableau 2 montre l'écart constaté entre les mort-nés des tables décennales et ceux des tableaux agrégées (en % des mort-nés des tableaux agrégés). Les écarts sont beaucoup plus importants et semblent systématiques, du moins de 1853 à 1892. Il y a plusieurs explications possibles. D'abord les erreurs d'agrégation ; souvent difficile à reconnaître, les mort-nés ont pu nous échapper en partie. L'explication est simple, mais peu probable. En effet, les mort-nés "cachés" seraient comptés comme décès (les mort-nés parmi les naissances sont exceptionnels). Or, si les tables décennales sous-estiment systématiquement les mort-nés entre 1853 et 1892, les décès sont parfois sur-, parfois sous-estimés.

Examinons le détail de quelques grandes communes.

Période	Agde	Béziers	Bédarieux	Pézenas	Lodève	Clermont	Montpell.	Sète
1803-12	8	35	6	44	2	0	19	15
1813-22	40	13	22	45	0	0	10	11
1823-32	57	25	28	49	0	5	26	24
1833-42	47	23	56	35	28	19	manq.	37
1843-52	20	21	70	25	49	26	61	50
1853-62	7	19	7	43	68	48	76	29
1863-72	0	13	53	46	81	31	74	63
1873-82	12	6	29	61	83	21	71	40
1883-92	41	0	47	54	73	37	74	30
1893-02	41	18	50	40	63	47	76	31

Tableau 3. Taux de mortinatalité (pour 1000) des tables décennales quelques communes.

On s'attend à voir le taux de mortinatalité s'élever au cours du siècle, grâce à une meilleure déclaration des mort-nés à l'état civil. Eventuellement, on le verrait décliner légèrement vers la fin du siècle. Or, ce dessin général ne s'observe que dans deux communes sur huit Montpellier et Lodève. Les autres communes montrent des variations considérables d'une décennie à l'autre, qui ne s'expliquent pas par une évolution de la déclaration à l'état civil. C'est l'inscription des mort-nés sur les tables décennales qui est en jeu. Celles-ci ne permettent donc pas d'étudier la mortinatalité. Mais les tableaux agrégés, le permettent-ils ?



Graphique 1. Taux de mortinatalité départemental (pour 1000) selon les tableaux agrégés.

Les mort-nés figurent sur les tableaux récapitulatifs depuis 1839, suite aux Nouvelles Instructions du Ministère de l'Agriculture et du Commerce, daté 15.06.1839, qui insistent spécialement sur l'enregistrement des mort-nés "*Mais ce*

qui importe surtout à la bonne exécution de ce travail, c'est le relevé exact des enfants mort-nés, en évitant soigneusement d'y comprendre les enfants morts avant la déclaration de naissance. Ceux-ci ne doivent point être séparés des enfants nés-viables. Il importe que vous insistiez sur l'exécution rigoureuse de ces dispositions, afin que désormais dans les tableaux destinés à la continuation de la statistique générale de France, les enfants mort-nés ne soient plus confondus, d'une part, avec les décès communs, et, de l'autre, avec les enfants nés vivants, mais décédés avant la déclaration de naissance."

Cette insistance à la bonne exécution n'a pas empêché les mort-nés de figurer, de 1847 à 1851, également parmi les nés vivants. Le graphique montre clairement les fluctuations, et surtout les paliers (dont le premier coïncide avec le double enregistrement des mort-nés), qui ne peuvent être le fait de l'évolution de la déclaration. La répétition des valeurs traduit plus probablement la non-exécution de l'état plutôt que la stabilité du phénomène. Les autres périodes ne sont, par conséquent, pas plus garanties et le critère de 4 %, qu'utilise Van de Walle pour considérer la déclaration des mort-nés comme satisfaisante, se trouve perturbé par des problème d'ordre administratif.

L'information principale, qu'on doit tirer du graphique, est l'incertaine inscription des mort-nés sur les tableaux agrégés. Nous ne disposons d'aucune source qui nous permet d'étudier la mortinatalité. Les mort-nés, étaient-ils bien déclarés (et depuis quand) à l'état civil mais mal inscrits sur les listes nominatives et les tableaux agrégés ? Seul un comptage sur les registres de l'état civil permettrait de répondre à cette question. Pour la reconstitution des sous-populations, cette question peut rester sans réponse (voir le chapitre II.5).

c - le XXe siècle

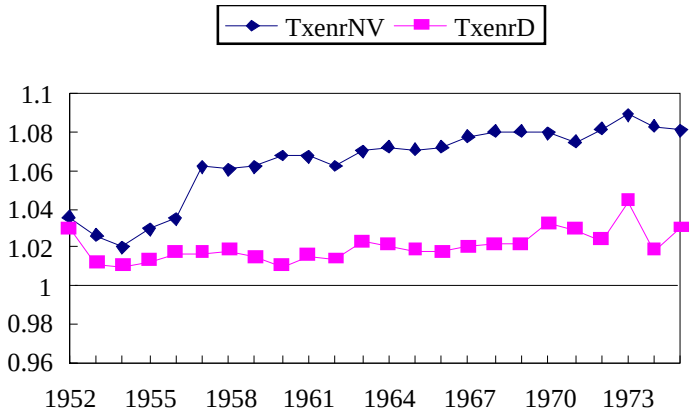
Le vingtième siècle voit les sources secondaires d'état civil des collectivités locales s'appauvrir considérablement. Dès 1888, la SGF tente de centraliser la constitution des statistiques. Les tableaux par arrondissement doivent désormais être établis par la préfecture. Résultat ceux de 1890 à 1895 n'ont pas été archivés (ont-ils été faits ?). Dès 1896, on supprime la distinction entre population rurale et urbaine, ainsi que les tableaux par commune. Ensuite, disparaît la distinction par état matrimonial. Enfin, après 1906, ne subsiste plus que le tableau départemental. Toutes les statistiques seront désormais réalisées à Paris. On rentre dans l'ère de la statistique nationale abondante, riche, fiable à l'échelle nationale, pauvre à l'échelle départementale, quasiment inexistante à l'échelle sub-départementale.

Les tables décennales n'échappent pas à cet appauvrissement. La série de la préfecture (la seule série complète du XIXe siècle) s'arrête en 1902. Celle des communes est difficile à exploiter, puisqu'elle est conservée dans 330 communes séparément. Celle du Greffe, enfin, n'a été réalisée que très partiellement. A partir de 1936, nous disposons de tableaux sommaires communaux. Mais une autre difficulté rend leur utilisation délicate la croissance des naissances et des décès

ayant lieu en dehors de la commune de domicile.

d - la domiciliation

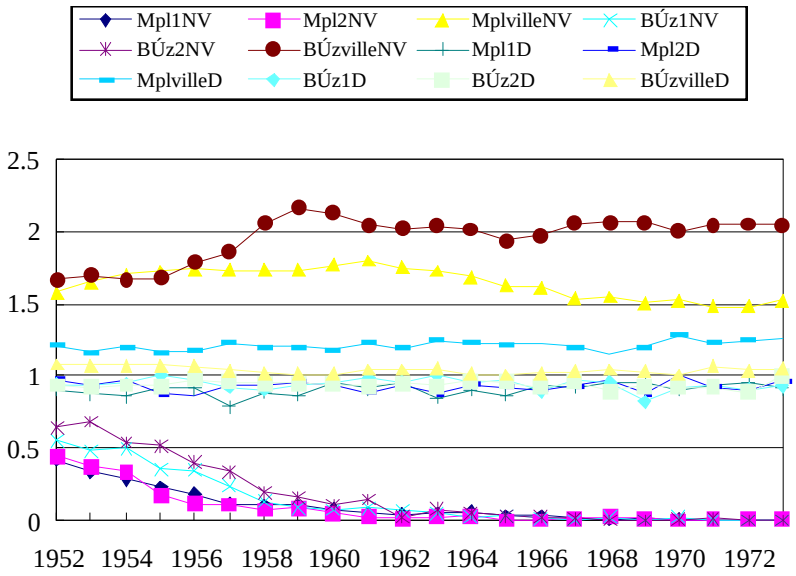
Jusqu'en 1951, les données de l'état civil, aussi bien des tables décennales ou annuelles que des tableaux agrégés, concernent les *actes enregistrés* dans la commune. Ils correspondent aux naissances, décès et mariages intervenus sur le territoire de la commune, sans tenir compte de la résidence habituelle des personnes concernées. Depuis 1952, nous disposons d'une deuxième série, celle des *actes domiciliés*, c'est-à-dire comptabilisés selon le domicile habituel de la personne concernée. On aurait tort de considérer la domiciliation avant 1951 comme un facteur négligeable. Même à l'échelle départementale. Le graphique 2 montre le taux de sur-enregistrement (défini comme le nombre d'actes enregistrés par acte domicilié) de 1952 à 1975.



Graphique 2. Actes enregistrés par acte domicilié naissances vivantes et décès départementaux.

On note, après deux années irrégulières, probablement suite à la mise en place de la double comptabilité, que les taux évoluent très progressivement, avec, pour les naissances, une rupture en 1956-1957. Elle correspond à l'ouverture d'un service de maternité à Ganges, faisant basculer le canton de Ganges du sous- au sur-enregistrement.

Il naît et il meurt plus de non-héraultais dans l'Hérault, que de héraultais dans d'autres départements. Le sur-enregistrement est assez faible pour les décès (de 1 à 2 %), mais devient rapidement important pour les nouveaux-nés (de 6 à 8 %). Il va de soi qu'il est beaucoup plus important à l'échelle des cantons et des sous-populations. Le graphique 3 montre le sur(sous)-enregistrement là où il est le plus important à Montpellier, Béziers et dans les cantons ruraux limitrophes.



Graphique 3. Actes enregistrés par acte domicilié naissances (NV) et décès (D) à Montpellier, Béziers et dans les cantons ruraux limitrophes.

Le détail des différentes populations ne ressort par très clairement du graphique, mais la tendance est évidente. Dès 1952, la migration de naissance est importante ; en 1960, les naissances ont quasiment disparu des cantons ruraux autour des deux grandes villes. La migration de décès, elle, est beaucoup moins importante, sans pour autant être négligeable. Et celle-ci semble stable, indiquant que son origine se trouve dans un passé lointain.

e - les décès

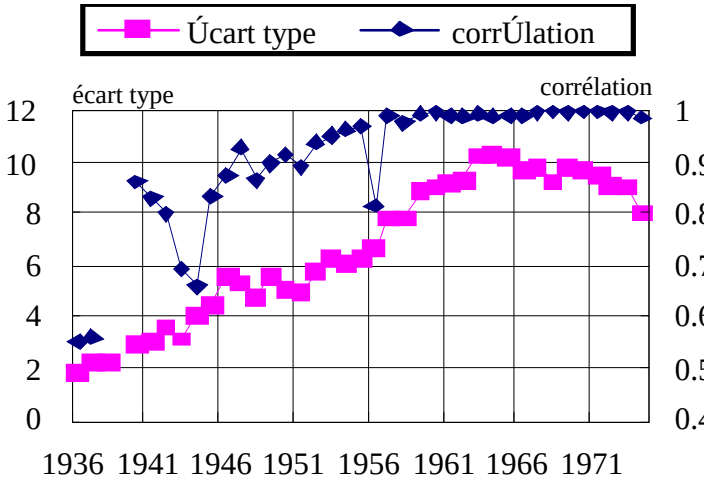
Il est certain, qu'avant 1952, les naissances et décès enregistrés faussent les indicateurs démographiques. Mais depuis quand ? Pour les décès, nous avons une première indication dans les décès transcrits de la période 1803-1902. Elle ne montre qu'une face du phénomène l'accueil dans les communes de domicile. Elle correspond au sous-enregistrement, là où l'on ne compte pas de décès enregistrés de non-résidents, ce qui est le cas général des communes rurales. Par contre, le sur-enregistrement ne se reflète pas dans les décès transcrits. Le tableau 4 résume les deux indices l'un, de 1957 à 1961, donne la part du sur-enregistrement relative aux décès domiciliés. L'autre, de 1893 à 1902, donne le nombre de décès transcrits, c'est-à-dire, le nombre de décès domiciliés, relatif au nombre de décès enregistrés dans le canton. Malgré le caractère différent des indices, le tableau montre l'importance de la migration de décès au milieu et sa quasi-absence en début du siècle.

canton	1957-61	1893-1902	canton	1957-61	1893-1902
Agde	-0,04	0,005	Castries	-0,07	0
Bédarieux	0,01	0,004	Claret	-0,12	0
Béziers-ville	0,03	0,006	Frontignan	-0,1	0,002
Béziers1	-0,06	0,002	Ganges	-0,03	0
Béziers2	-0,05	0,004	Lunel	-0,04	0,002
Capestang	-0,07	0,001	Les Matelles	-0,1	0
Florensac	-0,04	0	Mauguio	-0,07	0
Montagnac	-0,01	0	Mèze	-0,07	0,001
Murviel	-0,05	0,001	MTP-ville	0,21	0,001
Pézenas	0,01	0	MTP2	-0,12	0
Roujan	-0,04	0	MTP3	-0,07	0,001
St-Gervais	-0,06	0,001	St-Martin Lo	-0,05	0,001
Servian	-0,05	0	Sète	-0,01	0
Le Caylar	0,08	0,002	Olargues	-0,09	0,001
Clermont	-0,04	0	Olonzac	-0,04	0,004
Gignac	-0,03	0,002	St-Chinian	0	0,001
Lodève	0	0	St-Pons	0,07	0,005
Lunas	-0,07	0,005	La Salvetat	-0,05	0,003

Tableau 4. Sur-enregistrement proportionnel des décès en 1957-1961 et décès transcrits (proportionnel au décès enregistrés) en 1893-1902.

f - les naissances

La migration à la naissance est la plus visible. Nous pouvons tenter de retracer son point de départ. Puisque nous ne disposons pas de données domiciliées avant 1952, nous construisons, sur la base des naissances enregistrées seulement, deux indices couvrant 1936-1973. L'évolution vers la concentration des naissances dans quelques grandes villes a deux conséquences statistiques sur les taux de natalité des cantons premièrement, l'écart entre ceux des villes et ceux des cantons ruraux s'agrandit ; deuxièmement, la carte de la natalité a tendance à se figer, car les mêmes cantons ont plus de chance de se retrouver, d'une année à l'autre, à la même place dans la hiérarchie de la natalité. Le premier élément se reflète dans la croissance de l'écart type des taux de natalité cantonaux de l'année en cours ; le deuxième dans celle de la corrélation entre les taux de natalité d'une année donnée et ceux de l'année suivante.



Graphique 4. Ecart type des taux de natalité cantonaux, et corrélation entre deux années successives.(naissances enregistrées, l'année 1938 est manquante)

Nous retrouvons la date charnière de 1957 ; l'ouverture de la maternité à Ganges perturbe la corrélation entre les taux de 1956 et ceux de 1957, mais elle ne change en rien la progression de la corrélation. Le décrochage des années 1943-1944 s'explique par des erreurs qui figurent dans les chiffres publiés par l'INSEE (et repris ici sans correction), notamment concernant les naissances de Sète. Les chiffres de 1944 étant erronés, la corrélation s'en ressent deux années de suite. La corrélation devient ainsi un indicateur d'erreurs. Les années de 1936 à 1941 semblent également incohérentes, mais la perte de l'année 1938 ne nous permet pas de trouver l'erreur avec certitude.

A partir de 1957 on peut considérer que la migration à la naissance est pleinement installée. L'écart-type cesse son ascension quelques années plus tard. Sa progression constante depuis 1936 traduit une mise en place lente, mais constante, de la migration à la naissance, depuis avant 1936. Nous ne disposons pas des taux de natalité cantonaux annuels avant 1936 pour retracer son point de départ. Mais nous savons, que les taux décennaux communaux en 1893-1902 ne comportent aucune trace de cette migration. Même les villages les plus proches des grandes villes ne montrent aucune désaffection d'enregistrement de naissances. Pourtant, la migration d'accouchement existait. Pour les périodes de 1907-1910 et 1911-1913, les Statistiques du Mouvement de la Population publient le nombre d'accouchements hors domicile (à l'hôpital ou chez la sage-femme) ; il s'élève respectivement à 4,1 et 5,3 % des naissances départementales. Bien sûr, une partie de ces naissances hors domicile se sont déroulées dans la commune du domicile et ne constitue donc pas une migration intercommunale. D'autre part, les 2 ou 3 % de migrés peuvent avoir été concentrés dans quelques communes (nous n'avons pas le détail par commune), agissant ainsi de façon significative sur les statistiques de naissances. On pense d'abord aux communes autour des grandes villes. Nous n'apercevons aucune anomalie dans leur taux de natalité en 1893-1902, ce qui rend l'hypothèse d'une importante perturbation improbable.

g - conclusion

L'appauvrissement des statistiques et le phénomène croissant des migrations de naissance et de décès, entre 1903 et 1952, nous obligent à ré-estimer les naissances vivantes et les décès des sous-populations durant la période 1903-1952. La méthode d'estimation sera développée au chapitre II.5.

2 - LES RECENSEMENTS

Les recensements présentent beaucoup de traits communs avec l'état civil premièrement, les bulletins originaux (comparables aux registres de l'état civil) ne sont pas exploitables avant 1962 ; deuxièmement, les sources secondaires se divisent en sources agrégées (les états récapitulatifs, comparables aux tableaux sommaires et détaillés de l'état civil) et sources nominatives (les listes nominatives, comparables aux Tables Décennales).

a - les listes nominatives

Les listes nominatives, établies depuis 1836, ont été conservées dans leur quasi-totalité. Nous exploitons, de 1836 à 1936, les statistiques mentionnées au dos des listes. L'information contenue change de recensement en recensement. Sur l'ensemble des recensements, on trouve la population municipale et le nombre de ménages. En 1846 s'y ajoutent le nombre de maisons, la population municipale agglomérée et éparse ; ensuite, dès 1856, le nombre de maisons et ménages agglomérés et éparses. D'autres informations figurent durant une durée déterminée. Ainsi, de 1836 à 1876, la population municipale par état matrimonial ; de 1881 à 1926, la population totale présente (non pas au dos, mais sur la première page des listes) ; de 1876 à 1936, la population comptée en bloc (dès 1881 par classes d'institution) ; de 1872 à 1936, la population étrangère (mais non pas en 1881) ; de 1906 à 1926, la population totale résidente par grands groupes d'âge.

Les statistiques au dos des listes de 1851 sortent du lot. On y trouve la population municipale par état matrimonial, par religion, par nationalité ; le nombre de maisons et de ménages ; les personnes atteintes de certains handicaps ou maladies ; la population agglomérée et éparse ; celle compte en bloc ; et surtout, on y trouve le tableau de la population par catégorie socio-professionnelle et par sexe, tableau qui sera publié avec les tableaux récapitulatifs aux recensements suivants.

En général, l'information au dos des listes nominatives est aussi riche que suspecte.

- la *population municipale* est la donnée la plus sûre, pour des raisons non

seulement techniques (elle résulte du total de nombreux sous-classements), mais aussi politiques elle est la base des dotations de l'état à la commune. Toutefois, elle n'est pas sans poser de problème. La population municipale "*comprend les* habitants qui résident *habituellement dans la commune, qu'ils soient ou non présents au moment du recensement*." (Instruction pour les Opérations du Dénombrement de la Population. Circulaire du Ministère de l'Intérieur, 15.11.1881) Cette définition ne change pas, de 1836 à 1936. Mais son application dépend en dernier lieu du chef de famille. Elle échappe à tout contrôle.

La population municipale ne comprend pas la population comptée en bloc, qui, elle, se rajoute à la population municipale pour former la population totale résidente. C'est là que les erreurs les plus importantes interviennent. Pour la période de 1836 à 1872, certaines communes ont intégré la population comptée en bloc dans la population municipale. Cela peut aller de quelques garçons ou filles, en pensionnat en ville, comptés comme résidents habituels dans leur village d'origine, à de milliers d'habitants, dans le cas de Montpellier. Nous redresserons les erreurs les plus apparentes, grâce aux tableaux sommaires de la population municipale et en bloc, conservés depuis 1851.

- la *population comptée en bloc* (aussi appelée population comptée à part) mériterait une étude à elle seule. Devraient y figurer la population résidente habituellement dans les institutions de la commune, telles que l'armée, les pensionnats, hospices, orphelinats, asiles, prisons (mais non pas leur personnel), les institutions religieuses (mais non pas le personnel enseignant), les travailleurs des chantiers publics (mais non pas ceux résidant habituellement dans la commune) et les marins. Depuis 1881, nous disposons du détail de la population comptée en bloc, ce qui nous permet de repérer les erreurs les plus voyantes. Ainsi, les communes rurales ont tendance à compter les militaires ou enfants en pensionnat, originaires de leur village mais résidant ailleurs, comme population comptée en bloc de leur commune. D'autres communes, urbaines celles-ci, comptent les personnes présentes le jour du recensement, mais non résidentes, parmi la population comptée en bloc. Ainsi, à Sète, la population des hôtels et des bateaux en escale est régulièrement comptée parmi la population en bloc.

Les pêcheurs constituent un problème à part parfois comptés en bloc, sous la classe de "marins", parfois comptés dans la population municipale, leur statut ne se clarifiera pas jusqu'en 1936.

Si les tableaux détaillés de 1881 à 1936 permettent de corriger certaines erreurs, les données avant 1881 sont moins faciles à vérifier. Les Archives Départementales contiennent de nombreuses archives institutionnelles, qui permettraient leur correction, mais cette démarche dépasse le cadre de notre étude.

- les *maisons* et les *ménages*. On ne peut qu'être frappé par le grand nombre de communes, à chaque recensement, qui comptent autant de maisons que de

ménages. Pour elles, les deux sont identiques. C'est avant tout dans les villes que l'on se soucie de différencier les deux, reconnaissant ainsi le statut particulier de l'immeuble. Toutefois, sa définition restera floue et son application changeante. Dès la fin du XIXe siècle, on rencontre le souci d'inclure dans le nombre de maisons également celles, qui sont vides. Son application est sans grande constance, comme les rappels réguliers de la part de la préfecture en témoignent. Ceci, avec la notion douteuse d'immeuble, font que le nombre de maisons forme une série incohérente, suspecte.

A priori, le ménage semble mieux défini *"On entend par ménage la réunion de plusieurs individus habitant et vivant ensemble sous la direction d'un même chef."* (Circulaire du 15.11.1881) On note que le rôle du chef est important, il prend la place qu'occupe actuellement l'habitation principale dans la définition du ménage. Mais qui était ce chef ? "*La feuille de ménage* (document de base pour la constitution des listes nominatives, note de l'auteur) [sera remplie] *par le chef de famille lui-même.*" Le chef de ménage est donc le chef de famille. Or, la circulaire précise bien "*Une famille peut former plusieurs ménages.*" (Circulaire du 15.11.1881)

Résumons le ménage est défini autour de son pivot, qui est le chef de famille, mais la famille peut regrouper plusieurs ménages. On remarque, que les définitions sont à l'inverse de celles d'aujourd'hui. Actuellement, un ménage peut former plusieurs familles et celles-ci se définissent par leur rapport au chef de ménage. Est-ce une simple inversion de définition entre "ménage" et "famille" ? Si c'était le cas, le nombre de ce qu'on appelle "ménage" actuellement, nous resterait inconnu au XIXe siècle, puisque les familles ne furent pas comptées. Et qu'est-ce qui correspond aux "ménages" du XIXe siècle ? L'actuelle "famille biologique" ? La notion de ménage complexe serait devenue une contradiction.

Dans la pratique, on peut penser que la priorité a été donnée à la première partie de la définition "habitant et vivant ensemble". On pourra donc les assimiler aux actuels ménages. Nous retrouvons ici l'équation "ménage" = "habitation" qui a dominé la notion de "maison". Mais il est évident, que des analyses poussées sur la composition des ménages, sur la présence d'aînés et d'autres "isolés des ménages" se heurtera au flou qui a régné (et qui règne toujours) dans la détermination exacte de la composition des ménages et des familles.

- la population *agglomérée* et *éparse*. La définition d'agglomération n'a pas changé au cours de la période étudiée, et on n'a pas de raison particulière de mettre en cause son application. Mais par sa définition même, elle couvre des situations de peuplement diverses. Chaque commune contient une population agglomérée, à l'exception de celles qui ont vu leur chef-lieu se vider de tout habitant (c'est le cas à Aumelas et à Mérifons). L'agglomération n'a pas de critère de taille. Elle peut compter moins d'habitants qu'un autre hameau de la commune qui, lui, sera compté parmi la population éparse. Ainsi, certaines communes contiennent des villages, des "villes" même, parmi leur population éparse Graissessac et Saint-

Etienne-Estréchoux, au XIXe siècle, Carnon et Le-Cap-d'Agde au XXe. Le regroupement communal, auquel nous avons procédé dans le souci de constituer des séries cohérentes, ne fait qu'accentuer ce phénomène. Dans l'analyse du peuplement nous reviendrons sur ce problème et nous prendrons en compte ses principaux effets.

- le tableau de *catégories socio-professionnelles* (CSP) de 1851. Les catégories socio-professionnelles restent rarement inchangées d'un recensement à l'autre, rendant ainsi la constitution de longues séries quasiment impossible. De plus, les séries concernant le sexe féminin sont inexploitables les communes font mal la différence entre une femme ayant sa propre activité, et celle, vivant du travail de son mari. Evidemment, dans la population largement agricole et artisanale de l'époque, cela ne fait que refléter le flou réel dans lequel l'activité professionnelle s'exerçait. Dans certaines communes, toutes les femmes travaillent, dans d'autres, aucune. Ces statistiques n'ont pas de sens, pas plus que les récapitulations départementales publiées par la SGF.

Pour le sexe masculin, les statistiques sont plus fiables. Le problème majeur est celui de l'interprétation des catégories toutes les communes distinguent-elles de la même façon un journalier-propriétaire d'un journalier et d'un propriétaire ? Nous ne pourrons nous servir des statistiques CSP qu'en les regroupant par grandes catégories.

Un problème particulier est posé, une fois encore, par les pêcheurs. N'étant pas mentionnés explicitement, ils peuvent se trouver soit sous le chapitre Professions libérales, à la ligne "Militaires et marins" ; soit sous Industrie et Commerce, à la ligne Industrie de l'alimentation ; soit, du moins partiellement, à la ligne Industrie des transports.

Le tableau CSP de 1851, ainsi que ceux des recensements suivants, publiés à part, sont riches et apportent beaucoup à l'analyse cartographique et statistique de l'Hérault du XIXe siècle, à condition de s'en servir de façon extrêmement prudente.

b - les états récapitulatifs

Chaque recensement, depuis 1820, a donné lieu à des états récapitulatifs sommaires, mentionnant la population totale, le nombre de maisons et de ménages. Ces états sont les premiers résultats du recensement. Ils ne nous apportent pas d'autres informations que celles que nous avons recueillies sur les listes nominatives.

Dans un deuxième temps, les états récapitulatifs détaillés sont établis à l'aide des bulletins de ménage jusqu'en 1872, des bulletins individuels ensuite. De 1851 à 1881, les états sont constitués dans les communes, puis récapitulés par arrondissement et pour le département. En 1886 commence la centralisation. La constitution des états est pris en charge par la préfecture, puis, dès 1901, par la

SGF à Paris. Indiscutablement, le court-circuitage des opérations intermédiaires a éliminé beaucoup de défauts les états récapitulatifs départementaux publiés par la SGF depuis 1901 sont de bonne qualité. Mais cela n'est pas le cas pour la période 1886-1896. La centralisation des opérations à la préfecture semble avoir conduit à une baisse de la qualité et à une perte de l'information. L'état départemental de 1886 est parmi les plus fantaisistes du siècle. Les états par arrondissement de 1886 et de 1891 sont perdus, ou n'ont jamais été faits.

Les états que nous exploitons en priorité sont ceux de la population par âge, par sexe et par état matrimonial ; les tableaux par catégorie socio-professionnelle ; et ceux concernant le lieu de naissance. Nous avons utilisé les états du département, des arrondissements et des 61 communes de plus de 1000 habitants de façon exhaustive ; ceux des autres communes l'ont été pour les recensements de 1851 et 1881 seulement.

- *la population présente.* En 1881, la population des listes nominatives ne correspond plus avec celle des états récapitulatifs. La première est celle *résidente*, comme avant 1881. La deuxième est celle *présente* dans la commune la nuit qui précède le jour du recensement. Du moins, en théorie on aurait dû avoir cette distinction. En réalité, elle ne fut pas appliquée avec rigueur. D'une part, pour 17,5 % des communes, la population présente totale ne correspond pas (à plus de 1%) avec le total de la population par âge. D'autre part, pour 32 % des communes, le total de la population présente correspond exactement au total de la population résidente, malgré la présence d'une population de passage dans la commune. Autrement dit, les nouvelles instructions sont mal appliquées et leur application partielle fait baisser la fiabilité des états récapitulatifs par rapport aux recensements précédents.

A partir de 1954, on revient à la notion de population résidente pour les états récapitulatifs. Malgré un changement dans les techniques d'exploitation des résultats en 1962, cela restera le cas jusqu'en 1990.

- *l'établissement des états.* Une règle semble prévaloir dans l'établissement des états plus ils sont complexes, plus il y a des erreurs. Ailleurs nous avons déjà parlé de la double origine des erreurs la complexité des calculs et l'invention des chiffres non disponibles. On a également invoqué la présence d'une deuxième règle, qui cache les effets de la première les totaux concordent toujours avec ceux des états sommaires envoyés préalablement.

D'autres sources d'erreurs peuvent entraîner des distorsions considérables. Ainsi, une erreur grossière sur le bulletin individuel de 1881. L'utilisation du bulletin individuel a été discutée par Van de Walle (1975) et par Dupâquier et Le Mée (1988), mais on n'a pas attiré l'attention sur le tableau figurant au dos du bulletin, qui traduit, à l'intention de l'agent recenseur qui remplit le bulletin, l'année de naissance en âge. Or, ce tableau a décalé tous les âges d'un an. Les enfants nés en

1881 se voient accorder l'âge de 1 an, ceux de 1880, l'âge de 2 ans, etc. Le recensement a eu lieu le 18 décembre 1881. Si tous les recenseurs avaient suivi ce tableau, la population toute entière serait décalée d'un an. Mais, comme toujours, une partie seulement des recenseurs ont suivi les instructions, et, ne sachant pas laquelle, nous n'avons pas de moyens de corriger l'erreur qui s'en est suivie.

D'autres erreurs, toujours en 1881, furent introduites par la mise en page du tableau par âge sur l'état communal. Le tableau, très serré, ne contient ni interlignes ni lignes. Nous avons estimé à 18 % le nombre de communes qui ont décalé une ligne, faisant passer ainsi le groupe de 25-29 ans sur celle des 24 ans, qui devrait être 5 fois plus faible.

Arrêtons ici l'énumération des erreurs introduites sur les états récapitulatifs. Elle ne fait que souligner ce que nous savons déjà les états sont à vérifier et, souvent, à corriger d'erreurs, dont les moins importantes, et les moins difficiles, sont celles de la déclaration.

c - le XXe siècle

A l'échelle sub-départementale, les états statistiques ne redeviennent disponibles qu'à partir de 1954 ; à l'échelle communale seulement en 1962. Cette année peut être considérée comme la première d'une nouvelle ère statistique domiciliée et informatisée. La qualité du traitement administratif n'est plus en cause. Reste la qualité de la déclaration. Elle a fait l'objet de plusieurs enquêtes de la part de l'INSEE Vangrevelinghe (1963), Coeffic (1993). Les résultats sont comparables une marge d'erreur de 0 à 4 % selon le groupe d'âge, à laquelle s'ajoute l'erreur due aux recensables, qui ont préféré ne pas se faire recenser, pour des raisons idéologiques, ou parce que leur situation face à la préfecture, aux impôts, à la CAF, n'est pas en règle. Ceux-ci échappent aux enquêtes de contrôle de l'INSEE, qui se sont limitées à la vérification des déclarations. Ainsi, l'erreur dépasse probablement les 4 % pour les 20-29 ans, particulièrement soumis à la migration. Cette marge, constatée et acceptée aux recensements de la fin du XXe siècle, pourra et devra relativiser les exigences que l'on aimerait avoir quant à la reconstitution des recensements du XIXe siècle.

Malgré la bonne qualité des recensements depuis 1954, ils ne peuvent être exploités sans traitement préalable, car, sur deux points importants, ils rompent avec ceux du XIXe et de la première moitié du XXe siècle. D'une part, les périodes inter-censitaires deviennent irrégulières, elles ne correspondent plus aux intervalles quinquennaux. D'autre part, l'âge est donné selon l'année de naissance - comme depuis le début du siècle - mais regroupé selon l'âge au premier Janvier qui suit le recensement et non plus selon l'âge au premier Janvier qui précède. Ainsi, les groupes d'âge sont en réalité 0-4.17 ans, 4,17-9,17 ans, 9,17-14,17 ans, etc. L'effet est considérable au premier groupe d'âge (sous-évalué d'environ 20 %) et aux âges élevés.[36] Le rajeunissement de 2 à 3 mois aux recensements de 1901-

[36] L'INSEE n'omet pas de signaler que la classe d'âge 0 est incomplète (INSEE, Recensement de la population de 1990 - Exhaustif) ; mais cet avertissement est absent au moment des comparaisons

1946 cède la place à un vieillissement de 9 à 10 mois, ce qui quadruple l'écart avec l'âge "réel" en années révolues.

Pour rétablir les groupes d'âge habituels aux intervalles réguliers, nous reconstituons les groupes de générations appartenant aux années .1-.5 et .6-.0, et estimons par interpolation longitudinale l'effectif de la cohorte aux dates voulues le premier Janvier des années 1951, 1956, 1961, 1966...1991. Par exemple, l'effectif de la cohorte née en 1931-1935 est connu au 07/03/1962, 01/03/1968, 20/02/1975, 04/03/1982 et 05/03/1990. Pour retrouver l'effectif aux premiers Janvier de 1966, 1971, 1976, 1981 et 1986, nous formulons l'hypothèse que celui-ci évolue de façon linéaire entre deux dates connues. Les décès et les migrants sont donc répartis de façon proportionnelle entre la part de la période inter-censitaire du premier recensement au premier Janvier qui nous intéresse (par exemple entre 07/03/1962 et 01/01/1966), et celle qui reste jusqu'au recensement suivant (01/01/1966 à 01/03/1968). L'hypothèse est raisonnable pour les décès, car les dates estimées se trouvent en général à moins de 3 ans d'une date de recensement. Pour les migrants, elle est sûrement moins valable, car il y a peu de raisons pour que les flux migratoires, très fluctuants d'une période inter-censitaire à l'autre, restent constants au cours des périodes inter-censitaires mêmes. Mais nous n'avons aucun moyen d'estimer leur fluctuation entre deux dates de recensements et sommes donc contraints de la considérer nulle.[37]

Les premiers groupes d'âge n'ont pu être estimés de la même façon, car ils ne sont pas encadrés par deux dates de recensement. Comment estimer l'effectif de la cohorte, née en 1961-1965, au premier Janvier 1966 ? Nous avons le nombre de naissances domiciliées qui correspond à cette cohorte, et l'effectif recensé en 1968. Mais la mortalité et la migration ne peuvent, dans ce cas, être considérées constantes, tandis que leur ampleur, au niveau des sous-populations, est considérable. Nous les mesurons au moment des recensements le tableau 5 rapporte le premier groupe d'âge recensé aux naissances domiciliées de la période correspondante (naissances vivantes domiciliées en 1958, 1959, 1960, 1961 et 65/365 x 1962 pour le premier groupe recensé en 1962, etc.).

---

historiques ou internationales. Prenons l'exemple du vieillissement : dans la région du Languedoc-Roussillon, la proportion des moins de 20 ans serait tombée en dessous de celle des 60 ans et plus (23,9% contre 24,6%) ; en "réalité", c'est-à-dire en années révolues, elle est bien au-dessus (environ 25% contre moins de 24%). A l'intérieur des séries historiques ou des tableaux internationaux, la définition de l'âge qu'emploie l'INSEE exagère donc considérablement le vieillissement actuel.

[37] On aurait la possibilité de considérer constant non pas le flux migratoire net mais le quotient migratoire net entre deux recensements, comme le fait le programme OMPHALE de l'INSEE. Son calcul est extrêmement lourd, pour un résultat très proche de notre interpolation linéaire. L'hypothèse de base reste la même : constance du flux migratoire entre deux recensements. De toute évidence, c'est cette hypothèse - nécessaire - qui introduit la plus grande part d'erreur, et non pas le mode de calcul.

HERAULT sexes réunis						
	1954	1962	1968	1975	1982	1990
Effectifs Recensés/Estimés selon Mouv. Pop. publié	0,992	1,096	1,044	1,011	1,013	1,01

Tableau 5. Effectifs à 0-4 ans recensés rapportés aux naissances vivantes domiciliées correspondantes, compte tenu des décès entre naissance et la date du recensement.

Nous voyons que la migration nette départementale à bas âge a connu un sommet en 1962 et que le phénomène reste marginal avant comme après les années 1960. A l'échelle des sous-populations, ils est beaucoup plus important, bien évidemment, mais nous ne disposons pas des décès par âge et par commune pour l'évaluer aussi précisément. Le tableau 6 rapporte les premiers groupes d'âge aux naissances domiciliés, auxquelles nous avons appliqué la mortalité infantile constatée au niveau départemental. L'imprécision ainsi introduite ne devrait pas dépasser 1%, ce qui est négligeable face à la grande migration que l'on constate à l'échelle des sous-populations.

HERAULT sous-populations					
	1962	1968	1975	1982	1990
Ecart type Eff. RP / NV	0,129	0,115	0,159	0,165	0,172
Ecart type Eff. RP / Eff. estim. Mouv. Pop.	0,132	0,118	0,161	0,167	0,174

Tableau 6. Ecarts types du rapport entre effectifs à 0-4 ans recensés et naissances vivantes domiciliées correspondantes, sans tenir compte des décès entre naissance et la date du recensement, puis en estimant les décès sur la base de la mortalité infantile départementale.

La migration inter-communale des nouveaux-nés est donc très importante jusqu'à plus ou moins 30% des nouveaux-nés semblent changer de commune avant l'âge de 2,5 ans. Elle est relativement stable, aussi, dans le temps comme dans l'espace (corrélation de recensement à recensement d'environ 0,4). Il faut donc en rendre compte. Nous estimons le rapport entre effectifs recensés et naissances domiciliées au premier Janvier 1966, 1971, etc., pour une sous-population donnée, par interpolation entre les valeurs calculées aux recensements encadrant. Le rapport au premier Janvier 1961 est considéré identique à celui calculé en 1962 ; celui au premier Janvier 1991 est considéré identique à celui de 1990.

Environ la moitié des sous-populations ont vu leur population par âge publiée en 1954. Pour elles, nous terminons la reconstitution en 1951. Les autres terminent en 1956. Pour celles-ci, l'effectif des cohortes, au premier Janvier 1961, résulte d'une rétropolation des effectifs constatés en 1962 et 1968. Pour toutes les sous-populations, l'effectif des cohortes au premier Janvier 1991 résulte d'une extrapolation des effectifs constatés en 1982 et 1990. Cette méthode rallonge donc l'hypothèse de la migration et mortalité constante légèrement au-delà de la limite inter-censitaire. Jusqu'au recensement prévu en 1999, il sera difficile de faire autrement.

CONCLUSION

Le matériau de base de la reconstruction démographique des sous-populations de l'Hérault sera constitué par les Tables Décennales, les listes nominatives, et les états récapitulatifs communaux des recensements de 1851, 1881, 1962 - 1990 (voir annexes II.2.1 à II.2.5). Pour établir les tables de mortalité et les profils de migration nécessaires, nous nous appuierons sur les tableaux récapitulatifs annuels de l'état civil et sur tous les états récapitulatifs par arrondissement, pour le département, par mode de peuplement, disponibles de 1804 à 1990.

On aura noté, que les sources secondaires de l'état civil se rapportent à la population présente, jusqu'en 1951, et celles issues des recensements, en général, à la population résidente (sauf les états communaux par arrondissement et pour le département de 1881 à 1946). L'écart entre les deux devient sensible, puis perturbant, entre 1903 et 1951. C'est sur cette période que les données du mouvement de la population deviennent aléatoires. Elle seront remplacées, après 1954, par les données domiciliées.

Avant de réaliser la reconstitution démographique des sous-populations, il reste à vérifier la qualité des données pour les recensements de 1851 et de 1881.

5 LES RECENSEMENTS DE 1851 ET 1881 RECOMPTES

La récapitulation départementale de la population par âge a été publiée pour chaque recensement depuis 1851. Il n'en est pas de même pour les communes. Les récapitulations communales ne sont publiées (ou, plutôt, rendues accessibles par l'informatisation) que depuis 1962. Avant cette date, elles ne sont ni publiées, ni réalisées, exception faite de la période 1851-1891. Pour donner des repères à la reconstitution des sous-populations, telles que nous l'envisageons, nous choisissons de relever, et de tester, l'ensemble des récapitulations communales des recensements de 1851 et 1881, seuls recensements dont les récapitulations ont été conservées dans leur quasi-totalité. Par la même occasion, on pourra confronter le recensement départemental publié de 1851 - visiblement erroné - à la somme des récapitulations communales.

LE RECENSEMENT DE 1851

Les récapitulations communales par sexe, âge et état civil du recensement de 1851 se trouvent aux archives départementales dans la série 6M. Ces récapitulations ont été établies en même temps que les listes nominatives. Deux raisons nous ont poussé à vérifier leur qualité et à refaire la récapitulation départementale : d'abord, le souci de disposer d'une première structure par âge sûre pour chaque commune, le plus tôt possible ; deuxièmement, le caractère visiblement fantaisiste de la récapitulation départementale, telle qu'elle a été publiée par la SGF (voir le chapitre 1.2), l'a rendue inutilisable.

Les erreurs constatées dans la récapitulation départementale de 1851 sont des erreurs de traitement, pas de déclaration. Il s'agit de savoir si celles-ci ont été commises à la préfecture ou dans les mairies.

Nous avons retrouvé 310 récapitulations, des 330 communes de l'Hérault en 1851. Les 20 communes manquantes ont été récapitulées par nous-mêmes à partir des listes nominatives. L'analyse des 20 communes manquantes nous apprend qu'elles appartiennent à un nombre limité de cantons : 8 communes du canton d'Olargues, 6 du canton d'Aniane, 3 du canton de La Salvetat (le canton entier), puis 2 communes du canton de Clermont et une de Lunel. L'étape administrative que constitue le canton peut-elle être responsable de la perte des récapitulations ? L'organisation du recensement, décrite dans la circulaire du 4 Mars 1851, n'en fait aucune mention. Entre préfecture et commune, aucun intermédiaire n'aurait dû intervenir. La circulaire recommande aux préfets d'adresser "*une fréquente*

correspondance" aux maires, car "*c'est le seul moyen de les* [tableaux] *obtenir à l'époque fixée*" (circulaire du 3.03.1851). Effectivement, la correspondance a été fréquente. Mais à l'époque fixée, c'est-à-dire le premier Juin, les tableaux n'étaient pas parvenus à la préfecture. Vers la mi-Juillet, il manque toujours 36 communes de l'arrondissement de Montpellier et au moins autant des autres arrondissements. Le 17 Juillet, le ministère s'impatiente : "*Je vous recommande, notamment, de m'indiquer les causes du retard ... Je saisis cette occasion de vous inviter de nouveau à faire contrôler, avec le plus grand soin, les tableaux fournis par MM. les Maires, afin de n'inscrire dans le tableau qui m'est destiné que des chiffres dont l'exactitude ne puisse être contestée*"[38].

Des causes, il y en a selon M. le Préfet : "*L'épidémie, connue sous le nom de suette miliaire, qui a éclaté dans l'arrondissement de Béziers et dans quelques communes de celui de Lodève, a considérablement retardé les opérations de dénombrement.*" Et quant à la qualité : "*Les tableaux sont contrôlés avec soin au fur et à mesure de leur arrivée... Ils sont généralement bien rédigés.*"

Vers la mi-Août, il n'en manque plus que quelques dizaines, dont ceux que nous n'avons pas trouvés aux archives. N'ont-ils jamais été faits ? La préfecture, ne les a-t-elle plus attendus ? La correspondance ne le dit pas. Et elle ne permet encore moins de comprendre comment la préfecture, après des mois de "correspondance fréquente" avec les maires, après avoir reçu 95% des tableaux communaux, "bien rédigés", a pu produire une récapitulation départementale aussi invraisemblable. Que cette récapitulation ait pu passer inaperçue au bureau de la SGF, et soit restée inaperçue jusqu'à la publication de Van de Walle, en 1974, témoigne du peu de connaissance démographique de l'époque. Depuis, elle ne continue pas moins de figurer dans toutes les statistiques officielles.

Les 20 communes perdues comptent ensemble 20 834 habitants, ce qui représente 5,6 % de la population des ménages du département. Huit des vingt communes comptent plus de 1000 habitants. La ruralité ne joue donc pas de rôle dans la perte des récapitulations. Elle ne jouera pas plus de rôle, comme nous le verrons plus loin, dans la qualité des récapitulations.

a - degré de concordance des effectifs globaux

Dans un premier temps, nous avons cherché à savoir si les récapitulations concordaient avec les données des listes nominatives. Pour cela, nous avons comparé les totaux par état civil des récapitulations à ceux mentionnés au dos des listes nominatives. La correspondance se révèle bonne : 175 des 310 récapitulations ne comportent de défaut dans aucune colonne (une colonne correspond à un groupe d'état civil). Des 1860 colonnes (6 fois 310), seules 139 (7 %) présentent un défaut qui dépasse 1 % (ou l'unité, pour les colonnes de < 100 ; cette réserve sera valable chaque fois qu'est écrit : 1 %). Le défaut moyen s'élève à 8,9 %. Les deux groupes de veufs et de veuves, souvent très peu nombreux, ont un défaut moyen de 16,7 %. Les groupes de célibataires et de

[38] A.D. 6M .

mariés, un défaut de 5,9 %. Les écarts constatés semblent dûs à des erreurs non systématiques.

Nous avons recompté, sur listes nominatives, 120 des 139 colonnes défaillantes ; les autres étaient perdues, ou ont été assimilées aux groupe des < 1 %, à cause de leur faible dépassement. (Toujours < 2 %, le plus souvent < 1,5 %.) Ainsi, 9 communes ont été recomptées entièrement, 34 partiellement.

Nous n'avons pas comparé les totaux mentionnés en bas des récapitulations. Il semble évident que les mairies ont pris soin de les faire correspondre à ceux figurant au dos des listes nominatives. Nous avons comparé les totaux réels des contenus des colonnes à ceux des listes nominatives, qui, eux, sont des totaux par page, puis quartier et hameau.

La population comptée à part ne figure pas, en général, dans les récapitulations. Elle figure, par contre, dans les totaux que la préfecture a relevés sur les listes nominatives. Nous les avons enlevés avant la comparaison.

Quatre communes, toutefois, ont intégré la population comptée à part dans leurs récapitulations. C'est le cas de Gignac et de Vias, où la population à part se limite à 30 (Gignac) et 7 personnes. Mais c'est aussi le cas des Matelles, petite commune où un orphelinat compte 121 jeunes garçons ; et de Sète, où 1059 personnes, faisant partie de la population comptée à part, se trouvent intégrées dans la récapitulation.

Une bonne correspondance entre les totaux de la récapitulation et ceux de la liste nominative est signe de l'exactitude des deux, à condition que les totaux sont faits comme ils devraient l'être : par page, quartier ou hameau d'une part, par année d'âge de l'autre. Nous ne savons pas si cela a toujours été le cas. Deux possibilités se sont présentées aux mairies pour contourner ce double calcul : faire la récapitulation, puis copier les totaux de la récapitulation au dos de la liste nominative. Ce cas de figure nous serait favorable, puisque la récapitulation aurait été faite sur la base des données du recensement, et jugée assez exacte pour être reprise sur la liste nominative. Mais elle est peu probable. La liste nominative exige également des totaux par page, par rue, quartier, etc. Ceux-ci ne peuvent être faits qu'à partir des listes mêmes. Le bénéfice de reprendre les totaux de la récapitulation pour l'addition finale serait négligeable. Par contre, une autre démarche constituerait un réel gain de temps pour les mairies : copier les totaux de la liste nominative en bas de la récapitulation, puis remplir les colonnes correspondantes. Ce cas de figure sera testé dans le test 2.

Au total 59 communes ont une ou plusieurs colonnes s'écartant de plus de 1 % des listes nominatives.

	colonnes avec défaut >1 %						total
	6	5	4	3	2	1	
nombre de communes	4	4	7	7	9	28	59

Tableau 1. Communes aux subtotaux erronés.

Des 28 communes, dont une colonne est défaillante, l'écart constaté moyen est de 3,5 %. Visiblement, il s'agit d'erreurs mineures.

Des 8 communes, dont 5 ou 6 colonnes sont défaillantes, nous pouvons en isoler 2 (Mauguio et Thézan-lès-Béziers), qui ont une récapitulation sans aucun rapport avec la liste nominative ou avec les totaux figurant en bas des mêmes récapitulations. Il est peu probable que le défaut énorme des récapitulations ait servi un intérêt quelconque, puisqu'on a pris soin de le masquer par des totaux pris sur la liste nominative. Si nous écartons ces deux communes, l'écart moyen des 6 autres communes (33 colonnes) est de 5,9 et 6,5 % pour les célibataires, de 5,6 et 5,7 % pour les hommes et femmes mariés, de 17,6 et 16,6 % pour les veufs et veuves. Même si l'écart moyen est plus important que pour les 28 premières, nous pouvons toujours les considérer comme des erreurs, probablement de nonchalance.

Ces dernières communes ne se distinguent en rien des autres communes de l'Hérault. Leur taille est moyenne (1042), on y trouve des villes, des bourgs et des villages dans les proportions départementales. La répartition géographique ne donne pas plus de précision : chaque arrondissement est concerné.

Arrondissement	Béziers	Lodève	Montpellier	Saint Pons
% communes défaillantes	24	23	14	12
% colonnes défaillantes	9	9	6	4

Tableau 2. Communes défaillantes par arrondissement

Si les arrondissements de Lodève et de Béziers sont plus touchés, la différence ne justifie pas la recherche d'une éventuelle explication relative à la diversification géographique.

b - degré de concordance des effectifs par âge

Le nombre de personnes figurant dans les colonnes des récapitulations communales étant globalement correct, il s'agit maintenant d'étudier sa distribution par âge. Dans la récapitulation départementale, le nombre était également correct, mais la distribution par âge était très erronée. Il faut donc étudier, commune par commune, la distribution par âge contenue dans la récapitulation communale. C'est l'objet du deuxième test. Pour éviter les distorsions de la structure par âge liées au service militaire, nous avons limité notre test au sexe féminin, tous états matrimoniaux confondus.

Nous disposons de 29 communes comptées par nous-mêmes (20 communes dont la récapitulation était perdue ou abîmée, 9 communes qui ont eu des résultats suspects au test précédent). Au total 31 067 personnes (9,5 % de la population départementale), dont 15 267 du sexe féminin (9,2 % de la population

départementale féminine). Ces 29 communes nous ont donné le modèle pour le deuxième test. Mais puisqu'elles ne constituent pas un échantillon représentatif pour l'ensemble du département, et qu'elles contiennent peut-être l'erreur fréquente de la sous-représentation des jeunes âges, nous avons préféré élargir le modèle avec deux pyramides reconstruites, pour 1851 : celle de Bourgeois-Pichat (1951, 1952) pour la France féminine et celle de Van de Walle (1974) pour les femmes de l'Hérault.

	EFFECTIFS POUR UNE POPULATION DE 1000 FEMMES				
Age	29 communes	Bourgeois-Pichat	Van de Walle	minimum	maximum
0-4	95	107	101	95	107
5-9	94	96	94	94	96
10-14	92	90	91	90	92
15-19	94	86	87	86	94
20-24	80	81	82	80	82
25-29	68	76	76	68	76
30-34	69	71	71	69	71
35-39	70	65	72	65	72
40-44	73	60	68	60	73
45-49	63	56	67	56	67
50-54	58	53	55	53	58
55-59	36	47	45	36	47
60-64	36	39	35	35	39
65-69	29	30	25	25	30
70-74	22	21	16	16	22
75+	22	21	13	13	22

Tableau 3. Valeurs du modèle pour test 2.

Nous avons confronté toutes les sous-populations au modèle. Une zone de tolérance est définie autour du modèle par la taille de la population et l'exigence d'un niveau de confiance de 99,8 %. Des 100 sous-populations, 71 s'avèrent conformes au modèle-zone. Les autres 29 présentent un ou plusieurs groupes d'âge en désaccord avec le modèle. Au total 70 groupes d'âge. Les 7 plus grandes villes de l'Hérault en totalisent 39. Le tableau 4 montre les groupes d'âge trop (+) ou trop peu (-) remplis.

La distorsion de la pyramide est systématique : trop plein à 20-34 ans, trop peu aux jeunes âges. Si le trop plein s'explique facilement par l'immigration récente, les classes trop peu remplies s'expliquent partiellement par l'effet technique des classes trop remplies (qui augmentent la population totale et baissent donc la proportion des classes non concernées par l'immigration). Le cas de Pézenas est exceptionnel ; parmi les sept villes considérées, Pézenas est la seule à avoir un solde migratoire négatif entre 1843 et 1852 ; le mouvement naturel a également été

négatif durant cette période ; le trop plein des classes plus âgées s'explique à nouveau par l'effet technique, cette fois en sens inverse.

Les grandes villes, par leurs plus fortes migrations, présentent des distorsions de la structure par âge explicables et, par conséquent, acceptables pour l'objectif que nous nous sommes posés dans ce chapitre : réaliser une estimation provisoire, mais réaliste, de la population par âge en 1851.

Age	Montpellier	Béziers	Sète	Lodève	Bédarieux	Agde	Pézenas
0-4	-	-			-		-
5-9	-	-		-	-	-	-
10-14	-	-		-			-
15-19	-						-
20-24	+	+	+		+	+	
25-29	+	+	+		+		
30-34	+	+	+	+			
35-39	+						
40-44							
45-49							+
50-54		+	-				+
55-59							
60-64			-				
65-69			-				+
70-74							+
75+							+

Tableau 4. Groupes d'âge s'écartant significativement du modèle.

Dans l'annexe II.3.1 nous avons cartographié les écarts réduits. Les cartes montrent le caractère urbain du sous-enregistrement aux jeunes âges et les premiers effets de la migration sur la pyramide d'âge des hauts cantons.

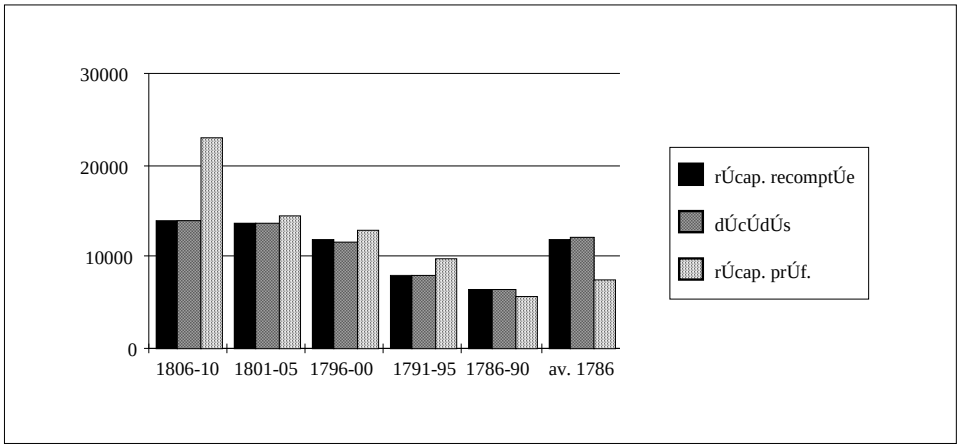
Une dernière correction s'impose, concernant la population comptée à part. Quelques communes l'ont intégrée dans leur récapitulation : Sète, Les Matelles. Mais au total 9 813 personnes, comptées à part, ne figurent dans aucune récapitulation communale. Nous disposons de la distribution par âge, sexe et état matrimonial de la population comptée à part de la ville de Montpellier seulement (5 589 personnes). Leur distribution a été appliquée à la partie de la population comptée à part, dont nous ignorons la composition (4 224 personnes).

c - degré de cohérence avec l'état civil

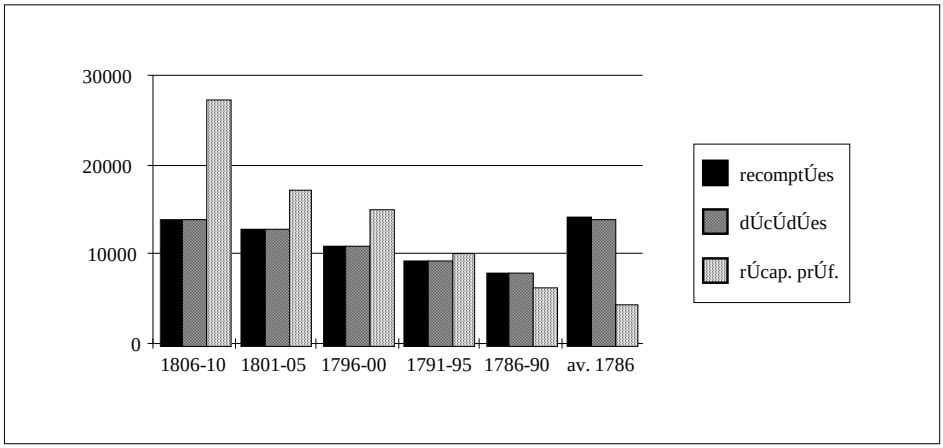
Le résultat obtenu par l'ensemble des récapitulations doit répondre aux mêmes exigences que les recensements analysés aux chapitre précédent. Nous avons

analysé sa cohérence avec l'état civil, par la méthodes des générations éteintes. Sous l'hypothèse, que la migration après l'âge de 40 ans est négligeable, les personnes nées avant 1810, habitant le département en 1851, sont décédées entre 1851 et 1906. En comparant les effectifs déclarés au recensement de 1851 (par groupe d'âge) et les décès déclarés entre 1851 et 1900 (par groupe de génération), nous jugerons de la cohérence entre les deux séries.

Les effets perturbateurs sont, toutefois, multiples : une éventuelle migration après l'âge de 40 ans ; des erreurs de déclaration concernant l'âge au recensement, particulièrement fréquentes quand il s'agit de personnes âgées ; des erreurs administratives dans les tableaux de décès par âge, que nous utilisons, ici, tels qu'ils ont été publiés ; et enfin, la répartition arbitraire des décès, connus par groupe d'âge, sur les générations concernées. Malgré ces incertitudes, la concordance entre les deux séries est bonne. Pour la comparaison, nous avons rajouté les effectifs en 1851 publiés par la SGF.



Graphique 1. Hommes nés avant 1811, recensés en 1851, selon la récapitulation préfectorale, selon la récapitulation recomptée, et ceux décédés en 1851-1900 dans le département.



Graphique 2. Femmes nées avant 1811, recensées en 1851 selon la récapitulation préfectorale, selon la récapitulation recomptée, et celles décédées en 1851-1900 dans le département.

d - conclusion

Les trois tests permettent d'affirmer

- que la récapitulation départementale, publiée par la SGF, est réellement "fantaisiste", c'est-à-dire sans rapport avec les récapitulations communales ;

- que les récapitulations communales correspondent bien aux données contenues dans les listes nominatives ;

- que la récapitulation départementale recomptée est cohérente avec les états annuels de l'état civil.

Le travail dans les mairies n'est pas en cause. Contrairement à une idée largement répandue, ce n'est pas l'ignorance des maires qui aurait compromis les résultats des premiers recensements, mais l'administration préfectorale. Nous verrons que ceci a été une constante jusqu'en 1886, probablement même jusqu'en 1901. Ce n'est qu'à partir de 1906, quand l'étape administrative préfectorale dans le traitement des données sera abandonnée au profit d'une centralisation nationale, que le phénomène de l'invention de données s'arrête définitivement.

Les récapitulations communales et la récapitulation départementale recomptée contiennent, bien évidemment, les erreurs à la déclaration habituelle à cette époque : sous-enregistrement aux jeunes âges, apparemment une exclusivité des villes (cf. Annexe II.3.1), attrait des âges ronds aux âges adultes. Leur correction fera l'objet des chapitres suivants.

LE RECENSEMENT DE 1881

Le second recensement que nous avons recompté de façon exhaustive est celui de 1881. Toutes les récapitulations communales ont été conservées. Les erreurs apparentes ne sont pas les mêmes qu'en 1851. Si en 1851, les principales erreurs étaient introduites dans les bureaux préfectoraux, en 1881 celles-ci sont précédées par des erreurs commises dans les mairies, et même par les agents recenseurs.

a - les sources d'erreurs

Première source d'erreurs : le tableau imprimé au dos du bulletin de recensement, traduisant l'année de naissance en année d'âge, élimine la classe d'âge de 0 an (les enfants nés en 1881 se voient accordés l'âge de 1 an) et vieillit ensuite chaque classe d'âge d'un an. Certaines communes ont suivi cette directive, elles ne comptent aucun enfant de 0 an. Mais la majorité des communes ne l'ont pas suivie, ou, ce qui est plus grave pour nous, l'ont suivie partiellement. Nous n'avons pas les

moyens de retrouver son taux d'application. Même le recours à l'indice de l'attrait des âges ronds nous reste interdit, car au-delà de 24 ans les âges ne sont pas récapitulées par année mais par groupe d'âge.

Seconde source d'erreurs : l'introduction d'une double définition de la population : population légale (de résidence habituelle) pour les listes nominatives, population présente pour les états récapitulatifs. La distinction fut mal respectée. Pas moins de 45 communes (sur un total de 330) déclare une population présente différente de celle figurant sur l'état récapitulatif par âge. Parmi celles-ci des grandes communes comme Bédarieux et Lunel. Nous n'avons aucun moyen de corriger cette erreur. Toutefois, on peut considérer que, pour chaque commune individuellement, l'erreur introduite ainsi sera limitée. Il n'en va pas automatiquement de même pour la récapitulation départementale. En effet, le résultat dépendra des grandes communes, qui concentrent l'essentiel de la population de passage. Si elles appliquent la nouvelle définition, la population de passage risque de figurer deux fois dans l'état récapitulatif départemental : une fois comme population de passage présente le jour du recensement dans une des villes du département, et une fois dans la population par âge de la commune de sa résidence habituelle, si celle-ci fait partie des 45 communes qui ont établi l'état de la population par âge sur la population résidente.

Les trois plus grandes villes du département ont effectivement intégré la population de passage dans leurs états récapitulatifs. La seule ville de Montpellier totalise 54 % de la population de passage déclarée dans le département (7 276 sur un total de 13 095). Une partie de cette population pourrait être comptée dans une des 45 communes déjà mentionnées. Mille, deux mille personnes ? Et combien de personnes de passage à Bédarieux ou Lunel le jour du recensement n'ont pas été comptées du tout ? Impossible de répondre. Le "double compte" de deux mille personnes (0,5 % de la population départementale), même si cela ne constituerait pas une perturbation majeure de la statistique départementale, n'est pas exclu.

Troisième source d'erreurs : le manque d'interligne dans le tableau de la population par âge et par état matrimonial. Aussi dérisoire que puisse paraître cette source d'erreur, elle n'en est pas moins le principal perturbateur au niveau communal. Pour illustrer la difficulté rencontrée, nous reproduisons dans le tableau 4 l'état récapitulatif de la population par âge et par état matrimonial de la commune de Lunas. Bien évidemment, les valeurs originales furent manuscrites.

age	garçons	hommes	veufs	total	filles	femmes	veuves	total
0	9			9	20			20
1	10			10	6			6
2	7			7	10			10
3	6			6	9			9
4	6			6	13			13
5	9			9	12			12
6	14			14	16			16
7	10			10	12			12
8	6			6	11			11
9	16			16	7			7
10	7			7	6			6
11	5			5	6			6
12	15			15	11			11
13	5			5	8			8
14	9			9	10			10
15	8			8	4			4
16	9			9	9	1		10
17	10			10	9			9
18	8			8	11			11
19	7			7	8	1		9
20	8			8	6	2		8
21	8			8	1	2		3
22	3	1		4	1	7		8
23	8	1		9	3	8		11
24	9	*20*		*29*	3	9	1	13
25-29	22	*37*		*59*	6	36	1	43
30-34	12	*46*		*58*	3	34	4	41
35-39	10	*36*		*46*	3	38	4	45
40-44	5	*33*		*38*	3	30	8	41
45-49	3	*32*	1	*36*	1	34	3	38
50-54	8	*24*	1	*33*	1	23	4	28
55-59	5	*32*	4	*41*	1	19	4	24
60-64	5	*9*	9	*23*	3	18	4	25
65-69	4	*5*	11	*20*	3	10	11	24
70-74	2	*14*	10	*26*	1	13	16	30
75-79	2	*7*	7	*16*	3	4	9	16
80-84		*6*	6	*12*		1	4	5
85-89		*2*	1	*3*		1	2	
90-94		1		*1*				
95-99								
100+								

Tableau 5. Etat récapitulatif de l a population par âge et par état matrimonial de la commune de Lunas au recensement de 1881. Les valeurs vraisemblablement erronées (suite à un décalage de ligne) sont représentées en italique.

L'étroitesse de l'interligne et l'absence de lignes de séparation ont provoqué un déplacement des valeurs dans les colonnes des hommes mariés. Le déplacement se repère dans la colonne du total : la classe d'âge du sexe masculin à 24 ans est trois fois plus nombreuse que celle à 22 ou 23 ans ; par contre, elle n'est même pas deux fois plus petite que la classe d'âge suivante qui regroupe cinq années d'âge.

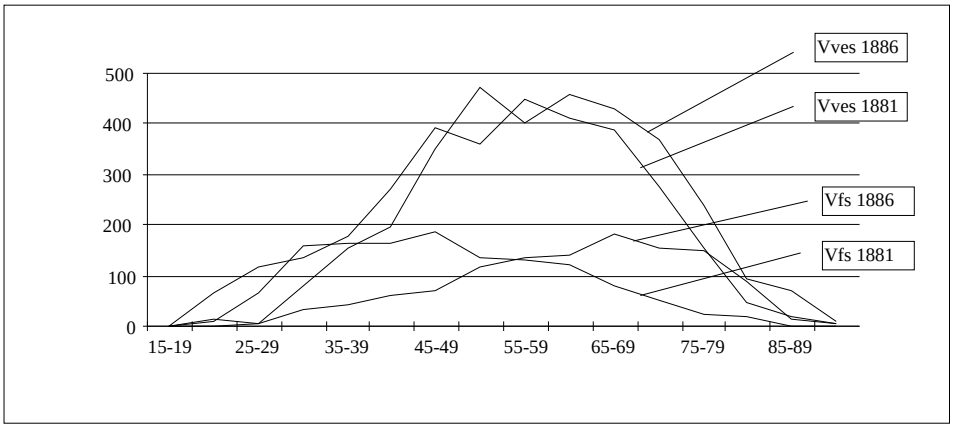
Puisque le tableau passe d'une récapitulation annuelle (de 0 à 24 ans) à une récapitulation par groupe d'âge, l'erreur devient importante et visible, sans que l'on puisse toujours déterminer à quel âge le décalage est intervenu. Le tableau d'aide à la détermination de l'âge est une condition aggravante. Application de ce tableau

réduit les 25 classes d'âge annuelles à 24. Pour nous, il devient ensuite difficile de déterminer si la commune a omis une année d'âge ou si elle a appliqué le tableau d'aide.

L'histoire de l'interligne prêterait à sourire si elle était restée limitée à quelques communes particulièrement nonchalantes. Mais nous avons repéré 42 communes dans ce cas. Et nous n'avons pu déterminer le décalage que dans les cas où les effectifs des classes d'âge étaient suffisants, ce qui a exclu de nombreuses communes rurales.

Quatrième source d'erreurs : les erreurs administratives. En 1851, nous avions compté 20 communes manquantes, 2 entièrement fantaisistes et 7 largement suspectes. En outre, nous avions constaté que la récapitulation préfectorale fut fantaisiste. En 1881, si tous les formulaires récapitulatifs ont été conservés, 8 d'entre eux n'ont pas été remplis, et 11 autres contiennent des erreurs administratives majeures. Parfois des valeurs inventées, parfois aussi des erreurs plus originales.

Prenons l'exemple de la ville de Montpellier. La répartition par âge des veufs montpelliérains ne semble pas refléter les déclarations. Voici les effectifs en 1881 et en 1886 :

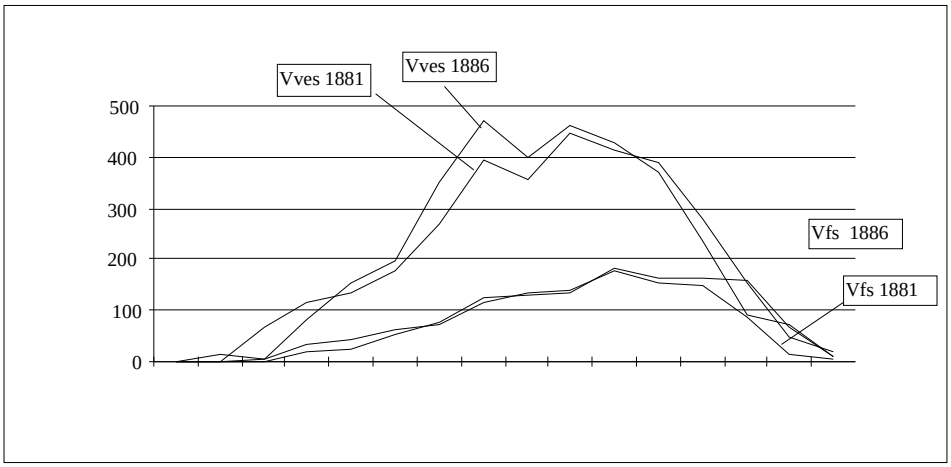


Graphique 3. Veufs et veuves montpelliérains par âge aux recensements de 1881 et 1886.

La courbe des veuves en 1881 se retrouve assez fidèlement en 1886, "vieillie" de 5 ans. Celle des veufs, par contre, semble à l'opposé. La courbe des veufs en 1886 est démographiquement vraisemblable : la classe d'âge des 65-69 ans est la plus nombreuse. La courbe des veufs en 1881 est peu probable : la concentration de veufs entre 30 et 50 ans s'explique mal.

Le graphique 4 montre à quel point les courbes se ressemblent si l'on inverse la courbe des veufs en 1881. Pour mieux faire ressortir la ressemblance des courbes, nous avons décalé les courbes de 1881 d'une période sur l'axe horizontale. Les

âges ne correspondant plus, nous avons supprimé les étiquettes de l'axe horizontale.



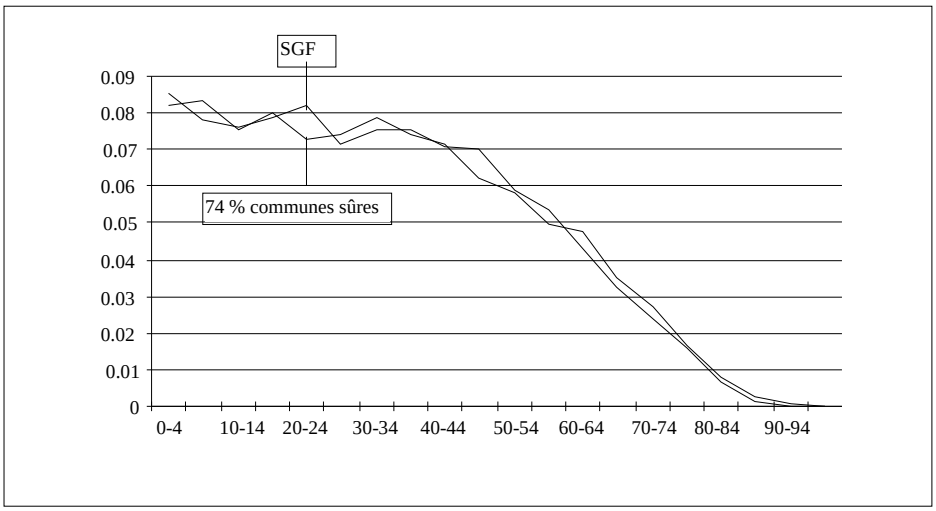
Graphique 4. Similitude des courbes (voir graphique 3) après inversion des veufs 1881 et décalage des âges.

Bien sûr, la simple similitude n'est pas la preuve que l'administration municipale ait effectivement inversé les valeurs des veufs en 1881. Pour l'heure, nous nous contentons d'éliminer la commune de Montpellier de la récapitulation départementale.

b - les corrections

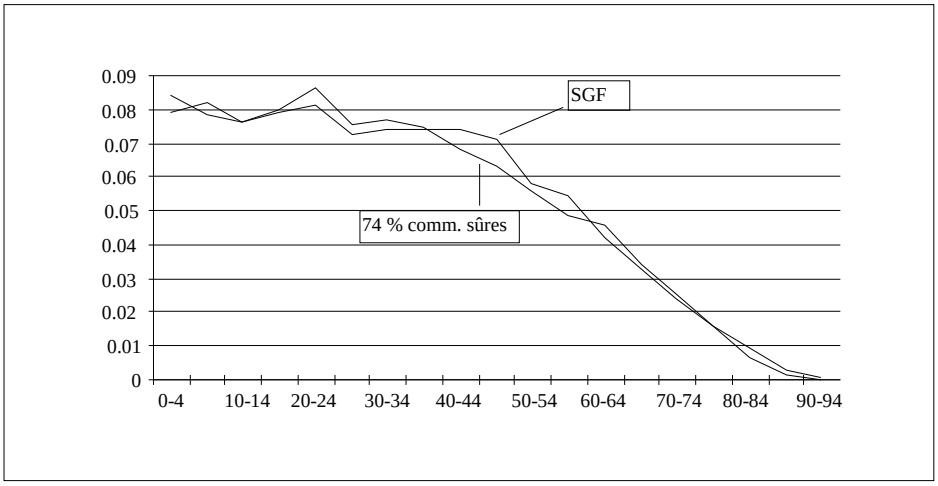
Contrairement au recensement de 1851, nous n'avons pas corrigé chaque commune en recomptant les listes nominatives. Cette opération serait trop lourde, car non seulement le nombre de communes suspectes a augmenté, mais aussi leur taille. Recompter Montpellier, Bédarieux ou Lunel n'est pas dans nos moyens. Ce n'était pas non plus nécessaire. La correction précise en 1851 se justifiait, car il s'agissait de la première pyramide d'âge disponible pour le département ainsi que pour chaque commune. Pour 1881, nous sommes d'abord intéressé par une estimation plus réaliste de la pyramide départementale.

Nous avons éliminé toute commune, dont l'état récapitulatif par âge et par état matrimonial semble suspect par un des critères suivants : le décalage évident d'interligne dans une des colonnes, et la présence d'une ou plusieurs colonnes comportant une erreur d'administration visible. Au total, 26 % de la population départementale a été éliminée de l'observation. Le graphique 5 montre la distribution par âge du 74 % restant, comparée à celle de la récapitulation départementale, publiée par la SGF.



Graphique 5. Distribution par âge départementale, sexe masculin, communes "sûres" et récapitulation publiée.

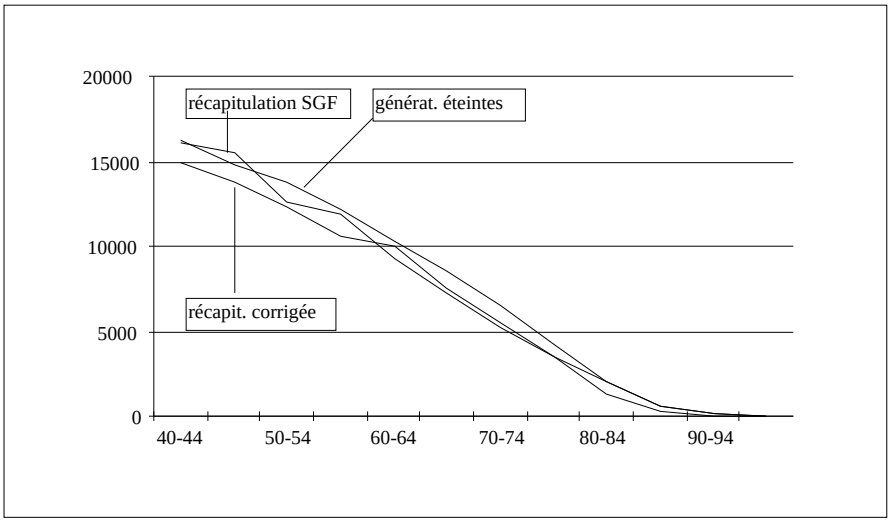
On remarque, que le grand nombre d'erreurs au niveau communal n'a eu que peu d'effets sur la récapitulation départementale. L'écart le plus important se trouve à 20-24 ans. Là, l'erreur induite par le décalage des lignes a toujours agi dans le même sens. Il faut se rappeler également, que nous avons éliminé quelques villes de l'observation, dont Montpellier. Celles-ci concentrent traditionnellement les hommes de 20-24 ans. La distribution par âge des 74 % restant s'en ressent.



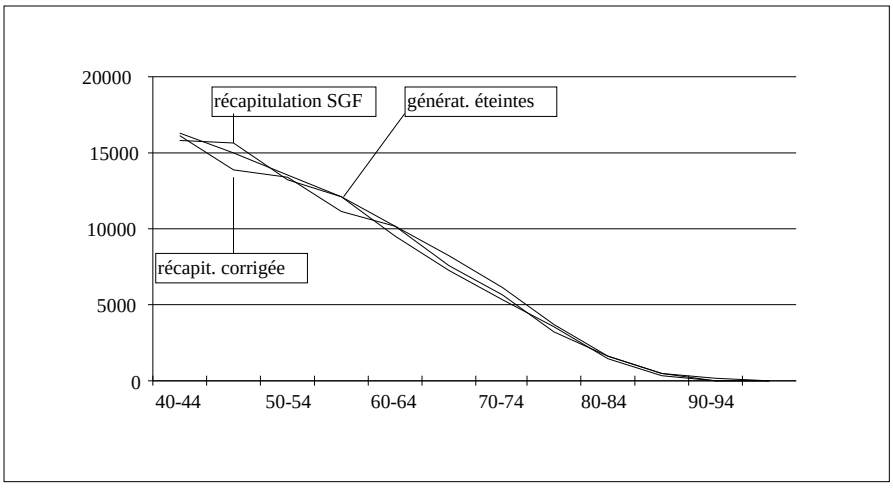
Graphique 6. Distribution par âge départementale, sexe féminin, communes "sûres" et récapitulation publiée.

Curieusement, c'est aux âges de 45-49 ans que l'écart entre les femmes des communes "sûres" et de la récapitulation publiée est le plus grand. Mais ici, comme pour les hommes, les courbes sont suffisamment proches, pour qu'on ait la certitude que la récapitulation départementale a bien été établie sur la base des récapitulations communales.

Dans les chapitres suivants, nous commenterons, pour chaque sous-population, la méthode employée pour estimer la distribution par âge en 1881, si celle-ci est considérée erronée. La correction provisoire de la récapitulation départementale, dont nous avons besoin pour la reconstruction départementale, a été effectuée en remplaçant les communes (ou colonnes) suspectes par la distribution par âge au recensement de 1886, appliquée à la population totale recensée en 1881. Les graphiques 7 et 8 montrent les récapitulations originale et corrigée, ainsi que les effectifs de 40 ans et plus, estimés par la méthode des générations éteintes.



Graphique 7. Sexe masculin départemental en 1881 : effectifs de 40 ans et plus selon la SGF, selon la correction provisoire et selon la méthode des générations éteintes.



Graphique 8. Sexe féminin départemental en 1881 : effectifs de 40 ans et plus selon la SGF, selon la correction provisoire et selon la méthode des générations éteintes.

Nous disposons maintenant de deux recensements contrôlés, qui seront, avec ceux du XXème siècle, les repères pour la reconstruction départementale.

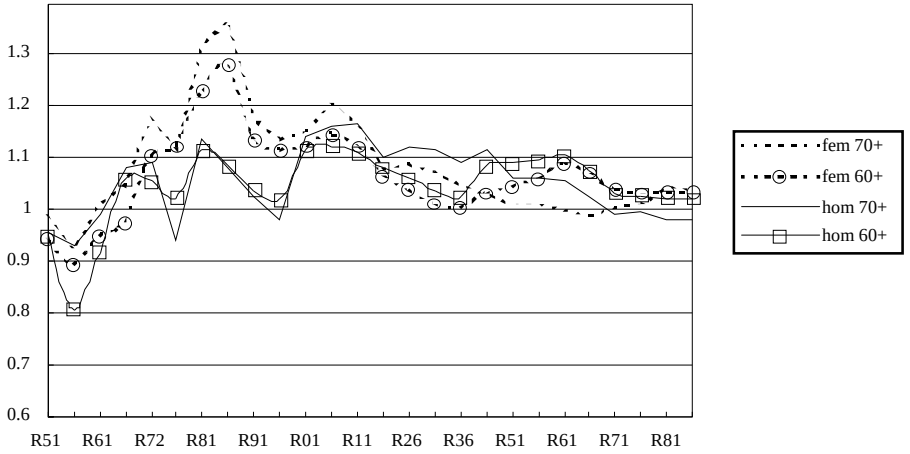
6 LA RECONSTITUTION DU DEPARTEMENT ET DES ARRONDISSEMENTS

Au chapitre 1.2, nous avons reconstitué la population féminine départementale de 1856 à 1906 sur la base des données publiées, afin de vérifier la qualité de la méthode de reconstitution, que nous allons appliquer maintenant au département et aux arrondissements, employant cette fois-ci toutes les données (publiées et non publiées) que nous avons collectées. Les étapes de la reconstitution sont celles exposées au chapitre 1.2.

EXAMEN PRELIMINAIRE DES RECENSEMENTS

a - la carrière des cohortes après l'âge de 40 ans

Une première indication de la cohérence des recensements est donnée par la confrontation entre les cohortes ayant 40 ans et plus au moment du recensement et le nombre de décédés, appartenant à ces cohortes, dans le département. Les décès sont comptabilisés jusqu'au 1.1.1991 ; les survivants de la cohorte, présents dans le département au 1.1.1991, y sont ajoutés. Les décès par âge ont été utilisés sans correction préalable. Ils peuvent contenir des erreurs, notamment au XIXe siècle. Le rapport entre effectifs recensés et effectifs éteints est perturbé par la migration intervenue entre la date de recensement et l'extinction de la cohorte. Par conséquent, le tableau n'est qu'une indication, parmi d'autres, du degré de cohérence/incohérence entre les recensements publiés et l'état civil enregistré.



Graphique 1. Effectifs éteints/effectifs recensés. Rapport entre cohortes éteintes dans le département, ou présentes en 1991, et celles recensées aux dates indiquées.

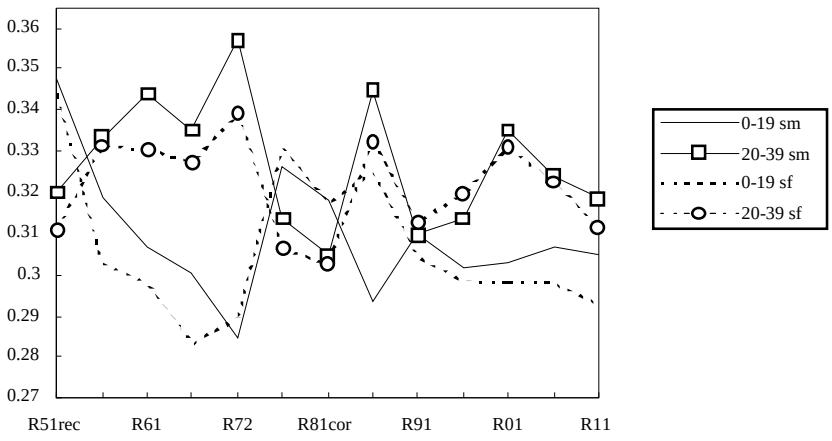
Commençons par la partie la plus récente du graphique 1946-1986. La migration est la perturbation principale durant cette période. Elle diminue avec l'âge, de sorte que les courbes des femmes et hommes de 60 ans et plus se situent au dessus de celles des femmes et hommes de 70 ans et plus. L'observation terminant en 1991, l'effet de la migration diminue quand on se rapproche de cette date. Avant 1946, le dessin est tout autre en 1881 et 1886, l'immigration apparente féminine aux âges élevés est si importante, que nous devons conclure à une erreur administrative. C'est l'information principale du graphique 1.

De 1872 à 1911, l'immigration féminine âgée semble constamment très élevée de 10 à 20 % de l'effectif recensé au delà de 60 ans. Il s'agit peut-être d'une erreur à la déclaration. Les aînées se sont rajeunies, ou elles ont été sous-enregistrées. Cette observation ne correspond pas avec celle de Bourgeois Pichat (1951, p. 639) pour la France entière, qui a trouvé une tendance au sur-enregistrement, ou au vieillissement, des classes âgées. L'absence du phénomène aux recensements de 1851 à 1866 plaide contre cette hypothèse. S'agit-il d'une erreur administrative répétée ?

En 1856, 1866, 1872 et 1881, puis de 1901 à 1911, les recensements des hommes montrent également une migration apparente peu probable, mais l'écart - environ 10 % - et sa forte fluctuation pourraient être interprétés comme des imprécisions statistiquement aléatoires. D'autres indicateurs de fiabilité sont nécessaires.

b - la présence des groupes d'âge avant 40 ans

Un deuxième examen des recensements concerne les groupes d'âge de 0 à 39 ans. L'étude de la part relative des grands groupes d'âge révèle plusieurs irrégularités.



Graphique 2. Parts des grands groupes d'âge dans la population totale, sexes séparés.

Le nombre élevé des hommes de 20-39 ans au recensement de 1886, dont on ne trouve la trace aux recensements suivants, fait pendant au déficit avant 20 ans. Elle confirme l'incohérence du recensement de 1886, constatée pour le sexe féminin auparavant.

Les recensements de 1856 à 1872 se caractérisent par une diminution rapide des 0-19 ans et par une croissance des 20-39 ans. Aucune fluctuation de la natalité n'est là pour expliquer ce phénomène. L'apparition progressive et la disparition abrupte sont à l'opposé des perturbations de type épidémiques ou crises majeures, qui apparaissent brusquement pour disparaître progressivement. On pense plutôt à une erreur administrative, apparaissant en 1856, s'accentuant en 1861-1872.

c - l'attrait des âges ronds

Nous pouvons suivre la qualité des recensements par un troisième indicateur l'attrait des âges ronds. Il se produit à la déclaration et ne doit rien aux méthodes de dépouillement ni au traitement administratif. Nous pouvons l'observer aux recensements dont les résultats sont publiés par année d'âge en 1851, 1856, 1861, 1866, 1901 et 1911. Nous rappelons que l'arrondissement "Montpellier" est obtenu par soustraction des récapitulations des trois arrondissements conservés de la récapitulation départementale.

		RP1851	RP1856	RP1861	RP1866	RP1901	RP1911
départ.	H	-1%	12%	4%	-1%	14%	7%
	F	-6%	18%	4%	-2%	18%	13%
Arr Béziers	H		2%	22%	21%		
	F		2%	26%	11%		
Arr Lodève	H		42%	15%	30%		
	F		53%	15%	40%		
Arr "MTP"	H		*6%*	*-23%*	*-48%*		
	F		*31%*	*-24%*	*-30%*		
Arr St-Pons	H		23%	17%	19%		
	F		20%	22%	22%		

Tableau 1. Sur-effectif moyen aux âges ronds entre 30 et 70 ans relatif à l'effectif des quatre années d'âge entourantes (voir le chap. 1.2 pag. 30 pour la définition de la mesure d'attrait A). Les récapitulations au RP de 1851 n'ont pas été retrouvées ; celles de 1901 et 1911 n'ont jamais été réalisées. Les autres recensements n'ont pas publié de récapitulation par année d'âge.

L'attrait des âges ronds dont les recensements de 1901 et 1911, a priori fiables, donnent la mesure, est absent des récapitulations départementales de 1851 et 1866, et très faible en 1861. Nous savons que la récapitulation départementale en 1851 est fictive.[39] Ceci explique cela. Le recensement de 1861 et 1866 ont probablement connu le même sort. Les récapitulations départementales sont fictives, même si - comme nous verrons plus loin - la fiction est plus vraisemblable qu'en 1851. Les valeurs négatives de l'arrondissement "Montpellier" en 1861 et 1866 donnent la clé non seulement les récapitulations de l'arrondissement de Montpellier sont perdues, elles n'ont probablement jamais existé. En tout cas, la récapitulation départementale a été réalisée sans elles. La récapitulation départementale a été estimée sur la base des trois arrondissements disponibles (d'où leur plus grande vraisemblance qu'en 1851), mais sans reproduire l'attrait des âges ronds, dont on n'avait pas conscience. L'arrondissement "Montpellier" compense donc l'attrait des âges ronds des autres arrondissements, ce qui résulte en un sous-effectif important aux âges ronds.[40] Nous retrouvons la dégradation progressive entre 1856 et 1866, constatée au graphique 2.

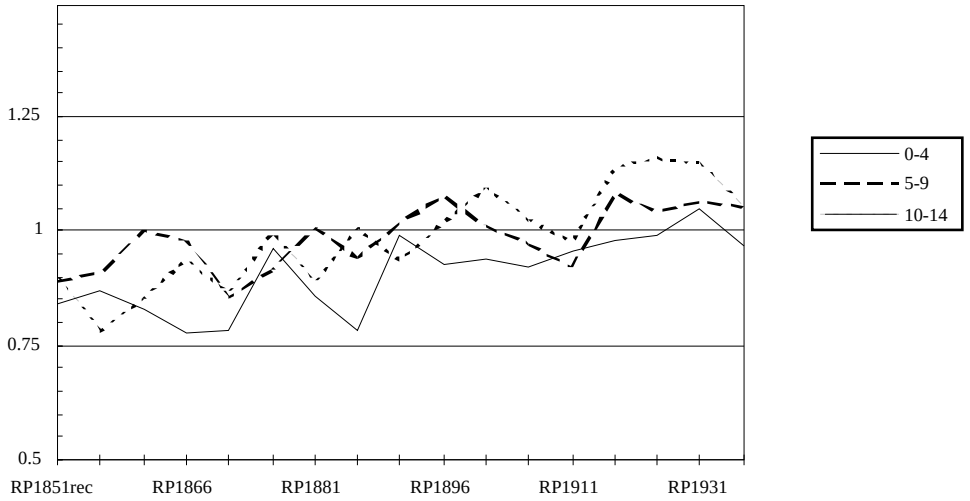
d - le sous-enregistrement aux jeunes âges

Le graphique 3 montre le rapport entre les effectifs recensés et ceux estimés par les naissances et décès publiés (sous l'hypothèse d'une migration nulle entre 0 et 15

[39] L'attrait des âges ronds existe bel et bien dans les récapitulations communales. Nous ne pouvons le calculer de la même façon qu'aux récapitulations départementales, car nous disposons des récapitulations des communes rurales par groupe d'âge seulement. L'impression que nous donnent les communes urbaines est celle d'un attrait des âges ronds du même ordre qu'en 1856.

[40] D'autres éléments permettent de mettre en doute la fiabilité des récapitulations. Les effectifs du plus grand arrondissement (Béziers) en 1866 ont été, au moins, arrondis : 34 % des valeurs finissent par "0" ; 11 % même par "00".

ans). La période a connu une immigration quasi-ininterrompue. Le déficit des 0-4 ans aux recensements, permanent de 1851 à 1921, ne peut donc être attribué à la migration des familles, au contraire.



Graphique 3. Rapport entre effectifs recensés et estimés sur la base de l'état civil, trois groupes d'âge.

Analysons le rapport entre effectifs recensés et estimés aux recensements de 1921 à 1936. Les effectifs recensés à 0-4 ans correspondent bien aux effectifs attendus ; ceux à 5-9 ans sont légèrement supérieurs, et les effectifs à 10-14 ans le sont davantage. Ceci est le profil normal en période d'immigration.[41] Les trois courbes en superposition auraient dû être observées sur l'ensemble de la période 1851-1936, car l'immigration a été dominante durant toute la période. Nous constatons, par contre, qu'elles partent en 1851 d'un niveau de 15 à 20 % plus bas.

Il existe une hypothèse capable d'expliquer le sous-enregistrement apparent celle de la mise en nourrice extra-départementale. Pour que l'hypothèse tienne, il aurait fallu qu'en 1851 un sixième des enfants nés dans l'Hérault soit en nourrice en dehors du département, au moment du premier recensement (à l'âge moyen de 2,5 ans) ; il aurait fallu, en plus, que ces enfants ne reviennent que très progressivement, entre l'âge de 5 à 14 ans. Cette hypothèse ne paraît pas vraisemblable.[42]

Une autre hypothèse peut paraître plus plausible celle du sous-enregistrement des décès aux très jeunes âges. Pour que cette hypothèse explique la totalité de l'écart, plus d'un sixième des enfants nés et enregistrés aurait dû décéder, sans qu'on enregistre leur décès. Mais les mortalités infantiles et juvéniles enregistrées sont

[41] Cette immigration est interrompue temporairement en 1931-1935, d'où la diminution des sur-effectifs en 1936.
[42] Voir notamment M. Laget (1982) et M. Nicolas (1978).

déjà élevées entre 1851 et 1881, les quotients ${}_1q_0$ et ${}_4q_1$ ont été respectivement 0,18 et 0,19. Elles correspondent à la table-type de Coale Sud niveau 8 (espérance de vie 37,5 ans). La mortalité aux autres âges correspond aux niveau 10 ou 11 (espérance de vie 42,5 à 45 ans). La mortalité infantile est donc déjà élevée par rapport à la mortalité aux autres âges. Dans ces conditions, on n'imagine pas une mortalité infantile de 34 % (18 enregistré plus 16 non enregistrés). En plus, un héraultais sur six ferait ainsi partie des "décès perdus", ce qui est hors de proportion pour la deuxième moitié du XIXème siècle. Il faut se rappeler que depuis le début des années 1850, le taux de mortinatalité est au-delà de 4 % et son enregistrement peut donc être jugé (proche de) complet. Il n'est pas vraisemblable que la mortalité infantile soit mal enregistrée, quand la mortinatalité l'est de façon satisfaisante. Sans exclure la possibilité d'un sous-enregistrement des décès aux jeunes âges, avant 1871, l'essentiel reste inexpliqué.

Si on tirait une droite pour chaque courbe de 1851 à 1921, on trouverait tous les recensements très proches de ces lignes, à l'exception des 4 recensements déjà suspects 1861, 1866, 1872 et 1886. Comme si le sous-enregistrement se résorbait lentement et régulièrement.

e - conclusion

Plusieurs indices concordants mettent en cause les recensements de 1851, 1861, 1866, 1872, 1881 (sexe féminin) et 1886. Nous les écarterons de l'observation. Pour les autres recensements (1856, 1876, 1891, 1896 et suivants), nous avons constaté trois erreurs significatives à la déclaration le rajeunissement (ou sous-enregistrement) aux âges élevés notamment pour les femmes, le sous-enregistrement aux âges jeunes, et l'attrait des âges ronds. Ce dernier n'exige aucune correction si on a l'objectif de reconstituer la population par groupes d'âge, comme nous l'avons démontré au chapitre I.2. Il reste à vérifier la mortalité et les migrations de la population Héraultaise.

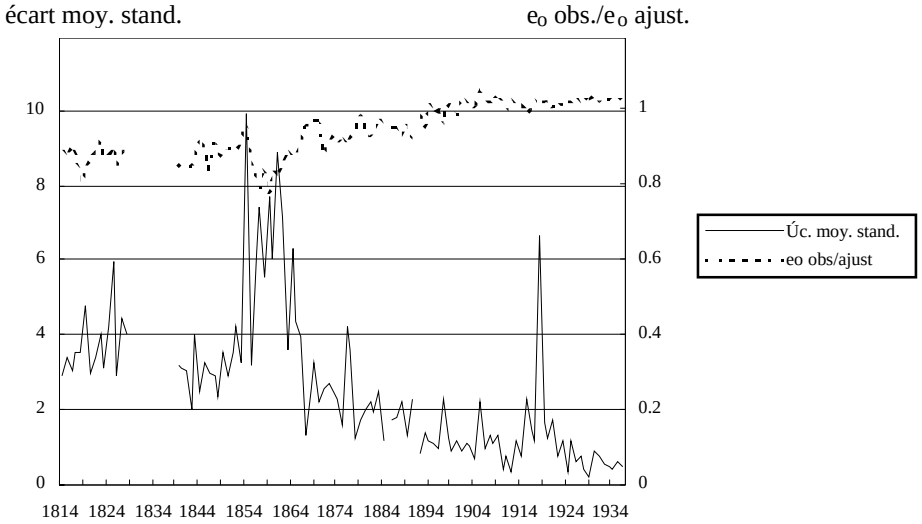
EXAMEN PRELIMINAIRE DES QUOTIENTS OBSERVES

Pour permettre l'observation des quotients de mortalité, nous devons estimer - provisoirement - les pyramides éliminées ainsi que celles inconnues de 1801 à 1846, de préférence en milieu d'année. Nous avons procédé de la façon suivante d'abord, sur la seule base des naissances et décès par âge enregistrés, nous estimons les effectifs des trois premiers groupes d'âge sur l'ensemble de la période. En retranchant de la population totale recensée l'estimation des 0-14 ans, minorée d'un sous-enregistrement que nous tenons, de 1801 à 1851, au niveau constaté en 1851, nous obtenons une nouvelle estimation de la population totale de 15 ans et plus. Cette population est répartie, de 1801 à 1846, en 1861, 1866, 1872 et 1886, sur les différents groupes d'âge en suivant les tendances des proportions observées en 1851-1921 (sans les recensements de 1861-1872 et de 1886). Cette estimation est approximative, mais suffisante pour la vérification des quotients de mortalité, qui, comme nous l'avons démontré au chapitre 1.1, sont peu sensibles

aux différentes estimations des pyramides d'âge.

a - les "quotients provisoires observés"

A l'aide des pyramides estimées, nous pouvons transformer les décès enregistrés en quotients (que nous appellerons "quotients provisoires observés") et étudier leur cohérence.[43] Chaque table annuelle est ajustée par la table-type Ledermann, qui est la plus proche aux âges de 0 à 69 ans.[44] Ensuite, nous mesurons l'écart qui sépare les quotients observés des quotients de la table d'ajustement. Cet écart est standardisé en le rapportant à l'écart type donné par Ledermann pour le quotient du groupe d'âge en question (voir l'annexe I.6.1 pour le détail des écarts). Le graphique 4 montre l'écart standardisé moyen aux âges de 0-5 et 60-74 ans, ainsi que le rapport entre l'espérance de vie observée et ajustée.



Graphique 4. Ecart moyen standardisé (0-69 ans) entre quotients observés et quotients d'ajustement ; rapport entre l'espérance de vie observée et ajustée ; département, sexe féminin.

Mis à part l'écart élevé en 1917-1918 (dû à la grippe espagnole), deux

---

[43] Disposant des effectifs en milieu d'année, nous calculons le taux de mortalité par la formule

t = décès/effectifs, et le quotient correspondant par $5q_x = 10t/(2+5t)$ $x = 5, 10, 15 ...$

Pour $x = 1$ nous avons utilisé ${}_4q_1 = 8t/(2+4,8t)$.

La mortalité infantile a été calculée en rapportant les décès à 0 ans de l'année aux 0,67 fois les naissances de l'année en cours et 0,33 fois les naissances de l'année précédente.

Pour le calcul de l'espérance de vie, nous fixons

$e^o_{80} = 3,725 + 0,0000625*S_{80}$

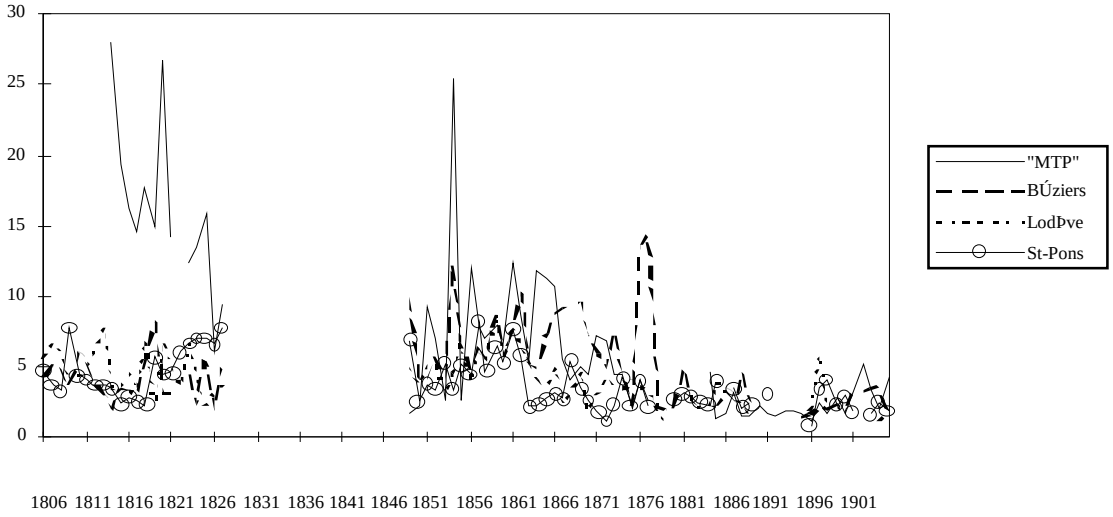
[44] L'ajustement se fait par $\Sigma(q^{obs}_x - q^{Led}_x) = 0$ ce qui est possible grâce au caractère de réseau parallèle que constituent les tables de Ledermann. L'écart standardisé se mesure par

$(\log q^{obs}_x - \log q^{Led}_x)/s_x$; s_x est donné par Ledermann.

phénomènes majeurs se dessinent premièrement le caractère très atypique des années 1854-1865, dont le détail (voir l'annexe I.6.1) nous apprend qu'il est le fait de $_4q_1$; deuxièmement, l'écart qui augmente quand on remonte le temps, notamment à partir de 1884. Il pourrait être le résultat d'une moins bonne estimation des pyramides d'âge durant la première moitié du XIXe siècle.

L'analyse des quatre arrondissements apporte plus d'information. Des arrondissements, seules les périodes de 1806-1827 et 1849-1905 sont disponibles. Encore une fois, l'arrondissement de Montpellier fait défaut jusqu'en 1884. Les décès par âge, avant 1884, ont été obtenus par soustraction des décès des trois arrondissements disponibles des décès départementaux.

Graphique 5. Ecart moyen standardisé, quotients observés et ajustés de 0 à 70 ans, sexe féminin, quatre arrondissements.



Comme exemple, nous montrons l'écart moyen du sexe féminin, mais l'analyse du sexe masculin conduit globalement aux mêmes conclusions d'abord, elle confirme la fiabilité des décès enregistrés après 1881. Tous les arrondissements ont des faibles écarts moyens annuels.

Avant 1881, la situation est contrastée en 1876-1877, seul l'arrondissement de Béziers semble connaître des erreurs administratives importantes. De 1861 à 1876, ce sont les arrondissements de Béziers et "Montpellier". De 1806 à 1827, les décès par âge de l'arrondissement "Montpellier" sont sûrement fictifs (en 1806, l'écart moyen atteint même la valeur de 93) ; celui de St-Pons est suspect par sa régularité.[45]

La période 1851-1861 reste énigmatique. Il y a l'épidémie de choléra de 1854,

[45] Les statistiques concernant les années 1814 - 1818, 1821 - 28 et 1839 - 1852 n'ont pas été établies année par année, mais ensemble, dans les années 1850. Ceci explique l'apparente cohérence de leurs distribution. Cette cohérence même les rend suspects.

dont nous avons pu vérifier l'exagération, attribuée à l'arrondissement "Montpellier". Mais comment comprendre l'écart moyen croissant de 1855 à 1860, dû au quotient ${}_4q_1$ et qui est présent dans tous les arrondissements ? Sa soudaine disparition en 1861 fait pencher vers une erreur administrative, qui concerne les quatre arrondissements, bien que les récapitulations furent établies séparément. Nous trancherons cette question plus tard, au moment de la reconstitution.

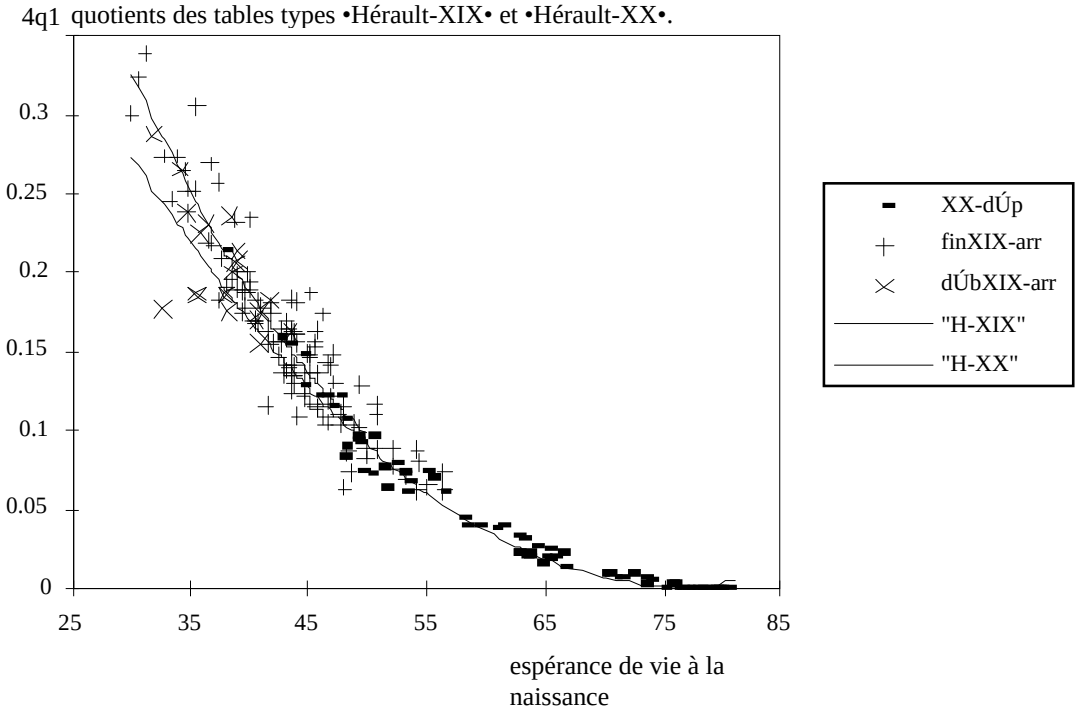
b - les tables-types héraultaises

Si les décès par âge semblent fiables dès 1881, nous avons pu constater que les recensements ne le sont que depuis 1891. Pour l'ensemble du département nous disposons donc de tables de mortalité fiables sur cent ans de 1891 à 1990. Cent tables, qui couvrent l'espérance de vie à la naissance (sexe féminin) de 42,5 à 81 ans. Nous établissons un réseau de tables-types "héraultaises", pour chaque sexe, par une régression polynomiale des quotients sur l'espérance de vie à la naissance (voir l'annexe I.1.1 pour l'exposé de la méthode employée). Ces tables-types porteront le nom "Hérault-XXe".

Cependant, pour reconstituer le XIXe siècle du département comme de toutes les sous-populations départementales, nous avons besoin de tables-types couvrant également l'espérance de vie de 30 à 42,5 ans. C'est là que les arrondissements peuvent nous rendre service. L'analyse des recensements par arrondissement (tableau 1) et des décès par arrondissement (graphique 5) nous permet d'isoler au total 113 tables de mortalité a priori fiables, couvrant l'espérance de vie de 30,2 à 56,6 ans, issues d'arrondissements urbains, ruraux, "montagneux" et de plaine. De ces seules tables, nous extrayons des tables-types appelées "Hérault-XIXe", dont il s'agit d'étudier comment elles s'articulent avec tables-types "Hérault-XXe".

L'âge auquel les deux réseaux de tables-types s'écartent le plus est celui de 1-4 ans. Le graphique 6 permet de comparer les quotients ${}_4q_1$ des tables types "Hérault-XIXe" et "Hérault-XXe" aux quotients observés. Parmi ceux-ci on distingue 1) les quotients départementaux de 1891 à 1990 ; 2) les quotients des arrondissements présumés fiables entre 1851 et 1905, qui ont servi à établir les tables types "Hérault-XIXe" ; 3) les quotients des arrondissements d'avant 1850, dont l'enregistrement des décès par âge semble fiable, mais qui ont été établis sur une estimation de la population par âge et, de ce fait, ont été écartés du calcul des tables types "Hérault-XIXe".

Graphique 6. 4q1 féminins observés dans le département (1892-1990), dans les arrondissements aux années supposées fiables à la fin du XIXe siècle (recensements supposés fiables également), et aux années supposées fiables avant 1851 (recensements estimés), comparés aux quotients des tables types •Hérault-XIX• et •Hérault-XX•.



A l'espérance de vie de moins de 45 ans, les tables-types XIXe s'accordent mieux aux quotients observés, qu'ils soient des arrondissements pour la fin de siècle (les tables ont été établies sur ces données), des arrondissements du début du siècle ou même du département au XXe. Les tables-types XIXe semblent ainsi restaurer un défaut généré par le modèle de régression (voir l'annexe I.1.1) à la constitution des tables-types XXe. Aux autres âges, non représentés, où l'écart entre les deux réseaux de tables types est plus faible, nous observons le même phénomène.

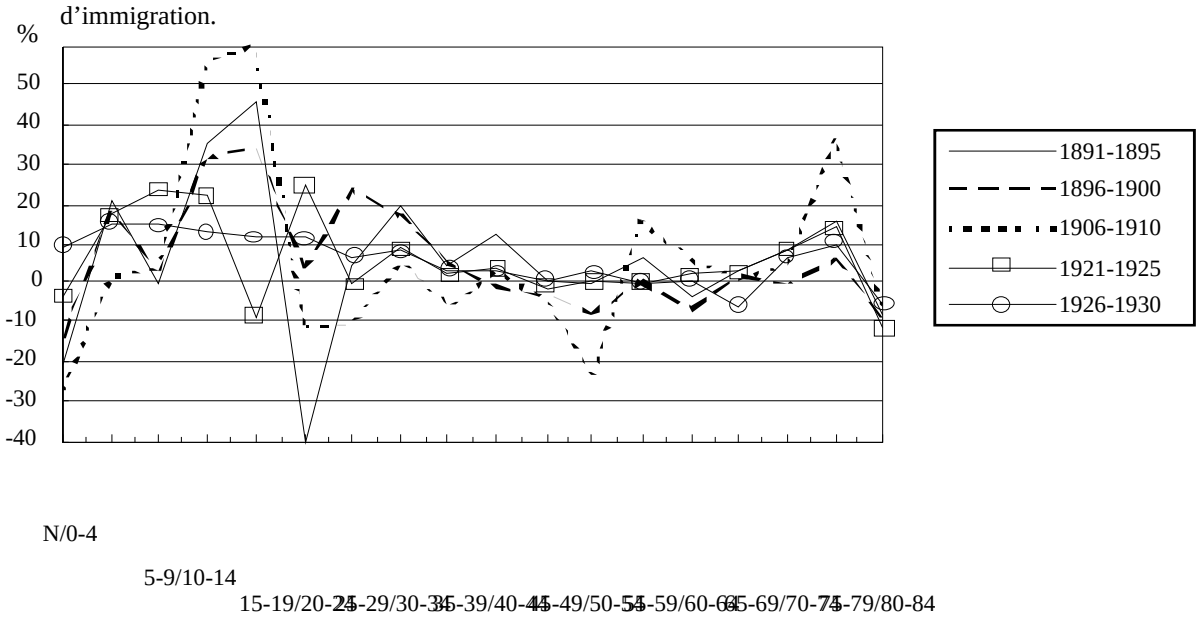
L'analyse des tables-types XIXe, comparés aux quotients des différents arrondissements, nous apporte une autre information, essentielle pour la suite de la reconstitution nous n'observons aucune différence significative entre les différents arrondissements. Certes, l'espérance de vie est plus élevé dans les arrondissements ruraux des collines que dans ceux urbains de la plaine, mais à espérance de vie égale, la table de mortalité est égale. Le type de mortalité, défini par le climat plus qu'autre chose, apparemment, est le même dans tout le département. Ce que confirme d'ailleurs le pic annuel à la fin de l'été, relevé dans tous les arrondissements.

c - la migration apparente

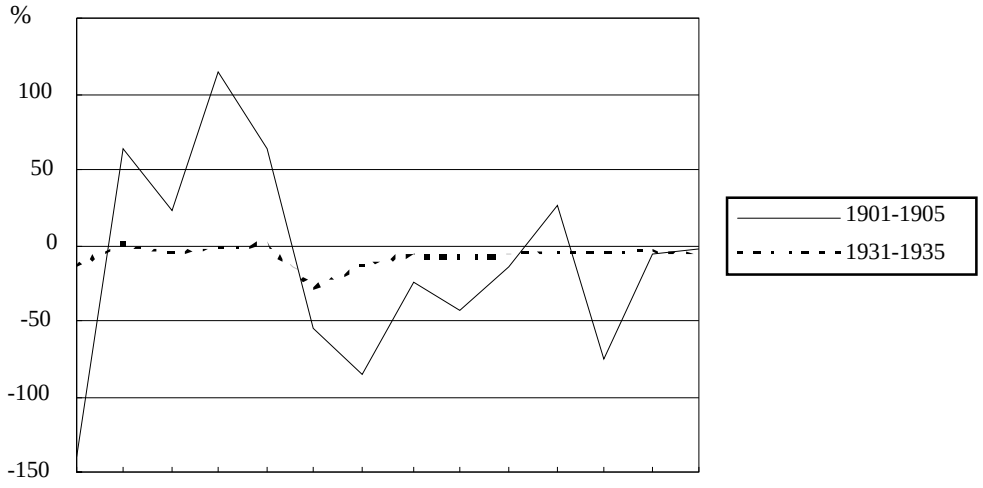
De 1891 à 1990, la série quinquennale de recensements et celle annuelle de l'état

civil, à priori sans problème majeur, nous permettent d'étudier la migration nette par âge entre recensements à l'échelle du département. L'objectif est de découvrir un profil migratoire plus ou moins stable susceptible d'avoir soutenu les migrations jusqu'à 1954. Nous considérons d'abord les sept périodes quinquennales entre 1891 et 1936, en laissant de côté la période de 1911 à 1921. Cinq périodes ont connu un solde migratoire positif, deux un solde négatif. Le profil des cinq périodes d'immigration et celui des deux périodes d'émigration sont représentés dans les graphiques 7 et 8.

Graphique 7. Profil de migration pour cinq périodes d'immigration.



Graphique 8. Profil de migration pour deux périodes d'émigration.



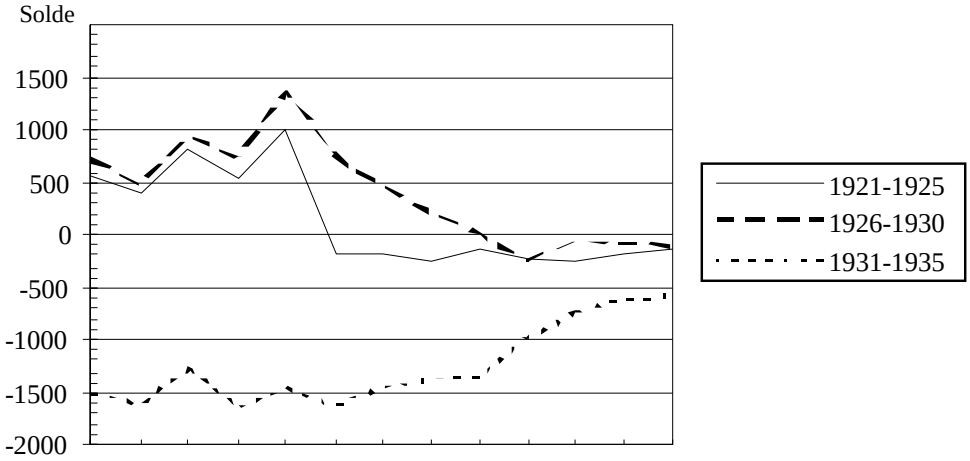
L'échelle du graphique 8 a été inversée afin de représenter l'immigration par les valeurs positives, comme dans le graphique 7.

Notons d'abord l'émigration apparente entre la naissance et le premier groupe d'âge. Elle est présente à tous les recensements et n'exprime que le sous-enregistrement des 0-4 ans. L'apparente immigration de 0-4 à 5-9 ans en est le contre-point. On ne doit pas les considérer comme un flux réel.

Après l'âge de cinq ans, deux profils se détachent distinctement d'un côté, les périodes avant 1911, de l'autre celles de 1921 à 1936. Le premier profil se caractérise par une forte immigration de 10 à 25 ans, suivie par un reflux plus ou moins important entre 25 et 39 ans. Ce profil est le même pour les périodes d'immigration et émigration. Le deuxième profil, par contre, est caractérisé par une distribution étalée sur tous les groupes d'âge de 10 à 70 ans, le sommet autour de 20 ans a disparu. Ici aussi, le profil se répète en périodes d'immigration et émigration. Est-il réel ?

Nous disposons des pyramides des étrangers en 1921, 1926, 1931 et 1936. Or, les étrangers prennent une grande part dans les flux migratoires de l'entre-deux-guerres. Malheureusement, nous ignorons les décès d'étrangers par âge, tout comme les naturalisations. Le solde migratoire ne peut donc qu'être estimé approximativement. La part des étrangers dans les soldes migratoires inter-censitaires en 1921-1925, 1926-1930 et 1931-1935 s'élève respectivement à environ 20 %, 30 % et 200 %. Les effectifs par âge (sous-estimés d'une centaine de personnes par groupe d'âge entre 10 et 50 ans, décédées durant la période inter-censitaire) sont donnés dans le graphique 9.

Graphique 9. Solde migratoire des étrangers pour trois périodes, sans tenir compte des décès inter-censitaires.



On note que les étrangers montrent bien le même profil que celui observé pour la migration totale avant-guerre, du moins aux périodes d'immigration. Ainsi, de 1921 à 1925, environ 540 étrangers, ayant 15-19 ans en 1921, rentrent dans le département, tandis que le solde total du même groupe d'âge s'élève à - 849. D'autres groupes d'âge montrent les mêmes incohérences. L'hypothèse la plus vraisemblable est celle d'erreurs dans le recensement de 1926. En effet, employé dans le calcul du solde migratoire par âge des deux périodes inter-censitaires à profil suspect (1921-26 et 1926-1931), le recensement de 1926 paraît le principal responsable. Le profil "normal" migratoire de la sous-population étrangère durant ces périodes va également dans ce sens.

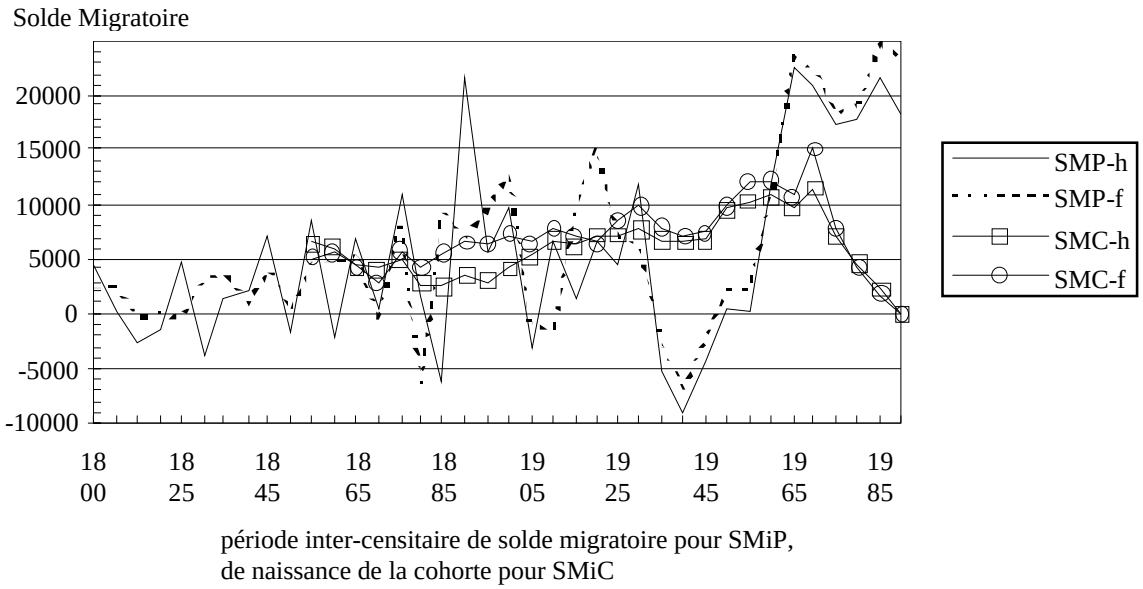
On note, par ailleurs le départ massif des étrangers entre 1931 et 1936 environ 16 000 étrangers partent, tandis que les français connaissent un solde migratoire positif de 8 000. Nous verrons plus tard le détail de ce mouvement massif. Ici, nous soulignons son caractère généralisé tous les groupes d'âge sont concernés. Ce n'est pas un retour au pays habituel après l'âge de 25 ans, plus ou moins important selon la conjoncture. C'est un exode généralisé. Il explique le profil perturbé de la période 1931-1936.

La période de 1954-1990, peut-elle apporter plus d'information ? Elle permet de voir le mouvement migratoire dans son ensemble le Solde Migratoire total par Période inter-censitaire (SMiP) et le Solde Migratoire total par Cohorte (SMiC).

Le SMiC est indépendant des recensements, mais dépend de l'enregistrement de l'état civil, que l'on sait perturbé en 1851-1877. Le SMiP, en revanche, dépend des recensements - peu sûrs avant 1891 - et du solde naturel, qui est fiable dès 1851. Malgré ces réserves, l'allure de SMiC est remarquablement régulière. Stable, aux alentours de 10 000 immigrants par cohorte, entre 1851 et 1891, c'est-à-dire pour les cohortes qui terminent leur carrière de migration à la veille de 1914, le solde total par cohorte s'accroît lentement, mais régulièrement, jusqu'à 25 000

immigrants par cohorte pour celles nées aux années 1960. Les cohortes suivantes n'ont pas encore terminé leur immigration.

Graphique 10. Solde migratoire total par période (SMiP) et par cohorte (SMiC), sexe masculin (h) et féminin (f).



Les fluctuations conjoncturelles, par contre, exprimées par le solde des migrations par période, sont violentes. On reconnaît les événements correspondants la guerre de 1870-1871, la crise du phylloxéra en 1876-1880, la crise de mévente du vin en 1904-1905, la dépression et la guerre des années 1930 et 1940. Chaque fois, il s'agit d'une pause de l'immigration plus que d'un véritable reflux. En 1881 et 1906 le reflux ne représente que l'équivalent d'une année d'immigration. En 1930-1950, le total de l'émigration, dont on sait combien elle a fait couler d'encre[46], ne dépasse pas le total de l'immigration des seules années 1920.

De 1891 à 1990, nous observons 14 périodes de solde positif et 3 périodes de solde négatif. La grande vague d'émigration, de 1931 à 1946, nous échappe en grande partie, faute de recensement en 1941. Sur la même période, nous observons 7 cohortes dont on peut considérer qu'elles ont terminé leur migration en 1990 (la dernière a atteint l'âge de 65-69 ans). L'étude de la dispersion des profils transversaux et longitudinaux dont le tableau 2 donne le détail, mène à la conclusion suivante les profils moyens longitudinaux et transversaux sont voisins,

[46] Ce furent certainement les travaux de Dugrand (1963, 1969), Ferras (1976) et l'étude de l'INED (1957) qui ont marqué le plus la pensée démographique régionale des dernières décennies. Elle se résume dans le triptyque introduit par Dugrand : "harmonieux développement" (1801-1851), "implantation du malthusianisme" (1851-1901) et "dégénerescence" (1901-1946). Il se retrouve encore, inchangé, chez Motte (1988).

mais chacun connaît une grande dispersion notamment avant l'âge de 30 ans ; comme si les cohortes disposaient d'une flexibilité quasi-illimitée pour satisfaire à la fois l'évolution régulière du SMiC et les fortes fluctuations du SMiP.

	PROFIL TRANSV. soldes positifs		PROFIL TRANSV. soldes négatifs (échelle inversée)		PROFIL LONGIT.		PROFIL TRANSV. RETENU	
	moyenne	écart type	moyenne	écart type	moyenne	écart type	flux	reflux
N/0-4	-48	95	-312	743	-161	114	0	0
0-4/5-9	127	203	62	423	180	127	0,1	-0,05
5-9/10-4	147	139	54	125	109	94	0,1	-0,05
10-4/15-9	211	176	105	753	132	313	0,1	-0,1
15-9/20-4	113	240	446	311	178	210	0,1	-0,2
20-4/25-9	-45	185	-538	262	-115	315	0	0,25
25-9/30-4	27	97	-262	403	-7	73	0,1	0,25
30-4/35-9	77	65	-95	113	6	76	0,1	0,1
35-9/40-4	57	79	-187	194	33	187	0,1	0,2
40-4/45-9	48	55	-44	84	57	77	0,05	0,1
45-9/50-4	17	45	2	183	24	118	0,05	0,1
50-4/55-9	10	81	-242	345	83	86	0,05	0,1
55-9/60-4	66	64	-85	37	172	101	0,05	0,1
60-4/65-9	21	97	-81	64	93	97	0,05	0,1
65-9/70-4	5	58	-53	172	62	73	0,05	0,05
70-4/75-9	63	92	112	133	46	85	0	0,05
moyenne	63	112	-54	240	70	135		

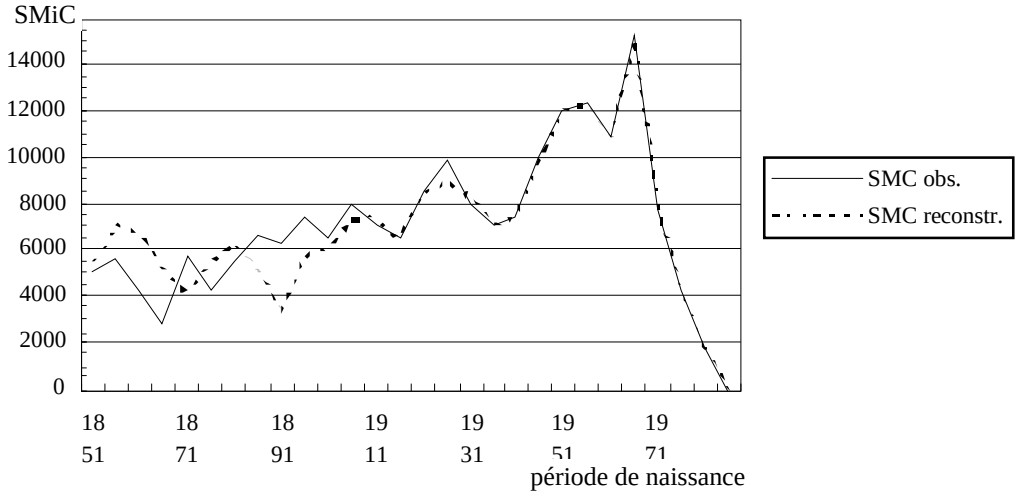
Tableau 2. Profil de migration apparente par âge, pour 1000, pour 17 périodes entre 1891 et 1990 (transversal), périodes de solde positif et négatif séparées, et pour 7 cohortes de 1891 à 1925 (longitudinal) ; profil transversal retenu pour la reconstitution de SMP 1801-1935.

Nous avons vu au chapitre I.2, que la valeur des SMiP est beaucoup moins assurée que celle des SMiC, surtout avant 1936. La reconstitution du solde migratoire par âge doit donc d'abord respecter les SMiC, en second lieu seulement les SMiP. C'est un constat d'échec partiel les solutions pour respecter les deux sont illimitées. L'une des solutions est celle que nous observons. Entre 1911 et 1991, nous acceptons celle-ci, car nous ne pouvons proposer une solution plus vraisemblable. De 1851 à 1911, nous ne l'acceptons pas, considérant que les données recensées ne sont pas suffisamment fiables. Entre ces deux dates, comme avant 1851, nous ne pouvons que nous appuyer sur les profils moyens, sous les contraintes des SMiC et SMiP, mais nous ne pouvons pas retrouver la solution originale, trouvée par les cohortes elles-mêmes grâce à la grande flexibilité dont elles disposaient. Nous retrouvons ici l'impossibilité fondamentale de corriger les migrations apparente par âge, dans le cas de recensements suspects (voir les

chapitre I.1 et I.2).

Le tableau 2 nous permet de retenir deux profils transversaux "aplatis" à employer pour la reconstitution des SMiP de 1801 à 1936. L'un aux périodes de flux principaux (s'étendant sur plusieurs périodes inter-censitaires), l'autre aux périodes de flux secondaires (périodes isolées ou première période de retournement). L'application reconstitue les migrations par âge, qui s'approchent de la courbe des SMiC observés (voir le graphique 11), tout en respectant les SMiP.

Graphique 11. Solde migratoire total par cohorte, observé et reconstitué ; sexe féminin.



LA RECONSTITUTION

Nous disposons maintenant de tous les éléments nécessaires à une reconstitution cohérente de la période 1801-1911 (1801-1936 pour les arrondissements). La reconstitution utilise la migration nette par âge reconstituée de 1801 à 1911 (1801-1936 pour les arrondissements), les tables-types "Hérault-XIXe" en 1801-1891, "Hérault-XXe" durant la période suivante, et les décès acceptés tels que nous les avons détaillés ci-devant (se reporter à l'annexe I.6.2 pour le détail par arrondissement et par sexe). La reconstitution est projetée en avant, à partir d'une population estimée en 1801, sur la base de la population totale recensée en 1801, augmentée du même sous-enregistrement des 0-14 que celui constaté en 1851 (10%), et de l'espérance de vie observée en 1801-1820 (le taux de reproduction brut et les naissances vivantes en 1796-1800 sont les paramètres principaux pour trouver la population stable qui répond aux conditions énumérées).

Le tableau 3 montre la correction moyenne apportée aux groupes d'âge de 0 à 69

ans. A nouveau se détachent les recensements, que nous avons repérés par la méthode des générations éteintes, des grands groupes d'âge avant 40 ans ou par l'absence de l'attrait des âges ronds. Pourtant, la projection employée pour la reconstitution est indépendante de toute pyramide recensée, à priori fiable ou non.

		1851	51rec	1856	1861	1866	1872	1876	1881	1886	1891	1896	1901	1906	1911
Dép	H	32,35	9,82	9,21	10,79	12,58	13,5	5,82	5,73	11,03	6,2	7,32	5,46	5,99	6,42
	F	39,74	8,52	12,4	13,19	16,01	13,64	5,51	11,24	14,18	7,36	5,51	6,72	6,49	7,19
Arr.															
Béziers	H		10,67	23,74	8,85	11,05	35,07	7,2				8,15			
	F		8,42	19,95	8,19	18,66	33,26	10,5				8,41			
Lodève	H		8,33	8,84	8,16	10,06	4,92	5,21	5,96			6,43			
	F		6,81	7,74	7,29	5,17	8,01	8,46	6,04			5,32			
"MTP"	H		11,01	*21,61*	*27,29*	*45,72*	*28,34*	11,7			6,1	7,3			
	F		12,14	*17,16*	*23,92*	*30,26*	*24,86*	11,61			14,35	6,19			
St-Pons	H		12,37	7,28	12,31	10,1	11,9	10,12	26,78			6,89			
	F		9,06	8,3	9,6	4,92	8,46	9,11	19,5			10,41			

Tableau 3. Correction moyenne apportée, entre 0 et 69 ans, aux effectifs recensés (en % de l'effectif recensé) ; de 1856 à 1872, les effectifs recensés de l'arrondissement de Montpellier ont été obtenus par soustraction.

En 1851, la correction moyenne, apportée aux groupes d'âge de 0 à 70 ans, atteint 32,35 % des hommes et 36,99 % des femmes recensés selon les données publiées par la SGF, 9,82 et 6,08% selon notre récapitulation recomptée. En 1861-1872 et en 1886, la correction se situe entre 10 et 15% pour le département, entre 20 et 50 % pour les arrondissements qui n'ont pas connu "assez" d'attrait d'âges ronds. Notons par ailleurs, qu'une grande correction des arrondissements va généralement de pair avec une correction importante du département (réalisée de façon indépendante), mais pas toujours ce n'est pas le cas en 1856, en 1881 et en 1891 (sexe féminin).

a - trois reconstitutions, trois résultats

La reconstitution finale de la population féminine du département nous permet de revenir à celles réalisées par Van de Walle et Bonneuil. Les aspects méthodologiques ayant été longuement développés, nous nous limitons à une comparaison des résultats.

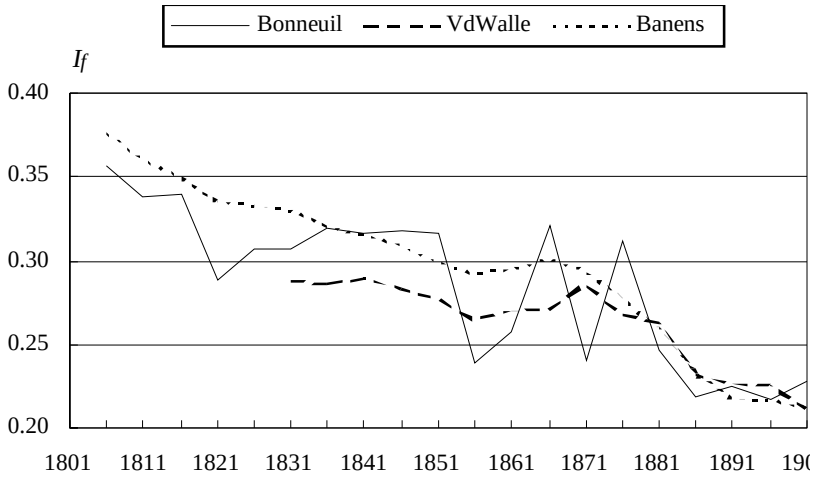
	Bonn/Banens	VdW/Banens	VdW/Bonn
1801		17,03	
1806		17,09	
1811	6,00	17,33	19,45
1816	11,27	16,41	14,41
1821	15,25	15,35	11,32
1826	18,48	14,14	12,35
1831	19,96	12,99	14,40
1836	20,59	12,28	16,43
1841	19,82	11,18	16,81
1846	18,81	9,80	17,83
1851	18,26	8,69	18,63
1856	19,97	10,26	16,34
1861	14,39	7,45	11,72
1866	11,66	7,31	10,18
1871	10,03	5,06	9,63
1876	8,53	5,01	8,56
1881	11,55	7,25	8,38
1886	12,01	6,04	8,82
1891	8,38	5,22	7,12
1896	6,18	4,70	5,94
1901	6,17	5,61	4,65

Tableau 4. Ecart moyen à 0-69 ans entre les différentes reconstitutions de la population féminine de l'Hérault, exprimé en % de la reconstitution mise en dénominateur.

Si l'écart entre notre reconstitution et celle de Van de Walle est généralement moins important qu'avec la reconstitution de Bonneuil, on est avant tout frappé par l'importance de tous les écarts durant la première moitié du siècle. Il résulte principalement du choix de la population stable en 1801, dont l'effet s'estompe au cours du premier demi-siècle. Dans le cas où on ne dispose d'aucune information démographique fiable précédant la date de départ de la reconstitution, et s'il s'agit, de surcroît, d'une période fortement perturbée comme celle de 1786-1801, alors le choix de la population stable de 1801 contient une part d'aléatoire, qui met en cause la fiabilité des reconstitutions pour la première moitié du XIXe siècle. Nous constatons l'ampleur du phénomène, ici, pour la population féminine du département. Au moment de la reconstitution des autres sous-populations départementales nous devons garder cette réserve à l'esprit.

La grande divergence de résultats influencent fortement d'autres domaines comme celui de la fécondité. Nous y reviendrons en détail ultérieurement, bien sûr. Ici, à titre d'exemple, nous donnons simplement l'ordre de grandeur des différentes mesures. Si l'écart entre notre estimation et celle de Van de Walle provient principalement des différences dans l'estimation des pyramides d'âge, donc du dénominateur du calcul de I_f, l'estimation de Bonneuil y ajoute une ré-estimation des naissances, donc du numérateur. D'où son évolution particulière, notamment après 1851.

Graphique 12. Indice de fécondité générale de Coale, selon les trois reconstitutions



7 LA RECONSTITUTION DES SOUS-POPULATIONS DEPARTEMENTALES

La reconstitution des sous-populations s'effectue suivant les mêmes principes que celles du département et des arrondissements, mais les données de base sont moins détaillées, les recensements de contrôle moins nombreux, les flux migratoires plus importants et la taille de la population plus réduite. Tous ces aspects seront illustrés en suivant un exemple, la reconstitution de la commune de Sète.

Comme pour toutes les communes de l'Hérault, la population totale recensée de Sète a été publiée dans *"Les paroisses et communes de l'Hérault"* par C. Motte (1988), et ce pour toute la période qui nous concerne. La population totale publiée est celle mentionnée sur les tableaux sommaires de dénombrement. On n'y trouve pas la proportion des hommes et des femmes, ni celle de la population comptée à part. On n'y discerne pas non plus la population résidente de la population présente. Seule la page statistique des listes nominatives mentionne ces données, et pour une période restreinte 1836-1876 pour le total par sexe, 1851, puis 1881-1936 pour la population comptée à part.

La première estimation concerne la population comptée à part, que nous voulons enlever, car elle est déjà comprise, pour l'essentiel, dans la population résidente. La population comptée à part ne concerne que très peu de sous-populations Montpellier, Béziers et Sète. Ailleurs, elle peut exister de façon épisodique, quand une équipe de travaux publics s'installe pour quelques années dans une commune, ou de façon plus permanente, quand il s'agit d'un monastère ou d'un séminaire. L'annexe I.7.2 mentionne la présence d'une population comptée à part, sa durée et son caractère, pour chaque sous-population départementale. Le tableau 1 donne le détail de la population comptée à part dans la commune de Sète.

	1851	1881	1886	1891	1896	1901	1906	1911	1921	1926	1931	1936
militaires (+marins)	923	302	397	306	463	429	266	245	346	220	529	450
marins							77	104				129
hospice/hôpital					272	224	245	390	89	91	75	214
élèves		69	86	68	79	98	102	102	66	58	52	122
pensionnat					43	39	34		53	32		7
religieuses						53	35					53
ss moyens/mend.	129				27	36		8				
travaux publics									7			
détenus						3	5	1				
réfug./pens. d'état	8											
pers. de passage		1680	1278	1250	103		45	38		41	25	
total	1060	2051	1761	1624	987	882	809	888	561	442	681	975

Tableau 1. Population comptée à part selon les listes nominatives. Sète.

Deux catégories dominent les militaires/marins et les personnes de passage sur les bateaux et dans les hôtels. La première catégorie ne spécifie pas s'il s'agit de marins sétois, de pêcheurs même, comme en 1851, qu'il conviendrait d'inclure dans la population résidente. La deuxième catégorie paraît incohérente dans la durée de plus de 1000 personnes de passage on tombe à 100 et moins de 100 dès 1896. Il s'agit probablement d'une ré-interprétation des instructions. Les marins sétois, inclus dans la première catégorie en 1851, dans les personnes de passage de 1881 à 1891, ont été intégrés dans la population résidente à partir de 1896.

Notre objectif est d'isoler la véritable population à part, c'est-à-dire non résidente à Sète. On ne peut qu'aller au plus probable. Nous réduisons donc le nombre de personnes de passage à 100 pour la période 1851-1891. Avant 1836, la population comptée à part est estimée à 400. L'estimation n'est pas très sûre, mais il convient de relativiser l'importance de la population comptée à part dans la population totale, même dans une commune comme Sète. Elle se situe entre 1 et 2 % de la population totale. L'erreur sur son nombre exact joue donc sur quelques pour mille de la population totale, qui, elle, connaît une marge d'erreur de quelques pour cent.

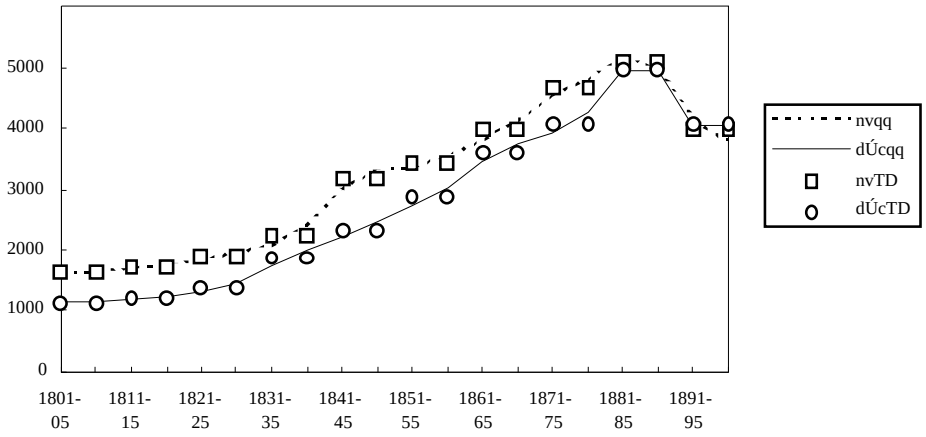
La deuxième estimation concerne le taux de masculinité de la population totale en 1801-1831 et en 1881-1956. Dans le cas de Sète, le taux observé en 1836-1876 et 1946-1962 est très proche du taux départemental, mais ce n'est pas le cas de toutes les sous-populations. L'écart entre le taux local et le taux départemental est structurel. D'un recensement à l'autre, il reste relativement stable.[47] Nous formulons donc l'hypothèse suivante chaque sous-population départementale suit l'évolution de la masculinité départementale - c'est-à-dire, une féminisation progressive durant la première moitié du XXe siècle - singularisée par des effets

[47] Si on compare les taux relatifs (c'est-à-dire le taux de masculinité d'une sous-population / le taux départemental) d'un recensement à l'autre de la période 1836-1876, les coefficients de corrélation sont toujours pris entre 0,83 et 0,92 ; et même au delà du "trou" de 1881-1956, le coefficient de corrélation entre les taux relatifs de 1876 et ceux de 1962 s'élève à 0,70. On peut donc réellement parler d'un phénomène structurel, en évolution lente.

de structure qui, eux, évoluent progressivement, sans à-coups importants. L'hypothèse permet d'estimer le taux de masculinité en 1801-1831 et en 1881-1956, par interpolation du taux relatif (voir note 1).

LE MOUVEMENT NATUREL

Au XIXe siècle, les naissances vivantes et les décès sont connus par le comptage des tables décennales, c'est-à-dire par période de 10 ans. Nous les répartissons par période quinquennale, en tenant compte de la tendance décennale.[48] Le graphique 1 montre le résultat pour la commune de Sète.



Graphique 1. Naissances vivantes et décès de la commune de Sète au XIXe siècle. Relevés des Tables Décennales (TD) et estimations quinquennales.

La forte chute constatée aux années 1890 correspond à une période de grande émigration, tout à fait particulier à Sète.[49] En règle générale, l'évolution des naissances et décès décennaux est régulière, et l'estimation quinquennale tout à fait justifiée. Bien évidemment, les relevés décennaux ne permettent pas de constater les fluctuations annuelles. L'étude des crises sera impossible.

Une fois les naissances vivantes et les décès estimés par période quinquennale,

---

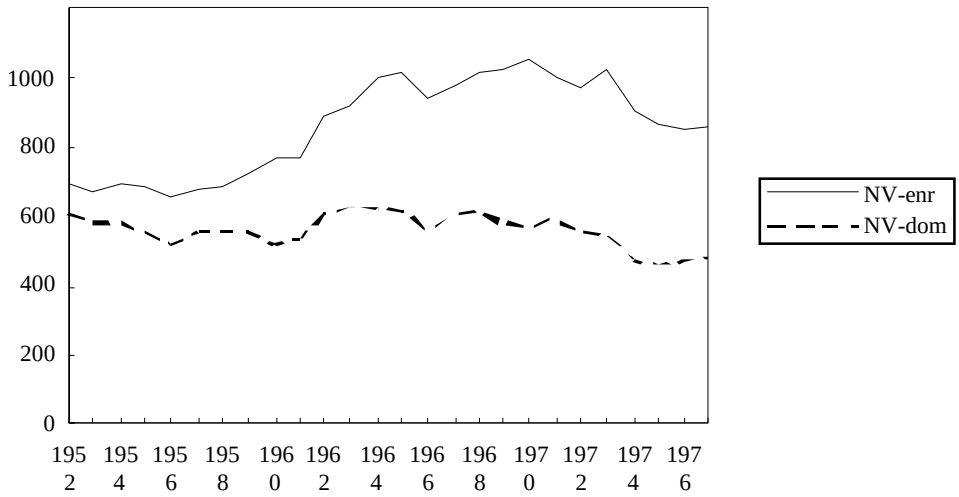
[48] Pour répartir les enregistrements observés (E) dans la période décennale $t,t+9$, en tenant compte de la tendance décennale, nous considérons celle-ci linéaire entre la décennie précédente ($E_{t-9,t-1}$) et la décennie suivante ($E_{t+10,t+19}$). La répartition de $E_{t,t+9}$ est ainsi donnée par

$$E_{t,t+4} = 0{,}5E_{t,t+9} - 0{,}125(E_{t+10,t+19} - E_{t-9,t-1})$$
$$E_{t+5,t+9} = 0{,}5E_{t,t+9} + 0{,}125(E_{t+10,t+19} - E_{t-9,t-1})$$

[49] "*La population régresse même de 14 % entre 1891 et 1896, c'est-à-dire au moment où sont appliqués les tarifs douaniers protectionnistes de 1892. La corrélation entre les deux phénomènes est éclatante...*" (Sagnes 1987, p. 222). Il s'agit des droits de douane sur les produits agricoles, dont le vin, prévus par la loi du 11 Janvier 1892, sous la pression des régions viticoles autres que le Languedoc. Ils visent à limiter l'importation des vins étrangers, par le port de Sète. L'importation s'était envolée avec la crise du phylloxéra, dépassant l'exportation dès 1878.

nous devons les répartir sur les sexes. Pour les naissances vivantes, nous appliquons le taux de répartition de 0,512 (masculin) - 0,488 (féminin). Le taux de masculinité des décès, par contre, dépend à la fois du taux de masculinité de la population communale et de celui de la mortalité. Nous pouvons étudier les deux conjointement à l'échelle départementale. Deux périodes s'y distinguent nettement de 1851 à 1901, le taux de masculinité des décès n'est pas corrélé à celui de la population (r = -0,11). De 1961 à 1990, par contre, ils sont fortement corrélés (r = 0,94). La montée en force de la dépendance entre les taux de masculinité s'explique surtout par la chute de la mortalité infantile le taux de masculinité des nouveaux-nés étant stable, une grande part de la mortalité échappe ainsi à l'influence du taux de masculinité de la population. Au XIXe siècle, par conséquent, nous avons appliqué le taux départemental de masculinité des décès aux décès des sous-populations. Au XXe, nous le corrigeons pour le taux de masculinité de la population, selon la relation constatée à l'échelle départementale.[50]

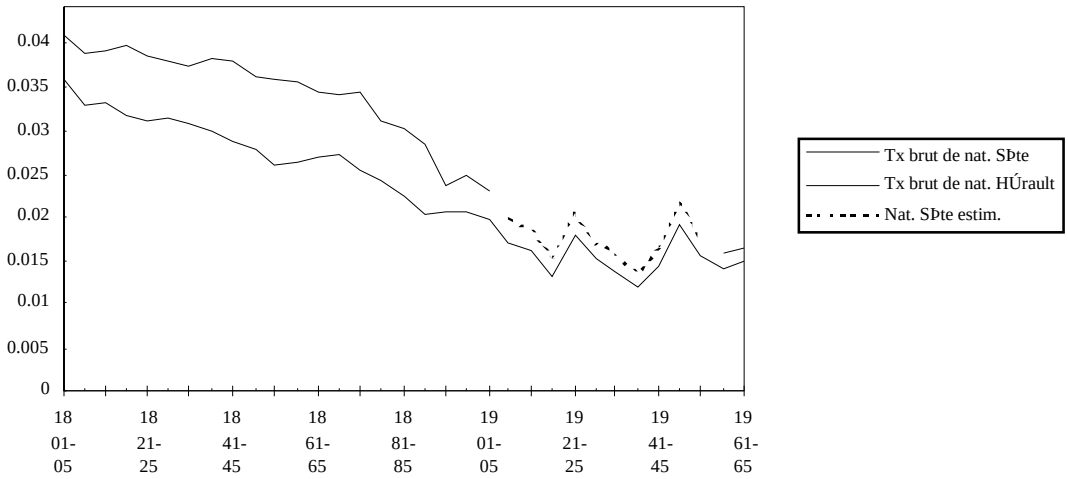
De 1903 à 1954, quand débute la série domiciliée, nous ne disposons pas de données fiables concernant le nombre de naissances vivantes et de décès. Le graphique 2 montre l'écart entre les naissances enregistrées et domiciliées, de 1952 à 1977. On voit que le sur-enregistrement s'accélère entre 1961 et 1965. Mais il est déjà important en 1952. Son évolution n'est pas linéaire. Elle dépend de la présence d'une maternité dans la commune et dans les communes environnantes, comme nous l'avons déjà constaté pour Ganges au chapitre I.4. Fixer le point de départ du sur-enregistrement par rétropolation serait donc hasardeux. Nous avons procédé autrement.



Graphique 2. Naissances vivantes enregistrées et domiciliées dans la commune de Sète, 1952-1977.

[50] La relation est la suivante : tx masc. décès = 3,661 fois tx masc. pop. - 2,3613.

Pour estimer les naissances vivantes et les décès de la période 1903-1955, nous avons employé la même démarche que pour le taux de masculinité de la population. L'hypothèse sous-jacente est la même nous considérons que les taux de natalité et de mortalité de la sous-population évoluent au même rythme que les taux départementaux, quoique singularisés par des effets de structure qui, eux, évoluent progressivement. Nous interpolons donc les taux relatifs (voir note 1), calculés en 1893-1902 et 1956-1960. Cela donne, pour les naissances vivantes à Sète



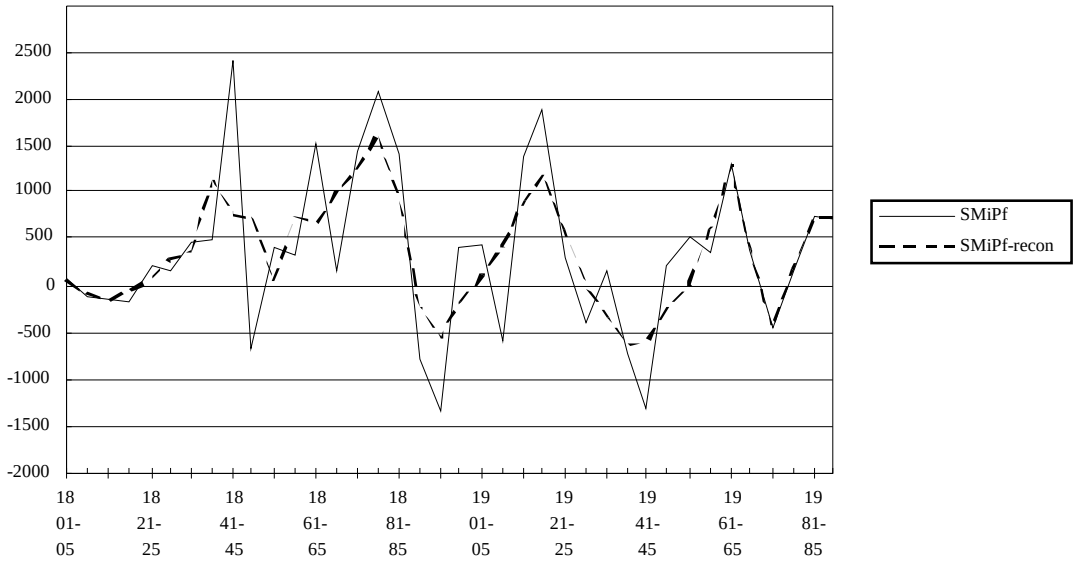
Graphique 3. Taux brut de natalité constaté et estimé (1906-1955). Sète.

On voit que le taux de natalité, à Sète, est resté largement supérieur au taux départemental durant tout le XIXe siècle. Vers la fin du siècle, l'écart diminue, mais en 1956-1965, il est toujours au dessus du taux départemental. Notre estimation a interpolé cet écart. Le très lent rapprochement des deux taux, amorcé en 1885, pas encore terminé en 1955, a été considéré progressif. Les événements, qui ont fortement secoué le taux départemental (notamment les deux guerres et les deux reprises), ont été répercutés avec la même ampleur sur la commune de Sète. Les données disponibles ne nous permettent pas une meilleure estimation.

LES MIGRATIONS

La population totale, les naissances vivantes et les décès nous permettent de calculer pour chaque période inter-censitaire le Solde Migratoire de la Période

(SMiP).[51] Observons le SMiP des femmes de Sète.



Graphique 4. Solde Migratoire féminin par Période inter-censitaire, Sète. SMiP brut et SMiP reconstitué (voir texte).

Le SMiP brut est caractérisé par de très fortes fluctuations. C'est le cas pour toutes les sous-populations départementales. Il est très difficile de faire la part entre les flux réels et les effets des populations totales mal estimées. Ainsi, la forte immigration constatée en 1841-1845 est suivie par une émigration relativement importante en 1846-1850. Le recensement de 1846, ne serait-il pas légèrement sur-évalué ?

C'est une première raison pour ne pas employer les SMiP bruts. Une deuxième a été discutée aux chapitres I.1 et I.2 les fortes fluctuations du SMiP risquent de concentrer la migration dans certaines cohortes, "oubliant" d'autres cohortes. Or, nous savons qu'en réalité toutes les cohortes participent à la migration. C'est pour cela que Van de Walle a remplacé les SMiP par une seule tendance linéaire. Nous ne le suivons pas, car nous perdrions toute conjoncture migratoire. Mais nous étalons la migration sur les cohortes en remplaçant les SMiP bruts par leurs moyennes mobiles sur trois périodes (appelées SMiP reconstituées dans le graphique 4).[52]

Avant de répartir le SMiP sur les groupes d'âge, nous avons choisi une pyramide de départ pour l'année 1801. Si la population était fermée, nous aurions pu

[51] Si PT_t est la population totale en t, NV_t et D_t respectivement les naissances vivantes et les décès entre t et $t+5$, nous appliquons : $SMiP_t = PT_{t+1} - PT_t - NV_t + D_t$

[52] Nombre de sous-populations connaissent une importante immigration apparente en 1801-1806, que dénie la suite de la courbe. Elle résulte d'un sous-enregistrement de la population en 1801, probablement par le non-intégration des enfants en bas âge. Dans ce cas, nous avons augmenté la population totale en 1801, afin de s'aligner sur le flux migratoire constaté après 1806.

considérer la population en 1801 comme une population quasi-stable (car engagée dans la transition démographique) et l'assimilation de sa distribution par âge au réseau de populations stables issu du même niveau d'espérance de vie serait justifiée. En réalité, les sous-populations départementales ne sont pas, et n'ont jamais été, fermées, même si les flux migratoires au début du XIXe siècle ne semblent pas très importants. Le passé migratoire des sous-populations nous est inconnu. Nous sommes obligé de le considérer inexistant. Le choix de la population stable se fait alors comme dans la méthode de Van de Walle dans les populations soumises au réseau de tables-types Hérault-XIX et au taux de croissance *r*, une seule pyramide satisfait à la fois le niveau de l'espérance de vie, le taux de natalité et la population totale observés en 1801-1805. L'importance du passé migratoire de la population donne la mesure du biais que notre choix induit à la pyramide de 1801. Il se résorbera durant les premières décennies du XIXe siècle.

Le Solde migratoire reconstitué doit être réparti sur les âges. Pour cela, nous tentons à la fois d'intégrer une certaine souplesse dans le choix d'un profil et une rigueur dans son application. La règle est celle-ci chaque sous-population se voit accordée un seul profil de flux principal et un seul profil de reflux en période de crise ou de retournement de tendance. La restriction au profil unique est nécessaire - comme nous l'avons argumenté au chapitre 1.2 - pour éviter que la reconstitution reproduise tous les recensements publiés, les fiables comme les plus fantaisistes.

Si le profil de flux principal est unique, il peut être tout à fait personnel à la sous-population. Nous le choisissons parmi deux familles de profils ceux avec retour (à l'âge de 25 ou de 60 ans), et ceux sans retour. Dans les deux cas, les profils s'articulent autour d'un maximum à 20 ans. La hauteur du maximum se situe généralement entre 15 et 25 % du SMiP, entraînant une plus ou moins grande pente avant et après 20 ans, et une plus ou moins longue continuation sur les âges après 30 ans.

Le choix se fait de façon empirique. Le profil retenu est celui qui permet de rapprocher la reconstitution le plus possible aux recensements jugés fiables. C'est également la procédure pour le profil de reflux, dont l'utilisation n'est envisagé qu'en période de retournement de flux, et ne dépasse jamais deux périodes consécutives.

Voyons la commune de Sète. Le profil de flux principal est sans retour, assez concentré autour de l'âge de 20 ans. Les périodes de profil de reflux sont 1821-1830, 1886-1895, 1901-1910 et 1931-1940. Deux fois, il s'agit d'un retour de personnes ayant émigré auparavant ; les deux autres fois, c'est le départ de personnes ayant immigré durant la période précédente. Si le flux perdure, comme en 1830 ou en 1940, il se transforme en flux principal, dont le profil se concentre autour de l'âge de 20 ans.

Le choix du profil et la détermination des flux et des reflux sont le résultat empirique de la comparaison entre la reconstitution et les recensements publiés, à l'exception de celui de 1891, que nous avons exclu de l'observation, car il présente une pyramide trop atypique pour être fiable. Là intervient l'aspect manuel de notre

méthode de reconstitution. En effet, d'autres choix auraient pu faire rapprocher la reconstitution du recensement de 1891, mais au détriment des autres recensements publiés. Or, c'est notre jugement, sur la base de l'analyse des écarts observés et d'autres éléments discutés ci-dessus (cohérence des totaux, distribution par âge et par état matrimonial, etc), qui décide que tel ou tel recensement publié est invraisemblable et ne doit pas exercer de l'influence sur la reconstitution. C'est ici, surtout, que toute automatisation de la reconstitution ferait fausse route, car les recensements invraisemblables sont nombreux.

RECONSTITUTION DES STRUCTURES PAR AGE ET PAR SEXE

Malgré la cascade d'estimations (population comptée à part, taux de masculinité de la population et des décès, nés vivants et décès en 1903-1955, population stable en 1801, profil de migration, etc), les résultats de la reconstitution sont étonnamment proches de ceux obtenus à l'échelle départementale, où toutes les données de base étaient disponibles (voir le tableau 1). Si l'on exclut le recensement de 1891, l'écart moyen entre reconstitution et recensement (groupes d'âge de 0-4 à 65-69 ans) au XIXe siècle s'élève à 7,8 % pour les hommes (département 7,1 %), et à 11,4 % pour les femmes (département 10,6 %).

Au XXe siècle, l'écart est plus important. Si la reconstitution semble bien confirmée en 1956 et 1961, elle l'est beaucoup moins en 1946 et 1951. Or, on rappelle que les pyramides de 1946-1961 ont été estimées à partir de 3 recensements seulement 1946 (disponible pour Sète à titre de ville de 10 000 à 50 000 habitants), 1954 et 1962. L'écart important observé en 1946 et en 1951 est le fait du seul recensement de 1946. Cela écarte l'hypothèse d'une importante mésestimation des naissances et décès de la première moitié du XXe siècle, car ceux-ci ont été estimés jusqu'en 1955, l'influence de la mésestimation aurait dû se faire sentir de la même façon en 1956, et même en 1961. L'analyse des écarts par âge en 1946 nous apprend que le recensement publié en 1946 a inclu un très grand nombre d'hommes et de femmes de 20 à 29 ans. Entre 1946 et 1954, un tiers environ de cette cohorte a émigré, ce qui correspond au double de l'émigration totale durant cette période. Nous l'expliquons par la présence d'une importante population comptée à part dans la pyramide de 1946. Nous l'avons exclue, pour garantir la cohérence avec les recensements précédents. Pour toutes les sous-populations, nous passons ainsi en 1961 de la population résidente à la population sans doubles comptes.

année	H	F	année	H	F	année	H	F
1851	5,7	9,8	1881	8,4	6,2	1946	20	12,2
1856	10	13,5	1886	11,8	11,9	1951	15,9	8,8
1861	5,3	14,6	1891	19,2	19,5	1956	12,7	6,7
1866	5,7	9,4	1896	7,8	14,5	1961	9,3	7,6

Tableau 1. Ecart moyen entre pyramide reconstituée et pyramide recensée, en % de l'effectif publié ; groupes d'âge de 0-4 à 65-69 ans.

Le recensement de 1962 est le premier que nous acceptons intégralement pour toutes les sous-populations départementales. Il a donné lieu à l'estimation de la pyramide en 1961, par la méthode que nous avons décrite au chapitre I.2 puis appliquée au chapitre I.6. En 1961, nous pouvons donc mesurer l'écart moyen entre toutes les pyramides reconstituées et recensées.[53] Les écarts moyens des pyramides masculines se trouvent à 95 % entre 8,6 et 14,6 %, les féminines entre 8,1 et 14,1 %. Les sous-populations de plus de 2 000 habitants ont un écart moyen moins élevé (en moyenne 10,6 % pour les hommes, 9,8 % pour les femmes) que les autres, comme on s'y attendrait.

L'écart moyen de 8 à 15 % est à comparer aux estimations de l'INSEE pour 1962 une erreur constatée d'environ 2 % à l'échelle nationale, à laquelle s'ajoutent l'erreur cachée aux recenseurs et aux contrôleurs[54] et l'effet de la taille très réduite des sous-populations. La moitié des sous-populations comptent moins de 2 000 habitants, ce qui signifie des groupes d'âge de 30 à 50 personnes. Un écart de plus ou moins quatre ou cinq personnes est difficilement réductible.

La marge d'erreur inhérente à la reconstitution ne permet donc pas d'accepter sans réserve l'effectif estimé à une date précise pour un groupe d'âge précis. Mais la reconstitution garderait toute sa valeur, si cette erreur était répartie de façon aléatoire. Or, nous avons des raisons pour penser que cela est le cas. D'abord, la démarche même de la reconstitution garantit qu'à chaque date et pour chaque sous-population les écarts entre groupes d'âge reconstitués et recensés s'annulent car la population totale est respectée. Les écarts positifs sont automatiquement annulés par les écarts négatifs. En même temps, l'observation des écarts en 1961 nous apprend que les écarts sont assez également répartis sur tous les groupes d'âge, et qu'à chaque âge, la moyenne des écarts est proche de zéro.

Si les écarts constatés sont répartis de façon aléatoire, aussi bien à l'intérieur d'une pyramide qu'à l'intérieur d'un groupe d'âge, à travers le temps, alors, les indicateurs qui sont construits sur plusieurs groupes d'âge ou sur plusieurs périodes verraient leur erreur attendue se réduire considérablement. C'est dans cet optique que nous avons établi, pour chaque sous-population des indicateurs, avec des assises suffisamment larges, pour que l'erreur attendue soit réduite au minimum (voir l'annexe I.7.1 pour les tableaux d'indicateurs et pour leur définition).

Si l'erreur attendue pour les séries des totaux - c'est-à-dire la population total, le nombre de nés vivants et des décès vivants - peut être estimée à moins de 5 %

[53] Même les sous-population, dont les pyramides publiées sont retenues en 1946 (Béziers et Montpellier) ou 1956 (toutes les villes) ont été reconstituées jusqu'en 1961 pour permettre la mesure de l'écart moyen à cette date.

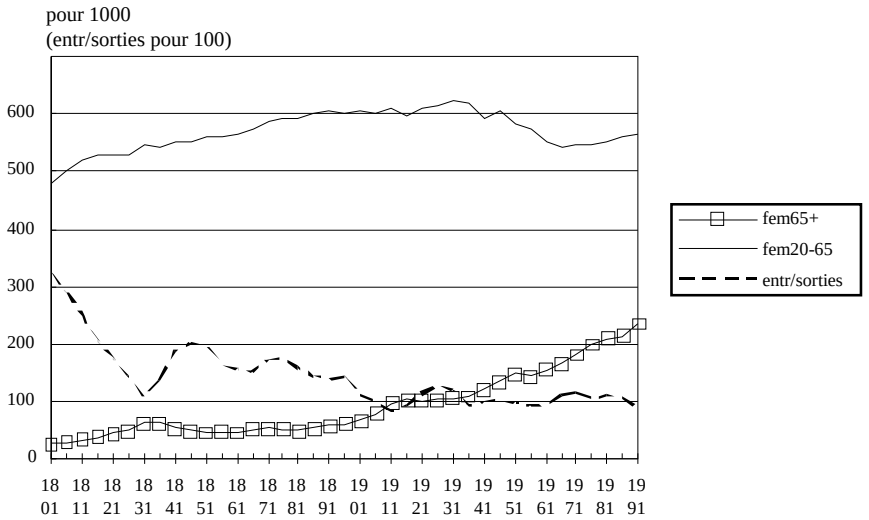
[54] Le contrôle de l'INSEE en 1962 (Grevelinghe 1993) et en 1990 (Coeffic 1963) porte sur les erreurs commises de bonne foi à la déclaration, mais n'évalue pas les omissions ou erreurs volontaires, commises pour de bonnes ou mauvaises raisons.

(voir ci-dessous), celle pour les groupes d'âge individuellement à moins de 15 %, alors l'erreur attendue pour les indicateurs peut être estimée à moins de 10 %.

LES PRINCIPAUX INDICATEURS RETENUS

Le premier indicateur est la population totale résidente par sexe. Elle résulte de la population totale publiée, moins la population comptée à part (estimée) et répartie sur les deux sexes (voir ci-dessus). Si la population totale publiée est susceptible de contenir une erreur de 2 à 3 % en 1962 et 1990, selon les estimations de l'INSEE, au XIXe siècle, surtout au début, cette erreur a dû être plus importante, notamment dans le sens d'un sous-enregistrement. Rien ne nous permettait de localiser cette erreur dans certaines sous-populations plutôt que dans d'autres. Des erreurs allant jusqu'à 5 % ne sont donc pas à exclure. Dans ces conditions, l'estimation de la population comptée à part, et du taux de masculinité, n'augmente pas significativement la marge d'erreur déjà existante.

Trois indicateurs résument les pyramides reconstituées la proportion de la population ayant 65 ans et plus, celle ayant de 20 à 64 ans, et le rapport entre entrées et sorties dans l'activité. Les deux premiers indicateurs sont évidents, ils mesurent la part des "âgés" (65 ans et plus), la part des "actifs" (20-64 ans), et par soustraction celle des jeunes (moins de 20 ans). Le troisième indicateur donne une mesure du flux (entrées et sorties) dans le monde de l'activité, définie ici par l'âge 20-64 ans. Le nombre de ceux, qui sont en cours d'y entrer, les 15-24 ans, est rapporté au nombre de ceux, qui sont en cours d'en sortir, les 60-69 ans mais aussi ceux, ayant 20 à 59 ans, qui sont susceptibles de décéder dans la période considérée. Nous évaluons ces décès en appliquant la table-type Hérault-XIX ou Hérault-XX, selon la période (l'espérance de vie nous est connue grâce à la reconstitution), à la population active présente. Le graphique 5 donne les trois indicateurs pour la population féminine de Sète.

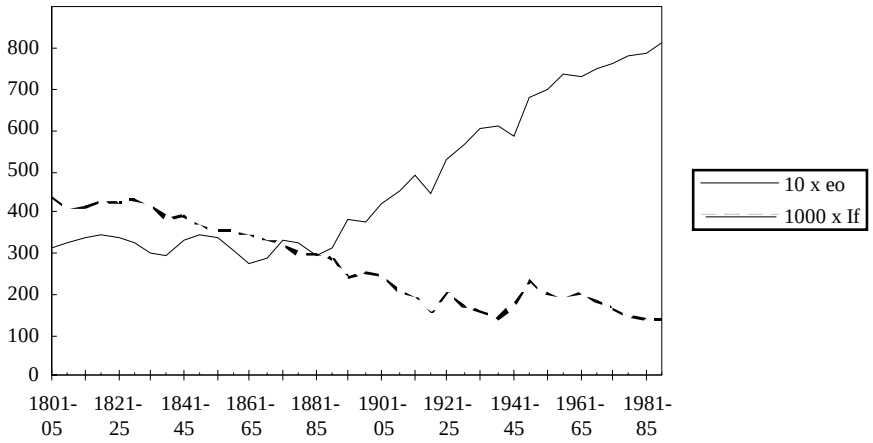


Graphique 5. Proportions des 20-64 ans, des 65+ ans (pour 1000) et les entrées dans l'activité pour 100 sortants. Femmes de Sète.

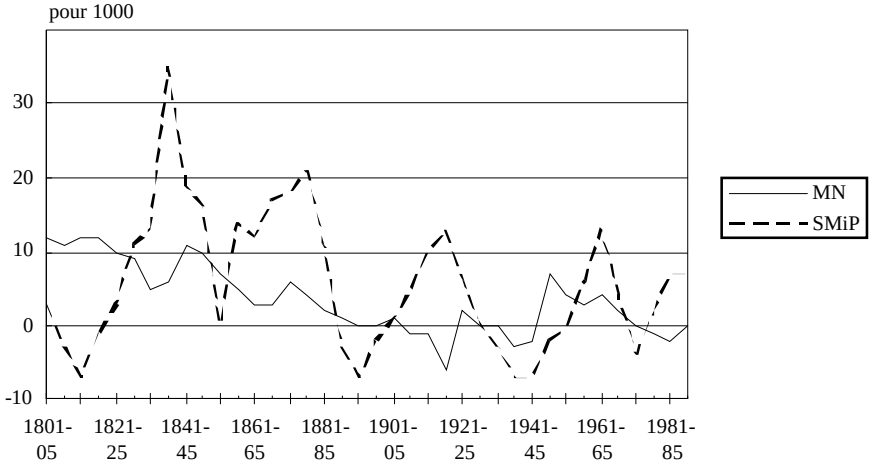
On note la relative stabilité de la proportion des 20-64 ans. Nous avons là une caractéristique de presque toute population humaine, bien vérifiée par nos sous-populations, à travers tout comportement migratoire ou naturel. On note également la montée des 65+ ans, d'abord autour de 1900, puis après 1945.

Les entrées dans l'activité montre une grande perturbation en 1801-1830. Il s'agit probablement de l'influence du choix de la pyramide en 1801. L'indicateur est très sensible à l'estimation des personnes âgées, qui dans le cas de Sète, semble avoir été trop faible en 1801. L'hypothèse du passé migratoire nul avant 1801 ne paraît pas vérifiée, malgré le faible flux migratoire constaté entre 1801 et 1830. L'occasion est bonne pour mettre en garde contre toute utilisation des données et indicateurs reconstitués au début du XIXe siècle. Mais elle nous permet aussi de voir l'influence de la pyramide de 1801 décliner très rapidement, pour disparaître, en tout cas à Sète, en 1831.

Les périodes inter-censitaires sont résumés en quatre indicateurs, tous assis sur une grand nombre de groupes d'âge l'espérance de vie à la naissance, l'indice de fécondité générale de Coale, le taux annuel de variation due au mouvement naturel et le taux annuel de variation due au solde migratoire. Les graphiques 6 et 7 montrent les quatre indicateurs pour la population féminine de Sète.



Graphique 6. L'espérance de vie à la naissance (x 10) et l'indice de fécondité générale de Coale (I_f, x 1000). Femmes de Sète.



Graphique 7. Taux annuels de variation due au mouvement naturel (MN) et au solde migratoire (SMiP)

Bien évidemment, nous reviendrons sur la mortalité et la fécondité de Sète. Ici, nous voulons seulement attirer l'attention sur les taux de migration à la fois très élevés et très perturbés. Sète a connu un comportement migratoire très particulier, souvent en opposition avec les autres villes du département, et, de façon générale, avec l'ensemble du département. On a souligné auparavant la sensibilité du solde migratoire aux erreurs commises à l'estimation de la population totale. Cela reste vrai pour Sète, par exemple au début du XIXe siècle. Mais des taux annuels de 10

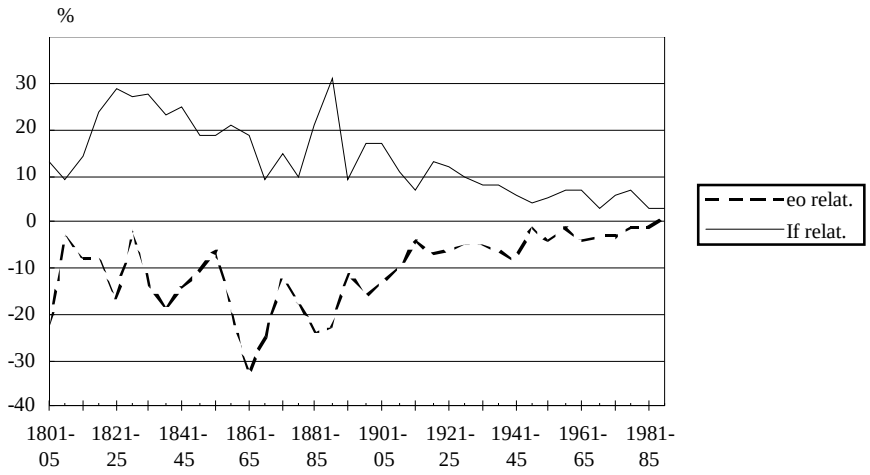
pour 1000 et plus dépassent la marge d'erreur retenue pour la population totale, car ils sont calculés sur quatre recensements consécutifs (les SMiP ont été remplacés par les moyennes mobiles sur trois périodes). Sans pouvoir restituer une observation exacte sur une période précise, les indicateurs permettent d'observer l'essentiel de la tendance conjoncturelle.

Une deuxième remarque concerne le taux de fécondité générale. Selon la définition de Coale et Demeny, on doit considérer la période 1801-1845 comme un plateau pré-transitionnel, car une baisse durable de plus de 10 % n'intervient qu'après. Nous préférons garder une certaine réserve. Comme nous avons vu ci-dessus, toute mesure avant 1831 est à prendre avec précaution. Et dès 1831, l'indice semble avoir amorcé une descente. Nous y reviendrons dans la partie II.

Les tableaux des principaux indicateurs (annexe I.7.1) contiennent également quelques comparaisons avec les indicateurs départementaux. Elles sont toujours exprimées en % de la valeur départementale, selon la formule

$$Indic_relatif = 100 \times ((Indic_local / Indic_dép.) - 1)$$

et offrent un moyen de visualiser rapidement ce qui singularise la sous-population à l'intérieur du département. Le graphique 8 en donne un exemple.



Graphique 8. Espérance de vie relative et fécondité générale relative. Femmes de Sète par rapport aux femmes héraultaises.

Le graphique montre une caractéristique, que nous rencontrerons souvent dans l'Hérault relative sur-fécondité et relative surmortalité vont de pair. La disparition progressive de cette double caractéristique de Sète est le fait du XXe siècle, et ne semble toujours pas achevée. Nous renvoyons à l'annexe I.7.1 et I.7.2 pour d'autres informations sur Sète ou sur d'autres sous-populations. Nous tenterons une vue d'ensemble dans la partie II.

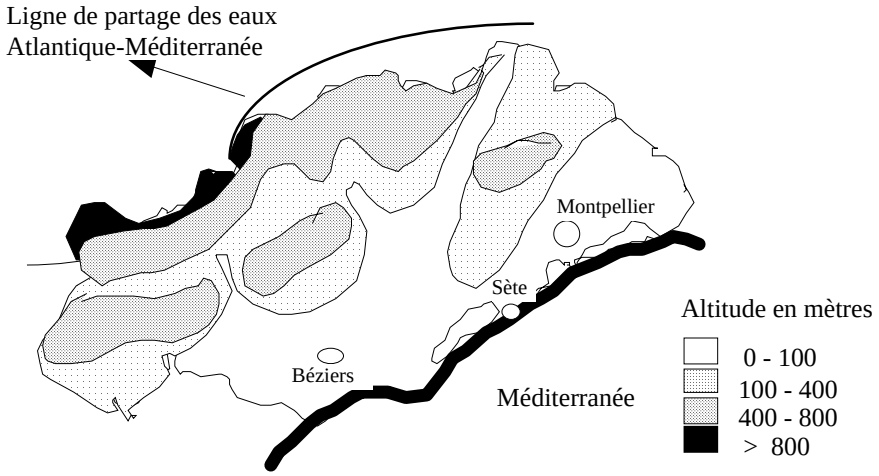
Deuxième partie :

LA TRANSITION RECONSTITUEE

8 LE PEUPLEMENT

L'IMPLANTATION GEOGRAPHIQUE

Le département de l'Hérault occupe le flanc méridional du massif central, entre la Méditerranée et la ligne de partage des eaux atlantiques-méditerranéennes. Celle-ci est à peu près parallèle au littoral, orientée du Sud-Ouest au Nord-Est, les courbes d'altitude suivant approximativement la même orientation (voir la carte 1). Le territoire départemental passe d'un plateau situé à 800 mètres d'altitude à la mer au Sud-Est. Ce profil n'est pas régulier. Il prend la forme d'un toboggan avec une bosse de freinage descente rapide au départ, de 800 à 200 mètres environ, remontée légère jusqu'à 400 mètres, puis reprise de la descente jusqu'à la mer.



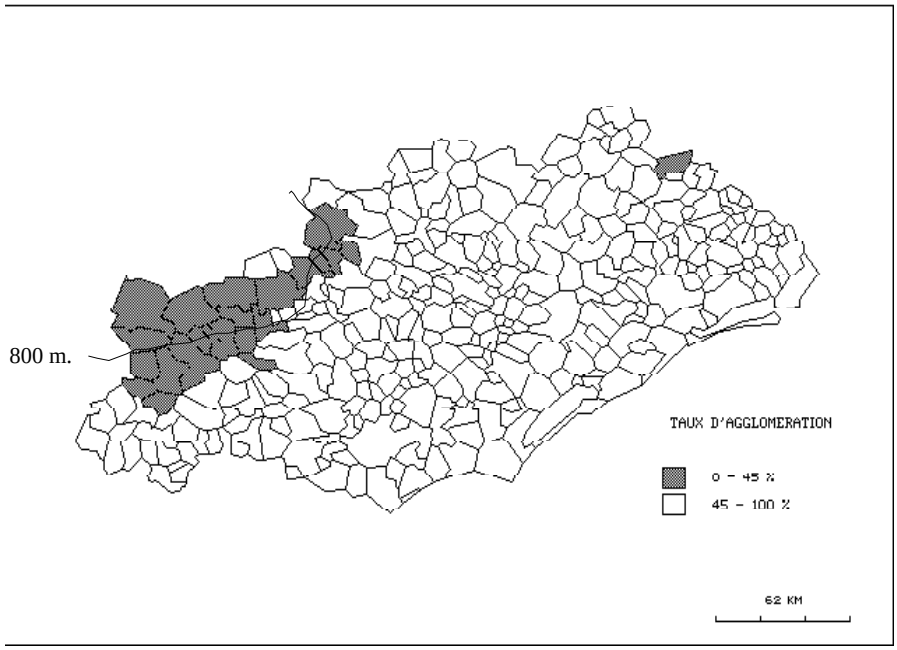
Carte 1. Département de l'Hérault, paliers d'altitude

Le peuplement est largement déterminé par ce dénivelé en forme de toboggan accidenté. Sur le plateau "atlantique", car situé au delà de la ligne de partage des eaux, se trouve un peuplement épars, se consacrant traditionnellement à l'élevage. Marginal du point de vue de la surface occupée comme de celui de la population (voir le tableau 1), ce peuplement est atypique dans l'ensemble départemental, comme nous aurons l'occasion de le constater à de multiples reprises.

	Surface	Population				
		1801	1851	1901	1954	1990
Altitude en mètres :	%	%	%	%	%	%
700+	5	2,5	2,4	1,3	0,6	0,3
600-700	0,9	0,2	0,2	0,1	0	0
500-600	2,3	0,6	0,5	0,3	0,1	0
400-500	2,3	1,2	1,1	0,6	0,3	0,1
300-400	9,4	5,3	5,1	2,6	2	0,9
200-300	14,8	7,5	7	4,9	4,1	2,2
100-200	20,8	17,4	18,8	13,4	11,3	7,4
0-100	44,4	65,3	64,9	76,9	81,6	89
total	100	100	100	100	100	100

Tableau 1. Territoire et population par paliers d'altitude, en % du total départemental. Sources INSEE, SGF.

L'isolement du plateau est encore renforcé par la quasi-inexistence d'un espace habité entre 400 et 700 mètres d'altitude. Celui-ci correspond à la partie rapide du toboggan, parfaitement identifiée par les routes qui "montent" sur le plateau du Larzac (la RN 9 reliant Lodève et Le-Caylar par le Pas de l'Escalette, la D 9 reliant Montpeyroux et La-Vacquerie) ou sur les Monts du Somail (la D 14 reliant Olargues et Fraisse-sur-Agout, la D 907 reliant St-Pons-de-Thomières et La-Salvetat-sur-Agout). Ces pentes sont trop raides pour permettre un peuplement plus important que quelques petits villages nichés sur de mini-plateaux à mi-flanc (Pégairolles-de-l'Escalette, St-Julien, ou St-Vincent-d'Olargues).



Carte 2. Taux d'agglomération communal en 1851-1856. Carte lissée.

Le peuplement épars est une des particularités du plateau atlantique. Si dans la plaine et le piémont, le peuplement est du type aggloméré et fortifié, sur le plateau atlantique il est majoritairement épars. La carte 2, lissée[55], montre bien le poids relatif de la population éparse au delà de 800 mètre d'altitude. Pourtant, le haut plateau n'est pas un pays vide en 1801. La campagne y est plus peuplée qu'ailleurs de 30 à 50 habitants par km² pour la seule population éparse, c'est-à-dire trois à cinq fois la densité de la population éparse départementale. La densité de la population éparse du haut plateau se rapproche de la densité départementale totale, qui s'élève à 62 hbts par km² en 1801.

En bas de la pente, à 100-400 mètres d'altitude, se trouve le premier creux du toboggan. Une ceinture de villes a depuis toujours su tirer profit de la position au pied de la montagne - de la descente rapide d'une multitude de cours d'eau - pour développer l'industrie, le textile notamment. Ainsi se trouvent sur une même ligne Sud-Ouest - Nord-Est St-Pons-de-Thomières, Olargues, Villemagne, Bédarieux, Villeneuvette, Clermont-l'Hérault, Lodève (légèrement décalé de la ligne) et Ganges (voir la carte 4). La ligne se poursuit au delà des limites départementales vers St-Hippolyte-du-Fort, Anduze et Alès. Au Sud-Ouest, la ligne se poursuit vers Labastide et Mazamet, mais là on entre dans l'univers "atlantique".

Entre ce premier creux et la plaine littorale se trouve ce que nous appellerons la "bosse", les "avant-monts" de 400 à 600 mètres d'altitude le Minervois (avec la Forêt Domaniale des Avant-Monts), le pays de St-Chinian, les Monts Faugères, la Montagne de la Séranne et le massif du Pic St-Loup (carte 4). Entre la vallée d'un côté et la plaine de l'autre, ce pays ne fut jamais très peuplé. Son faible peuplement, les larges espaces naturels, à proximité de la plaine et des centres urbains en font l'arrière-pays préféré pour les promenades du dimanche et les week-ends à la campagne.

Les avant-monts ne forment pas une chaîne fermée d'un bout à l'autre du département. Entre les Monts Faugères et la vallée de l'Hérault, la plaine communique librement avec la vallée de la Lergue, c'est-à-dire jusqu'au piémont Lodévois. Dans ce chaînon manquant s'est installé la ville de Clermont l'Hérault, véritable pont entre le Lodévois et la plaine de l'Hérault.

Vient, ensuite, la plaine. Sur un peu moins de la moitié du territoire départemental (44,4 %), elle réunissait 65 % de la population durant la première moitié du XIXe siècle, près de 90 % en 1990. Elle concentre la plupart des activités économiques la vigne, les transports et le commerce (les ports d'Agde et de Marseillan, relayés par celui de Sète ; le canal du Midi, le canal du Rhône à Sète, plus tard les

[55] Le lissage cartographique que nous appliquons à certaines cartes communales est géographique : la valeur communale lissée est la moyenne des valeurs originales de la commune et des comunes limitrophes, pondérées par la population totale des communes concernées. Ainsi, nous éliminons les valeurs excessives notamment des communes de très faible population. Nous réduisons également l'influence des valeurs erronées, plus ou moins fréquentes selon la nature des données. Dans le cas du taux d'agglomération, ces erreurs sont assez fréquentes. Le lissage permet de faire apparaître des régions cohérentes - si celles-ci existent, mais au prix d'un certain flou quant à leurs frontières.

principales lignes du chemin de fer et l'autoroute), l'industrie et tous les services caractéristiques des centres urbains (administrations, CHU, formations supérieures, centres de recherche etc).

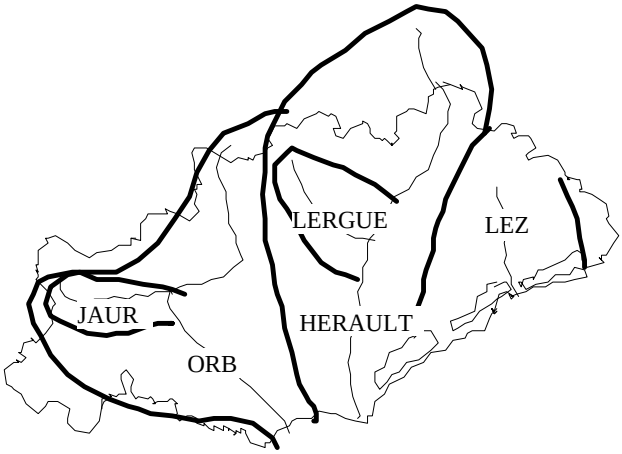
Jusqu'au milieu du XXe siècle, le peuplement est resté à quelque distance de la mer. Montpellier, Béziers, Agde, Pézenas, tout comme Nîmes dans le Gard, Narbonne dans l'Aude et Perpignan dans les Pyrénées Orientales, se situent à une dizaine de km de la mer, toujours sur la même ligne allant du Sud-Ouest vers le Nord-Est. Ce n'est pas seulement pour s'écarter des côtes marécageuses et malsaines, mais aussi pour trouver des terres non-submersibles par l'eau salée de la mer.[56] Néanmoins, l'accès à la mer a toujours été capital pour le commerce. D'où l'acharnement séculaire pour créer un grand port maritime, et surtout pour le préserver de l'ensablement. On connaît les échecs de Lattes et d'Aigues-Mortes (en dehors du territoire départemental, mais directement lié à Montpellier). Agde, tirant à la fois profit de l'embouchure de l'Hérault et de l'abri du Mont St-Loup, n'a pas su assurer la profondeur nécessaire aux bateaux du XIXe siècle, cédant la place à Sète, port construit de toutes pièces sur ordonnance royale à la fin du XVIIe siècle, à l'abri du Mont St-Clair, mais qui, lui, n'a pas su s'adapter à temps aux bateaux à vapeur, puis aux pétroliers. On notera que les ports ayant réussi le mieux, Agde et Sète, se situent là où une langue des "avant-monts" se projette jusqu'à la mer, créant ainsi un dénivelé bénéfique à l'installation d'un port. Cette langue a d'autres conséquences pour le peuplement départemental, comme nous le verrons avec l'étude des bassins fluviaux.

Une première grille de lecture du territoire départemental est ainsi proposée par les paliers d'altitude accroissement de la densité de peuplement allant du Sud-Ouest au Nord-Est, du plateau atlantique à la Méditerranée L'accroissement n'est pas régulier, il connaît deux temps forts une première population, minoritaire (30 % en 1801, plus que 11 % en 1990), au pied de la montagne ; une deuxième, majoritaire (65 % en 1801, 89 % en 1990), dans la plaine. Les deux populations étant séparées par une ceinture de collines basses, très peu peuplées.

a - les bassins fluviaux

Le département de l'Hérault regroupe trois bassins fluviaux (l'Orb, l'Hérault et le Lez) et deux bassins d'affluents (le Jaur se jette dans l'Orb, la Lergue se jette dans l'Hérault) - cf. carte 2. En 1990, la population départementale se trouve à 97 % dans ces bassins et, inversement, près de 99 % de la population des bassins se trouve à l'intérieur du département.

[56] L'angoisse des submersions salées est bien décrite par Molinier (1968)



Carte 3. Hérault, bassins fluviaux.

Comme le montre la carte, les lignes de partage des eaux découpent le département dans le sens Nord - Sud principalement. Le tracé exact des lignes de partage importe peu pour notre étude, car, à l'intérieur des bassins fluviaux, la population se concentre aux rives des fleuves les communes traversées par les trois fleuves et les deux affluents nommés ci-dessus, sans prendre en compte d'autres affluents, ni les fleuves-frontières du département (le Vidourle à l'Est, l'Aude à l'Ouest), contiennent 55 % de la population départementale en 1801, 53 % en 1901 (après un minimum de 52,1 % en 1872) et 58 % en 1990 (après un maximum de 64 % en 1975). Les communes traversées par les lignes de partage entre le Lez et l'Hérault, et entre l'Hérault et l'Orb, ne comptent que 3 % de la population départementale en 1801, moins de 2 % en 1990. Autrement dit, les cinq rivières nommées sont les nerfs du peuplement départemental. Nous retrouvons ici à l'intérieur du département le rôle fondamental des fleuves, que Le Bras (1993) a décrit à l'échelle nationale "La géométrie physique [sert] de support à la croissance avec les vallées des grands fleuves, les rivages et les frontières ; la géométrie administrative guide à son tour la décroissance l'éloignement du chef-lieu de département, en fin du vingtième siècle, est encore la meilleure explication à la dépopulation." (p. 166) En ce qui concerne l'Hérault, la géométrie administrative est, elle aussi, largement physique elle suit généralement les lignes de partage des eaux entre bassins fluviaux. Celles-ci constituent, en quelque sorte, des zones naturellement désertiques dont l'administration se sert, et s'est toujours servie, pour découper le territoire départemental.[57]

Parmi les lignes de partage séparant les bassins fluviaux, celle entre le Lez et l'Hérault est sans conteste la plus importante. Véritable désert vert (elle réunit 1,3 % de la population départementale en 1801 et 0,7 % en 1990, ce qui revient à une densité environ six fois moins élevée que la moyenne départementale), la ligne Montoulieu-Loupian sépare l'Est de l'Ouest Héraultais, qui occupe environ trois quart du territoire (carte 4). Aux marges, quelques communes, appartenant

[57] Pour une description détaillée, voir Motte 1989.

administrativement à l'arrondissement de Montpellier, se situent au delà de cette ligne le canton de Ganges vers le Nord, la commune d'Aniane vers l'Ouest, celle de Mèze et de Sète au Sud-Ouest. Toutes ont un comportement démographique atypique pour l'arrondissement (voir les graphiques correspondants en annexe II.7.1).[58]

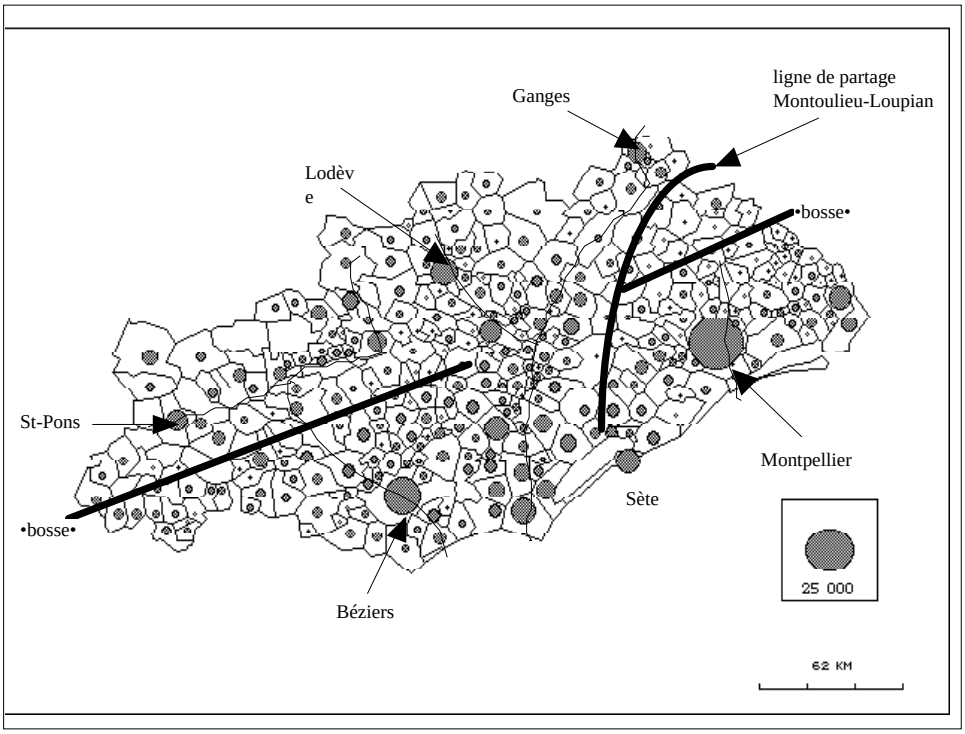
A l'Ouest de la ligne Montoulieu-Loupian, les bassins de l'Orb et de l'Hérault forment une seule plaine. Il fut logique que les diocèses d'Agde et de Béziers aient été réunis en un seul arrondissement.

Les deux vallées d'affluents (Lergue et Jaur) ont donné naissance aux arrondissements de Lodève et de St-Pons. Le dernier s'est vidé de sa population au cours du XIXe et XXe siècle, et a été rattaché à l'arrondissement de Béziers en 1926. L'arrondissement de Lodève n'a jamais pu être délimité clairement face au bassin fluvial de l'Hérault, dont il fait partie. Lui aussi a été supprimé, en 1926, et rattaché, au delà de la ligne désertique Montoulieu-Loupian, à l'arrondissement de Montpellier. Mais la greffe n'a pas pris, et l'arrondissement de Lodève fut remis dans ses anciennes limites dès 1946.

Une deuxième grille de lecture du territoire départemental est ainsi proposée par les bassins fluviaux, dont les lignes de partage des eaux découpent le département dans le sens Nord-Sud. La principale des lignes de partage est celle de Montoulieu à Loupian, isolant l'Est du département du reste.

La carte du peuplement en 1801 (carte 4) permet de confirmer la lecture du peuplement départemental. On y perçoit d'abord la densité croissante quand on descend des "hauts cantons", c'est-à-dire la ligne Nord-Ouest, vers la mer au Sud-est. On voit également la ceinture de villes moyennes de St-Pons à Ganges, coupée de la plaine par la "bosse" - entrecoupée là où la Lergue rejoint l'Hérault - plus élevée et moins peuplée. Ce passage entre le Lodévois et la vallée de l'Hérault est occupé par le pays de Clermont-l'Hérault. Enfin, on voit comment la population se concentre autour des fleuves, laissant les lignes de partage des eaux (la "bosse" en est une, mais aussi, et surtout, la ligne Montoulieu-Loupian) très peu peuplées.

[58] Le contraste entre l'est et l'Ouest héraultais a été remarqué de multiples fois (Dugrand 1963, Ferras 1979, Cholvy 1993). Presque toujours, on définit comme frontière "la vallée du fleuve qui a donné son nom au département" (Ferras, in Cholvy 1993, p. 12). Jamais la ligne de partage des eaux entre l'Hérault et le Lez, qui, à notre avis, est beaucoup plus séparative.
L'opposition Est-Ouest est considérée, par Robert Ferras, comme un nouveau découpage du territoire départemental, ayant succédé au découpage piémont-plaine : "Les vieux manuels perpétuent à l'infini le vieux schéma de gradins sur la mer ... Mais l'organisation spatiale de l'Hérault est tout autre ; ... la géographie de l'Hérault révèle en fait un agencement Est-Ouest et non plus Nord-Sud..." (Ferras in Cholvy 1993, p. 17). "une nouvelle redistribution des espaces intra-départementaux. Les vieilles divisions déterministes, fondées sur le relief, sont mortes et bien mortes... Aux vieux degrés, descendant de la montagne vers la mer, a succédé une partition entre Ouest et Est." (Ferras in Cholvy 1993, p. 410) Ainsi, Ferras propose deux grilles de lecture successives, là où nous proposons une double grille simultanée.



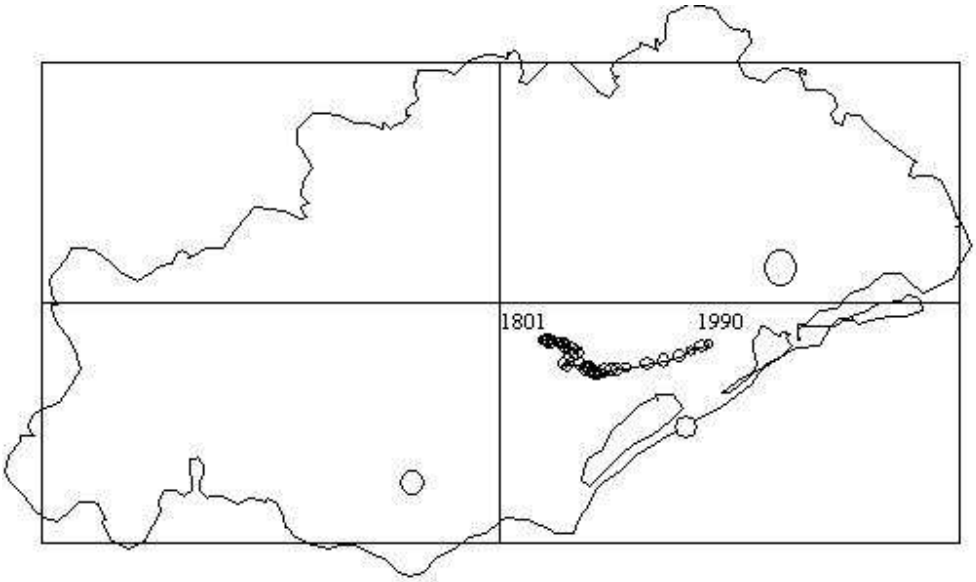
Carte 4. Population communale en 1801.

En 1801, le département porte bien son nom. La vallée de l'Hérault est au coeur du peuplement. Vers l'Ouest, elle forme avec la basse vallée de l'Orb une vaste plaine densément peuplée. Vers l'est, par contre, elle est coupée du montpelliérais par la ligne de partage des eaux Hérault-Lez. Le bassin du Lez n'est pas comparable à celui de l'Hérault ou de l'Orb. Montpellier est entouré d'un pays très faiblement peuplé. La ville de Montpellier, contrairement à Agde et Béziers, est une création "récente", du XIe-XIIIe siècle, répondant à une logique de commerce international, relais financier et port de transit (par Aigues-Mortes) entre le marché "français" (les foires de Champagne) et l'Italie, voire le Levant. Montpellier n'est pas issue de son arrière-pays immédiat. En cela, Montpellier ressemble plus à Sète qu'à Béziers, Narbonne ou Nîmes.

Au delà de Montpellier, à l'extrême Est du département, on rentre dans le bassin fluvial du Vidourle, dont le département ne couvre que la rive droite.

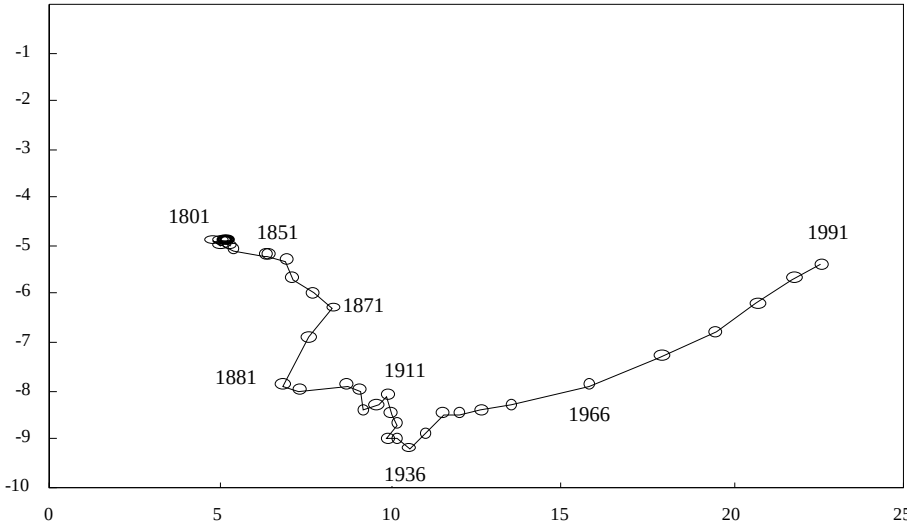
LE PEUPLEMENT EN MOUVEMENT

Muni de la double grille de lecture - prenant en compte l'altitude (lecture du Nord-Ouest au Sud-Est) et les lignes de partage des eaux (lecture de l'Est à l'Ouest), nous pourrons jeter un premier regard sur le mouvement global du peuplement.



Carte 5. Centre de gravité démographique départementale, 1801-1990. Moyenne arithmétique du produit communal des habitants et des coordonnées géographiques aux dates de recensements.

En 1801, le centre de gravité démographique se trouve proche du centre géographique, dans la vallée de l'Hérault, confirmant l'analyse de la carte 4 le fleuve de l'Hérault est bien au coeur du peuplement départemental. De là, le centre de gravité engage un double mouvement, d'abord en direction de la mer, ensuite en direction du Montpelliérais. Vers 1970, il traverse la ligne Montoulieu-Loupian pour se trouver dans l'Est du département. Pour mieux discerner le mouvement, on a repris la carte 5 à une échelle plus grande (graphique 1). Le déplacement est toujours représenté par rapport au centre géographique départemental et exprimé en km.



Graphique 1. Centre de gravité démographique départementale, 1801-1990.

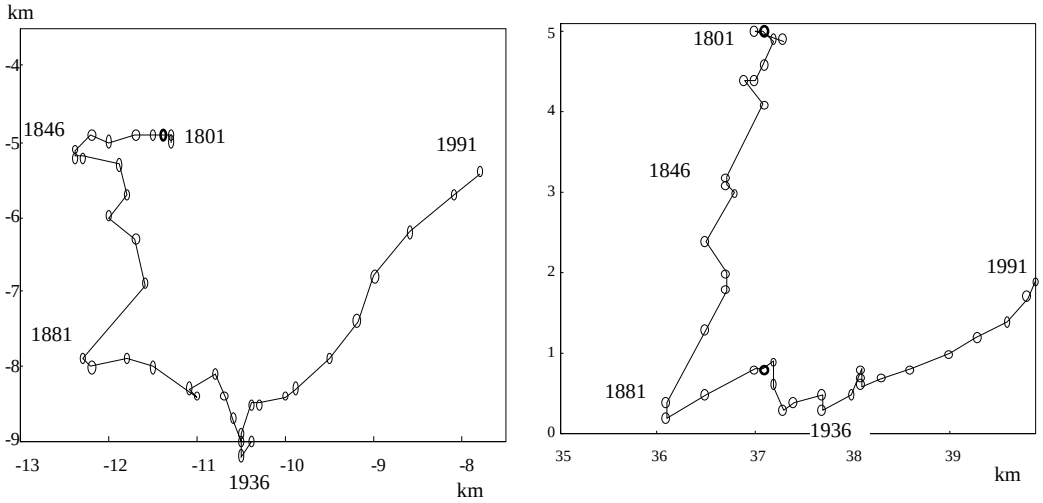
Le graphique 1 nous aide à formuler une première périodisation du comportement démographique départemental de 1801 à 1846, le peuplement semble peu bousculé. Certes, le déplacement vers la plaine a commencé, mais il reste modeste. De 1846 à 1891, le mouvement vers la plaine est quasiment accompli, avec une perturbation majeure en 1876-1886, due au phylloxéra. De 1891 à 1936, le peuplement semble avoir retrouvé une stabilité, quoique moins absolue qu'en 1801-1846. Quand le mouvement reprend en 1936, il a changé de direction. La descente piémont-plaine est terminée, supplantée par le mouvement Ouest-Est.

Schématiquement, on peut parler de deux mouvements le premier, couvrant la deuxième moitié du XIXe siècle, a connu son épi-centre en 1871-1891 ; le deuxième, couvrant la deuxième moitié du XXe siècle, a connu le sien en 1961-1976. Les deux mouvements correspondent chaque fois à une phase de transition économique au XIXe siècle, la mise en place de l'économie viticole, éclipsant la production céréalière et l'industrie du textile ; au XXe siècle, la substitution de l'emploi viticole par l'emploi tertiaire. La viticulture a trouvé ses terres de prédilection, phylloxéra aidant, dans le biterrois, le tertiaire a trouvé les siennes à Montpellier et sur le littoral, d'où le déplacement du peuplement.[59]

[59] Robert Ferras donne une lecture plus volontariste du même phénomène : "L'évolution de la population [à l'Ouest] se trouve, directement et presque uniquement, liée au sort de la viticulture ... On ne retrouve pas une telle dépendance dans le Languedoc oriental où l'on a mesuré beaucoup plus tôt et avec plus de lucidité, les vertus de la diversification économique : l'élargissement progressif des activités et des choix s'est traduit d'abord lentement, puis de plus en plus vite au lendemain de la guerre, pour aboutir au dynamisme actuel, absolument inconnu à l'Ouest de la Région." (Ferras 1979, p. 93) C'est passer assez vite sur le fait que la "lucidité" orientale fut aidée par le phylloxéra qui a balayé de la carte le vignoble de l'Est héraultais, et doublé le cours du vin, assurant le triomphe rapide et irréversible du vignoble biterrois.
Au delà d'une appréciation différente de la viticulture, il s'agit d'un regard différent sur ce qui soutient les évolutions économiques et démographiques. Robert Ferras, et d'autres comme lui, propose une lecture "mentaliste" du comportement économique et démographique à l'Est et à

Les deux mouvements démographiques se situent à cheval sur deux cycles économiques. Ils se déroulent durant la mise en place d'un nouveau cycle économique, et non au moment de son épanouissement. Ainsi, transformation économique = mouvement du peuplement ; stabilité économique = stabilité du peuplement.

Nous avons calculé le mouvement des centres de gravité séparément pour l'Est du département (l'arrondissement de Montpellier) et pour l'Ouest (les arrondissements de Béziers, Montpellier et St-Pons), et représenté les résultats dans le graphique 2.



Graphique 2. Mouvement du centre de gravité démographique de l'Ouest (à gauche) et de l'Est départemental (à droite), 1801-1991

---

l'Ouest du département. "D'un côté, ... le vieux Languedoc occidental pour une grande part viticole, dans sa réalité économique ou dans les structures mentales de ses habitants ; de l'autre, une aire montpelliéraine diversifiée, plus dynamique ..." (Ferras in Cholvy 1993, p. 17) Cette "mentalité viticole", promue énergiquement par Raymond Dugrand (1963), est l'un des mythes les plus répandus de l'imagerie départementale et régionale. Cette mentalité serait malthusienne, frileuse devant le risque économique comme devant la vie, elle serait même "responsable des déserts humains du Sud-Est français" (Dugrand 1963, p. 532).

Nous pensons que la réalité est beaucoup moins "mentale". Le biterrois a simplement saisi la chance historique qui s'offrait à lui pour imposer son vignoble au département (un seul chiffre comme illustration : en 1880, la production du biterrois est quasiment intacte avec plus de 4 000 000 hl, vendus à 41 F, c'est-à-dire deux fois le prix ordinaire, tandis que la production de l'arrondissement de Montpellier est tombé à moins de 5 %, avec 70 000 hl). Ce fut un comportement rationnel, non le résultat d'une quelconque mentalité. Le fait que la vigne soit devenue une activité minoritaire (tout en produisant autant) et relayée par un nouveau cycle, tertiaire, n'est pas plus à mettre sur le compte d'une prétendue mentalité "plus dynamique" de Montpellier. La croissance économique du montpelliérais est tirée largement par le secteur de la formation post-baccalauréat, par celui de la santé et ceux liés aux deux précédents (recherche scientifique, industrie pharmaceutique et électronique). Or, force est de constater que Montpellier partage cette expansion avec la plupart des chefs-lieux régionaux, que celle-ci n'est ni issue, ni alimentée ni financée par le montpelliérais. La dynamique incontestable ne fut pas d'origine locale mais nationale. Il paraît donc abusif de parler d'un dynamisme ou d'une lucidité particulière de l'Est du département. (Voir également p. 210 e.s.)

Le mouvement a été globalement le même dans les deux parties du département. Pour la descente du piémont vers la plaine, cela ne saurait surprendre. Par contre, le déplacement de l'Ouest vers l'Est, à l'intérieur des deux parties du département, a de quoi surprendre. En effet, nous venons de constater que Montpellier, capitale du tertiaire, a supplanté Béziers, capitale du vin, entraînant par là le centre de gravité démographique départemental vers l'Est. Mais pourquoi le même mouvement s'est-il produit à l'intérieur du biterrois et à l'intérieur du montpelliérais ?

Pour répondre à cette question, nous avons cartographié les croissances et décroissances communales des différentes périodes. Elles sont mesurées en effectifs réels pondérés (par la taille de la population départementale en mi-période), car ce sont ceux-ci qui déplacent le centre de gravité démographique. On peut lire les cartes comme le déplacement réel des populations, si la population départementale était restée constante à 1 million d'habitants et si le bilan naissances-décès était nul. Cette dernière condition n'est jamais très loin d'être remplie, mise à part la première période (avant 1851). Le découpage en périodes n'est pas exactement celui que nous avons trouvé dans les graphiques 1 et 2 1801-1846, 1846-1891, etc. Pour des raisons de fiabilité des données communales, nous avons opté pour le découpage suivant 1820-1851, 1851-1891, 1891-1936 et 1936-1990.[60]

Avant de commenter chaque carte séparément, trois observations générales concernant les quatre cartes, doivent être faites

Première observation. A travers toutes les périodes, les zones peu peuplées, notamment la "bosse" entre le piémont et la plaine d'une part, et la ligne de partage Montoulieu-Loupian d'autre part, ne participent à aucune croissance ; elles continuent à décroître. En fait, avec le haut plateau, ce sont les seules zones à dépeuplement quasiment ininterrompu. Les zones désertes se désertifient.

Pour la compréhension du peuplement départemental, ce dépeuplement n'a pas grande importance en soi, car nous avons vu qu'en 1801 ces zones étaient déjà très peu peuplées. Par contre, l'observation est très importante pour la double grille de lecture qui est confirmée *le partage entre piémont et plaine d'une part, entre l'Ouest et l'Est de la ligne Montoulieu-Loupian d'autre part, est une réalité non seulement du peuplement en 1801 (carte 4), mais également de la dynamique démographique au cours des derniers deux siècles* . [61]

Deuxième observation. Pendant 100 ans environ (1851-1946) l'évolution des deux

[60] Les graphiques 1 et 2 ont été calculés sur nos données reconstituées, pour garantir la régularité quinquennale des intervalles ; d'où les dates 1871, 1966 et 1991. Les cartes 8 et suivantes, par contre, ont été calculées sur la base des données recensées, car la régularité de l'intervalle ne joue plus de rôle.

[61] Une analyse plus fine montrera aux chapitres suivants qu'après 1975 la ligne Montoulieu-Loupian a été comme "percée" par la route Montpellier-Gignac. Ici, nous nous limitons au cadre général et aux principaux mouvements.

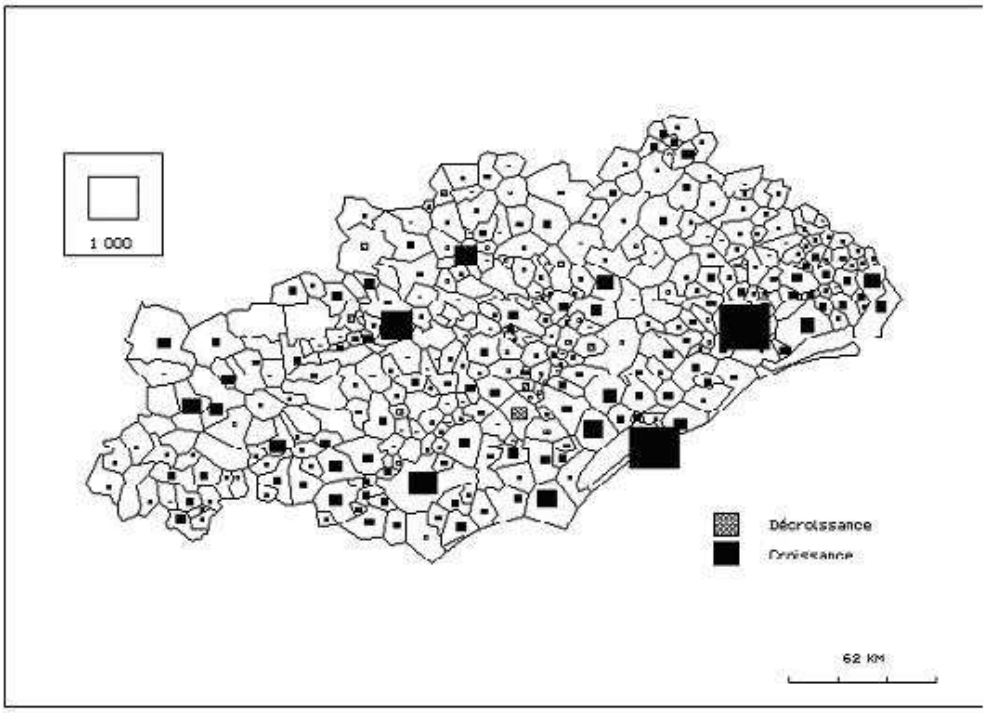
plus grandes villes du département (Montpellier - Béziers) est allée au même pas ; ce n'est qu'après 1946 que Béziers "décroche". Or, un tel développement à deux têtes n'est pas commun. Aucun autre département de la région n'a connu un pareil développement.

Troisième observation. Le destin de Sète est lié au biterrois et non pas à l'Est du département. Autrement dit, c'est la vigne qui a fait vivre Sète, c'est en même temps que la vigne qu'elle perd son importance. Son port n'a pas su s'adapter à la navigation du XXe siècle, car le peu de profondeur maritime ne le permettait pas. Sète n'a existé qu'en tant que port viticole, et ce grâce à la proximité du plus grand producteur de vin sur le territoire national.[62] Réjouissons nous. Les échecs du passé sont le cadre de vie d'aujourd'hui et probablement les ressources de demain.[63]

---

[62] On ne peut comprendre l'histoire de Sète sans référence à sa situation géographique : dans le prolongement de la ligne Montoulieu-Loupian, c'est-à-dire entre les plaines biterroise et montpelliéraine. Nous avons déjà signalé l'emplacement du port au pied d'une "montagne", pour lutter efficacement contre l'ensablement. C'est la raison de sa position à l'extrémité de la zone déserte, qui est également une sorte de dos d'âne légèrement plus élevé. A partir de là, les liaisons avec l'arrière-pays furent de grande importance : les canaux d'abord, le chemin de fer ensuite. Il arrive très tôt à Sète : la ligne Sète-Montpellier, ouverte en 1839, est la deuxième ligne régulière française. Dès 1858, la ville de Sète est reliée à Toulouse par le réseau de la société Le Midi, à Marseille et à Lyon par le réseau du PLM. Mais Sète ne dispose pas d'un réseau local, pour la bonne raison que Sète n'a pas d'arrière pays digne de ce nom. Le problème fut le même pour Montpellier. La plaine du Lez ne fait pas le poids face à celle de l'Orb, de l'Hérault ou même du Vidourle. Les têtes des réseaux locaux seront donc Béziers pour les plaines de l'Orb et de l'Hérault, Lunel pour la plaine du Vidourle. Sète, Montpellier (et Nîmes dans un moindre mesure) seront des gares de transit.
L'épisode de la loi protectionniste de 1892 a certes été un coup dur pour le développement de Sète, mais ne saurait à elle seule expliquer l'arrêt du développement du port de Sète. Voir aussi la note 3 de la section précédente.

[63] Pour nous, la croissance démographique n'est pas, en soi, une valeur positive ou négative. Pas plus que les déplacements, les concentrations urbaines et "désertifications", le remplacement des générations, les structures des ménages, des familles et de l'emploi, la nuptialité ou le vieillissement.
Nous évitons donc de qualifier un comportement démographique comme dynamique, sain, équilibré ; ou vieux, ancien, traditionnel, etc. Nous évitons plus encore le discours qui accompagne ces termes, créant l'amalgame entre croissance démographique et croissance économique. Dans l'histoire languedocienne, démographie "pleine" et bien-être ont rarement fait bon ménage. Le monde "plein" du XIVe siècle n'arrivait plus à nourrir la population, la détérioration a été constatée avant l'arrivée de la peste (Bourin 1987). Le monde "vide" du XVe siècle fut difficile pour les propriétaires-employeurs, mais la main d'oeuvre mangea du pain blanc. Bonheur temporaire, car le monde "rempli" au cours du XVIe siècle la plonge à nouveau dans la pauvreté (Leroy Ladurie 1966). Jusque là, il s'agit simplement du célèbre piège malthusien, qui se referme sur une population en croissance dans une situation de faible gain de productivité agricole. Depuis le XVIIIe siècle, ce gain a été largement supérieur à la croissance démographique, évitant ainsi le piège malthusien de se refermer. Mais la croissance démographique n'est pas pour autant entrée dans le cercle vertueux de la croissance économique. Le monde "vide" du milieu du XXe siècle a vu se réduire les inégalités de revenus, tandis que le monde "plein" des années 1980 a inversé cette tendance. Le mécanisme est le même que sous l'ancien régime (le marché du travail), mais à un niveau plus élevé : non pas celui de l'alimentation mais celui du logement, les SDF remplacant les famines. Dans le sens mécanique du terme, le piège malthusien ne s'est pas fermé. La croissance démographique n'est pas freinée par la sous-alimentation. Mais par le biais du contrôle volontaire des naissances, le piège fonctionne bel et bien : la fécondité n'a jamais été aussi basse que depuis



Carte 6. Croissance et décroissance annuelle communale en 1820-1851, pour une population départementale d'un million d'habitants

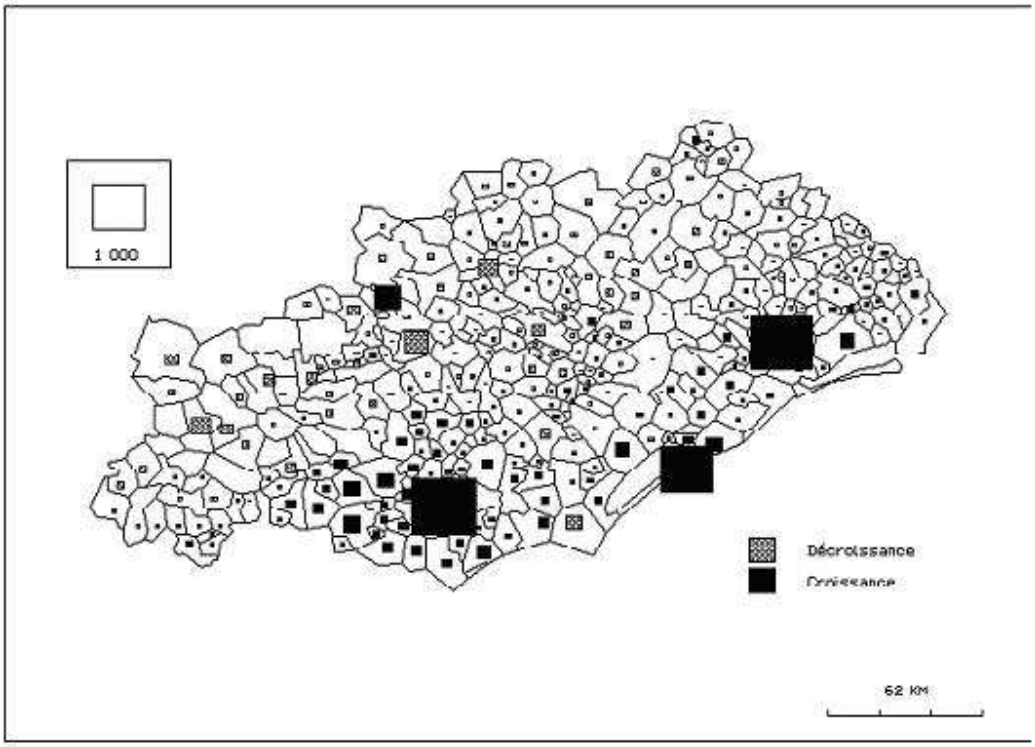
En 1820-1851, la croissance est générale, mais la vallée de l'Hérault, où le peuplement est dense, connaît la plus faible croissance ; les plaines biterroise et montpelliéraine la plus forte. D'où la baisse relative de la population aux rives des fleuves (de 55,2 % en 1801 à 52,4 % en 1851), déjà remarquée dans la section précédente, et ce malgré la croissance soutenue des grandes villes qui, elles, se trouvent toutes sur les rives d'un fleuve ou d'une des rivières principales.

La croissance urbaine semble entourer la vallée de l'Hérault, aussi bien vers le Sud et l'Est (Béziers, Sète, Montpellier) que vers le piémont (St-Pons, Bédarieux, Lodève et Ganges).

---

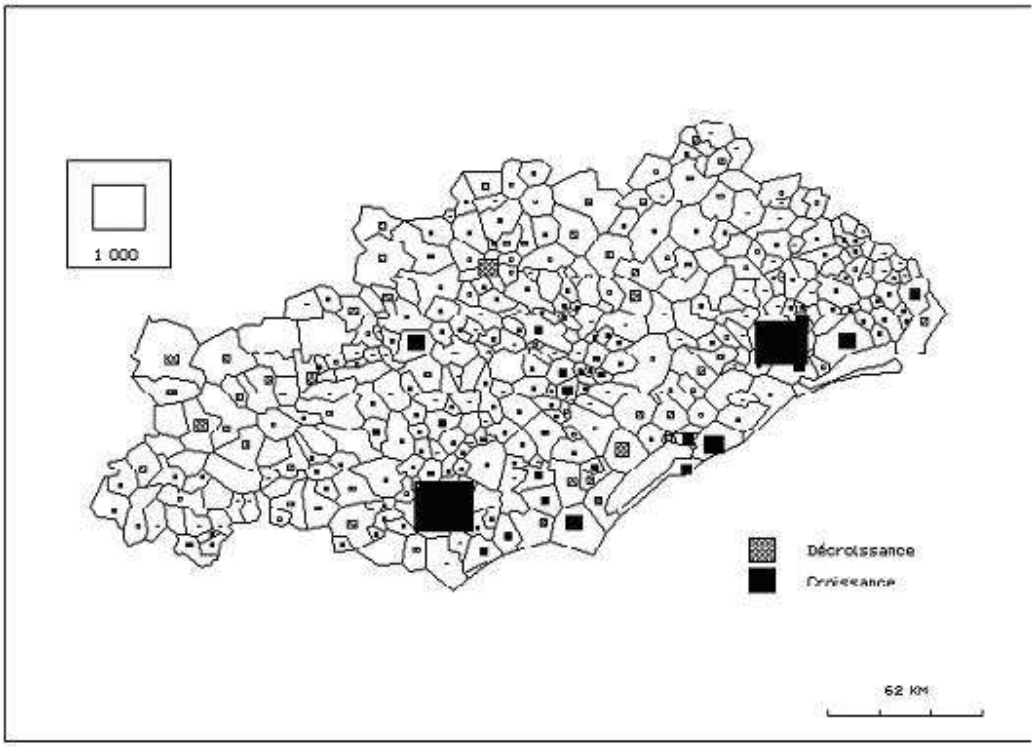
les années 1970 (Easterlin 1987). Baisse bénéfique pour la position de la main d'oeuvre sur le marché du travail, car elle évite actuellement l'arrivée sur le marché du travail national de plusieurs centaines de milliers de jeunes par an supplémentaires. Cependant, on ne cesse d'assimiler la croissance démographique au bien-être, et la décroissance à des crises.

Le rapport entre croissance démographique et croissance économique a suscité un large débat, dont la conclusion provisoire semble pencher actuellement dans le sens d'une non-corrélation entre les deux (Voir, parmi d'autres, Chesnais 1986). Nous n'entrons pas dans ce débat, car le problème de leur rapport se pose autrement au niveau des collectivités locales, surtout à court terme. Croissance démographique (par migration) et croissance économique sont étroitement liées, d'où la valorisation de la croissance démographique, en tant que signe d'expansion économique. Or, l'exemple de l'Hérault pourrait relativiser cette valorisation : au moment même où le département décroît, entre 1930 et 1950, l'espérance de vie augmente le plus vite. Hasard ? C'est possible, mais attachons tout de même plus d'importance à la santé de la population qu'à sa croissance.



Carte 7. Croissance et décroissance annuelle communale en 1851-1891, pour une population départementale d'un million d'habitants

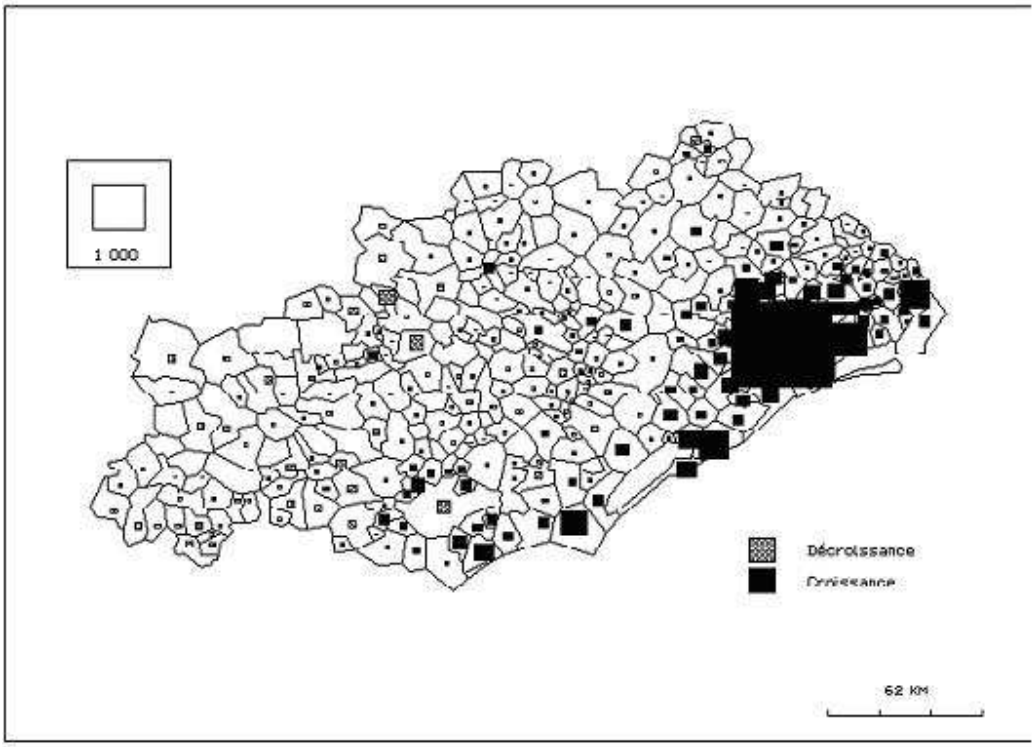
Très nette coupure au niveau de la bosse entre piémont et plaines. Les trois villes Béziers, Montpellier, Sète et la plaine biterroise sont les grandes bénéficiaires. Seul le bassin minier de Graissessac garde, dans le piémont, une forte croissance.



Carte 8. Croissance et décroissance annuelle communale en 1891-1936, pour une population départementale d'un million d'habitants

Grande stabilité générale, disparition de la croissance de Sète ; seuls Béziers et Montpellier continuent leur croissance soutenue.

On voit s'amorcer, très timidement, un déplacement vers l'eau, c'est-à-dire vers le littoral et vers toutes les vallées fluviales de l'Hérault de l'Orb et du Vidourle, mais aussi dans le piémont, les vallées de la Lergue et de la Jaur, et les hautes vallées de l'Orb et de l'Hérault.



Carte 9. Croissance et décroissance annuelle communale en 1936-1990, pour une population départementale d'un million d'habitants

L'échelle des carrés n'est pas tout à fait adaptée à la représentation de la forte croissance du montpelliérais, mais nous avons gardé la même échelle par souci de comparaison avec les autres cartes. L'arrêt de croissance de la ville de Béziers, au moment où l'agglomération montpelliéraine double la sienne, constitue l'événement principal de cette période.

L'attrait de l'eau, amorcé dans la carte précédente, s'affirme le littoral connaît une croissance, qui est remarquablement répartie sur les villes comme Sète et Agde, les communes de banlieue biterroise et montpelliéraine, comme sur les autres communes, souvent très modestes au départ. La vallée de l'Hérault et celle du Vidourle confirment également, dans une moindre mesure, la croissance sur les rives fluviales.

La carte 9 nous permet de comprendre pourquoi le centre de gravité démographique se déplace vers l'Est, et ce dans le biterrois comme dans le montpelliérais dans le biterrois, c'est la croissance du littoral qui tire le centre de gravité vers l'Est, car le littoral se trouve à la limite Est du biterrois. Dans le montpelliérais, c'est la relative stagnation de Sète - deuxième agglomération du montpelliérais - qui provoque le déplacement du centre de gravité vers l'Est. Les deux phénomènes sont donc absolument indépendants. La croissance de Sète s'intègre parfaitement dans celle de l'ensemble du littoral de 100 à 200 habitants

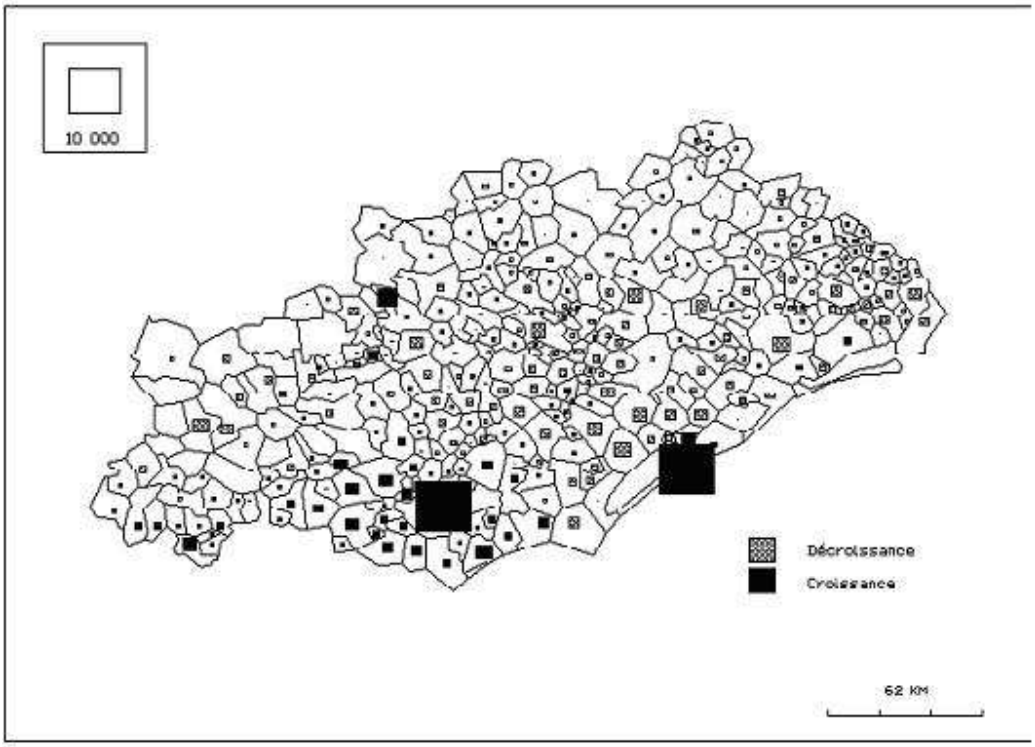
par commune et par an, selon l'indice calculé, peu importe la population présente en 1936. On voit là le résultat du vaste programme d'aménagement du littoral, engagé dès le début des années 1960, avec des financements nationaux, et qui, dans sa conception même, a ignoré toute frontière communale.

Comme ce fut le cas pour Sète au XVIIIe siècle, l'Etat est intervenu dans le peuplement du littoral et a réussi à contrecarrer sa tendance lourde. A partir de maintenant, il faudra probablement reconnaître un comportement démographique spécifique au littoral, indépendant des deux plaines.

Le décrochage de Béziers, et par conséquent la nette coupure entre l'Est et le reste du département, ne cesse de surprendre les observateurs. Pourtant, ce n'est pas la première fois qu'une telle opposition survient. Durant les années 1870 et 1880, donc sur une période moins longue, les deux plaines s'étaient déjà opposées, mais en sens inverse. Ce fut dû à l'arrivée, par l'Est, du phylloxéra. La carte 10 montre clairement la décroissance généralisée de l'Est départemental et de la vallée de l'Hérault, touchés par le phylloxéra. Le biterrois est également touché, durant les années 1881-1885 la production départementale n'atteint plus que 15 % de sa production moyenne en 1865-1875. Mais le biterrois est touché depuis quelques années seulement, après avoir profité du doublement du prix de vente. Par conséquent, quand il est touché, le remède contre le phylloxéra est connu et les caisses sont pleines ; deux raisons pour lesquelles la crise est vécue de façon diamétralement opposée dans les deux plaines. La carte 10 en montre le reflet démographique.

Sète aussi a profité de la crise en inversant en quelques années le flux du vin d'exportatrice elle devient importatrice, car le manque de vin sur le marché français, et la hausse du cours qui s'en est suivie, attire les vins espagnols et italiens. C'est cette importation que la loi de 1892 vise et interdit.

La ville de Sète n'a donc aucunement souffert du phylloxéra. Sa croissance s'est arrêtée plus tard, suite à la loi sur les tarifs douaniers de 1892, même si Sète a pu, partiellement, remplacer les vins espagnols et italiens par le vin algérien.



Carte 10. Croissance et décroissance annuelle communale en 1871-1886, pour une population départementale d'un million d'habitants

L'analyse de la dynamique du peuplement a confirmé une fois de plus la double grille de lecture démographique du département, telle que le relief l'a proposée et que l'analyse statique du peuplement en 1801 l'a confirmée. En plus du piémont, de la plaine Ouest et de la plaine Est, nous proposons un quatrième bassin de peuplement le littoral. Il nous semble, qu'il a conquis suffisamment d'indépendance démographique, depuis son aménagement par l'Etat, pour constituer un bassin de peuplement à part entière.

CROISSANCES ET DECROISSANCES

Jusqu'ici nous avons suivi l'évolution du peuplement en nombre absolu. Il est évidemment tout aussi intéressant d'étudier les taux de croissance. Contrairement aux nombres absolus, ils ne montrent pas le déplacement du peuplement départemental, mais ils reflètent la croissance telle qu'elle est vécue au niveau des sous-populations.

Les graphiques suivant présentent les taux de croissance de toutes les sous-populations départementales à toutes les périodes. Ils permettent de vérifier visuellement trois hypothèses concernant la croissance l'influence de l'altitude

(graphique 3), de l'axe Est-Ouest (graphique 4) et de la taille de la population (graphique 5). Pour cela, chaque graphique a classé les sous-populations selon l'un des facteurs nommés. L'altitude et la longitude sont fixes dans le temps, les sous-populations occupent donc des lignes fixes sur les graphiques 3 et 4. La taille des sous-populations n'est pas fixe. Le rang de chaque sous-population ne l'est donc pas non plus. Les lignes correspondent au rang constaté à chaque époque individuellement. On trouve toujours la plus grande ville en 1 et la sous-population rurale contenant les villages les plus petits en 100. Le graphique visualise donc le facteur "taille", mais ne permet pas, théoriquement, de suivre une population particulière le long d'une ligne. En réalité, les sous-populations changent très peu de rang. Les trois premières villes sont toujours, dans l'ordre, Montpellier, Béziers, Sète. Les mêmes villes moyennes occupent toujours les rang 4 à 15. Dans les petites villes (de 15 à 27 ou 40, suivant la période), les mêmes villes sont présentes sur toute la période, mais elles sont rejointes, depuis 1970 environ, par quelques communes de la banlieue de Montpellier. Les mêmes bourgs occupent les rangs de 30 ou 40 à 62 environ, eux aussi bousculés après 1970. Les sous-populations rurales, enfin, restent longtemps cantonnées à leur rang entre 62 et 100, même si là aussi le rang a été bousculé depuis 1970.

Une première conclusion s'impose à l'observation des trois graphiques ils sont caractérisés par des lignes horizontales principalement, ce qui veut dire que *le temps a bien plus d'influence sur la croissance que chacune des trois autres variables.* La plus marquée des lignes horizontales est la ligne bleue (décroissance) du milieu du XXe siècle, précédée par une bande blanche (stabilité) qui couvre la première moitié du siècle. On distingue également une bande rouge (croissance) à la première moitié du XIXe siècle, et une deuxième bande de croissance - même si elle est plus différentiée - depuis 1971. Par contre, on ne distingue aucune différence - ou presque - entre populations urbaines et populations rurales durant tout le XIXe siècle. Comme si l'urbanisation n'avait pas eu lieu ! Comme si elle se limitait à la décroissance plus longue et plus forte des populations rurales au milieu du XXe siècle. (Voir plus loin pour une analyse spécifique de l'urbanisation.) On verra que ceci n'a pas été tout à fait le cas. Toujours est-il que le comportement principalement solidaire de toutes les sous-populations départementales mérite d'être souligné, car il s'oppose à l'image reçue d'un peuplement en constante dé-construction.

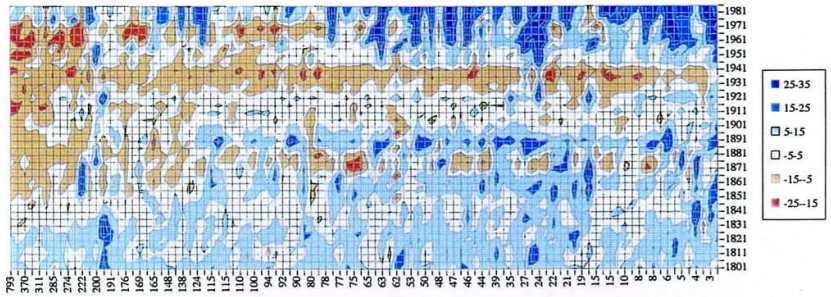
La population départementale de 1801 à 1990 apparaît être, globalement, une unité démographique relativement solidaire, même si les sous-populations peuvent être différenciées parfois selon l'altitude du peuplement, selon la taille et selon la position longitudinale.

Examinons les différentes périodes séparément

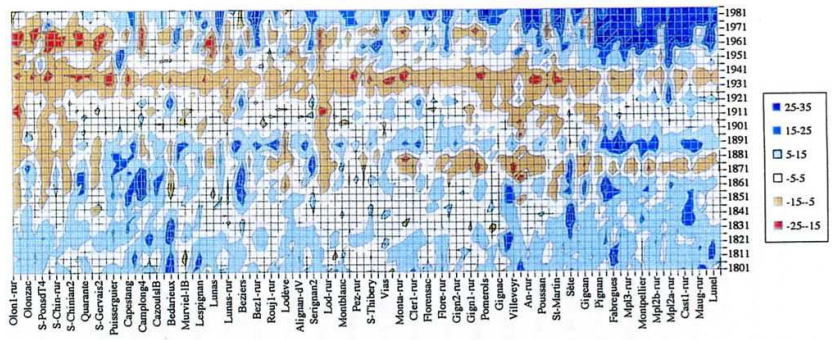
1) 1801-1870. Si la croissance est quasiment générale en début du siècle, elle cède progressivement la place à la stabilité quand on s'approche du milieu du siècle. L'altitude (le graphique 3) et la taille de la population (le graphique 5) n'y jouent quasiment pas de rôle, par contre, la longitude (le graphique 4) permet de

localiser la stabilité au centre longitudinal du département, c'est-à-dire dans la plaine de l'Hérault et celle de la Lergue. La relative stabilité de cette partie de l'Hérault confirme l'analyse de la carte 6. Poursuivons notre regard sur le graphique 4 au-delà de 1860 pour constater que cette partie du département, anciennement peuplé et urbanisé, reste constamment en deçà de la croissance de l'Est et de l'Ouest (exception faite de l'extrême Ouest) et ce jusqu'en 1970. Pendant près de deux siècles, les bassins fluviaux du Lez et de l'Orb s'accroissent plus vite que celui de l'Hérault. Toutefois, il ne s'agit pas d'un exode. Sa relative stabilité fait suite à une plus forte densité au début du XIXe siècle. La révolution viticole y attire moins de population nouvelle que dans les deux autres bassins.

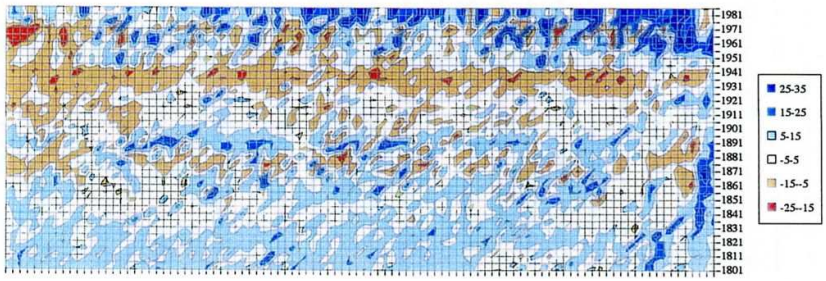
Graphique 3. Croissances et décroissances annuelles (pour 1000) ; populations héraultaises classées selon l'altitude du peuplement.



Graphique 4. Croissances et décroissances annuelles (pour 1000) ; populations héraultaises classées selon l'axe Ouest-Est.



Graphique 5. Croissances et décroissances annuelles (pour 1000) ; populations héraultaises classées selon la taille communale (Montpellier = 1).



Le graphique 5 montre durant la première moitié du XIXe siècle une plus faible tendance à la croissance pour les villes que pour les bourgs et les villages. Béziers et Sète font exception. Leur croissance est constante, forte et se poursuivra jusqu'à la fin du siècle. Montpellier restera longtemps en retrait derrière elles. Les villes moyennes et petites connaissent une forte progression au cours des années 1810 et 1820, puis elles stagnent jusqu'au milieu du siècle. Il s'agit des villes du piémont notamment, dont une bonne partie est située au centre longitudinal du département, où l'industrie de textile a connu son dernier essor au début du XIXe siècle.

Le graphique 3 montre qu'à partir de 1851 les populations au-dessus de 250 m d'altitude commencent leur décroissance, qui durera jusqu'à 1970. Un exode "montagnard" sur 120 ans, qui connaîtra sa plus grande intensité en 1951-1970.

2) 1871-1885. Fortes croissances et décroissances se côtoient. L'altitude et la taille sont indifférentes, par contre, c'est à nouveau la longitude qui départage la croissance (à l'Ouest) de la décroissance (à l'Est). La conclusion est évidemment la même que celle de la carte 10 la crise du phylloxéra fait "fuir" la population de l'Est du département, aussi bien des villes que des campagnes. A l'Ouest, cette population est reçue dans la plaine viticole et dans le bassin minier de Graissessac. On note par ailleurs que, vers 1886-1890, quelques poches de décroissance apparaissent dans la plaine biterroise. La ligne bleue, venant de l'Est, s'infléchit légèrement, mais régulièrement, vers le haut en arrivant à l'Ouest, traduisant ainsi la progression lente du phylloxéra. Mais la décroissance dans l'Ouest n'atteindra jamais les proportions qu'elle a connues à l'Est.

3) 1886-1900. Une nouvelle phase de croissance concerne la plupart des sous-populations. La taille de la population est relativement indifférente, mais l'altitude et la longitude départagent assez bien la croissance de la décroissance ; la dernière se trouve en très grande partie au dessus de 130 m d'altitude, à l'Ouest de la ligne Capestang - St-Gervais-sur-Mare, c'est-à-dire très précisément dans l'arrondissement de St-Pons.

Toutes les tailles de population ne participent pas de la même façon à la croissance. Les petites villes et les bourgs s'accroissent de façon solidaire avec Montpellier et Béziers ; les villes moyennes et les villages, par contre, restent un peu en retrait.

4) 1901-1930. Stabilité quasi-générale. Les exceptions sont clairement identifiables les grandes et moyennes villes de la basse plaine et du littoral continuent leur croissance ; les populations rurales au dessus de 200 m d'altitude, principalement situées dans l'arrondissement de St-Pons, continuent leur décroissance. Tout ceci confirme l'analyse de la carte 8.

Il est intéressant de noter que la stabilité de la croissance durant cette période contraste fortement avec les grandes fluctuations des mouvements naturels et migratoires durant cette même période. Elles feront l'objet d'analyse dans les chapitres suivants.

5) 1931-1945. Décroissance généralisée. Seule la ville de Montpellier et quelques villes moyennes de la plaine résistent.

Dans les collines de l'arrondissement de St-Pons la décroissance n'est ni plus forte, ni moins forte que les périodes précédentes. Elle ne s'intensifiera qu'après 1951. Ailleurs, on est passé progressivement de la stabilité à la décroissance. Ce n'est que dans les villes de la plaine Est qu'on est passé brusquement de la croissance à la décroissance. C'est là aussi qu'on retrouvera le plus vite la croissance après 1946.

6) 1946-1970. Très fortes croissances et décroissances se partagent le territoire départemental. Simultanément, les deux atteignent leurs plus fortes valeurs. La décroissance touche la majorité des populations situées au-dessus de 80 m d'altitude, les populations situées en dessous de 80 m sont presque toutes en croissance ; la coupure des 80 m d'altitude est particulièrement nette. La longitude est également déterminante, même si la coupure est moins nette à l'Est de la ligne Montoulieu-Loupian, toutes les populations sont en forte croissance ; à l'Ouest de la ligne Capestang-St-Gervais-sur-Mare toutes les populations sont en décroissance, souvent forte. Entre les deux lignes, c'est-à-dire dans la plaine de l'Orb, de l'Hérault et de la Lergue, croissance et décroissance se partagent sur les populations. L'information du graphique 3 permet de situer - toujours entre les deux lignes Capestang-St-Gervais et Montoulieu-Loupian - la croissance dans les plaines, la décroissance dans les hautes vallées, le piémont et les avant-monts. La taille de la population apporte moins de détermination certes, les dix plus grandes villes sont en croissance et les dix populations rurales le plus faiblement peuplées sont toutes en décroissance. Mais entre ces deux extrêmes, la croissance et la décroissance se partagent indifféremment villes, bourgs et villages.

7) 1971-1990. Croissance générale mais inégale. L'événement le plus spectaculaire de cette dernière période est l'arrêt de la décroissance des collines. Toutes les populations, ou presque, ont retrouvé la stabilité ; environ une sur deux, au-dessus de 80 m d'altitude, a même retrouvé la croissance. Leur croissance est plus faible que celle de la plaine et du littoral, mais le retour de tendance a été général, et extrêmement rapide. Le graphique 4 nous apprend que ce sont les collines de l'extrême Ouest qui sont passées d'une forte décroissance à une stabilité, tandis que les collines du centre longitudinal sont passées d'une plus faible décroissance à une croissance. Dans les plaines de l'Orb, de l'Hérault et du Lez, la forte croissance d'après 1970 ne fait que prolonger celle de la période précédente.

Le graphique 5 situe les quelques populations stables tout en bas de l'échelle de taille. En effet, les populations rurales de l'arrondissement de St-Pons sont devenues, après 120 ans de décroissance continue, les populations les plus faiblement peuplées du département. L'avenir dira si leur croissance est simplement en retard par rapport au reste du département, ou si elle restera durablement en deçà du niveau de croissance départementale.

9 CHUTE FATIDIQUE DE LA MORTALITE : ETAPES ET GEOGRAPHIE DE LA TRANSITION SANITAIRE

La transition du régime de mortalité élevée au régime de mortalité faible n'a, dans le cas de l'Hérault, pas laissé beaucoup de traces dans la mémoire collective, ni même dans la mémoire universitaire : la toute récente Histoire *de l'Hérault*, réalisée sous la direction de G. Cholvy, avec les meilleurs spécialistes de l'histoire départementale, ne la mentionne pas[64]. Pourtant, il s'agit d'un tournant de l'histoire, au même titre que l'urbanisation du XIe siècle, l'effondrement démographique du XIVe et la renaissance du XVIe. Chaque fois, un changement de la mortalité s'est trouvé au point de départ, entraînant des transformations sociales et politiques importantes. La transition sanitaire du XXe siècle est un tournant historique du même ordre, comparables à celles-là dans sa rapidité comme dans ses effets[65].

La baisse de la mortalité n'est pas spécifique au département de l'Hérault. Celui-ci a suivi le rythme des autres populations dites occidentales. L'origine de la baisse ne semble pas pouvoir être attribuée à l'action de l'homme. "*Les facteurs humains n'ont pas dû jouer un rôle prédominant dans la première phase du processus... Le climat semble bien avoir joué le rôle essentiel*", écrit A. Perrenoud (1985). Pour le département de l'Hérault, la conclusion de Perrenoud est confortée par la recherche récente concernant le recul du paludisme en Europe. Reprenant l'étude de Bruce Chwatt (1980), C. Beauchamps (1988) démontre l'insuffisance de l'explication humaine dans la disparition du paludisme en Europe, laissant à la nature même la part la plus significative de l'explication[66].

Tout ceci n'empêche pas que la baisse de la mortalité fut accompagnée par des acteurs locaux, dont au premier rang les administrations publiques et les collectivités locales. C'est par elles que se sont répandues les nouvelles pratiques d'hygiène, de vaccination, d'information nutritionnelle et de soin médical. Dès le milieu du XIXe siècle, elles ont fait une priorité de l'assainissement de l'eau,

[64] Une phrase est consacrée à la mortalité du XIXe siècle : "La mortalité ne varie guère tout au long du siècle, 26 à 27 pour mille." (Cholvy 1993, p. 334) Le XXe siècle, par contre, quand la véritable transition de la mortalité a lieu, n'a suscité ni analyse ni mention.
[65] Voir Leroy Ladurie et Dupâquier (1969)
[66] Voir à ce sujet aussi Harant (1953) et Sautet (1953).

notamment dans les régions humides du Littoral[67]. Elles ont été les principaux acteurs de la construction des infrastructures sanitaires urbaines[68].

L'ESPERANCE DE VIE DEPARTEMENTALE

Les valeurs de l'espérance de vie, telles qu'elles sont représentées dans le graphique 1, ont été obtenues sur la base des données suivantes (conformément à la démarche décrite en détail au chapitre I.6) :

- de 1811 à 1850 et de 1856 à 1870, l'espérance de vie résulte de l'application des tables-types "Hérault XIXe siècle" au total des décès annuels et aux pyramides reconstituées, dont les effectifs ont été estimés annuellement en milieu d'année par interpolation linéaire ;

- en 1876 et 1877, l'espérance de vie résulte de la distribution sur les âges du total des décès annuels selon la distribution constatée en 1874-75 et 1878-79, et des pyramides reconstituées, dont les effectifs ont été estimés annuellement en milieu d'année par interpolation linéaire ;

- en 1851-55, 1871-75 et 1878-1920, l'espérance de vie résulte des décès par âge publiés et des pyramides reconstituées, dont les effectifs ont été estimés annuellement en milieu d'année par interpolation linéaire ;

- en 1921-1990, l'espérance de vie résulte des décès par âge publiés et des pyramides publiées aux recensements, dont les effectifs ont été estimés annuellement en milieu d'année par interpolation linéaire.

Au XIXe siècle, l'estimation de l'espérance de vie est tributaire de la qualité de la reconstitution et de celle des tables types "Hérault XIX" (voir à ce sujet l'annexe I.6.1). Elle souffre également d'une fluctuation annuelle de la mortalité par âge, qui est la règle du régime de forte mortalité. L'estimation doit donc être jugée comme un indicateur de tendance plutôt que d'une mesure exacte de la mortalité à telle ou telle date précise. Au XXe siècle, la qualité des recensements et des décès par âge publiés n'est plus en cause. Toutefois, l'estimation souffre de trois imprécisions au moins : jusqu'en 1854, les décès par âge publiés sont ceux enregistrés, non pas ceux domiciliés ; deuxièmement, l'espacement plus important entre recensements, au moment où les flux migratoires deviennent plus importants, nuit à l'estimation annuelle des effectifs présents ; troisièmement, les décès sont publiés par groupes d'âge, dont le dernier, depuis 1968, est celui des 85 ans et plus, qui regroupe à la fin des années 1980 près de la moitié du total des décès. Or, le calcul de l'espérance de vie ne pouvant prendre en compte ce groupe ouvert, se base sur les quotients avant l'âge de 80 ans (par extrapolation des logarithmes des quotients aux âges élevés) et par conséquent sur l'observation de la moitié environ

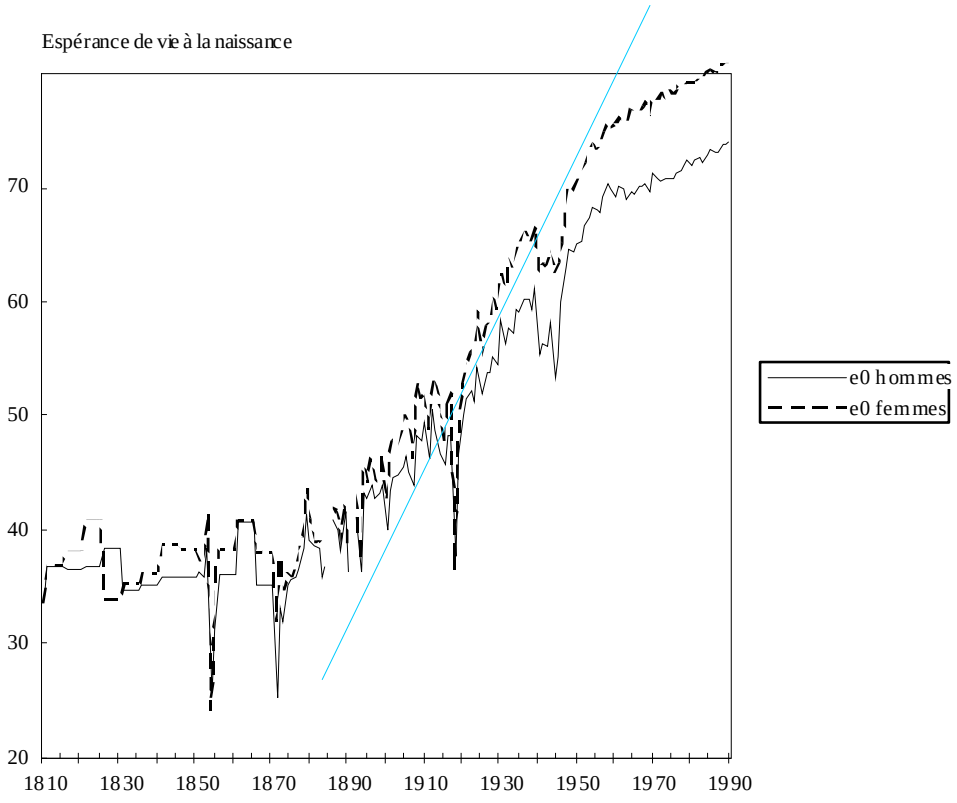
[67] Voir Régy (1868) et Coste (1869). Dès le début des années 1860, le Ministère des Ponts et Chaussées ont entrepris des études détaillées de la mortalité dans les communes du Littoral (réunies aux Archives Départementales sous le nom de Etudes de l'insalubrité du Littoral méditerranéen de Port-Vendres à Nice, AD S 720-730). Elles précèdent les travaux d'assainissement des étangs, entrepris dès les années 1870.
[68] Voir Poussou (1992).

des décès. Ce dernier biais peut être mesuré en comparant notre calcul à celui de l'INSEE, publié aux années de recensements et basé sur les décès par année d'âge.

	SEXE MASCULIN		SEXE FEMININ	
	INSEE	estim.	INSEE	estim.
1967-69	69,8	70,0	76,4	77,0
1974-76	70,9	71,0	78,1	78,4
1981-83	72,2	72,3	79,3	79,4
1989-91	73,7	73,8	81,1	80,9

Tableau 1. Espérance de vie publiée par l'INSEE et estimée sur la base des décès par groupes d'âge avant l'âge de 80 ans. Hommes et femmes de l'Hérault.

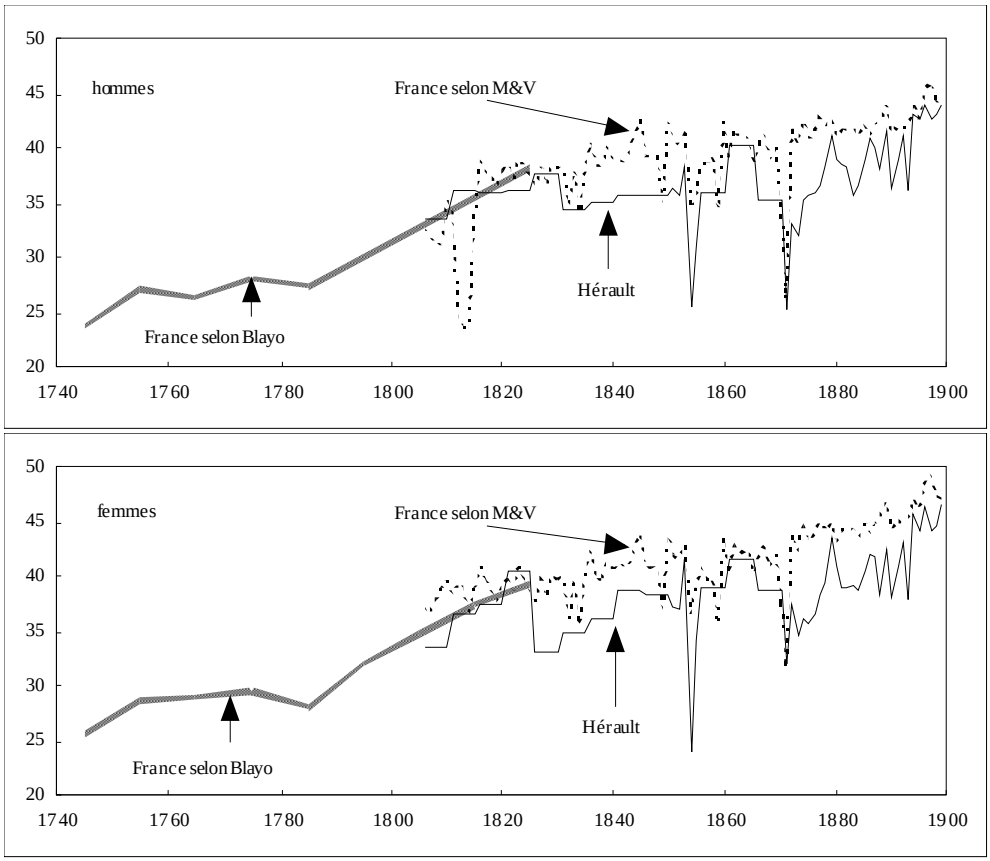
L'écart entre l'espérance de vie publiée par l'INSEE et notre estimation ne dépasse pas 0,2 an pour les hommes et 0,6 an pour les femmes. Le troisième biais est donc faible. Les deux autres ne peuvent être mesurés, car L'INSEE les subit comme nous. On peut cependant considérer que le graphique 1 reflète correctement l'évolution globale de la mortalité, au XIXe comme au XXe siècle.



Graphique 1. Espérance de vie à la naissance, hommes et femmes du département de l'Hérault ; ajustement linéaire à la pente maximale

L'évolution de l'espérance de vie dessine une transition (une courbe en S) en cours d'achèvement. Elle s'amorce entre 1880 et 1890 ; sa phase la plus rapide se situe en 1910-1940, puis elle se ré-oriente vers un nouvel équilibre après 1955. Au cours de la deuxième moitié du XIXe siècle, le gain en espérance de vie est de deux mois par an. Il atteint 6 mois par an au cours de la première moitié du XXe siècle, malgré le ralentissement dû aux deux guerres. Entre 1950 et 1990, le gain est revenu à trois mois par an.

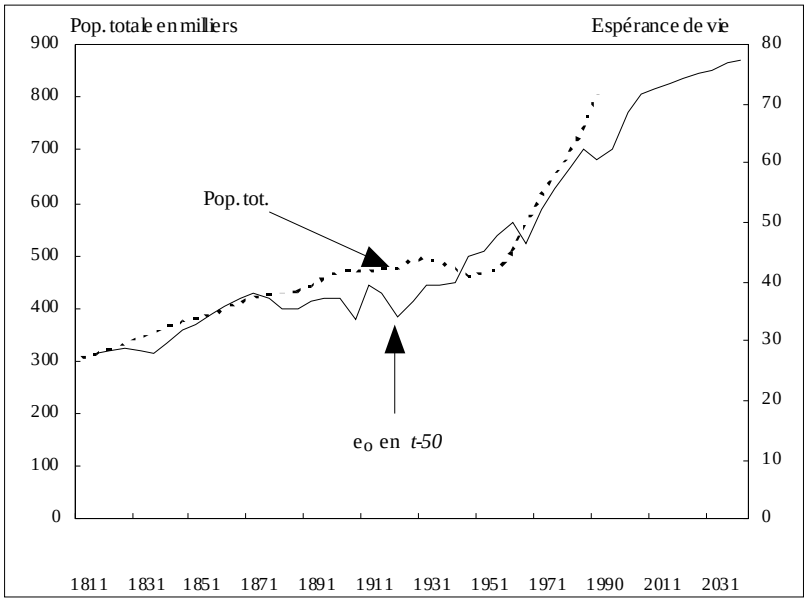
La première moitié du XIXe siècle n'a apparemment pas enregistré de gain en espérance de vie. Mais les données concernant cette période sont les moins fiables. Le graphique 2 compare l'espérance de vie départementale à celles pour la France selon les estimations de Blayo (1975) et Meslé et Vallin (1989).



Graphique 2. Espérance de vie à la naissance selon le sexe : département de l'Hérault, France selon Blayo (1975) et selon Meslé et Vallin (1989).

Jusqu'à la fin du XIXe siècle, l'espérance de vie départementale est restée en deçà de la moyenne nationale. Rien d'anormal pour un département très urbanisé, dont le Littoral est marqué par la présence permanente de la malaria. Mais le graphique 2 pose une autre question. Le département, a-t-il connu une même élévation de l'espérance de vie au cours de la période 1785-1815 que la France, selon

l'estimation de Blayo ? Le gain en espérance de vie dans la France de 1785-1815 aurait atteint environ 4 mois par an, pour ensuite revenir à près de zéro jusqu'à 1870 environ. Il y aurait eu donc deux courbes en S, deux transitions de la mortalité, à un siècle l'une de l'autre. La reconstitution ne permet pas de déterminer la première transition, ni même d'en retracer fidèlement la dernière partie, entre 1801 et 1820. Mais il n'y a pas de raison de penser que le département s'est comporté différemment que la France. On a même une indication, très indirecte il est vrai, qui va dans le sens d'une première transition, selon le modèle de la France.



Graphique 3. Population totale aux dates indiquées t et l'espérance de vie 50 aux dates t-50 ; Hérault sexes réunis. Espérance de vie en 1761-1801 estimée selon Blayo (1975).

Il existe un rapport entre la baisse de la mortalité et la croissance de la population. Ce rapport est perturbé par l'évolution de la fécondité et de la migration. Surtout, il est décalé dans le temps : l'effet se montre avec un certain retard. Cest ainsi que l'allongement le plus rapide de l'espérance de vie a pu coïncider avec la période de stabilité de la population départementale (1910-1940) et que les phases de faible augmentation de l'espérance de vie (1801-1880 et 1955-1990) ont pu correspondre aux périodes de croissance démographique. Si l'on prend en considération un temps de réaction entre la baisse de la mortalité et la croissance de la population, le paradoxe apparent se transforme en correspondance. En fixant, arbitrairement, le décalage à 50 ans, la croissance modérée de la première moitié du XIXe siècle correspondrait à la baisse modérée de la mortalité durant la deuxième moitié du XVIIIe siècle, la stabilité démographique de la première moitié du XXe siècle à la stabilité de la mortalité durant la période 1800-1880, et la croissance démographique rapide de la deuxième moitié du XXe siècle à la baisse rapide de la mortalité durant la première moitié du XXe siècle. Le graphique 3 montre la

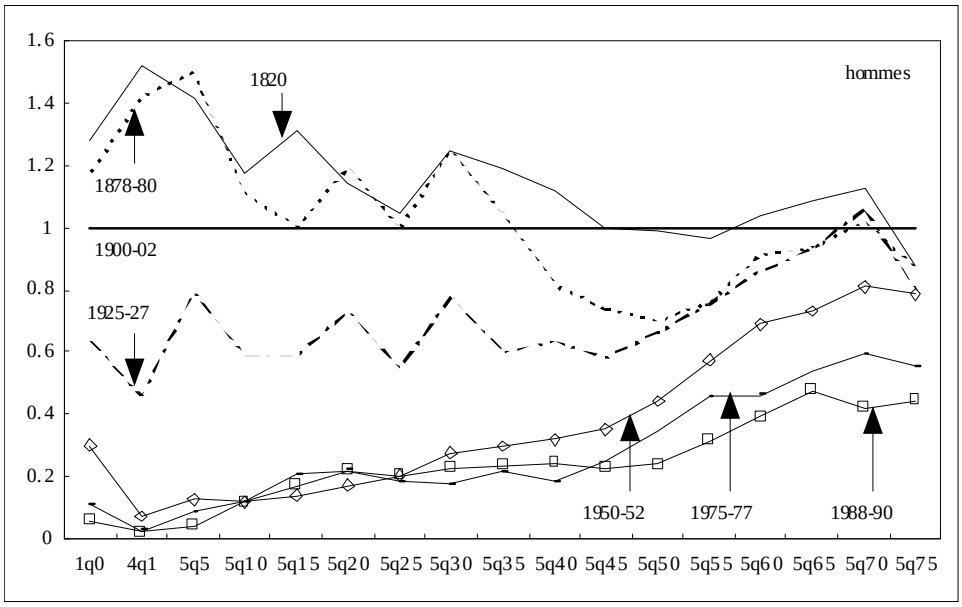
correspondance entre les deux phénomènes. La courbe de la mortalité a été décalée de 50 ans : l'espérance de vie observée en t est attribuée à t+50 . La mortalité départementale de 1761 à 1811 a été estimée en empruntant les valeurs nationales retenues par Blayo (1975). L'hypothèse est donc celle d'une baisse de la mortalité départementale selon le modèle de la mortalité nationale.

Les courbes montrent les mêmes pentes et les mêmes points d'inflexion. La correspondance est troublante, même si le rapprochement des deux phénomènes doit être considéré comme un raccourci, car elle fait abstraction de la fécondité et de la migration. Cependant, on verra aux chapitres suivants, après avoir étudié la fécondité et la migration, que la mortalité tient toute sa place dans l'explication de la croissance démographique départementale.

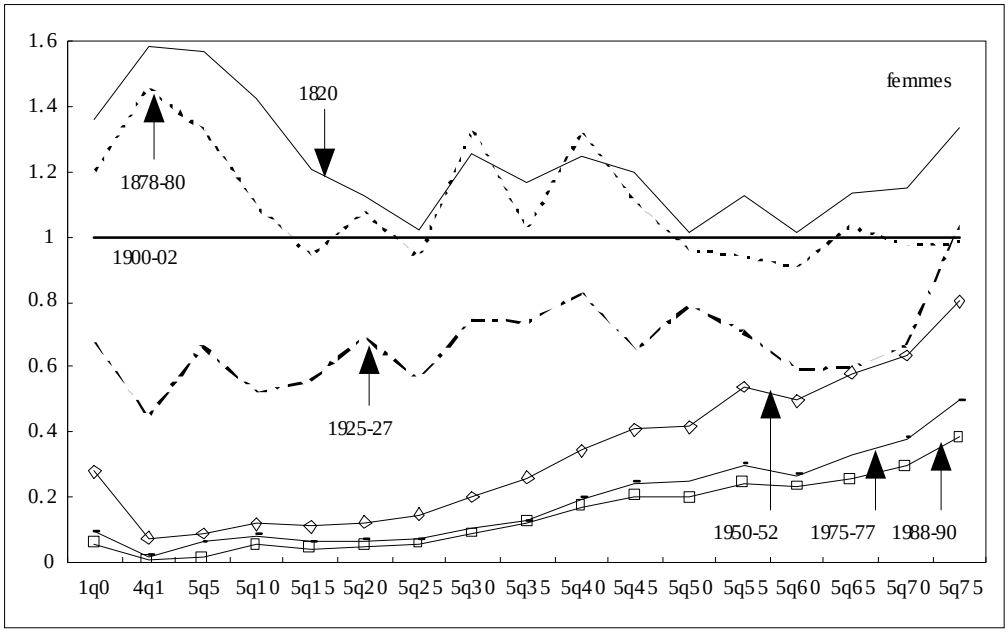
Conformément à l'évolution nationale, la mortalité départementale a peu changé au cours du XIXe siècle. Il est probable que la période 1750-1850 a connu au moins une baisse modérée, peut-être concentrée entre 1790 et 1820, mais nos données ne permettent pas de l'affirmer. Le XXe siècle, par contre, est certainement celui de la baisse historique, dont la phase la plus rapide se trouve entre 1910 et 1940.

a - la mortalité aux différents âges

Le gain en espérance de vie s'est produit à tous les âges, mais pas en même temps. Les graphiques suivants montrent le gain réalisé à différents moments de la transition. Les quotients de mortalité sont comparés à ceux relevés en 1900-1902.



Graphique 4. Rapport entre la mortalité par âge à différentes dates et celle relevée en 1900-1902 ; Hérault, sexe masculin



Graphique 5. Rapport entre la mortalité par âge à différentes dates et celle relevée en 1900-1902 ; Hérault, sexe féminin

Comme il est habituel, le gain a d'abord été réalisé aux jeunes âges. Entre 1820 et 1900, c'est la mortalité de 1 à 5 ans qui a le plus reculé : de 30 % environ. Mais la mortalité infantile et celle entre 5 et 10 ans ont également reculé, de 20 % environ. Aux âges adultes, par contre, le gain acquis avant 1900 est négligeable.

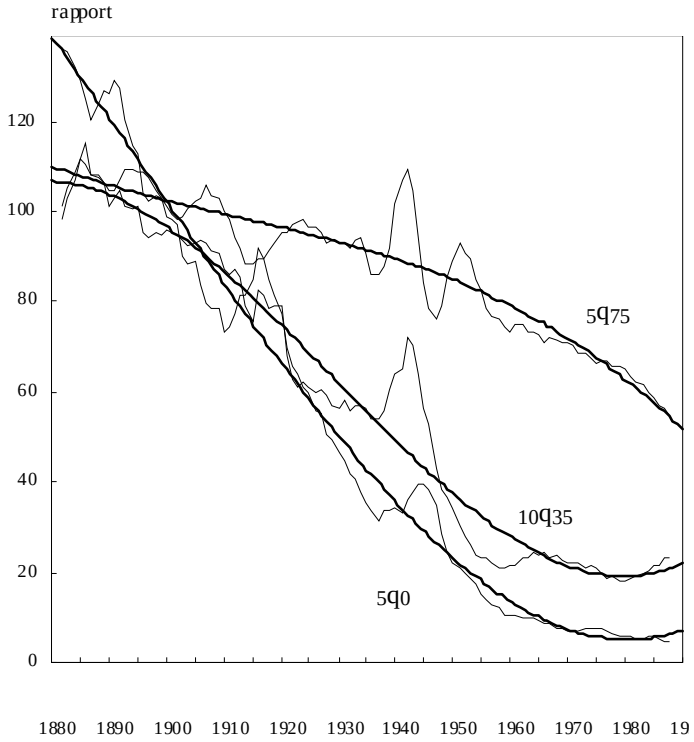
Entre 1900 et 1950, la baisse de la mortalité aux jeunes âges s'accélère, on peut même la considérer achevée en 1950. A cette date, les âges élevés ont à peine amorcé leur baisse. Ces âges réalisent le gain le plus important entre 1950 et 1975. Après cette date, l'amélioration aux âges élevés continue à peu près au même rythme (la dernière période représentée dans les graphiques ne couvre que 13 années, contre 25 pour les trois périodes précédentes, d'où l'apparente décélération du gain).

La mortalité est la plus élevée avant l'âge de 5 ans et après l'âge de 50 ans. Par la définition même de l'espérance de vie à la naissance, la baisse de la mortalité avant l'âge de 5 ans contribue le plus à l'allongement de l'espérance de vie. Cela explique l'allongement rapide de l'espérance de vie au début du XXe siècle, et sa moindre augmentation après 1950.

Le plus surprenant, c'est la régularité par laquelle la mortalité engage la transition *en fonction de l'âge*. Jusqu'en 1950, les courbes s'apparentent à des droites "tenues" par une charnière imaginaire à 80 ans ; ensuite, c'est l'âge de 1-4 ans qui semble être la charnière, les gains se réalisant aux âges élevés. Chaque fois, le gain devient plus important au fur et à mesure qu'on s'éloigne de la charnière.

b - la transition des groupes d'âge

Le graphique 6 montre, pour trois groupes d'âge masculins, la transition constatée entre 1880 et 1990 ; le niveau de la mortalité en 1900-1902 est fixé à 100. Nous avons représenté la moyenne mobile (sur cinq ans) des quotients de mortalité observés, rapportés à leur valeur en 1900-1902 ; nous avons également représenté les courbes d'ajustement (ajustées par une régression polynomiale de troisième degré).



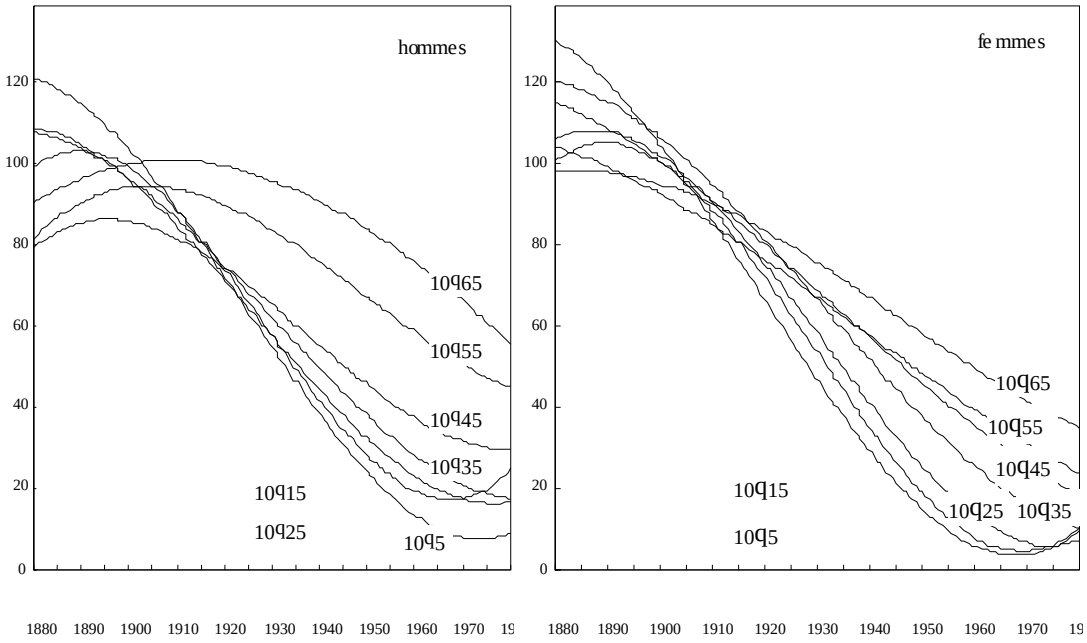
Graphique 6. Transition de 3 groupes d'âge, Hérault sexe masculin ; quotients observés (moyenne mobile sur 5 ans) rapportés au quotient en 1900-1902 (=100) ; courbes d'ajustement polynomiales de 3e degré.

Le groupe d'âge intermédiaire ($_{10}q_{35}$) suit assez bien le tracé complet d'une transition : un plateau pré-transitionnel en 1880-1890 ; une baisse dont la phase la plus rapide se situe au cours des années 1920 ; enfin, un plateau post-transitionnel de 1960 à 1990.

Du premier groupe d'âge ($_5q_0$) nous n'observons pas le plateau pré-transitionnel, qui se trouve avant 1880. Sa phase de baisse rapide se situe en 1900-1920, et le plateau post-transitionnel est atteint vers 1975.

Le dernier groupe d'âge ($_5q_{75}$) démarre la transition beaucoup plus progressivement et se trouve encore dans sa phase rapide.

Le graphique 7 montre les groupes d'âge intermédiaires. Pour faciliter la lecture, seules les courbes d'ajustement sont représentées.



Graphique 7. Transition de 5 à 75 ans, Hérault sexe masculin et féminin ; 1900-1902 = 100

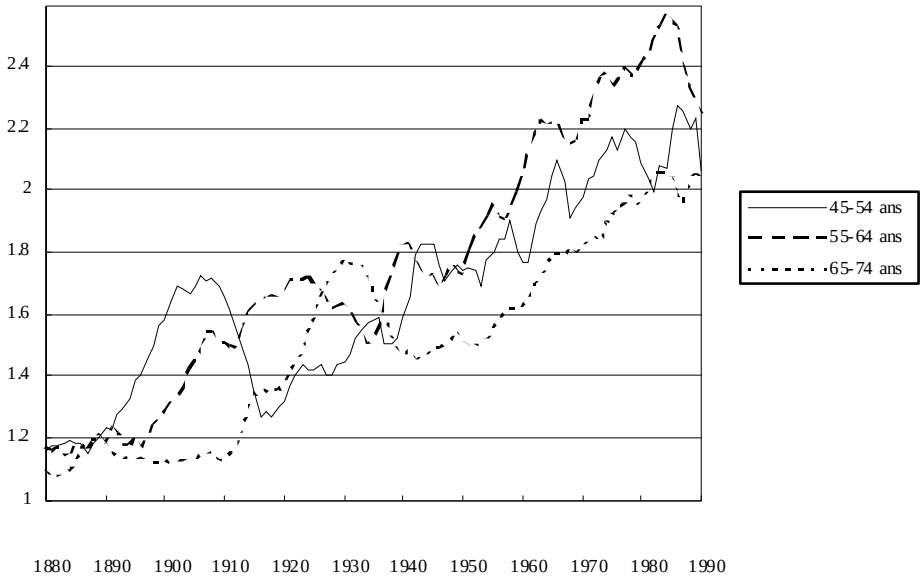
On remarque la grande régularité avec laquelle les courbes évoluent en fonction de l'âge. Les hommes de 5-14 ans ont peut-être engagé leur transition avant 1880. Tous les autres groupes d'âge masculins ont attendu les années 1880 (âge 15-34 ans), 1890 (âge 35-44 ans), 1900 (âge 45-54 ans), 1910 (âge 55-64 ans) ou 1920 (âge 65-74 ans). Les hommes de 5-34 ans semblent avoir achevé la transition, ceux de 35-54 ans ont déjà fortement ralenti la baisse ; les hommes de 55-64 ans viennent juste d'engager le ralentissement de la baisse, et le groupe des 65-74 ans se trouve encore sur la pente de la baisse rapide.

Les femmes de 5 à 34 ans ont engagé leur transition avant 1880. Les autres ont attendu les années 1890 (âge 35-54 ans), 1900 (âge 55-64 ans), 1910 (âge 65-74 ans). Les femmes de 5-34 ans semblent avoir achevé la transition, celles de 35-44 ans ont déjà fortement ralenti la baisse ; les femmes de 45 à 74 ans, par contre, se trouvent encore sur la pente de la baisse rapide.

Engagée depuis le dernier quart du XIXe siècle, le démarrage de la transition de la mortalité a été fonction de l'âge : de 1860 (les plus jeunes) à 1920 (les plus âgés) ; les phases de baisse rapide se sont étalées de 1900 (les plus jeunes) à 1990 (les plus âgés) ; les âges de 0 à 45 ans ont déjà, à l'heure actuelle, achevé leur transition ; les plus âgés sont encore dans la phase de baisse rapide.

c - surmortalité masculine

Le graphique 7 montre aussi la différence d'ampleur entre la baisse de la mortalité féminine et masculine, notamment après l'âge de 55 ans. Il en résulte une surmortalité masculine grandissante[69]. Le graphique 8 en donne l'évolution pour trois groupes d'âge.



Graphique 8. Surmortalité masculine ; rapport entre le quotient masculin (moyenne mobile sur 5 ans) et féminin (moyenne mobile sur 5 ans) ; Hérault, trois groupes d'âge

La tendance est très clairement à la hausse. Après l'âge de 45 ans, la mortalité masculine est devenue plus de deux fois supérieure à la mortalité féminine. Le retard pris par les hommes pour engager leur transition explique une partie de cet écart. Mais la plus grande part s'explique par la baisse plus lente de la transition masculine. Les courbes semblent même s'orienter vers des plateaux post-transitionnels de niveaux différents, ce qui impliquerait une forte surmortalité masculine permanente[70].

Nous laissons à ceux, qui ont la compétence médicale nécessaire, le soin d'analyser plus en détail les étapes de la baisse de la mortalité, ses origines (de l'ordre biologique ou humaine) et ses perspectives, notamment concernant le décalage entre les deux sexes. Ce dernier est l'un des défis majeurs actuels.

[69] La surmortalité masculine de la région Languedoc-Roussillon est toutefois légèrement moins importante que la moyenne nationale : 1,54 contre 1,68, tous âges confondus. Voir Broche (1990).
[70] Voir notamment graphique 7. Se basant sur l'observation de la période 1973-1987, F. Meslé (1989) estime au contraire qu'à "long terme" la surmortalité devrait baisser.

Devant la transition aux âges adultes et élevés, hommes et femmes ne sont pas égaux ; les hommes ont pris du retard au démarrage, connaissent une baisse moins rapide et risquent d'achever la transition à un niveau de mortalité plus élevé que les femmes.

LA MORTALITE DES SOUS-POPULATIONS

Jusqu'ici, nous avons étudié la mortalité départementale comme si elle était homogène : la même dans les villes et les campagnes, au Piémont et au Littoral. Bien évidemment, ce n'est pas le cas. Notamment l'opposition urbain-rural est généralement évoquée comme le principal facteur de différenciation. Ainsi, Poussou voit dans la surmortalité urbaine un des "*traits fondamentaux des villes du XIXe siècle*" (1992, p. 182). Cela n'est contesté par personne, mais il n'existe pas le même accord général sur le moment où cette surmortalité urbaine disparaît. Poussou : "*C'est autour de 1880 que se situe la coupure, avec les progrès rapides de la médecine et de la chirurgie, et avec l'équipement systématique des villes en eau de qualité*". (op. cit., p. 182) Ce n'est pas l'analyse de Dupâquier : "*Contrairement à une opinion très répandue, la surmortalité urbaine a persisté même après la guerre 1914-1918*" (1990, p. 11)

a - surmortalité urbaine ?

La mortalité départementale, telle que nous l'avons vue jusqu'ici, confond les mortalités urbaine et rurale. Dans la mesure où celles-ci n'ont pas toujours le même poids dans la mortalité départementale, l'évolution de cette dernière s'en trouve biaisée. Autrement dit, si la baisse de la mortalité départementale semble stagner dès 1830, au moment même du démarrage de l'urbanisation (voir le chapitre précédent), cette dernière pourrait en expliquer une partie.

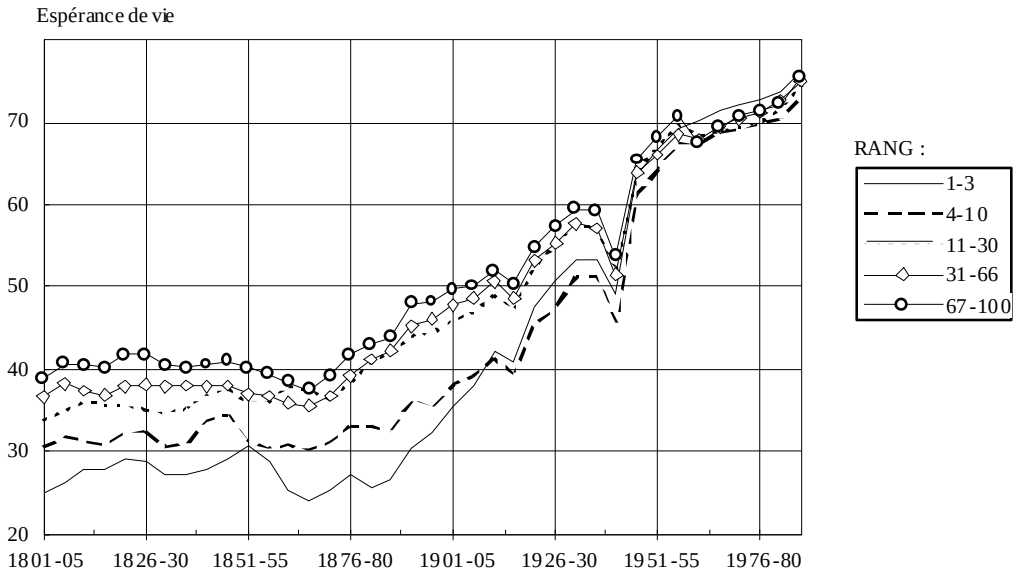
Les graphiques suivants comparent les espérances de vie des sous-populations, sans tenir compte de leur poids relatif dans la population départementale[71]. Le graphique 8 montre l'espérance de vie moyenne des sous-populations groupées par le rang qu'elles tenaient en 1901, et qui est resté quasiment inchangé jusqu'en 1968 : le premier groupe correspond aux trois villes Montpellier, Béziers et Sète. Le deuxième groupe regroupe les sept villes suivantes (globalement de 5 000 à 15 000 habitants). Le troisième groupe comprend environ les villes de 2 000 à 5 000 habitants. Le quatrième groupe comprend les bourgs (1 000 à 2 000 habitants), le cinquième les communes de moins de 1 000 habitants.

Premier constat : la stagnation de la mortalité entre 1820 et 1880 est bien réelle. Elle a été partagée par toutes les catégories de sous-populations, et n'a pas été un effet dû au démarrage de l'urbanisation.

Deuxième constat : l'espérance de vie a respecté rigoureusement la hiérarchie de la population, et ce jusqu'à la fin de la deuxième guerre mondiale. Plus la ville est

[71] L'espérance de vie d'un groupe de sous-populations est la moyenne arithmétique des espérances de vie des sous-populations du groupe.

grande, plus l'espérance de vie est basse ; plus la commune est petite, plus l'espérance de vie est élevée. Mais le plus grand écart est celui entre, d'un côté, les villes moyennes et grandes, et de l'autre les petites villes, les bourgs et les villages. Le point de rupture se situe donc à 5 000 habitants. Les écarts entre les groupes sont restés assez stables de 1801 à 1870 ; ensuite, ils s'élargissent légèrement, par le retard que prennent les grandes et moyennes villes au démarrage de la transition ; la première moitié du XXe siècle le voit ensuite se résorber progressivement[72].



Graphique 9. Espérance de vie du sexe masculin selon le rang de la sous-population (voir texte principal)

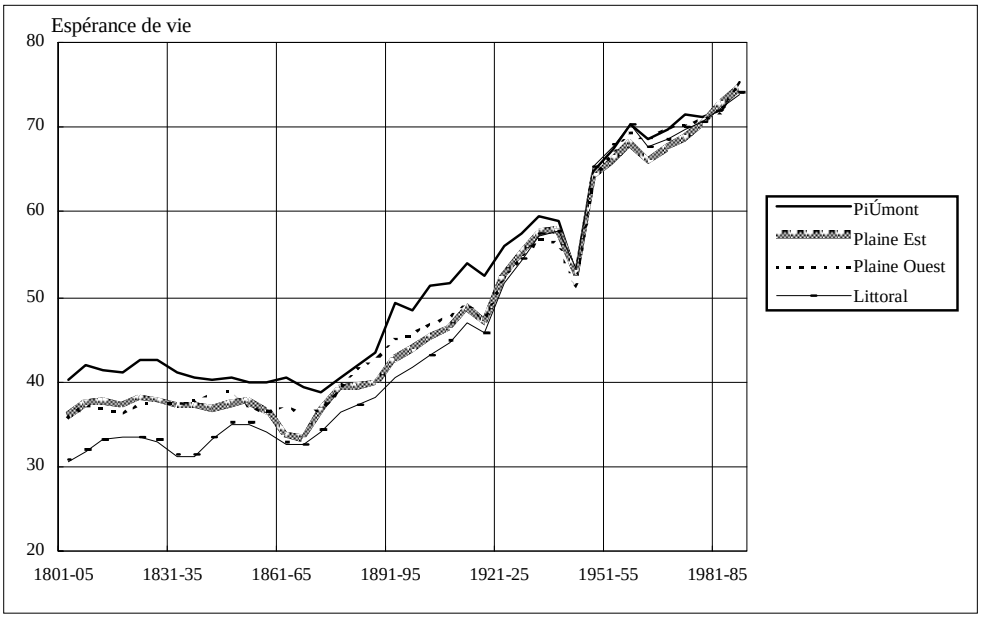
Le rapport entre la taille de la population le niveau de mortalité semble donc démontré, du moins jusqu'à la fin du XIXe siècle. Si 1880 est un point de rupture, ce n'est pas pour la surmortalité urbaine mais pour le (re-)démarrage de la baisse de la mortalité, en ville comme à la campagne.

b - surmortalité territoriale ?

Examinons maintenant la mortalité par bassin de peuplement. Les sous-populations du Piémont connaissent, jusqu'à 1950, une espérance de vie constamment plus élevée ; celles du Littoral, au contraire, ont l'espérance de vie la moins élevée. Les deux plaines se retrouvent souvent au même niveau. Elles s'écartent deux fois : durant les années 1860, quand, à l'Est, la mortalité augmente

[72] Nous rappelons que le mouvement de la population durant la période 1900-1950 a subi plusieurs phases d'estimation. (Voir la partie I)

tandis qu'elle ne change pas à l'Ouest ; puis aux années 1880, quand l'Ouest et le Piémont avancent plus vite dans la transition que l'Est et le Littoral. Mais l'axe Est-Ouest ne joue qu'un rôle secondaire, bien après l'axe Piémont-Littoral, qui n'est autre que l'altitude du peuplement.



Graphique 10. Espérance de vie du sexe masculin selon le bassin de peuplement

Les découpages géographique (le graphique 10) et par taille de la population (le graphique 9) sont probablement interdépendants : le Piémont est dominé par les petites villes et le monde rural, les plaines par les grandes et moyennes villes. Il faudra tenter de départager les différentes éléments de différenciation de la mortalité. La taille de la population en est un, la situation géographique en est un deuxième. D'autres encore peuvent être pris en compte.

c - comprendre le niveau de mortalité

On dispose de 38 estimations d'espérance de vie (correspondant aux 38 périodes quinquennales entre 1801 et 1990) pour 100 sous-populations, sexes masculin et féminin séparés. Le nombre total d'observations est donc de 38 x 100 x 2 = 7 600. En réalité, les décès des sous-populations n'ont jamais été publiés pour les deux sexes séparément ; jusqu'à la fin du XIXe siècle, ils ont été relevés par période décennale (la répartition par sexe et par période quinquennale a été faite selon la moyenne départementale, par conséquent de façon identique pour toutes les sous-populations, voir le chapitre I.7). En outre, les décès des sous-populations de la période 1901-1955 ont été ré-estimés pour corriger le biais croissant de la non-domiciliation. En somme, le nombre d'observations indépendantes n'est que de 17 x 100 = 1 700.

La variable dépendante, qu'on tentera d'expliquer, est l'espérance de vie des sexes réunis (l'analyse des sexes pris séparément donnerait des résultats très proches à cause de la non-indépendance de l'observation) des 100 sous-populations aux périodes 1806-10, 1816-20, ... 1896-00 (les périodes quinquennales qui sont au centre de l'observation décennale allant de 1803-12, 1813-22, etc.), puis aux périodes 1956-60, 1961-65, ... 1986-90.

Au vu des graphiques 9 et 10, on s'attend, au XIXe siècle, à une diversification relativement stable des espérance de vie, permettant de dégager les facteurs discriminatoires. Après 1956, par contre, la variation est réduite au minimum. La détermination des facteurs discriminatoires semble compromise.

Les variables explicatives forment trois groupes : géographiques, démographiques et économiques. Les variables géographiques sont au nombre de trois :

- L'altitude ; il s'agit de l'altitude de la mairie dans le cas d'une commune unique, de la moyenne des altitudes des mairies pondérée par la taille des communes, dans le cas où la sous-population est composée de plusieurs communes. Pour linéariser la distribution des altitudes, on a employé le logarithme de l'altitude et non l'altitude elle-même.

- La longitude géographique ; pour augmenter sa capacité discriminatoire, la longitude est mesuré à partir d'un point zéro choisi au centre du département.

- La latitude géographique ; elle aussi est mesurée à partir du point zéro choisi au centre du département. Ensemble, les trois variables doivent rendre compte de la discrimination géographique constatée au graphique 10.

Une seule variable démographique est retenue : la taille de la population. Celle-ci aussi a été linéarisée en employant son logarithme. Contrairement aux variables géographiques, la taille de la population varie à chaque recensement et a donc été calculée pour chaque période séparément. Le fait de ne pas avoir inclus d'autres variables démographiques, comme la fécondité ou la migration, relève d'un choix : l'hypothèse a priori veut que la causalité va de la mortalité vers les autres phénomènes démographiques plutôt qu'en sens inverse. C'est donc en analysant ces phénomènes que le rapport avec la mortalité sera étudié.

Le groupe de variables économiques ne peut avoir qu'un caractère approximatif :

- Le taux d'activité agricole ; relativement stable sur l'ensemble du XIXe siècle, on utilise le pourcentage d'hommes déclarant une activité agricole parmi tous les hommes déclarant une activité professionnelle au recensement de 1851. De 1956 à 1990, le même indicateur est calculé à chaque recensement.

- Le taux d'activité industrielle ; même mode de calcul que le précédent.

Industrie et agriculture ne sont pas de bons indices pour rendre compte des changements économiques intervenus au XIXe siècle dans l'Hérault, car la véritable innovation capitaliste fut viticole, c'est-à-dire agricole. A une agriculture traditionnelle, dans laquelle les céréales occupent une place prépondérante, en partie autoconsommée, a succédé une viticulture entièrement tournée vers le marché. Trois variables tentent de rendre mieux compte de cette évolution :

- L'indice d'autarcie ; à son tour le produit de trois indicateurs, il est le plus élevé là où le secteur agricole est le plus important (1), où la part de surface consacrée au froment est la plus grande face à la vigne (2), et où la productivité céréalière est la plus faible (3). L'hypothèse est qu'une sous-population a d'autant plus de chance de pratiquer une agriculture traditionnelle que la part de son travail qu'elle consacre à une agriculture céréalière de faible productivité est grande.

- Le vignoble par habitant en 1836 ; indépendante de l'indice d'autarcie, cette variable peut témoigner d'une éventuelle spécificité du monde viticole. Les déclarations de 1836 peuvent rendre compte de toute la première moitié du XIXe siècle.

- Le vignoble par habitant en 1901 ; cette variable rend compte de la situation à la fin du XIXe siècle. Utilisées ensemble, les deux variables prennent en compte la période de transition entre 1850 et 1870.

On tentera d'expliquer le niveau de l'espérance de vie des sous-populations par un modèle intégrant les variables nommées ci-dessus et notées x1, ..., xi , prenant la forme :

$$e_o^a = Sb_i x_i + C$$

où e_o^a est l'espérance de vie attendue et b_i et C les paramètres à estimer. L'efficacité du modèle a été estimée de deux façons :

1) Sur les dix périodes du XIXe siècle (une par décennie) et les sept périodes entre 1956 et 1990. Pour chaque période N = 100.

2) Sur l'ensemble des observations entre 1806 et 1870, car on peut considérer la mortalité stable durant cette période. Le nombre d'observations : N = 700.

Le tableau suivant résume les principaux résultats de la régression pas-à-pas : l'explication totale du modèle, les variables significatives à plus de 95 % et leur coefficient.

	Variation	1ère variable explicative			2ème variable explicative			3ème variable explicative		
	expliquée	var.	sign.	coeff.	var.	sign.	coeff.	var.	sign.	coeff.
période	%		%			%			%	
1806-10	58	Alt	99,9	2,68	Agr	99,6	0,72	-	-	-
1816-20	31	Alt	99,5	1,38	-	-	-	-	-	-
1826-30	42	Alt	99,9	2,44	-	-	-	-	-	-
1836-40	46	Ind	99,2	-1,89	Alt	97,7	1,95	-	-	-
1846-50	31	Alt	99,0	2,24	Vin01	96,8	0,35	-	-	-
1856-60	23	Alt	99,9	1,59	Agr	95,5	0,72	-	-	-
1866-70	35	Long	99,8	-0,70	Agr	99,6	2,01	-	-	-
1806-70	30	Alt	99,9	1,78	Agr	98,7	0,64	-	-	-
1876-80	41	Agr	99,9	2,55	Ind	99,1	1,89	-	-	-
1886-90	47	Pop	99,4	-5,02	Vin01	98,8	0,36	Agr	96,7	1,14
1896-00	44	Pop	95,6	-3,97	-	-	-	-	-	-
1956-60	16	Agr	98,9	1,27	Ind	97,8	1,25	-	-	-
1961-65	15	Long	99,6	-0,64	Latit	97,3	0,79	Alt	96,6	-0,96
1966-70	18	Alt	99,9	0,76	Latit	99,3	-0,40	-	-	-
1971-75	26	Long	99,9	-0,37	-	-	-	-	-	-
1976-80	17	-	-	-	-	-	-	-	-	-
1981-85	10	-	-	-	-	-	-	-	-	-
1986-90	26	Ind	97,6	-0,81	-	-	-	-	-	-

Abrév :	Variable :
Alt	Logarithme de l'altitude du peuplement
Agr	Taux d'activité agricole masculine
Ind	Taux d'activité industrielle masculine
Long	Longitude
Latit	Latitude
Vin01	Vignoble par habitant en 1901
Pop	Logarithme de la population totale communale

Tableau 2. Variables significatives (à 95 %) d'un modèle tentant d'expliquer le niveau de l'espérance de vie à la naissance des sous-populations, sexes réunis.

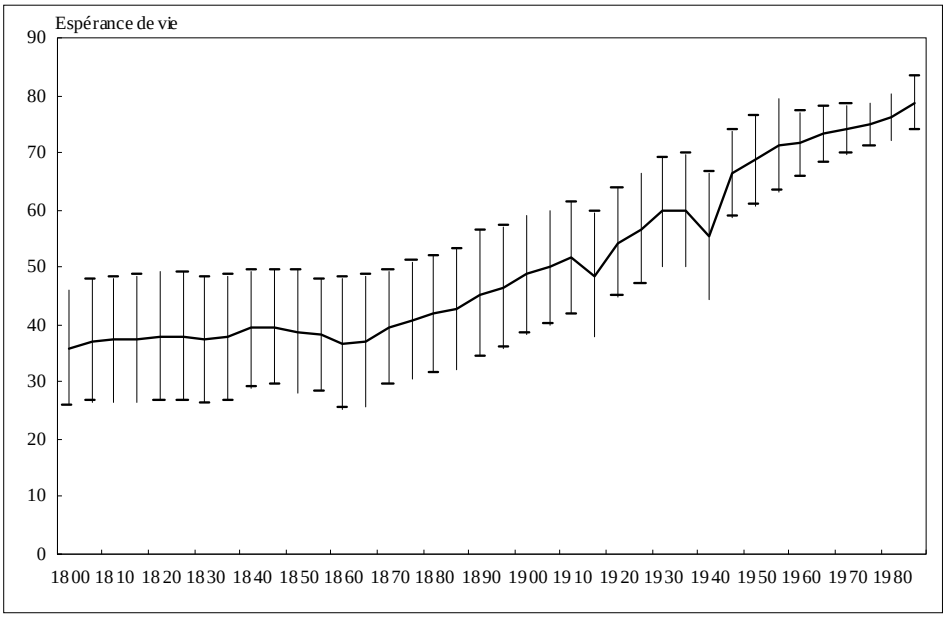
Le résultat est surprenant : la population totale communale ne semble pas jouer de rôle dans la détermination de la mortalité "traditionnelle", c'est-à-dire au cours de la période 1806-1870. L'altitude du peuplement est indiscutablement la variable qui rend le mieux compte du niveau de mortalité avant 1870. Le taux d'activité agricole masculine est la deuxième, et dernière, variable qui contribue significativement à l'explication du niveau de mortalité traditionnelle. Ou plutôt, le facteur urbain est déjà pris en compte, et mieux, par la variable "taux d'activité agricole masculine".

La surmortalité urbaine, à laquelle avait conclu le graphique 9, n'est donc pas confirmée. Le graphique fut trompeur. En réalité, le facteur urbain est déjà pris en compte par la deuxième variable explicative : le taux d'activité agricole. Celui-ci est certes corrélé au logarithme de la population communale (r = -0,71), mais il ne se confond pas avec lui. Si on regarde les résidus, on constate d'une part que, dans la plaine, toute une série de villes et de bourgs (Capestang, Murviel-lès-Béziers, Béziers, Florensac, Montagnac, Villeveyrac, Cournonterral, Pignan, Montpellier, Lunel) s'avèrent "trop agricoles", d'autre part, qu'au Piémont les communes de

Camplong, St-Pons et St-Chinian se montrent "trop peu agricoles". On retrouve là l'importance relative de l'industrie au Piémont et de l'agriculture dans la plaine, dont il a été question au chapitre précédent. Or, il se trouve que le niveau de mortalité traditionnelle est plus sensible au taux d'activité agricole qu'à la taille de la population communale.

Au cours des trois dernières décennies du XIXe siècle, quand la mortalité engage sa baisse, la population totale communale devient la première, et seule, variable explicative. D'abord, l'altitude s'éclipse derrière le taux d'activité agricole (1876-1880), puis celui-ci laisse la place à la population totale communale (1886-1900). Cette apparition au premier plan n'est autre que l'entrée tardive des trois grandes villes dans la transition sanitaire. Dans le département de l'Hérault, le rapport entre les mortalités urbaine et rurale semblent donc avoir obéi à une logique contraire à celle décrite par Poussou (op. cit.) : la surmortalité urbaine n'est devenue significative qu'après 1870, comme un effet de la transition sanitaire, et non l'inverse. Elle est de courte durée : au cours de la première moitié du XXe siècle, la surmortalité urbaine disparaît.

Dès 1956, la population totale communale ne joue plus de rôle significatif. Le modèle a perdu sa force explicative. Le pourcentage de variation expliquée tombe à moins de 30 %. Les variables explicatives changent fréquemment, traduisant le peu de stabilité et la faible étendue de la variation (voir infra). La variation restante (du type épidémiologique), qui au XIXe siècle prenait environ 50 % de la variation totale à son compte, en prend désormais de 70 à 90 %. Toute interprétation du rôle des différentes variables structurelles devient alors hasardeuse.



Graphique 11. Moyenne et dispersion (à 95 %) de l'espérance de vie des sous-populations héraultaises.

	1806-16	1816-26	1826-36	1836-46	1846-56	1856-66	1866-76	1876-86	1886-96
Autocorrél.	0,72	0,82	0,72	0,71	0,65	0,49	0,59	0,66	0,83
						1956-66	1966-76	1976-86	
Autocorrél.						0,34	0,15	0,33	

Tableau 3. Autocorrélation entre décennies consécutives, espérance de vie des sous-populations.

Le graphique 11 et le tableau 3 donnent le supplément d'information qui permet de mieux comprendre certains résultats du tableau 2. On constate d'abord le recul important, au XXe siècle, à la fois de la dispersion et de l'autocorrélation. Les grands facteurs discriminatoires environnementaux, qui se sont exprimés notamment à travers la variable de l'altitude, n'existent plus. Tout le territoire s'est normalisé, uniformisé, devant la mort. La variation, fortement réduite, n'est plus que d'ordre épidémiologique.

Le graphique 12 visualise l'influence de l'altitude sur la mortalité des sous-populations. Toutes les périodes sont représentées, ainsi que toutes les sous-populations, classées selon l'altitude du peuplement. Un simple coup d'oeil suffit pour voir la "coupure" de 1880 : avant, les lignes sont verticales, opposant les territoires entre eux, plus que les périodes ; après, les lignes sont horizontales, opposant les périodes plus que les territoires.

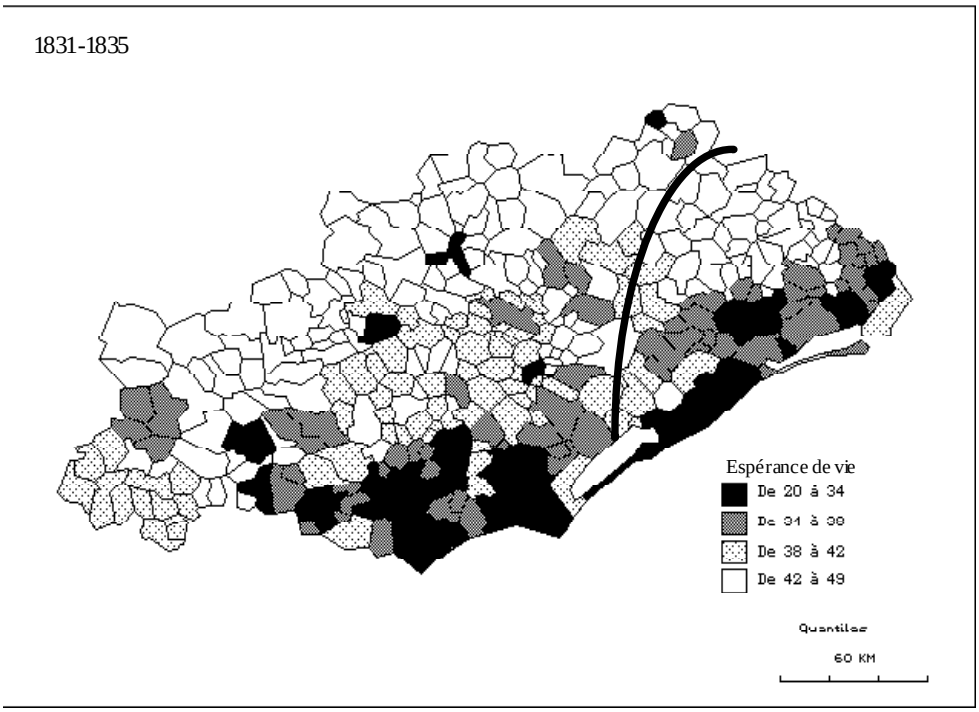
On remarque également la normalisation progressive de la mortalité. Les écarts sont grands au cours de la première moitié du XIXe siècle, allant d'une espérance de vie de plus de 40 ans dans les hauts cantons à une espérance de vie de moins de 30 ans sur le Littoral. L'influence de l'altitude semble régulière, seules font exception quelques villes comme Ganges dans le Piémont, Montpellier dans la plaine et Aniane, particulièrement touché par la mortalité depuis l'installation du centre pénitentiaire dans ses murs. Après 1900, les écarts se sont réduits et l'influence de l'altitude a disparu totalement. Le graphique 12 confirme ainsi l'analyse statistique précédente.

De fortes différences d'espérance de vie existent entre les sous-populations départementales durant tout le XIXe siècle. Jusqu'au début de la transition, vers 1870, l'altitude du peuplement est le facteur déterminant : plus on s'éloigne du niveau de la mer, plus l'espérance de vie a des chances d'être élevée.

Un taux d'activité agricole masculine élevé diminue également le risque de mortalité. Ce taux d'activité agricole couvre le facteur urbain. Au (re-)démarrage de la baisse de la mortalité, il devient brièvement le facteur déterminant. Ceci est entièrement à mettre sur le compte de la baisse plus tardive des trois grandes villes.

d - les cartes de la mortalité

Jusqu'à 1870 environ, le graphique 12 montrait des lignes verticales. Les territoires s'opposaient, non pas les périodes. La mortalité était géographiquement stable. La carte 1 représente donc, au delà de la période 1831-1835, toute la période 1801-1870.



Carte 1. Espérance de vie à la naissance, sexes réunis ; sous-populations départementales, par quantiles, en 1831-1835

1831-1835

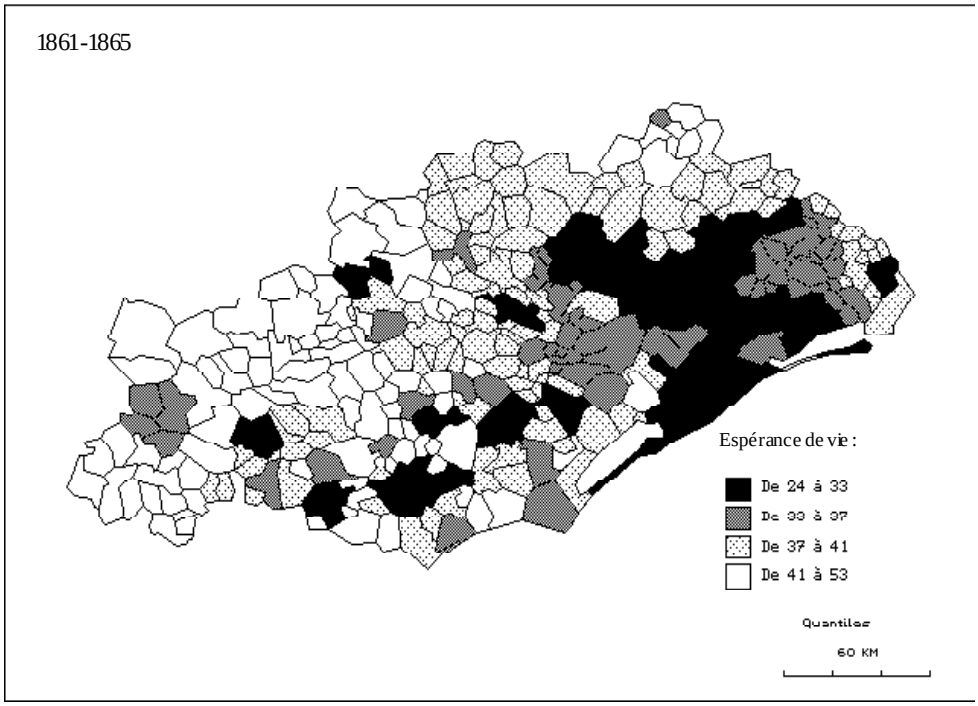
Le dessin est simple la moitié des sous-populations ayant la plus forte mortalité (les deux premiers quantiles) se trouve sur le Littoral et dans les basses plaines. Seules quelques villes industrielles du Piémont (St-Pons, Bédarieux, Lodève, Clermont, Gignac, Aniane, St-Bauzille-de-Putois et Ganges) appartiennent à ce groupe. La carte illustre parfaitement l'influence prédominante de l'altitude. Elle confirme l'analyse statistique. Celle-ci n'a pas pu mettre en évidence une autre caractéristique montrée par la carte la coupure Est-Ouest. Une fois de plus on constate que la Plaine Ouest et la Plaine Est ne communiquent pas entre elles. La ligne Montoulieu-Loupian (voir la carte) sépare les deux plaines et ce jusqu'à l'étang de Thau. Le canton de Mèze, situé sur l'extrémité Sud de l'avancée des avant-monts, échappe ainsi à la mortalité élevée.

Une mortalité intermédiaire caractérise les moyennes vallées de l'Hérault, de l'Orb et de l'Aude. Le Piémont, les avant-monts et le plateau atlantique regroupent les sous-populations rurales à mortalité basse.

On retrouve donc la grille de lecture du Nord-Ouest vers le Sud-Est (suivant l'altitude), ainsi que la coupure entre l'Est et l'Ouest du département (même si des deux côtés de la ligne Montoulieu-Loupian le niveau de la mortalité est le même).

Quant au facteur urbain, on constate que celui-ci est surtout le fait du Piémont et des moyennes vallées de l'Hérault et de l'Orb. Il y a deux raisons à cela. D'abord, ces villes sont les plus industrielles du département les cinq villes les plus industrielles en 1851 sont toutes des villes du Piémont ; des dix villes les plus industrielles, huit sont des villes du Piémont. Deuxièmement, c'est au Piémont que les campagnes connaissent la mortalité la plus faible. C'est là, par conséquent, que le contraste est le plus marqué.

On ne trouve pas cette même opposition sur le Littoral ou dans les basses plaines. Les campagnes y ont une mortalité équivalente à celle des villes. Apparemment, les facteurs environnementaux (présence des eaux stagnantes et des étangs) l'emportent, dans la plaine, sur les facteurs spécifiques aux villes (insalubrité, pauvreté).

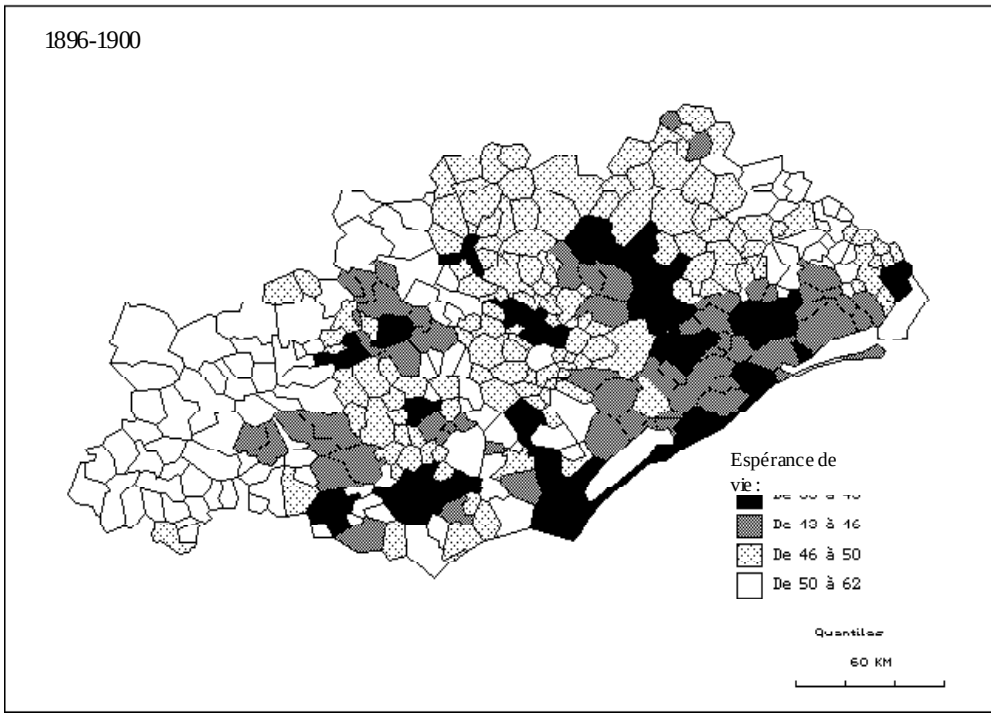


Carte 2. Espérance de vie à la naissance, sexes réunis ; sous-populations départementales, par quantiles, en 1861-1865

1861-1865

La carte 2 montre la présence - passagère - d'une opposition Est-Ouest. Le Montpelliérais connaît une dernière crise de mortalité[73], tandis qu'au même moment les populations rurales du Biterrois démarrent la transition sanitaire. Cette opposition entre le Montpelliérais, qui a visiblement pris du retard au démarrage de la transition sanitaire, et l'ensemble Biterrois-St-Ponais, qui semble les précurseurs, continuera pendant les années 1870 et 1880, à travers la crise du phylloxéra. Mais elle ne doit pas faire oublier qu'au cours de ces décennies la transition sanitaire s'engage aussi à l'Est.

Toutes les villes du Piémont conservent leur forte mortalité. Les villes des plaines et du Littoral aussi Lunel, Montpellier, Frontignan, Sète, Agde, Montagnac, Pézenas, Béziers, Capestang. Dans le cadre d'un début de transition sanitaire Biterroise, ces villes se démarquent maintenant de leur territoire.



Carte 3. Espérance de vie à la naissance, sexes réunis ; sous-populations départementales, par quantiles, en 1896-1900

1896-1900

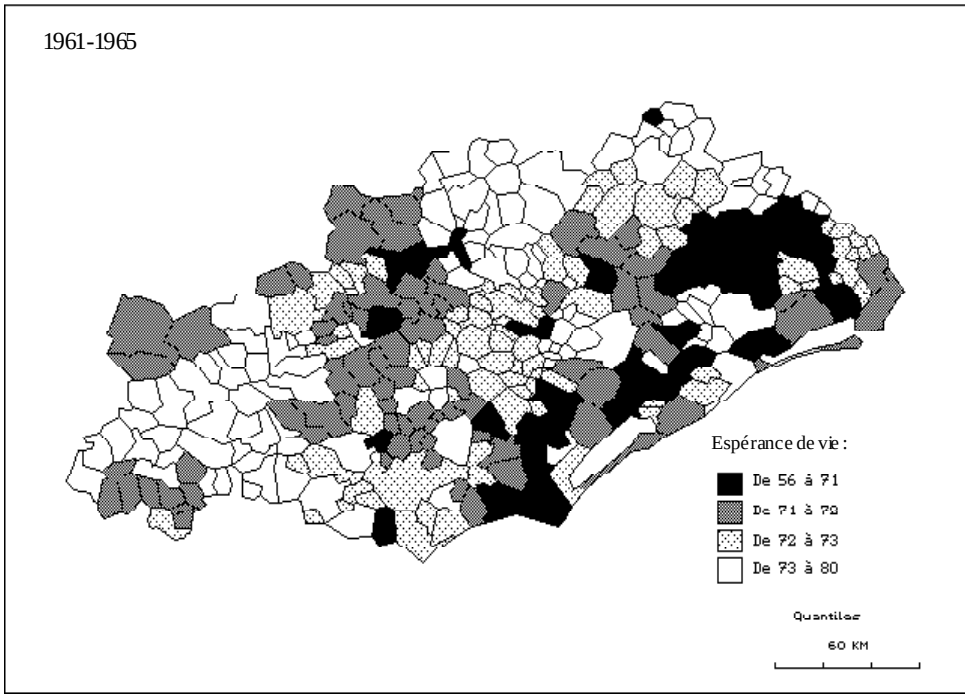
Moins marquée que trente ans auparavant, on retrouve toujours l'opposition Est-Ouest, notamment dans le Piémont et les avant-monts. Il y a également un certain retour à l'opposition entre le Littoral et le Piémont, l'opposition principale de la

[73] Voir pour les crises de mortalité locales Berlan, Bocage, Pélaquier et Rousseau (1992).

mortalité "traditionnelle". Mais l'opposition la plus marquée est celle entre les villes et les campagnes. Le quantile à plus forte mortalité est presque entièrement urbaine.

L'espérance de vie s'est considérablement allongée depuis les années 1860, et ce dans les villes comme à la campagne, sur le Littoral comme au Piémont et dans les plaines. Même si la transition n'a pas encore égalisé les territoires, elle les entraîne tous.

On ne suivra pas la mortalité au cours de la première moitié du XXe siècle, pour les raisons statistiques indiquées à plusieurs reprises. On passera aux cartes des années 1960-1990, réalisées avec les décès domiciliés et les recensements publiés par l'INSEE.

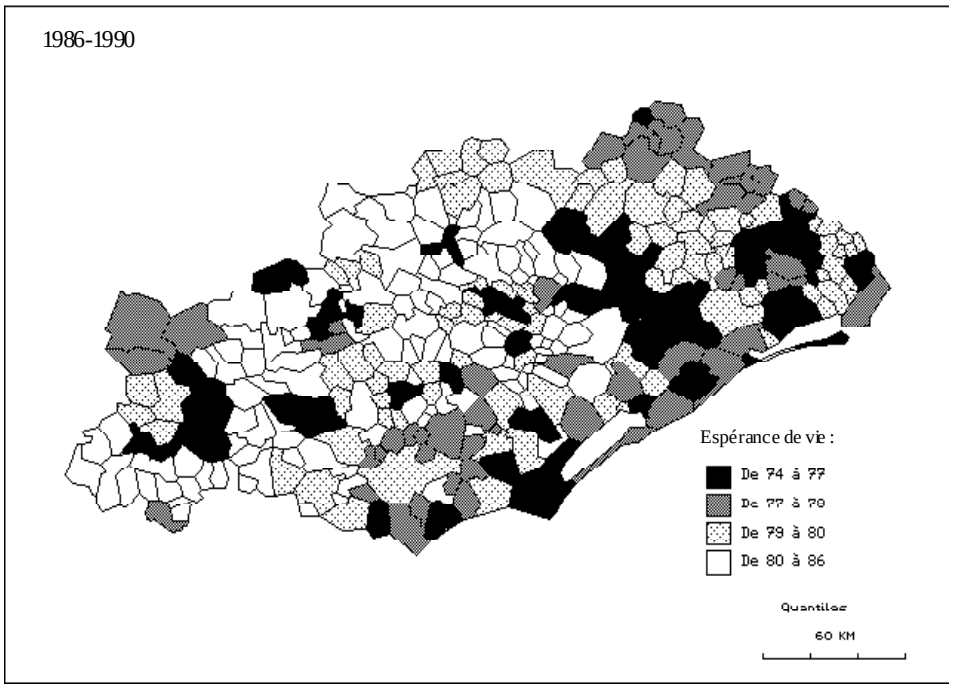


Carte 4. Espérance de vie à la naissance, sexes réunis ; sous-populations départementales, par quantiles, en 1961-1965

1961-1965

En 1961-1965, on ne retrouve plus l'opposition Est-Ouest, ni celle entre Littoral et Piémont, ni celle entre villes et campagnes. Seuls sont restés les points noirs des villes du Piémont Bédarieux, Lodève, Gignac et Ganges.

L'analyse du tableau 2 et du graphique 12 a conclu à l'échec du modèle explicatif prévalant au XIXe siècle. La carte 4 semble confirmer cette conclusion.



Carte 5. Espérance de vie à la naissance, sexes réunis ; sous-populations départementales, par quantiles, en 1986-1990

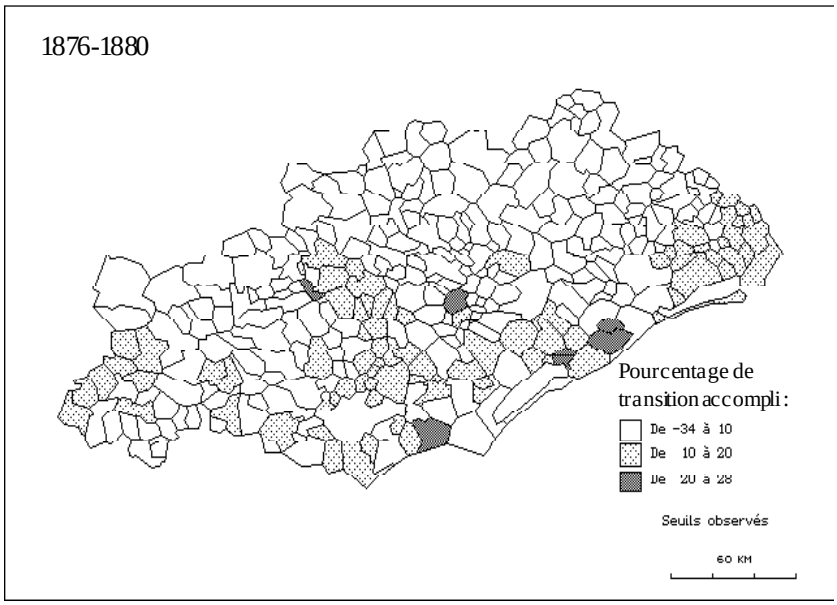
1986-1990

Les villes de Bédarieux, Lodève, Gignac et Ganges semblent les seuls traits communs avec les cartes précédentes. L'information principale de la carte 5 est la même que pour la carte 4 aucune variable géographique, démographique ou économique, dont l'influence fut indéniable au XIXe siècle, ne semble pouvoir rendre compte de la dispersion de la mortalité à la fin du XXe siècle.

e - le déroulement de la transition

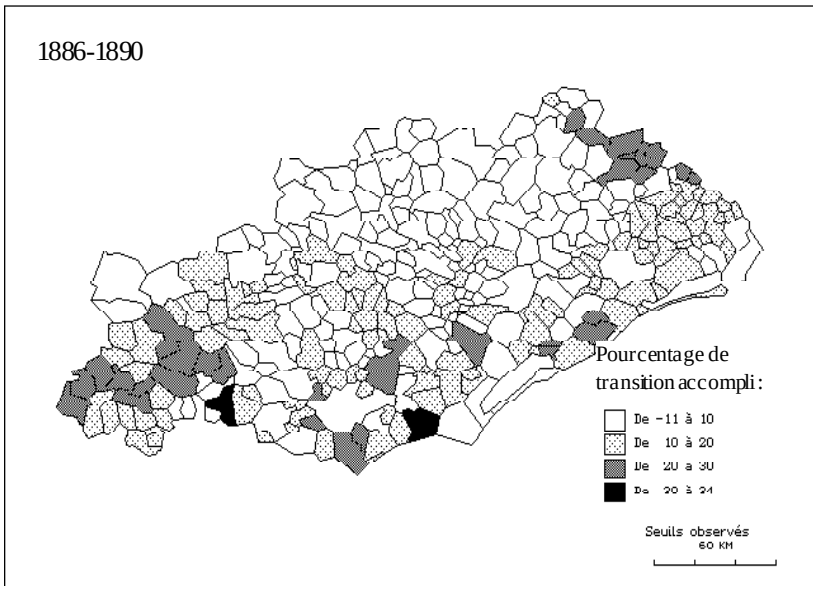
L'espérance de vie des sous-populations ne renseigne pas sur le moment où celle-ci entre en transition, ni sur la vitesse avec laquelle elle se déroule. Pour suivre la transition sanitaire géographiquement, nous fixons à 0 l'espérance de vie du plateau pré-transitionnel, à 100 l'espérance de vie post-transitionnelle (estimée arbitrairement à 85 ans pour toutes les sous-populations)[74]. Les cartes suivantes permettent de repérer les sous-populations, qui ont été les précurseurs de la transition, et celles, qui ont suivi.

[74] Pour estimer le plateau prétransitionnel, nous prenons la moyenne des espérances de vie, sexes réunis, entre 1831 et 1850. Le plateau le plus bas est Montpellier, avec une espérance de vie de 25 ans. Le plus élevé est Roujan2-rur (les communes les moins peuplées du canton de Roujan), avec une espérance de vie de 47 ans. Le choix arbitraire de 85 ans, pour l'espérance de vie post-transitionnelle, pourra s'avérer inexact quant à sa valeur, mais celle-ci n'intervient pas dans une analyse comparative de la transition.

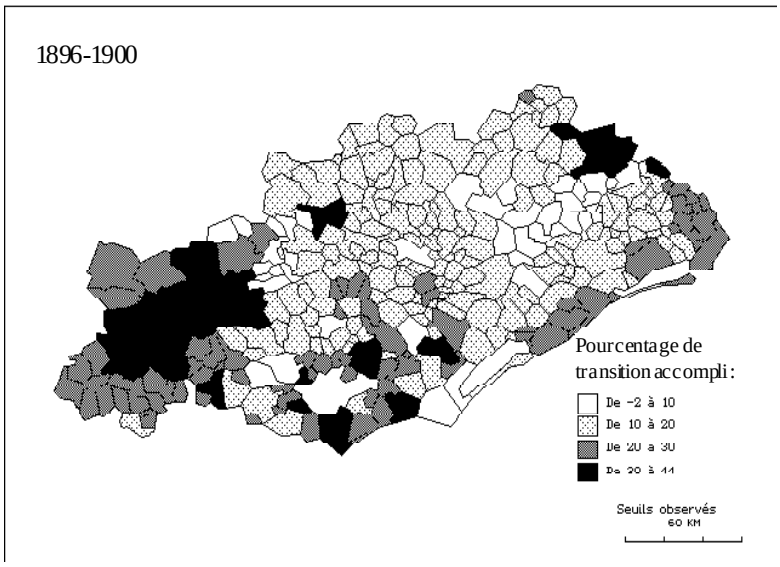


Carte 6. Pourcentage de transition sanitaire accompli en 1876-1880 ($e_o^{1831-1850} = 0$, $e_o^{85} = 100$) sous-populations par seuils observés fixés.

En 1876-1880, la transition vient de démarrer. L'espérance de vie observée varie entre plus ou moins 30 % du plateau pré-transitionnel, ce qui correspond à la fluctuation ordinaire de la mortalité pré-transitionnelle. Mais on observe un regroupement des valeurs positives (dans le Lunellois, autour de Béziers et sur le Littoral), qui indique une réelle entrée en transition, comme le confirment les cartes suivantes.



Carte 7. Pourcentage de transition sanitaire accompli en 1886-1890 ($e_o^{1831-1850} = 0$, $e_o^{85} = 100$) sous-populations par seuils observés fixés.



Carte 8. Pourcentage de transition sanitaire accompli en 1896-1900 ($e_o^{1831-1850} = 0$, $e_o^{85} = 100$) sous-populations par seuils observés fixés.

Le point de départ se situait bien dans les campagnes entre Lunel et Montpellier, autour de Béziers, sur le Littoral et dans la basse plaine du St-Ponais. Ensuite, le St-Ponais et la vallée du Vidourle semblent avoir pris le relais. Cette complicité

entre l'Ouest (l'arrondissement de St-Pons) et l'extrême Est du département (la plaine du Vidourle, de Claret à Marsillargues) mérite d'être notée. Elle rappelle la carte des ménages complexes, que Loïc Ravenel a dressée sur la base des recensements de 1962 et 1975[75] (voir l'annexe II.3.1).

A l'antipode des précurseurs, apparemment en retard au démarrage de la transition sanitaire, se profile l'arrière-pays immédiat de Montpellier, les cantons de la garrigue. Ce même pays des garrigues a été identifié par G. Cholvy comme l'épicentre du catholicisme et du conservatisme politique. C'est là, à la fin du XIXe siècle, que la pratique pascale est la plus forte, où l'on lit *L'éclair* (journal catholique, anti-républicain) plutôt que *Le Petit Méridional* et où la droite est majoritaire (Cholvy 1968). L'explication avancée par Cholvy est celle de la proximité des communautés protestantes à l'extrême Est du département et dans le département voisin du Gard. Les garrigues, radicalisées dans la tradition catholique par le contact même avec les pays protestants, auraient servi de rempart contre le protestantisme.

Cela est bien possible, mais on peut penser que les garrigues ont été aidées dans ce rôle par deux caractéristiques démo-géographiques, que l'on ne mentionne que rarement 1) la très faible densité du peuplement des garrigues. Au moment de sa plus forte densité (avant que la péri-urbanisation de Montpellier ne la fasse repartir après 1968), au milieu du XIXe siècle, on compte 18 habitants au km^2 , ce qui place les garrigues en avant-dernière position départementale, juste devant la partie héraultaise du plateau du Larzac. Dans ce désert humain, hommes, idées et nouvelles pratiques ne circulent que lentement. 2) A plus de 150 m d'altitude, les garrigues forment un plateau, relatif certes, mais plus haut que St-Pons, Clermont l'Hérault, Lodève ou St-Chinian, auxquelles on accorde généralement le statut "haut canton". La "bosse" des avant monts, dont il était question au chapitre précédent, donne ici un exemple de son efficacité. Jamais les garrigues n'ont été un pays de transit. Les routes les contournent, le chemin de fer ne les a jamais traversées. La faible densité et l'isolement relatif ont fait des garrigues un rempart naturel contre les idées et les pratiques nouvelles, dans le domaine sanitaire comme dans celui de la politique et du sentiment religieux. Cela semble vrai pour le XIXe siècle et le fut peut-être déjà aux XV-XVIe siècles, quand la propagation du protestantisme s'est arrêtée net devant les garrigues. Toute la vallée du Vidourle s'est convertie, au Nord la nouvelle religion se répand dans le pays de Ganges, au Sud dans toute la plaine montpelliéraine, jusqu'à Montagnac, c'est-à-dire environ jusqu'à la ligne Montoulieu-Loupian.

CONCLUSION

Le recul de la mortalité n'est qu'une facette de la transition démographique celui de la fécondité en est la deuxième. Avant de l'aborder, il importe de résumer les grandes phases de la baisse de la mortalité départementale et les principaux

[75] Ravenel 1994, pp. 21 et suiv.

facteurs qui différencient les sous-populations

- La fin du XIXe siècle apparaît comme le véritable démarrage du recul de la mortalité. On peut supposer une première baisse, moins importante, autour de 1800, mais la reconstitution ne permet pas de la confirmer. Toutefois, on peut pousser cette hypothèse plus loin. Si, en 1806-1870, les "hauts cantons" affichent une espérance de vie à la naissance de plus de 40 ans, le Littoral et les basses plaines une espérance de vie de moins de 30 ans, alors on peut penser que la première phase de la transition sanitaire se soit déroulée notamment dans les hauts cantons. Toujours est-il que, si première phase il y a eu, elle a été limitée dans son ampleur et dans sa durée ; elle semble totalement séparée de la deuxième transition, engagée au cours de la deuxième moitié du XIXe siècle.

Le recul de la mortalité semble être composé d'autant de transitions qu'il y a de groupes d'âge. Chaque transition dessinant une courbe "anti-logistique"[76], les courbes sont décalées dans le temps, assez régulièrement, en fonction de l'âge concerné. Les démarrages s'étalent de 1870 (jeunes âges) à 1930 (âges élevés) ; le point de retournement de la courbe (le moment de la baisse la plus rapide) est atteint en 1910-1920 pour les âges les plus jeunes, ensuite successivement pour les autres âges pour atteindre les 60-70 ans actuellement ; depuis 1970 environ, les jeunes âges ont achevé leur transition, les autres âges devant achever la leur dans les décennies à venir.

- Les principaux facteurs, qui permettent de comprendre la différence des sous-populations face à la mortalité, ont été, suivant la période

1806-1870 : 1) l'altitude ; 2) le taux d'activité agricole

1870-1900 : 1) la taille de la population communale (les grandes villes d'un côté, toutes les autres communes de l'autre) ; 2) le taux d'activité agricole ; les deux variables sont fortement corrélées.

1900-1950 : aucune mesure indépendante et fiable n'a pu être réalisée.

1950-1990 : aucun facteur significatif ne permet de comprendre les différences (faibles) parmi les mortalités locales.

C'est avec ces conclusions à l'esprit que nous abordons l'étude de la fécondité.

[76] C'est le terme employé par Artzrouni (1986) pour désigner une courbe en S renversé.

10 FECONDITE SOUS CONTRÔLE

L'Atlas Permanent du Languedoc-Roussillon, édité en 1990 par Reclus, sous la direction de R. Brunet, aura au moins innové dans un domaine pour la première fois, une grande étude démographique concernant la région ne consacre pas une carte, pas une page, à la fécondité. Après 50 ans de fixation sur l'alarmant "malthusianisme" régional, la fécondité ne semble plus problématique[77]. Elle a été détrônée par la migration, qui est à la fois la hantise (quand elle est étrangère) et la fierté (quand elle est française) de la région actuelle. Le déplacement d'intérêt laisse deviner la vraie préoccupation, qui s'y trouve cachée la croissance. Signe de réussite, elle est le premier objectif de toutes les autorités territoriales. Mais elle inquiète aussi 370 000 héraultais de plus en 2020 selon l'INSEE[78], où vont-ils se loger, où vont-ils trouver de l'emploi, comment vont-ils circuler ? "Maîtriser" est devenu le nouveau mot-clef. Or justement, la maîtrise de la fécondité a été pratiquée très tôt par les héraultais et avec beaucoup d'efficacité - au grand dam des autorités.

1 - LA FECONDITE DEPARTEMENTALE

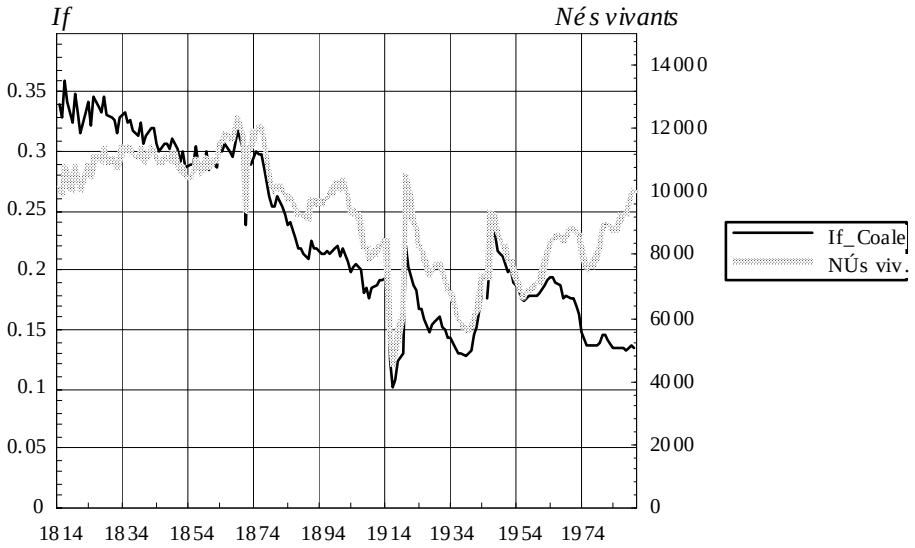
La fécondité est une des composantes de la transition démographique le passage

[77] Initiée par Nadeau (1931), la fécondité a occupé une place centrale dans les études de l'INED (1957), de Dugrand (1963, 1968) et de Ferras (1979). Suivant le tempérament de l'auteur, la même analyse est formulée avec plus ou moins de diplomatie. Sauvy, dans INED 1957, p. 17 : "*Une étude attentive de ces phénomènes nous conduit cependant à penser que la région du Languedoc-Roussillon serait aujourd'hui plus riche, plus vivante et animée, si elle avait fait confiance davantage à l'avenir, en donnant la vie avec moins d'appréhension.*" Dugrand 1963 : "*La situation démographique ... est particulièrement grave. Exode rural prononcé, émigration urbaine sans cesse accrue, croît naturel d'après-guerre limité et en baisse marqué, vieillissement prononcé*" (p. 531), "*une mentalité profondément malthusienne que le statut du vin, entièrement basé sur l'idée de restriction à tout prix de la production, accentue encore*" (p. 488). Ferras 1979, p. 96 : "*Aucun signe de reprise [démographique] ne se dessine en Languedoc, aucune trace du <baby boom>*". (Voir infra pour retrouver la "trace" du baby-boom.)

[78] INSEE Languedoc-Roussillon, *Débat national pour l'aménagement du territoire. Situation actuelle du Languedoc-Roussillon et projection démographique 2020*, INSEE L-R, 1993

d'un régime de fécondité élevée et de forte mortalité à celui d'une fécondité faible et d'une mortalité basse. L'ensemble de la transition, dans laquelle la mortalité et la migration jouent les deux autres rôles majeurs, fera l'objet du chapitre II.5 (voir infra). Ici, la fécondité sera analysée de façon indépendante, comme la mortalité l'a été au chapitre précédent.

La reconstitution permet d'exprimer la fécondité générale départementale par l'indice de fécondité générale I_f de Coale[79]. Cet indice rapporte le nombre total de nés vivants aux femmes présentes dans les groupes d'âge de 15-19, 20-24, 25-29, 30-34, 35-39, 40-44 et 45-49 ans, pondérées selon la fécondité maximale constatée historiquement à ces âges, qui est celle de la secte Hutterite aux Etats-Unis au début du XXe siècle.



Graphique 1. Fécondité générale (indice de Coale I_f) et nombre de nés vivants, Hérault.

Contrairement à l'espérance de vie (voir pour comparaison le graphique 1 du chapitre II.2), la fécondité générale ne dessine pas très clairement une transition. Le plateau pré-transitionnel est hors-champs, le "plateau" post-transitionnel est plus qu'accidenté. On a l'impression d'une baisse linéaire, de 1814 à 1936, se transformant brusquement en une courbe conjoncturelle de grande amplitude.

Un plateau pré-transitionnel a dû exister avant 1800, car la chute n'a pu être éternelle. A quel niveau, on ne saurait le dire. Comment, alors, départager les hypothèses de Leroy-Ladurie et de Van de Walle[80] ? Le premier date le début de la

[79] Le calcul se fait selon la formule :
$I_f = NV / (0{,}3F_{15\text{-}19} + 0{,}55F_{20\text{-}24} + 0{,}502F_{25\text{-}29} + 0{,}447F_{30\text{-}34} + 0{,}406F_{35\text{-}39} + 0{,}222F_{40\text{-}44} + 0{,}061F_{45\text{-}49})$
où NV = nombre de nés vivants, et $F_{i\text{-}i+4}$ = effectif de femmes d'âge $i\text{-}i+4$.
[80] Le Roy Ladurie (1965), Van de Walle (1974).

"décadence" (c'est ainsi que qualifie Le Roy Ladurie la maîtrise de la fécondité, p. 394) en 1790-1800 *"La décennie révolutionnaire paraît bien marquer le tournant décisif à partir duquel s'accélère progressivement le* déniaisement *des populations, seulement amorcé sous l'Ancien Régime"* (p. 398). Selon les calculs de Le Roy Ladurie, le taux de natalité aurait baissé de 3,7 % en 1784-1789 à 3,3 % en 1813-1820, soit une baisse de 11 %. Van de Walle, de son côté, ré-évalue les naissances du début du siècle et ne fait débuter la baisse qu'après 1810.

Aux chapitres précédents, on a démontré que la ré-évaluation de Van de Walle reposait sur les recensements de 1856, 1861 et 1866, dont la non-fiabilité n'avait pas été relevée. L'hypothèse de Le Roy Ladurie semblerait donc a priori plus plausible. Mais la baisse observée de 11 % est tributaire de plusieurs estimations, dont notamment celle de la population totale avant 1800[81].

La baisse de la fécondité départementale a été un processus régulier, dont le départ est situé vraisemblablement aux alentours de 1800. On peut considérer que la baisse prend fin au milieu des années 1930. Elle se déroule par conséquent sur environ 135 ans, au milieu de la baisse de la mortalité qui, elle, a démarré bien avant (on a supposé la date 1740) et ne se terminera pas avant le XXIe siècle.

a - les fluctuations

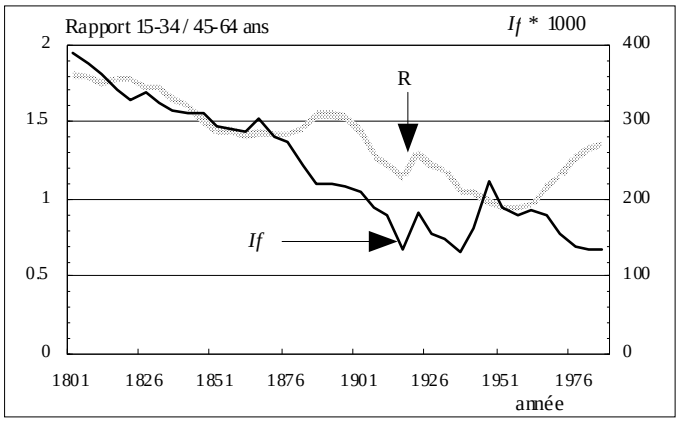
Une deuxième particularité différencie les évolutions de la fécondité et de l'espérance de vie. Cette dernière est partie d'un plateau élevé, à grandes fluctuations, pour arriver sur un plateau stable, très peu fluctuant. La fécondité, au contraire, part d'un niveau peu fluctuant pour entrer dans des variations conjoncturelles fortes.

Déjà observé par A. Sauvy, dès les années 1950, le bas niveau de la fécondité a très fortement augmenté son potentiel de fluctuation. La période post-transitionnelle *"n'est pas caractérisée par une fécondité constante, mais plutôt par une succession de vagues"* écrit J. Bourgeois-Pichat (1979, p. 294). Les moyens de contraception modernes permettent aux couples de programmer les grossesses selon la situation familiale particulière, bien sûr, mais aussi selon une sorte de météo de fécondité générale. A ce sujet, une étude de la fécondité régionale par trimestre (D. Blanchet, 1981) est intéressante. Blanchet y constate une *"simultanéité de toutes les évolutions"* déconcertante. *"Tout se passe comme si de mystérieuses pulsations parcouraient la France déterminant partout, en même temps, la fécondité"* (p. 817). L'étude démontre donc l'existence d'une micro-

[81] Dénombrement du Languedoc 1788 (A.D. C 38-39). Si les dossiers mêmes n'ont été conservés que partiellement, les résultats ont été repris par l'intendant Ballainvilliers dans son *Mémoire sur le Languedoc divisé par diocèses et subdélégations*, 1788. Voir Motte 1989. Notre reconstitution a démontré que le sous-enregistrement au dénombrement de 1801 a été significativement plus élevé que celui au dénombrement de 1820. Si, en 1788, il était comparable à celui de 1801, la seule différence du taux de sous-enregistrement entre 1788 et 1820 expliquerait déjà près de la moitié de la baisse du taux de natalité. La chute du taux de natalité se serait réduite à 0,2 ou 0,3 % en 30 ans, contre 0,6 % entre 1820 et 1850.

conjoncture trimestrielle, incompatible avec des théories diffusionnistes, dans lesquelles un comportement est censé être lancé par des groupes précurseurs, puis imité à travers des chemins de diffusion plus ou moins longs. La micro-conjoncture ne correspond pas à ce modèle, car les évolutions y sont simultanées. Changeant d'échelle, la macro-conjoncture de fécondité post-transitionnelle a montré une même simultanéité internationale quant aux début et fin du baby boom. Là aussi, les "pulsations" semblent "mystérieuses".

Noël Bonneuil (1989) a tenté de formaliser l'intégration des deux conjonctures selon un système temporel bi-stable, où le passage d'un niveau macro-conjoncturel à l'autre serait provoqué par la micro-conjoncture à un moment précis de son cycle. Les pulsations n'en restent pas moins mystérieuses. D'autres auteurs ont proposé des hypothèses explicatives. Parmi eux, R.A. Easterlin (1968, 1987) a formulé celle des perspectives de revenu pour le groupe d'âge de 15 à 34 ans ; plus généralement, du rapport numérique entre les 15-34 et les 35-64 ans, car de ce rapport dépendraient les perspectives de carrières des jeunes adultes. Or, le rapport entre les deux groupes d'âge dépend lui-même notamment de la fécondité passée. Selon Bourgeois-Pichat, la fécondité post-transitionnelle dessinerait *"une succession de vagues, qui résultent elles-mêmes des variations de la fécondité"* (1979, p. 294) Easterlin a vérifié la correspondance entre ce rapport et la conjoncture de la fécondité post-transitionnelle aux Etats-Unies. H. Leridon (1978) l'a confirmée pour la France de 1940 à 1975.



Graphique 2. Rapport 15-34 / 45-64 ans et indice de fécondité générale de Coale (I_f) ; Hérault.

Le graphique 2 montre les deux phénomènes pour le département de l'Hérault. Pour la seule période "post-transitionnelle", c'est-à-dire de 1936 à 1990, le rapport est clairement négatif plus le nombre de jeunes adultes augmente par rapport aux adultes âgés, plus la fécondité est faible ($r = -0{,}75$). Pour la période de 1961 à 1990, la corrélation est même parfaite $r = -0{,}98$. Mais le graphique montre également un rapport *positif* au cours de la phase transitionnelle $r = +0{,}87$ de

1801 à 1935, et pour la seule période de 1901 à 1935 $r = +0{,}91$. Autrement dit, si les perspectives de carrière des jeunes adultes sont censées déterminer le niveau de fécondité du moment au cours de la phase post-transitionnelle, il faudra expliquer pourquoi elles n'agissaient pas de même au cours de la phase transitionnelle.

Chesnais (1983) infirme la corrélation pour la phase post-transitionnelle d'un grand nombre de pays occidentaux, reléguant le cas des Etats-Unies, de la France et de quelques autres pays au statut d'exception *"Il n'existe pas d'explication simple et généralisable de la fécondité ses ressorts échappent, pour partie, à la rationalité"* (p. 385).

Les pulsations n'ont donc pas encore livré tout leur mystère. Le moment venu, nous ne résisterons pas à la tentation de tester l'hypothèse d'Easterlin aux sous-populations héraultaises (voir infra). Pour l'instant, nous nous limitons à l'examen de l'évolution départementale (voir le graphique 1). En vain on y cherche l'influence de la crise de 1848 sur la fécondité ; celle de 1871 est certes visible, mais ne dépasse pas 15 %. En 1914, la baisse approche 50 %. Ensuite, on ne saurait plus parler de baisse ou de hausse, car toute référence stable a disparu. Néanmoins, le niveau moyen de 1944-1964 est environ 40 % plus élevé que le niveau des vingt ans précédents et des vingt ans suivants. Comme "trace" de baby boom, on pourrait difficilement la souhaiter plus visible[82]. Il est important de reconnaître que le baby boom n'a pas été un accident exceptionnel, mais plus vraisemblablement le début d'une conjoncture à forte amplitude.

C'est une caractéristique nouvelle et durable du monde post-transitionnel la conjoncture du mouvement naturel n'est plus celle de la mortalité mais celle de la fécondité. Ses conséquences n'en sont que plus accusées, car, contrairement à la conjoncture de la mortalité, celle-ci produit un enchaînement de générations pleines et creuses, dont l'expérience des 50 dernières années a démontré les effets sociaux et économiques[83].

b - indice de Coale et l'Indicateur Conjoncturel de Fécondité

Comme l'a démontré récemment Sardon (1995), l'indice de fécondité de Coale (I_f) et l'indicateur conjoncturel de fécondité (*ICF*) sont deux moyens différents de mesurer la fécondité en tenant compte du nombre de femmes en âge de procréer. L'indice de Coale (I_f) utilise un calendrier fixe de la fécondité maximale par âge,

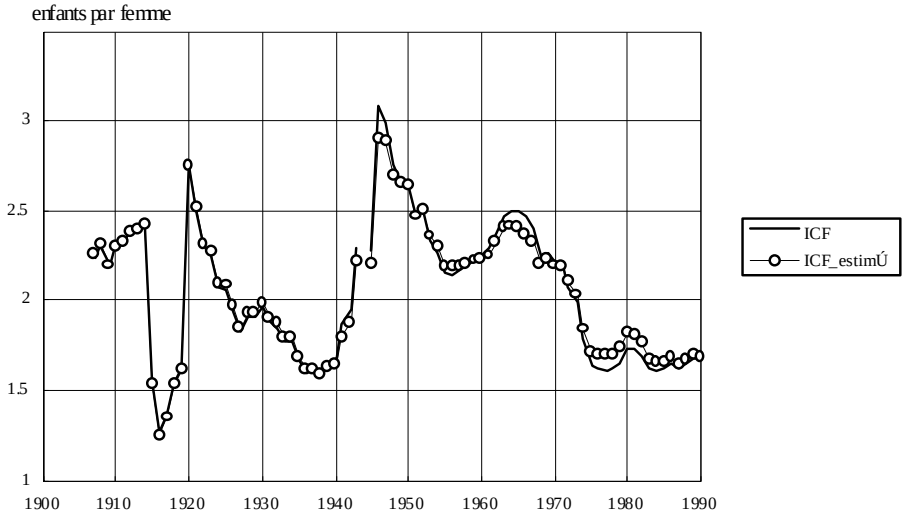
[82] Ce sont des fluctuations d'une ampleur inconnue avant le XXe siècle. Actuellement, elles sont du même ordre (de 30 à 50 %) dans plusieurs pays de l'Europe de l'Est, où la mortalité ne fluctue que de quelques points.

[83] La forte demande générée par la population croissante a duré trente glorieuses années, ensuite l'insertion des générations nombreuses dans l'activité a posé les difficultés qu'on connaît et dont on ne sortira pas avant que ces générations nombreuses arrivent à l'âge de la retraite, mais alors elles créeront le problème du financement de la retraite. La fécondité n'est pas seule en cause, il y a aussi l'évolution de l'activité féminine, mais elle a sa part de responsabilité. Voir également Chesnais 1988, Easterlin 1987.

et rapporte le nombre total de nés vivants au nombre maximum que la population féminine, compte tenu de sa structure d'âge, aurait pu atteindre[84]. L'indice devient ainsi la mesure de la maîtrise de la fécondité. Il a le grand avantage de ne pas avoir recours au classement des nés vivants par âge de la mère, un classement qui n'est que rarement disponible avant le XXe siècle, et qui ne l'est toujours pas à l'échelle sub-départementale.

L'indicateur conjoncturel de fécondité (*ICF*) rapporte le nombre d'enfants nés de mères d'une classe d'âge à l'effectif des femmes de cette classe d'âge. En cumulant ce rapport à tous les âges féconds, l'*ICF* définit le nombre de nés vivants qu'une femme aurait si le taux par âge restait constant. Le calcul de l'*ICF* exige le classement des nés vivants par âge de la mère. Pour l'Hérault, ce classement est disponible depuis 1907 seulement.

L'*ICF* de la population Hutterite (I_f = 1) est de 12,44 enfants par femme. On ne peut, toutefois, exprimer l'indice de Coale en nombre d'enfants par femme, par le multiplicateur 12,44, car le calendrier d'une population donnée n'est pas obligatoirement celui des femmes Hutterites et l'effectif des femmes n'est pas le même à tous les âges féconds. Le graphique 3 compare l'*ICF* calculé en ayant recours à l'âge de la mère, à l'I_f exprimé en enfants par femme.

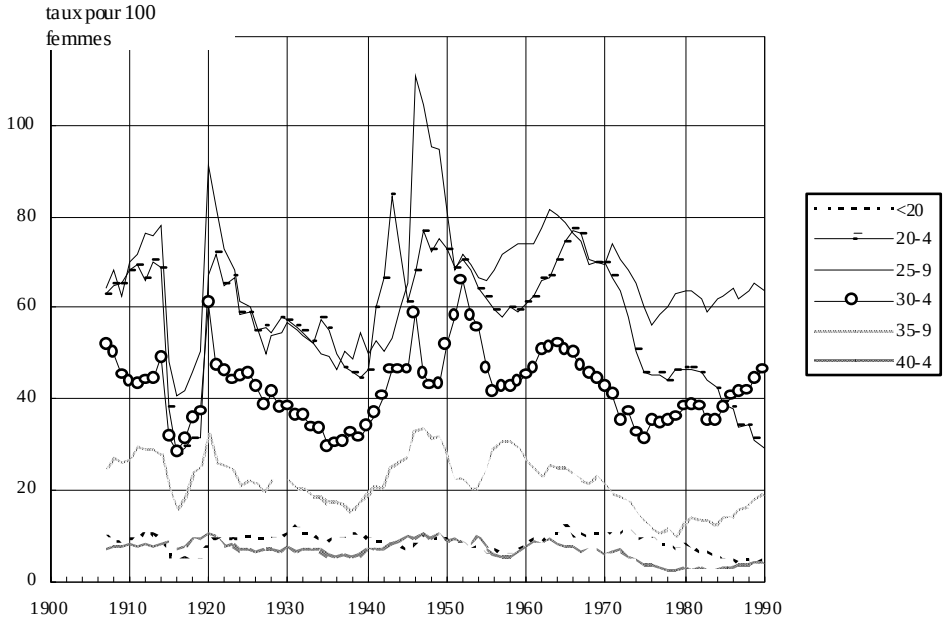


Graphique 3. Indicateur Conjoncturel de Fécondité (ICF) et Indice de Coale exprimé en enfants par femme (ICF_estimé) ; département de l'Hérault

Le premier écart dépassant 1 % apparaît en 1947-48, puis à chaque retournement de tendance. Au plus fort, l'écart atteint 4 % à la fin des années 1970. Si, durant la première moitié du XXe siècle, le calendrier des héraultaises est resté proche de celui des Hutterites, depuis 1945 il semble s'en être écarté. On peut en avoir la

[84] Le maximum n'est pas naturel, ni théorique, mais historique.

confirmation en regardant les taux de fécondité par âge.



Graphique 4. Taux de fécondité par âge ; femmes héraultaises.

De 1907 à 1940, les taux de fécondité par âge évoluent ensemble, selon un mouvement parallèle ; dès 1941, ce n'est plus tout à fait le cas. Le calendrier de la fécondité subit des altérations sans cesse. Les raisons en sont connues la naissance est devenue une décision et non plus imposée par le hasard ou par la norme sociale. Mais malgré ces grandes modifications de calendrier, l'approche de I_f est satisfaisante, aussi pour la période récente. Pour la période avant 1940, elle est même excellente. On pourra exprimer l'indice de Coale I_f en nombre d'enfants par femme[85].

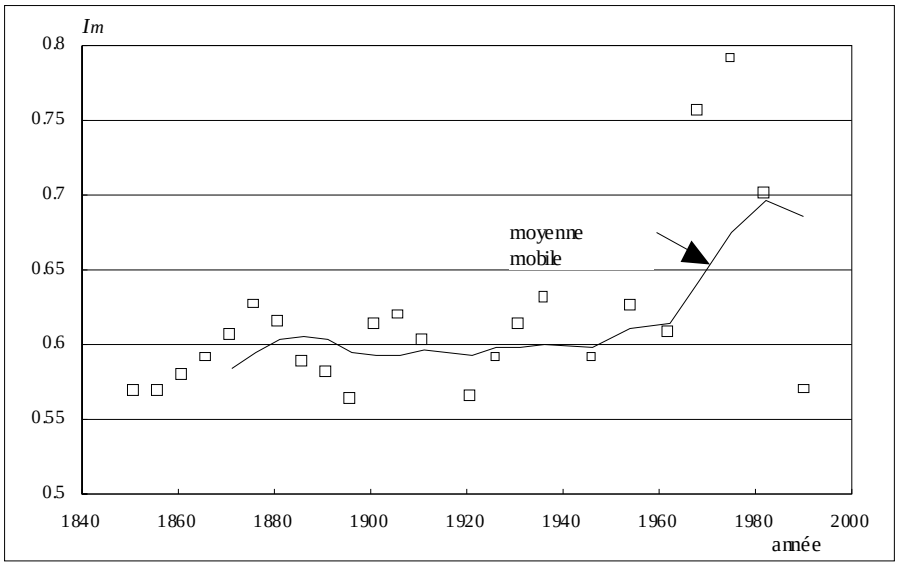
c - fécondité légitime et nuptialité

Selon la théorie de la transition démographique, le contrôle de la fécondité se serait accrû dans un premier temps par le recul de la nuptialité (relèvement de l'âge au mariage et du taux de célibat définitif). Après seulement, le contrôle se serait déplacé à l'intérieur des mariages, en limitant la fécondité légitime. La dernière phase verrait la nuptialité se relever, et même totalement se libérer[86]. Pour

[85] Pour retrouver la valeur originale de I_f, il suffit de diviser la valeur indiquée par 12,44. La traduction en nombre d'enfants par femme ne change en rien le mode de calcul de I_f, ni sa capacité de mesurer correctement la fécondité générale. Il faut simplement garder à l'esprit que le mode de calcul est différent de celui qui soutient le *ICF*, et que les deux valeurs pourraient s'écarter légèrement au cours de la deuxième moitié du XXe siècle.

[86] Voir, parmi d'autres, Chesnais 1986, Etchelecou 1994.

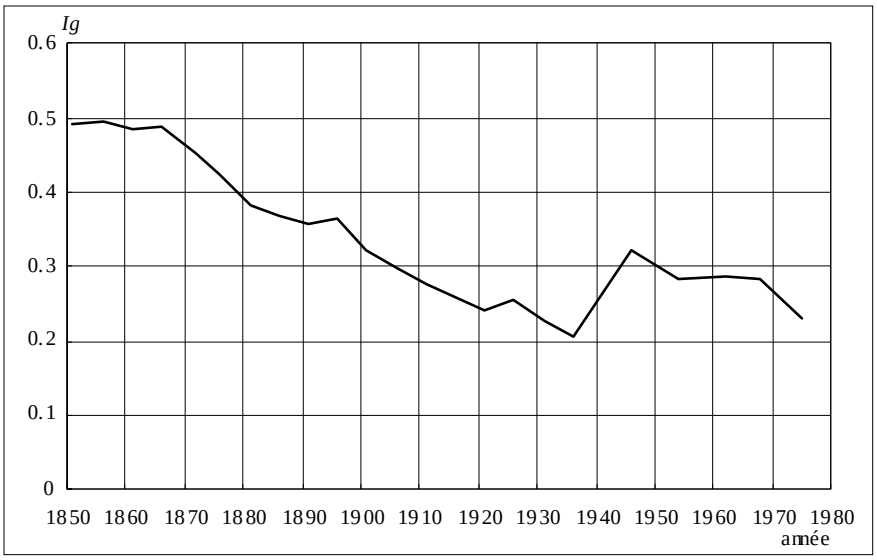
examiner la nuptialité et la fécondité légitime de l'Hérault, à l'échelle départementale, nous avons dû reconstituer les femmes par état matrimonial et par âge. L'annexe II.3.1 présente la méthode de reconstitution utilisée.



Graphique 5. Indice de nuptialité de Coale (I_m) et sa moyenne mobile sur 5 périodes ; Hérault 1851-1990.

Il n'est pas facile d'interpréter la fluctuation que montre la nuptialité de 1851 à 1962. Si le recul enregistré en 1921 et 1946 est logiquement l'effet du retard pris par la nuptialité durant les années de guerre, celui de 1886-1896 est plus difficile à expliquer. Le phylloxéra, a-t-il agi comme le feront les guerres au XXe siècle ?

Au total, la nuptialité n'a guère évolué pendant 110 ans, elle a fluctué autour de la valeur 0,6 et ne s'en écartant rarement plus de 5 %. La vraie rupture se situe entre 1962 et 1968. C'est là que le contrôle de la fécondité "libère" réellement la nuptialité. La rechute après 1975 ne pourrait tromper l'observateur, il s'agit d'un recul du nombre de femmes mariées, non pas du nombre de femmes vivant en couple, "maritalement".

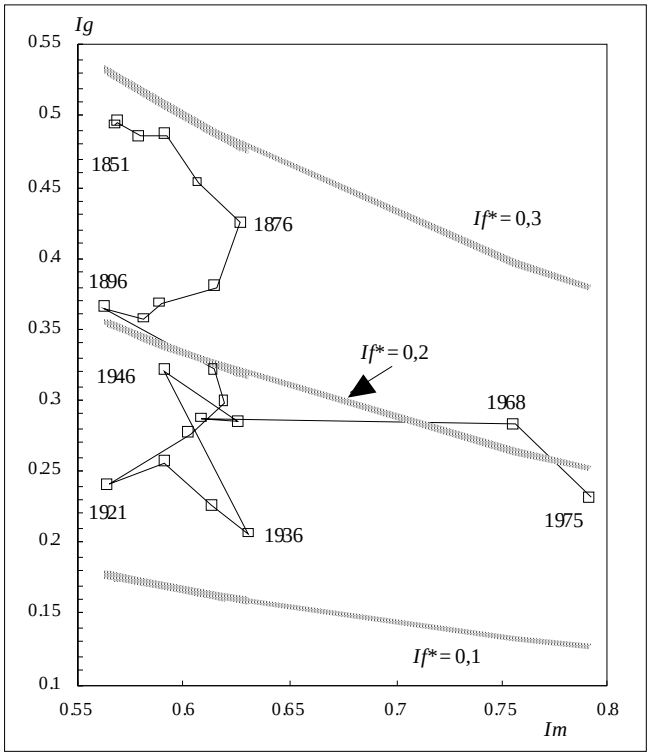


Graphique 6. Indice de fécondité légitime de Coale (I_g) ; Hérault 1851-1990.

La fécondité légitime ne montre pas du tout la même fluctuation (ce qui confirme la réalité de la fluctuation de la nuptialité). Après un plateau durant la période 1851-1866, la baisse de la fécondité légitime est régulière jusqu'en 1936. Seules les périodes 1894-98 et 1924-28 montrent une reprise passagère due à la fin de la crise phylloxérique et à celle de la guerre[87]. Les deux phénomènes ensemble peuvent être représentés sur un graphique, qui retrace le parcours du département dans l'espace nuptialité-fécondité légitime. Cet espace est également celui de la fécondité générale approximative (I_f*), si on néglige la composante de la fécondité illégitime (1 à 2 % de la fécondité générale, jusqu'à récemment).

La fluctuation de I_m autour de la valeur 0,6 apparaît sur le graphique comme un grand chiffre 3, dont les extrémités gauches sont 1851, 1896 et 1921, et celles de droite 1876 et 1906. Deux cycles sont ainsi dessinés de 1851 à 1876, la nuptialité s'élève et la fécondité légitime baisse ; de 1876 à 1896, la nuptialité revient à son niveau antérieur et la fécondité légitime interrompt sa baisse. Le cycle est terminé. De 1896 à 1921, il se répète. Chaque fois, hausse de la nuptialité et baisse de la fécondité vont la main dans la main. La période 1866-1881 et, dans une moindre mesure, celle de 1896 à 1911 ont été décisives pour ce que Le Bras a appelé *"la course à la baisse de fécondité"* (1988, p. 386). Les périodes 1851-1866 et 1886-1896, par contre, se démarquent par une quasi-stabilité. La dernière est une pause, entre crise phylloxérique et la loi protectionniste de 1892, qui a privé Sète de son activité d'importation. La première, avant 1870, pourrait être le plateau pré-transitionnel, mais on n'oserait l'affirmer.

[87] L'annexe II.3.2 a formulé l'hypothèse d'une augmentation de la nuptialité et d'une baisse de la fécondité légitime, intervenues l'une comme l'autre entre 1836 et 1851, à hauteur de 10 % environ. Trop fragile pour être vérifiée, nous avons préféré exclure cette période de l'analyse.



Graphique 7. Indice de fécondité légitime (I_g) en fonction de l'indice de nuptialité (I_m) ; Hérault, 1851-1975 ; les indices on été calculés sur la période quinquennale autour de l'année indiquée.

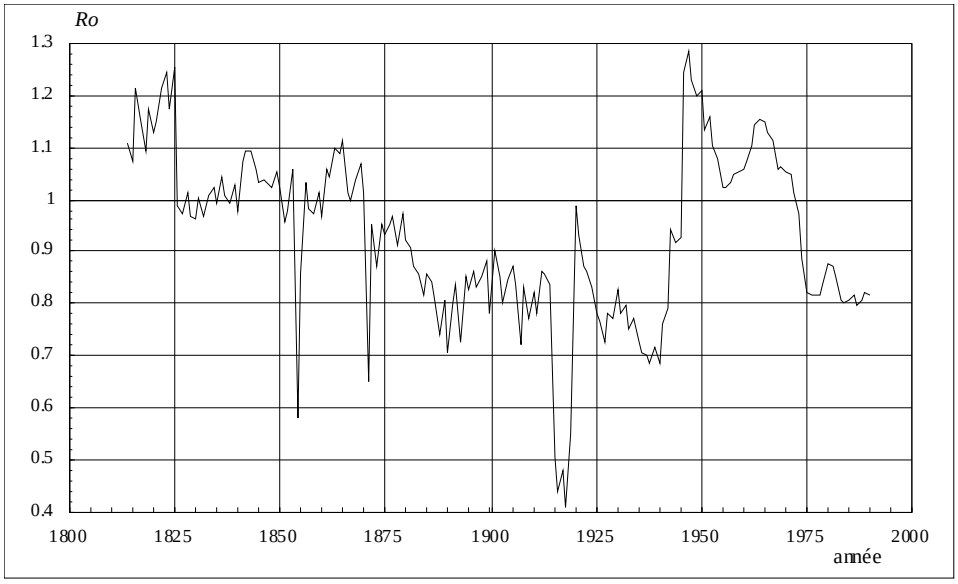
Après 1921, nuptialité et fécondité légitime commencent une troisième boucle vers le bas, mais celle-ci est interrompue en 1936. Au lieu de poursuivre sa baisse, la fécondité légitime retrouve, dès 1946, le niveau qui était le sien en 1901-1911. Elle conservera ce niveau, du moins approximativement, jusqu'en 1968. La nuptialité, par contre, restera à son niveau de 1936 jusqu'en 1962, pour ensuite réaliser sa "transition" au cours de la période 1962-1968. Depuis 1968, les indices de nuptialité et de fécondité légitime ne sont plus appropriés pour rendre compte de ce qui nous occupe ici le comportement de la fécondité départementale.

d - le renouvellement des générations

"Il existe une interaction puissante entre la mortalité et la fécondité", écrivent Desplanques et Chesnais (1988, p. 324). Même si la France en général, et le département de l'Hérault en particulier, ont suivi un parcours de transition démographique inhabituel (voir infra, chap. II.5), l'interaction est évidente. Entre la fécondité générale et l'espérance de vie à la naissance, on relève, au cours de la période 1801-1935, une forte corrélation $r = -0{,}81$. Une corrélation qui tombe à - 0,25 au cours de la période 1936-1990.

Il est possible de mesurer la fécondité en fonction de la mortalité par le taux net de reproduction des générations R_o. ($R_o = 1$ quand la génération de mères est

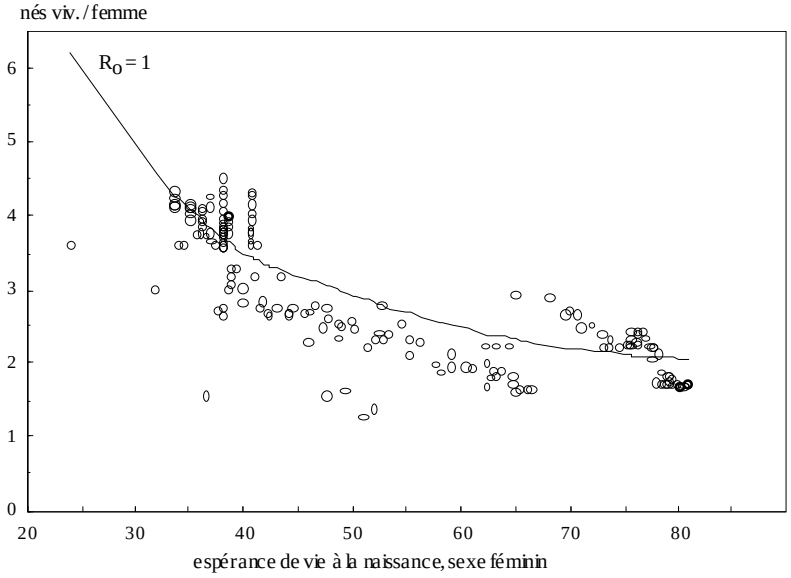
remplacée par une génération de filles du même nombre, compte tenu de la mortalité du moment). Le graphique 8 représente l'évolution de $R_{o.}$



Graphique 8. Taux net de reproduction des générations (R_o) ; Hérault.

On constate que le taux net de reproduction des générations est descendue, de façon plus ou moins régulière, de 1870 à 1940, et ce malgré la baisse de la mortalité, qui, elle aussi, s'amorce dans les années 1870. Le relèvement de 1945 à 1970 paraît d'autant plus spectaculaire qu'il cumule une hausse de la fécondité avec une baisse rapide de la mortalité. Il retombe aussi vite qu'il fut monté. Le renouvellement devient déficitaire une deuxième fois en 1973-1990.

Le graphique 9 montre que le va-et-vient de R_o autour de la valeur 1 en réalité s'est effectué autour d'une mortalité en baisse rapide. La fécondité a suivi le mouvement de la mortalité. Dans un certain sens, on peut dire qu'elle l'a précédé sur une bonne partie de la période transitionnelle.



Graphique 9. Fécondité générale (*If*, en enfants par femme) départementale en fonctions de l'espérance de vie du moment 1801-1990 par périodes quinquennales. En trait continu, le nombre de naissances nécessaire au renouvellement des générations selon le niveau de mortalité du moment.

LA FECONDITE DES SOUS-POPULATIONS AU XIXe SIECLE

Il existe une grande diversité de théories apportant des explications partielles de la chute de la fécondité (pour une description du débat voir, parmi d'autres, R. Leboutte 1987). Le modèle démo-économique, où l'on fait prévaloir la logique entre la baisse de la mortalité, la pression démographique et la baisse de la fécondité, a été décrit depuis fort longtemps (Landry 1934, Notestein 1945). Il continue à être enrichi par des travaux portant notamment sur les pays en voie de développement (voir par exemple Chesnais 1986). Il l'est également par un déplacement de la logique vers des mécanismes micro-économiques. Suite à la disparition des entreprises familiales et à l'activité salariale des femmes, *"l'économie de la fécondité est inversée, car, au lieu de participer à l'augmentation du revenu domestique, l'enfant contribue à sa diminution"*. (Desplanques et Chesnais 1988, p. 328). Ainsi élargi, le modèle semble bien rendre compte de la baisse de la fécondité constatée aux Pays Bas (*"L'évolution de la fécondité des mariages et de la nuptialité ... s'explique pour la plus grande partie par le degré de l'expansion économique."* Engelen 1987, p. 246), en Norvège (*"Dans le cas de la Norvège, les facteurs économiques l'emportent largement sur les facteurs culturels dans l'explication de la baisse de la fécondité."* Sogner, Randsborg, Fure et Walloe 1986, p. 373) et en Prusse (Galloway, Hammel et Lee, 1994). Plus généralement, les résultats de l'European Fertility Project de l'université de Princeton, concernant tous les pays européens, arrivent à la même conclusion *"Our first contention has been that fertility behavior was heavily influenced by the nature of the economic circumstances of the households."* (Lesthaeghe et Wilson 1986, p. 289).

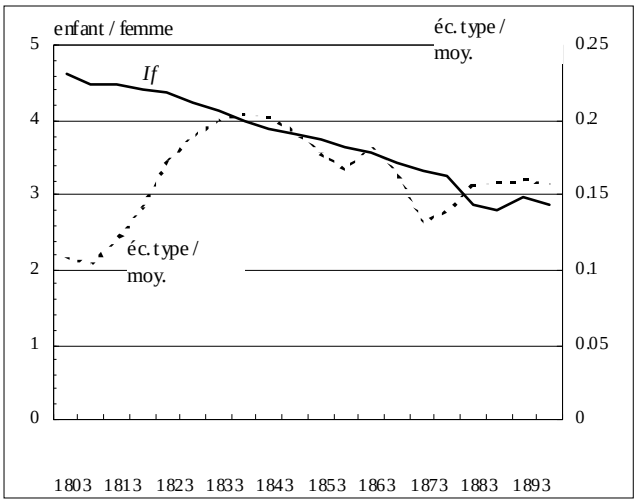
Mais les mêmes auteurs soulignent que l'économie ne suffit pas pour expliquer la baisse de la fécondité et moins encore son niveau à un moment donné. Notamment là, où les tensions culturelles sont vives, celles-ci dessinent des frontières que les changements de comportement ont du mal à franchir. C'est tout naturellement aux Pays-Bas, où l'opposition catholique-protestant a marqué fortement les mentalités, et en Belgique, où l'opposition de religiosité est doublée d'une opposition linguistique, que l'effet des facteurs culturels a été le premier mis en évidence (Hofstee 1972, Lesthaeghe 1977). Plus proche de notre sujet, P. Adams (1990) conclut à la même influence culturelle en comparant la fécondité du Roussillon avec celle du Montpelliérais au milieu du XIXe siècle. Le modèle devient ainsi extrêmement complexe, au point de perdre sa prédictibilité. Un exemple en est donné par Le Bras (1986) *"Facteurs de déclenchement propriété du sol, densité rurale, alphabétisation ; de terrain mortalité, richesse ; de différenciation mariage tardif/catholique, coutume héritage préférentiel"* (p. 66).

Les données dont nous disposons ne nous permettent pas d'étudier toutes les hypothèses. Notamment l'analyse de la fécondité légitime ne pourra être très fine, car sa mesure n'a pu être faite que pour quelques dates et reste sujette à précaution (voir l'annexe II.3.1). Toutefois, certaines hypothèses peuvent être vérifiées sur les sous-populations du département de l'Hérault. Nous prendrons soin de séparer niveau et baisse de la fécondité.

a - le niveau de la fécondité

Quels sont les facteurs identifiés comme influençant le niveau de la fécondité à un moment donné ? Pour les départements français, J.P. Bardet estime que *"Le taux de mortalité est la première cause des différences de fécondité entre les départements"* (1988, p. 394). Elle entre également dans les facteurs de "terrain" de Le Bras (1986). Mais à l'échelle internationale, F. Van de Walle constate que *"infant mortality was not lowest in those countries where marital fertility was also lowest"* (1986, p. 220).

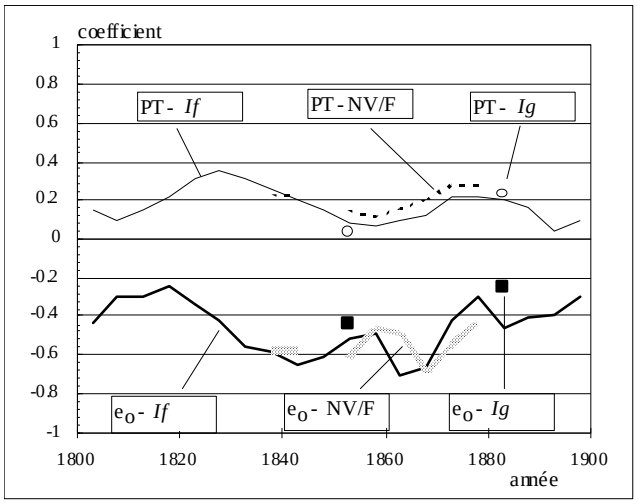
Les mêmes contradictions apparaissent concernant le facteur urbain. Y. Tugault (1975) conclut à une surfécondité urbaine au XIXe siècle, se transformant vers la fin du siècle en une sous-fécondité urbaine. Poussou, par contre, constate une sous-fécondité urbaine *"De fait, la surmortalité urbaine ... et [la] plus faible fécondité [sont] dignes d'intérêt d'un point de vue démographique"* (1992, p. 208). Et A. Sharlin relève que *"urban fertility is lower than rural fertility at virtually every date for which data were collected by the European Fertility Project... It might seem that France is an exception"* (1986, p. 242). Comme celui de la mortalité, le facteur urbain n'est donc pas univoque. Qu'en est-il pour les sous-populations héraultaises ?



Graphique 10. Moyenne et dispersion (rapport écart type - moyenne) de la fécondité générale (I_f de Coale en enfant par femme) des sous-populations départementales au XIXe siècle.

La moyenne des fécondités baisse dès le début du XIXe siècle (graphique 10), très régulièrement, à travers tous les grands événements du siècle, perturbée seulement par la crise du phylloxéra entre 1876 et 1886. La dispersion des fécondités, par contre, part d'un niveau bas au début du siècle, augmente rapidement jusqu'à atteindre son maximum séculaire dès les années 1830, pour redescendre ensuite, plus lentement, à partir du milieu du siècle. La prudence s'impose quant aux estimations du début du siècle (voir la partie précédente, notamment le chapitre I.7). Toutefois, si l'augmentation de la dispersion se confirmait, cela indiquerait l'entrée dans la baisse de la fécondité de certaines sous-populations. Ainsi, la première moitié du siècle aurait vu l'engagement successif des sous-populations dans le contrôle de la fécondité ; la deuxième moitié aurait assisté au rattrapage des précurseurs par les retardataires.

Nul doute que la mortalité est corrélée avec la fécondité là où l'espérance de vie est plus basse, la fécondité est plus élevée. Cela est vrai pour la fécondité générale et tout autant pour la fécondité légitime. La corrélation est forte de 1830 à 1870, un peu moins entre 1800 et 1830 - mais la prudence s'impose pour cette période - et elle est également en diminution après 1870. On peut penser que les sous-populations à plus faible mortalité soient parties avant les autres sur le chemin de la baisse de la fécondité, entraînant une corrélation significative entre les deux, qui se réduira quand, au cours de la deuxième moitié du XIXe siècle, dans un élan de rattrapage les écarts de mortalité et de fécondité diminueront.



Graphique 11. Coefficients de corrélation entre différentes mesures de la fécondité et deux variables démographiques fécondité générale (I_f), fécondité légitime (I_g), naissances par femme mariée (NV/F), espérance de vie à la naissance (e_o), logarithme de la population totale (PT) ; sous-populations héraultaises.

La taille de la population est beaucoup plus faiblement corrélée avec la fécondité. On confirme donc tout juste l'observation de Y. Tugault (1975), mais, contrairement au retournement constaté par Tugault vers 1880, la corrélation ne devient pas négative. Comme pour l'espérance de vie, la taille de la population est corrélée de même façon avec la fécondité générale et la fécondité légitime.

b - nouvelles variables

La mortalité et la taille de la population peuvent cacher, comme on a vu au sujet de la mortalité, d'autres variables plus déterminantes géographiques (altitude, opposition Est-Ouest), démographiques (migration, structure d'âge), économiques (activité, autarcie) ou culturelles (structure des ménages, religion, adhésion politique). Certaines d'entre elles ont été définies et employées dans l'analyse de la mortalité. D'autres, que nous jugions inopportunes dans l'analyse de la mortalité, sont introduites ici.

Variables démographiques

- L'espérance de vie à la naissance ; l'hypothèse est qu'une mortalité basse amène la population à réduire sa fécondité.

- Le taux annuel de migration nette du moment ; variable démographique, elle concerne particulièrement les jeunes adultes et donc la fécondité. Il est possible que les jeunes migrants n'aient pas (encore) le même comportement face à la fécondité que les jeunes non-migrants. L'indice de fécondité générale en serait affecté. Mais le taux de migration est également un indicateur économique.

Poussés par leur commune d'origine, ou attirés par la commune d'accueil, dans les deux cas de figures la situation économique des deux communes n'est pas égale. Les communes d'accueil connaissent, presque par définition, une économie en croissance ; celles d'origine, une économie en décroissance. Même si cela n'est pas forcément le cas pour la production par habitant.

- Le rapport des hommes de 15-34 ans aux hommes de 45-64 ans ; l'indicateur a été développé par R. Easterlin pour la période post-transitionnelle, mais il n'existe, a priori, aucune raison de ne pas l'introduire dans une analyse de la fécondité *à un moment donné* de la transition (non pas, bien sûr, dans une analyse confondant plusieurs périodes à la fois). L'hypothèse est celle-ci si dans une population donnée, à un moment donné, le nombre de jeunes adultes est élevé par rapport aux adultes âgés, leurs perspectives de carrières en seraient diminuées et leur fécondité moins forte que dans le cas contraire.

Variables culturelles

- Le nombre d'adultes (25 ans et plus) par ménage ; variable anthropologique rendant compte de la structure familiale. Les travaux de Le Bras et Todd ont remis au premier plan l'importance de la structure familiale que nous ne pouvons approcher que par des indices indirects. Le nombre d'adultes par ménage en est un. Malheureusement, il est aussi le résultat du niveau de la mortalité, comme l'analyse le démontre par la suite.

- La présence protestante ; plus exactement, le pourcentage de non-catholiques dans la population. La quasi-totalité des non-catholiques au recensement de 1851 sont des réformés et des luthériens. Aucune hypothèse n'est retenue à priori. La religion ne semble pas directement et de façon univoque influencer le niveau de la fécondité (voir, parmi d'autres, B.A. Anderson 1986, R. Lesthaeghe 1986). Mais elle génère une identité culturelle, qui, elle, peut inclure un comportement de fécondité particulier (par exemple, la baisse de la fécondité des juifs au XVIIIe siècle, voir M. Livi-Bacci, 1986). Et là où deux identité culturelles se rencontrent, cette identité peut se muer en une "front-mentality" (mentalité de frontière) selon la notion de van Heek (1973), c'est-à-dire, un renforcement de l'identité au contact d'une identité culturelle différente cela est notamment l'analyse de G. Cholvy (1968, 1992), quant au repli religieux et politique des cantons catholiques "frontaliers", voisins des cantons protestants du Gard.

- La présence protestante voisine ; variable de catégorie, elle indique si oui ou non la population est en contact avec des protestants à l'intérieur de sa commune ou d'une des communes contigues. Elle exprime donc l'éventuel caractère culturellement "frontalier" de la sous-population (voir la variable précédente).

- Le vote légitimiste aux législatives de mai 1849 ; l'opposition entre montagnards et légitimistes aux élections législatives de 1849 dessine la carte politique du département telle qu'elle restera jusqu'après 1900 (voir Torchet 1994), et aussi la carte des élections législatives de 1906 dans Cholvy 1968, p. 280). L'indicateur est construit sur les résultats d'élection, qu'Alexis Torchet a bien voulu nous communiquer.

période	e0	m25+	x	r	alt	aut	agr	ind	vin01	vin36	prot2	PT	eau	légit	prot	mig
1801-05	-438	manq.	174	691	-305	-226	-55	14	-35	180	-18	-207	-73	167	-56	-73
1806-10	-302	manq.	94	529	-262	-185	-19	-10	-30	195	-38	-199	-31	115	-28	-121
1811-15	-300	manq.	263	353	-391	-223	-72	77	-66	57	55	-108	58	35	75	-133
1816-20	-246	manq.	284	219	-403	-241	-154	160	-139	-67	92	-32	161	-6	102	-225
1821-25	-336	manq.	257	143	-368	-244	-270	274	-278	-222	135	52	247	-33	108	50
1826-30	-424	manq.	329	157	-370	-245	-314	311	-314	-286	168	142	239	1	121	146
1831-35	-549	-197	399	135	-325	-212	-306	307	-301	-298	193	212	166	90	107	139
1836-40	-584	-428	453	391	-323	-190	-267	269	-255	-275	182	215	135	118	86	125
1841-45	-649	manq.	546	406	-407	-191	-206	210	-159	-231	157	170	117	107	97	139
1846-50	-616	-329	580	599	-443	-178	-120	121	-62	-149	116	108	60	123	86	-110
1851-55	-511	-419	597	515	-414	-178	-12	-19	55	1	49	17	10	166	26	33
1856-60	-484	-483	610	542	-427	-212	3	-61	76	59	3	15	-10	170	11	166
1861-65	-708	-389	549	510	-480	-244	-19	-45	40	61	-76	76	-23	93	8	444
1866-70	-656	-445	437	460	-453	-230	-65	-12	3	23	-126	149	6	68	-24	108
1871-75	-420	-304	217	361	-275	-166	-137	63	-67	-117	-69	190	73	105	-71	56
1876-80	-296	-370	251	268	-238	-156	-99	48	-82	-151	45	177	80	129	-2	-166
1881-85	-463	-422	248	322	-305	-193	-159	112	-143	-150	121	214	109	96	127	-49
1886-90	-401	-420	198	175	-267	-175	-159	105	-112	-131	132	160	121	85	150	-119
1891-95	-390	-315	368	116	-301	-166	55	-150	129	78	106	-140	-3	171	98	305
1896-00	-294	-476	299	53	-203	-133	-71	-29	1	-46	110	-54	35	125	146	-158
1956-60	-169	-457	336	269	-128	-89	-40	57	-101	-9	100	-40	111	5	95	-77
1961-65	-297	-265	455	371	-273	-41	-32	-13	119	55	82	31	-70	104	56	373
1966-70	-223	-269	379	418	-374	-269	-241	215	22	62	91	201	38	-101	84	298
1971-75	-280	-381	324	455	-538	-380	-273	261	-48	5	-6	406	-1	-88	-3	152
1976-80	-175	-276	258	291	-224	-100	-352	415	-241	-315	123	213	-5	3	114	-92
1981-85	-268	-318	100	188	-72	-27	-352	405	-305	-390	138	64	117	-9	152	-146
1986-90	-58	-228	-50	-56	106	151	-126	160	-289	-382	108	-184	114	-83	41	-201
moyenne	-390	-360	332	328	-313	-176	-143	120	-96	-90	73	68	66	65	63	32

e0	Espérance de vie à la naissance
m25+	Nombre de 25 ans et plus par ménage
x	Longitude géographique
r	Rapport 15-34 / 45-64 ans masculin
alt	Altitude du peuplement
aut	Indicateur d'autarcie
agr	Taux d'activité agricole masculine
ind	Taux d'activité industrielle masculine
vin01	Vignoble (en ha) par habitant en 1901
vin36	Vignoble (en ha) par habitant en 1836
prot2	Indicateur de présence protestante voisine
PT	Population Totale
eau	Présence de fleuve, grand affluent, étang ou mer dans ou en bordure de la commune
légit	Vote légitimiste en 1849
prot	Taux de non-catholiques
mig	Taux annuel de migration nette du moment

Tableau 1. Coefficients de corrélation (x1000) entre I_f et 16 variables démographiques, économiques ou culturelles ; sous-populations héraultaises.

Le tableau 1 résume, pour chaque période quinquennale du XIXe siècle et de la deuxième moitié du XXe siècle, les coefficients de corrélation entre l'indicateur de fécondité générale (I_f) et les variables retenues pour son explication. Elles sont classées, de gauche à droite, selon l'importance du coefficient de corrélation moyen.

Comme tout tableau de corrélations, celui-ci est d'abord parlant pour les variables qui ne sont pas significatives *ni la migration, ni la taille de la population ne semble avoir un effet durable sur la fécondité, pas plus que la présence réelle ou voisine des protestants, le clivage politique traditionnel ou le fait d'être en bordure d'eau*. Les variables culturelles se trouvent ainsi toutes en fin de tableau, tout comme certaines variables démographiques la migration et le facteur urbain. De toutes ces variables on peut conclure qu'elles n'ont eu aucun effet sur la fécondité générale[88].

Au milieu du tableau se trouvent, bien regroupées, les variables économiques et socio-professionnelles. Parmi elles, l'indicateur d'autarcie vient en première place l'autarcie économique n'a pas favorisé la fécondité. Les taux d'agriculture et d'industrie se comportent de façon opposée, bien sûr, l'industrie dans le sens d'une plus grande fécondité, l'agriculture dans le sens d'une plus faible fécondité. Ces variables ont connu la plus forte corrélation en 1826-1840 et en 1966-1985. La même observation vaut pour la présence de la vigne et, dans une moindre mesure, pour l'autarcie économique. *Au total, les variables économiques montrent une corrélation significative à deux moments de l'histoire seulement en 1826-1850 et en 1966-85.*

Les variables les plus fortement corrélées à la fécondité générale sont au nombre de cinq l'espérance de vie à la naissance, le nombre d'adultes par ménage, la longitude géographique, le taux des 15-34 / 45-64 ans et l'altitude du peuplement. Or, quatre de ces variables sont, d'une façon ou d'une autre, très étroitement liées au niveau de la mortalité. L'altitude, on le sait depuis le chapitre précedent, est la première variable explicative du niveau de l'espérance de vie dans le département. Le taux des 15-34 / 45-64 ans, lui, est mécaniquement déterminé par le niveau de mortalité de la population, car c'est d'elle que dépend la pente plus ou moins raide de la pyramide d'âge. Le nombre d'adultes par ménage aurait pu sembler plus indépendant, répondant à des impératifs anthropologiques de complexité des ménages et d'âge au mariage, plutôt qu'au niveau de mortalité (voir Le Bras et Todd 1981, parmi d'autres, pour le débat sur les structures anthropologiques). L'annexe II.3.2 montre toutefois l'étroit rapport avec la mortalité. En fait, quatre variables, sur les cinq corrélées significativement au niveau de la fécondité, appartiennent à la sphère de la mortalité. Mais la cinquième, la longitude géographique, n'y appartient pas. *Dans le domaine de la fécondité, il existe donc, en dehors de l'effet-mortalité, une réelle opposition entre l'Est et l'Ouest du département.*

[88] Pour chaque variable nous avons vérifié de façon graphique qu'aucune corrélation non-linéaire ne semble probable.

Corrélation ne signifie pas causalité. Une deuxième phase d'analyse statistique (par régression pas-à-pas) peut aider à distinguer les variables qui exercent une réelle influence sur la fécondité de celles qui ne font que doubler une autre. La régression inclut toutes les variables, mais ne retient que celles qui se révèlent significatives à plus de 95 %. Le tableau 2 reproduit les variables qui sont plus de deux fois présentes, ainsi que la part de la fécondité générale expliquée par le modèle.

période	R" (%)	e0	r	m25+	x	vin*	ind
1826-30	40	-0,33	-	-0,73	0,47	-0,34	-
1836-40	50	-0,6	-	-	0,67	-0,44	-
1846-50	59	-0,41	0,74	-	0,72	-	-
1856-60	60	-0,23	0,62	-0,59	0,62	-	-0,76
1866-70	56	-0,47	0,36	-	-	-	-
1876-80	19	-	-	-0,89	-	-	-
1886-90	24	-0,19	-	-0,67	-	-	-
1896-00	21	-0,23	-0,46	-0,56	-	-	-0,64
1956-60	7	-	0,62	-	-	-	-
1966-70	26	-	1,05	-	-	-	-
1976-80	27	-	0,39	-	-	-	0,55
1986-90	8	-	-	-	-	-0,19	-
vin*	vin36 jusqu'à 1871, vin01 après						

Tableau 2. Part de la variation de I_f expliquée (R^2) par une régression pas-à-pas incluant toutes les variables, retenant celles significatives à plus de 95 % ; coefficients de régression des variables retenues.

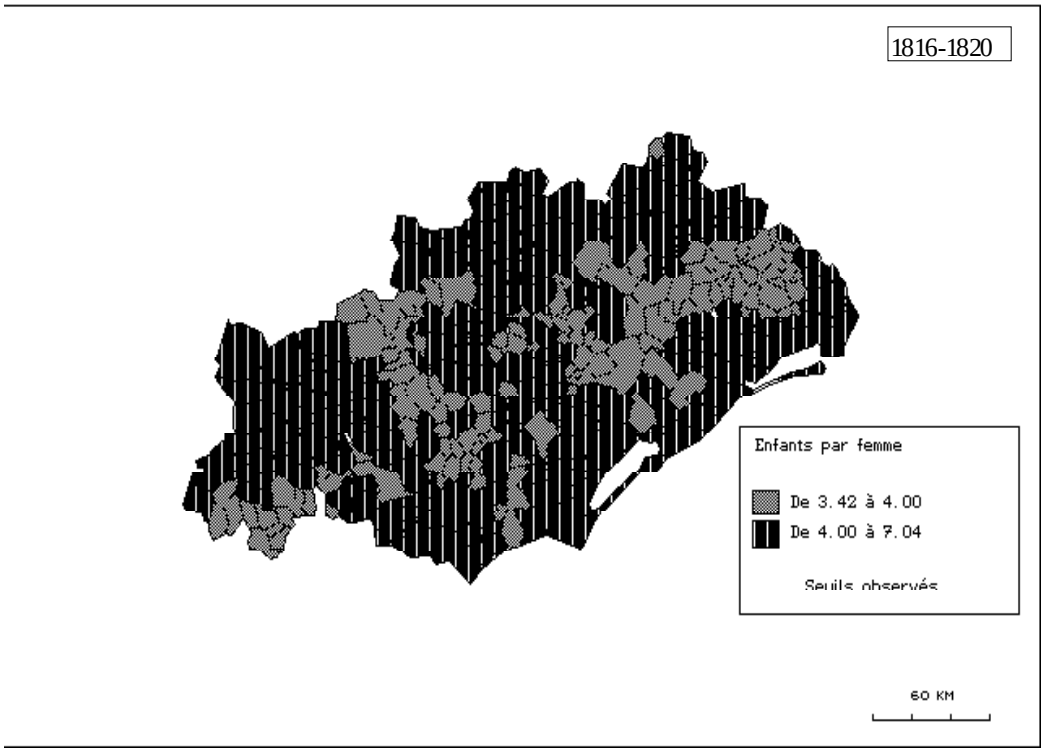
De 1836 à 1870, le modèle explique une part importante (plus de 50 %) de la variation totale de le fécondité générale. Durant cette période, certaines populations ont devancé considérablement les autres (voir le graphique 10), avant que celles-ci raccrochent au mouvement après 1870. Le tableau confirme l'enseignement tiré du tableau des corrélations *les communes précurseurs ont une mortalité plus basse que les autres, un taux de jeunes adultes plus élevé qu'ailleurs et se situent plutôt à l'Ouest du département. D'autres caractéristiques se montrent de façon plus intermittente, et dans le cadre d'une explication faible de la variation totale.*

Il est à noter que l'influence du taux de jeunes adultes agit en sens inverse de l'hypothèse d'Easterlin plus le nombre de jeunes adultes est important par rapport aux adultes s'apprêtant à quitter la vie active, plus la fécondité est élevée. On s'en doute que la présence nombreuse de jeunes adultes, à l'échelle communale, n'est pas obligatoirement synonyme de mauvaises perspectives professionnelles, car l'importance de la migration intercommunale est telle, qu'une forte présence des jeunes adultes est également un signe de bonnes perspectives professionnelles. Seulement, comme le tableau 1 le montre, la migration - contre toute attente - n'est pas significativement corrélée avec la fécondité. L'effet positif des jeunes adultes sur la fécondité n'est donc pas dû à la migration, autrement dit, il ne l'est pas à

l'expansion économique. Il est également indépendant, en partie au moins, du niveau de la mortalité (voir le tableau 2). Par conséquent, il semble bien autonome la présence nombreuse de jeunes adultes augmente, à elle seule, la probabilité d'une fécondité plus élevée, notamment au milieu du XIXe et, dans une moindre mesure, au cours de la période 1956-1980. Contraire à l'hypothèse d'Easterlin, ce résultat pourrait alimenter l'hypothèse selon laquelle le vieillissement d'une population exerce en soi un effet de réduction sur la fécondité.

c - une géographie de la fécondité générale au XIXe siècle

Les résultats de l'analyse statistique peuvent être enrichis par la cartographie de la fécondité générale. Les cartes 1 à 9 suivent la fécondité générale, exprimée en enfants par femme, des sous-populations départementales de décennie en décennie, de 1816-1820 à 1896-1900. On a retenu des seuils identiques (2,5-3,0-4,0) pour tout le siècle.



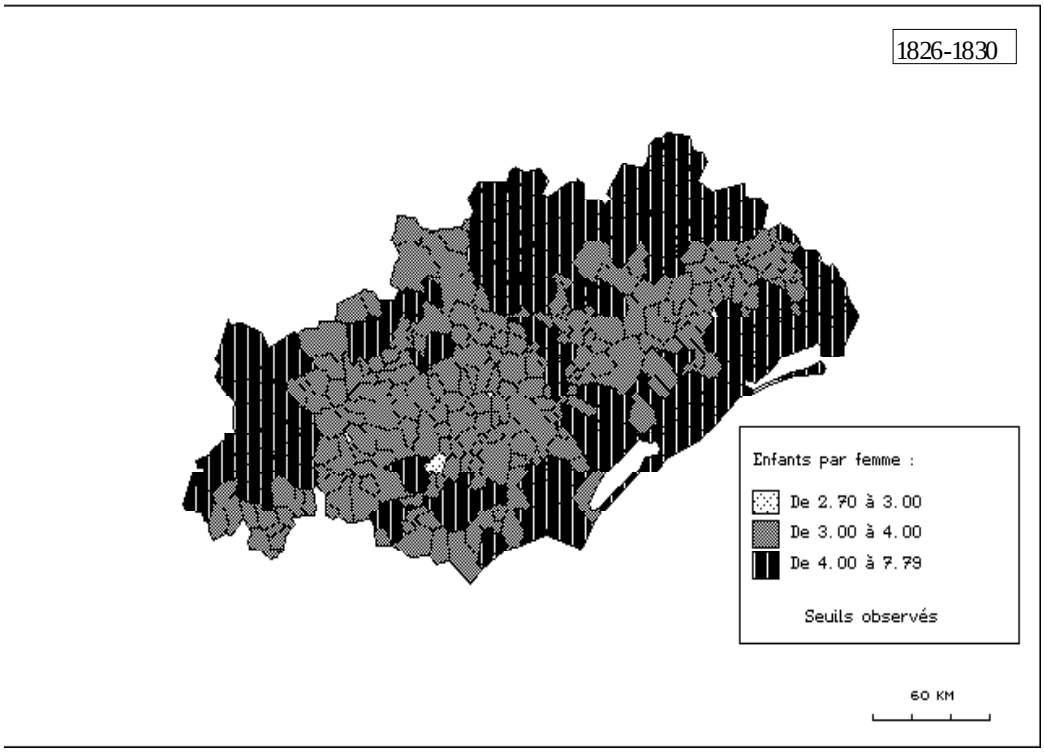
Carte 1. Indice de fécondité générale de Coale (If), en enfants par femme ; 1816-1820.

1816-1820

Au début du XIXe siècle, la fécondité n'est pas distribuée de façon totalement homogène. Elle se différencie d'abord par l'altitude (r = - 0,40). La carte 1 illustre

cette relation par la forte fécondité sur le littoral et la faible fécondité des avant-monts que sont les garrigues de Montpellier, une partie de la ligne Montoulieu-Loupian et, au nord de Béziers, de Murviel-lès-Béziers à St-Gervais-sur-Mare.

Derrière l'altitude, c'est le niveau de la mortalité (r = - 0,25) qui a façonné la carte de la fécondité. Et aussi la longitude (r = 0,28). Les seuils fixés ne permettent pas de l'observer, mais à l'Est, la fécondité atteint des valeurs qui ne sont pas atteintes à l'Ouest. Déjà, l'Est et l'Ouest s'opposent, comme ils le feront jusqu'en 1980.

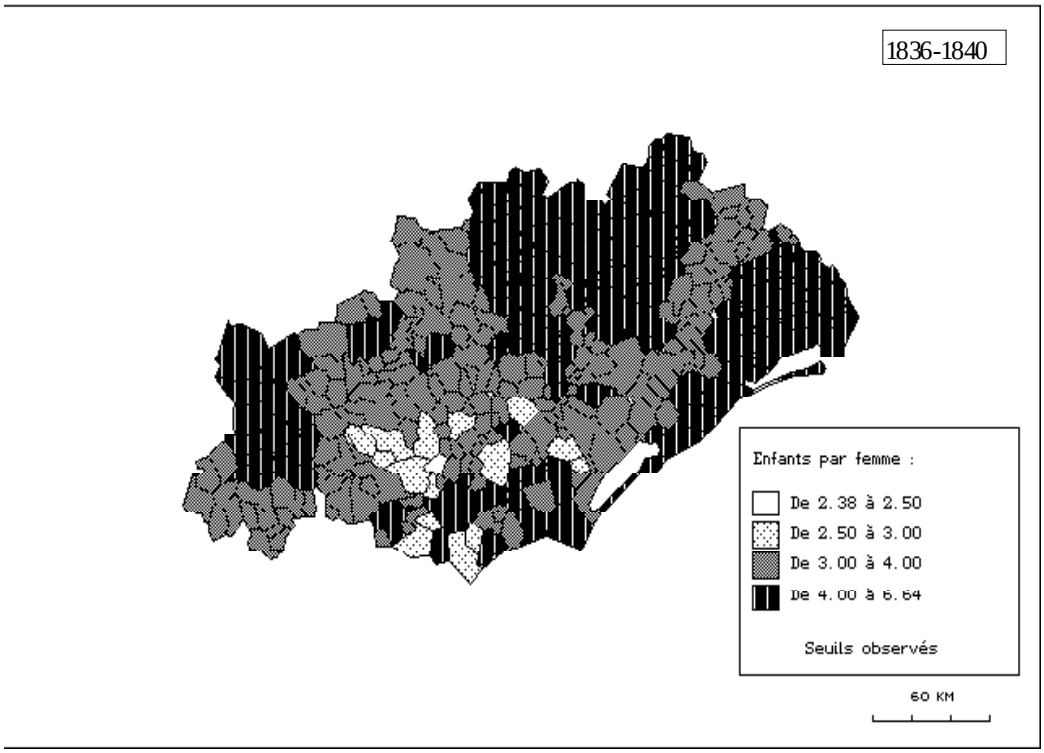


Carte 2. Indice de fécondité générale de Coale (If), en enfants par femme ; 1826-1830.

1826-1830

L'altitude et l'espérance de vie forment toujours les deux premières variables corrélées. La baisse de la fécondité s'est étendue sur tous les avant-monts et aussi sur la plaine non-littorale de Béziers, réduisant par là l'importance de l'altitude, qui reste toutefois fortement corrélée (r = - 0,37), et augmentant celle de l'opposition Est-Ouest (r = 0,33).

Une ligne de basse fécondité se dessine d'Olonzac, à l'Ouest, jusqu'à Castries, à l'Est. Elle est agricole (r = - 0,31), partiellement viticole (r = - 0,29), partiellement traditionnelle, c'est-à-dire vivant en autarcie économique (r = - 0,25).

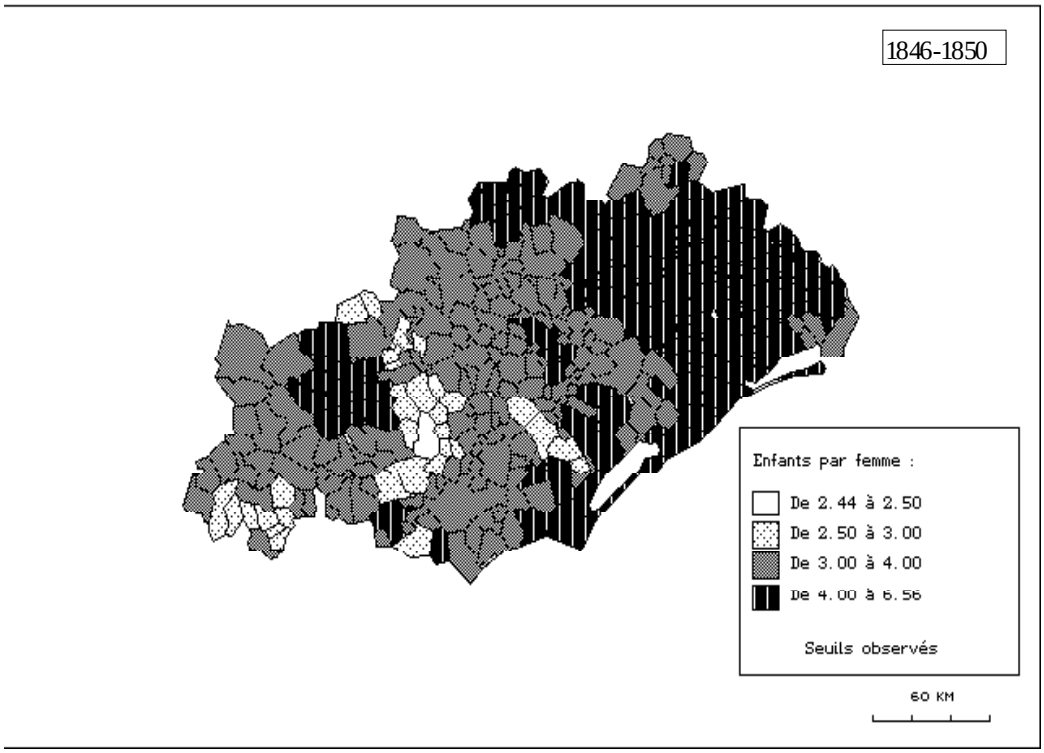


Carte 3. Indice de fécondité générale de Coale (If), en enfants par femme ; 1836-1840.

1836-1840

La plaine non-littorale de Béziers continue la baisse de la fécondité. Le couple espérance de vie - altitude reste le plus déterminant, entraînant une opposition de plus en plus forte entre l'Est et l'Ouest.

Le biterrois se détache réellement du reste du département. Il paraît précurseur. La vigne joue un rôle indépendant (voir le tableau 3), mais que l'on ne peut considérer comme essentiel (r = - 0,28), d'autant plus que son influence déclinera rapidement au cours des décennies suivantes, quand le vignoble prend son véritable essor.

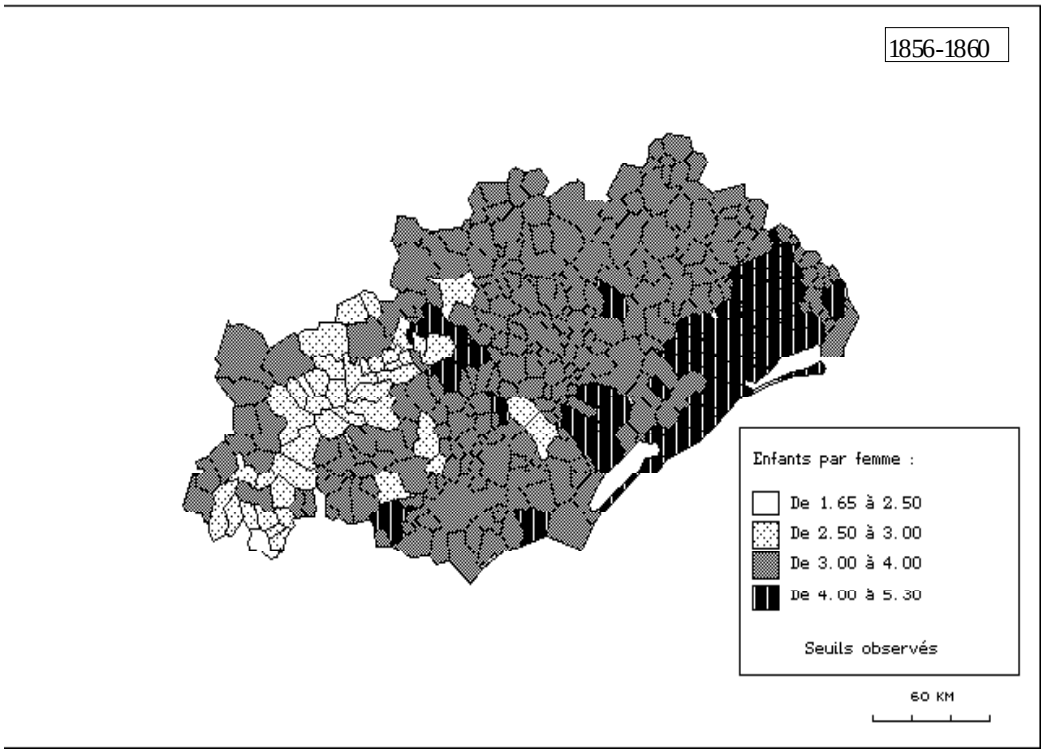


Carte 4. Indice de fécondité générale de Coale (If), en enfants par femme ; 1846-1850.

1846-1850

L'opposition Est-Ouest a atteint son maximum (r = 0,58 ; ce niveau durera jusqu'à 1865). Certaines populations de la plaine non littorale (Murviel-lès-Béziers et les populations rurales de son canton, Cazouls-lès-Béziers, Puisserguier, Pézenas, Caux, les populations rurales du canton d'Olonzac dans la plaine de l'Aude), mais aussi la population rurale du canton de St-Gervais-sur-Mare dans le piémont, passent sous la barre des trois enfants par femme. A l'Ouest du fleuve de l'Hérault, presque toutes les populations connaissent encore une fécondité de plus de quatre enfants par femme. Seules quelques communes frontalières, sont passées en-dessous des quatre enfants à l'Est, dans la plaine du Vidourle, Marsillargues, Candillargues et Lansargues ; au nord, tout le canton de Ganges sauf St-Bauzille-de-Putois ; à l'Ouest, le triangle Loupian - Gigean - Gignac.

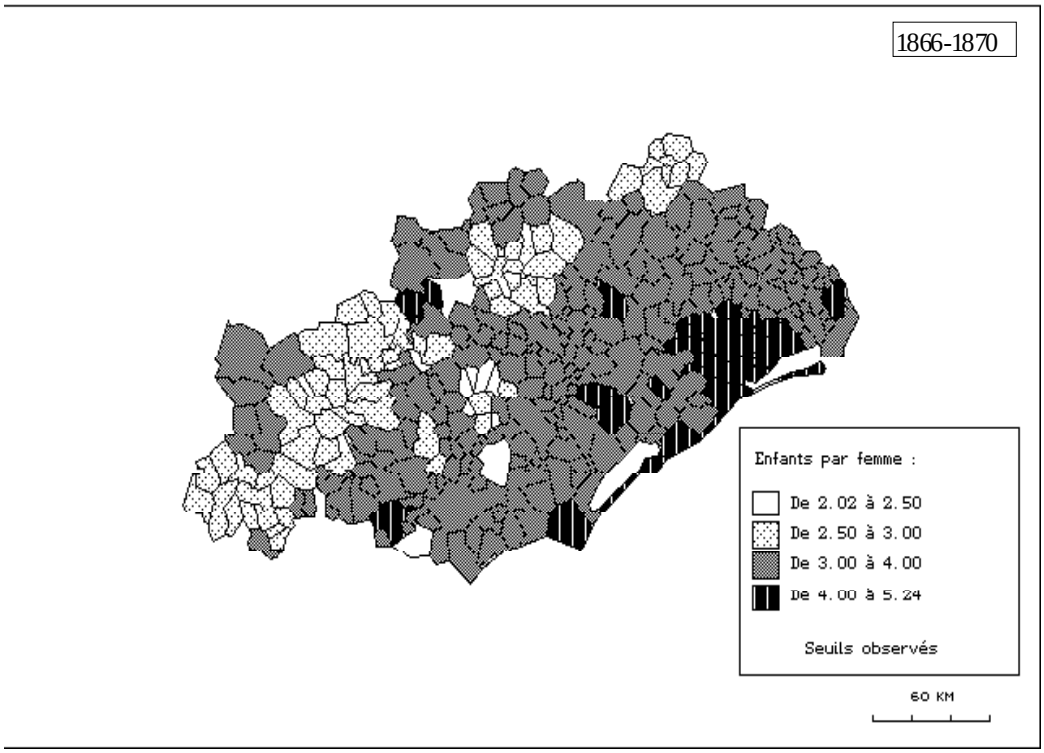
Toutefois, la carte ne montre pas que c'est toujours le triplet espérance de vie - altitude - présence de jeunes adultes qui domine l'explication statistique.



Carte 5. Indice de fécondité générale de Coale (If), en enfants par femme ; 1856-1860.

1856-1860

La baisse de la fécondité s'étend sur le piémont. Et, par le haut, elle a massivement traversé le fleuve de l'Hérault. En même temps, les communes autour de Béziers, qui avaient été les précurseurs de la baisse, montrent une légère reprise de la fécondité. Cette reprise, ou plutôt cette stagnation, durera environ quinze ans. C'est la (seule) contribution du département de l'Hérault à la reprise de la fécondité constatée à l'échelle nationale au cours du Second Empire. Le département de l'Hérault ne confirme donc pas l'hypothèse de Le Bras (1988), que la reprise de la fécondité fut un retour en arrière des campagnes profondes. *"Dans les campagnes les plus lointaines, le retour de l'Empire rappellerait un passé que la tradition a enjolivé ... La reprise a été d'autant plus intense que la région était plus reculée"* (p. 382-383). Au contraire, dans l'Hérault, le Second Empire se caractérise par un recul généralisé des hauts cantons et une reprise, fort modeste mais existante, de la plaine la plus moderne, la plus accessible.

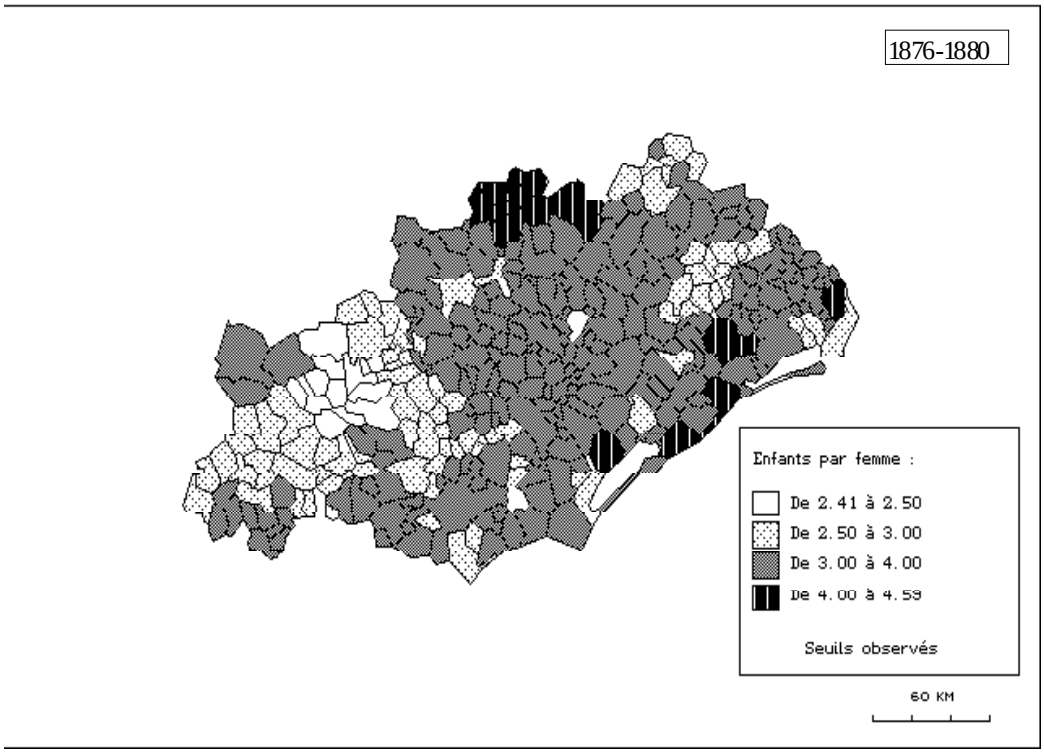


Carte 6. Indice de fécondité générale de Coale (If), en enfants par femme ; 1866-1870.

1866-1870

Le piémont accuse son avance. Seul le bassin minier de Camplong-Graissessac se caractérise par une fécondité de plus de quatre enfants par femme. L'extension de la baisse sur l'ensemble du piémont a comme conséquence une montée en importance de l'altitude (r = - 0,45) aux dépens de l'opposition Est-Ouest (r = 0,43).

Derrière l'altitude, c'est bien encore et toujours l'espérance de vie qui constitue le véritable facteur explicatif. Après correction pour l'espérance de vie, ni l'altitude ni l'opposition Est-Ouest n'apporte encore une part d'explication significative (voir le tableau 2).



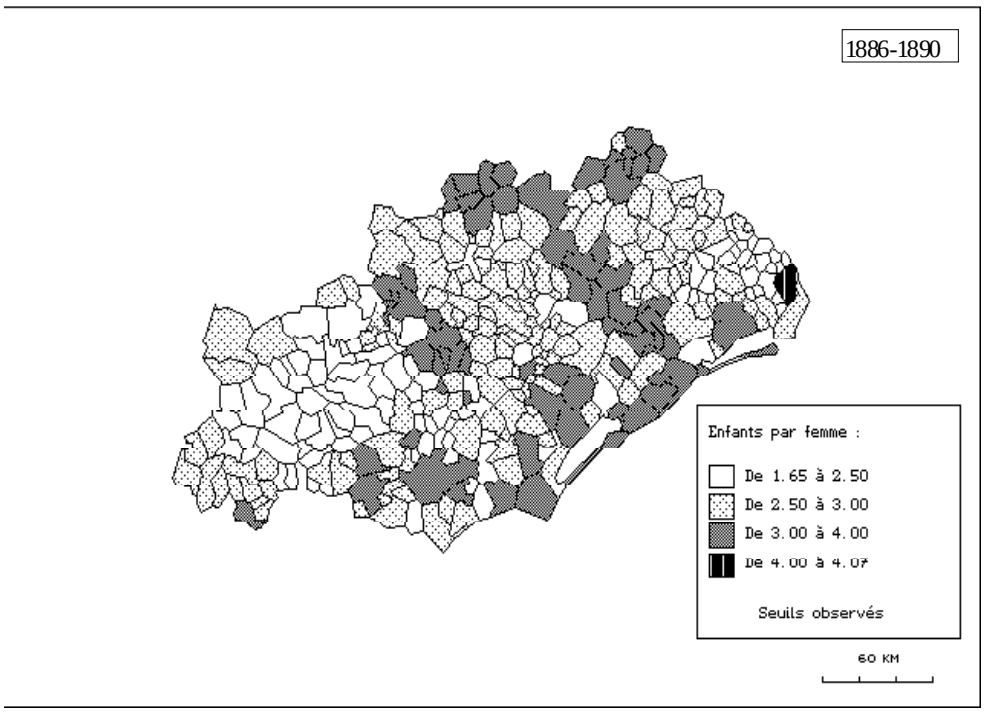
Carte 7. Indice de fécondité générale de Coale (If), en enfants par femme ; 1876-1880.

1876-1880

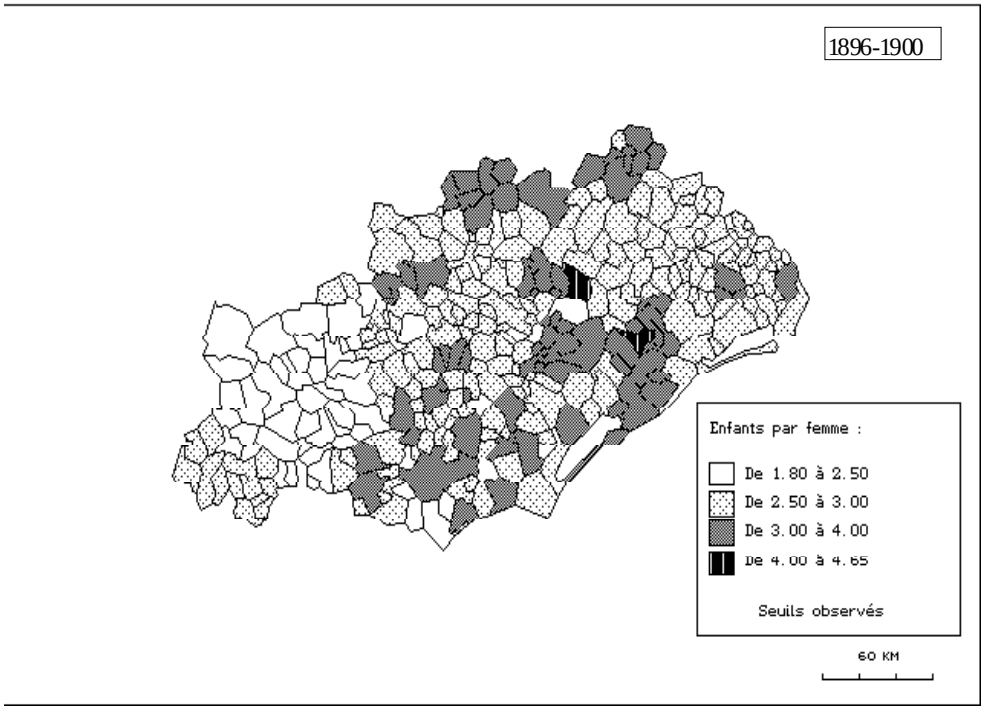
Le bloc de la plaine s'effrite l'Ouest reprend sa baisse, l'Est s'y engage. La fécondité la plus élevée semble concentrée au centre du département, autour du fleuve de l'Hérault.

Mais la véritable nouveauté de cette décennie, c'est la perte importante, et définitive, de la part de variation expliquée par nos variables. De 50 % et plus entre 1816 et 1870, elle tombe à 20 % environ dès la fin du Second Empire et ne se relèvera plus. En fait, il s'agit surtout d'une baisse considérable du pouvoir explicatif de l'espérance de vie. La mortalité a engagé une baisse durable dès les années 1870 et s'est très vite unifiée sur l'ensemble du territoire départemental. Avec elle, l'altitude perd une partie de sa puissance discriminatoire, tout comme la présence des jeunes adultes.

Plus étonnant, l'opposition Est-Ouest recule également. Les plaines biterroise et montpelliéraine finissent par se ressembler. Le recul des principaux facteurs explicatifs n'est pas compensé par d'autres facteurs la migration, la taille de la population, l'activité économique, l'intégration dans le marché, la présence de protestants ou le comportement politique. Tous restent étonnament absents. Seul le nombre d'adultes par ménage continue à exercer une influence, il devient même le principal facteur explicatif.



Carte 8. Indice de fécondité générale de Coale (If), en enfants par femme ; 1886-1890.



Carte 9. Indice de fécondité générale de Coale (If), en enfants par femme ; 1896-1900.

1886-1900

Les cartes 8 et 9 sont presque identiques. Le foyer de la fécondité faible se trouve résolument à l'Ouest, aux piémont et avant-monts. La plaine Est a rejoint la plaine Ouest aux alentours de trois enfants par femme. Les fortes fécondités se trouvent au centre de Sète et Frontignan à Aniane, par Gigean et Pignan ; quelques communes autour de Béziers, parmi lesquelles certaines qui avaient été des précurseurs cinquante ans auparavant ; et les populations rurales des hauts cantons de Ganges et du Caylar.

d - conclusion

C'est au milieu du XIXe siècle que les différences parmi les sous-populations, en matière de fécondité générale, sont les plus importantes et c'est au même moment que nous arrivons le mieux à les comprendre.

Premièrement, la mortalité traditionnelle, avec dans son sillage la présence de jeunes adultes et le nombre plus élevé d'adultes par ménage, rend compte d'une large part de la variation de la fécondité générale. Etroitement liée à l'altitude du peuplement (voir le chapitre précédent), on retrouve donc naturellement la plus faible fécondité en altitude, la plus forte fécondité sur le littoral. Ainsi, contrairement à leur image de pays "naisseurs", les hauts cantons héraultais n'ont jamais été des pays de forte fécondité.

Deuxièmement, l'Ouest semble toujours avoir connu une plus faible fécondité que l'Est, toutes choses égales par ailleurs. C'est autour de Béziers, puis au Piémont biterrois et Saint-Ponais, que la fécondité a connu son premier recul important. Le Biterrois semble précurseur, même si, entre 1850 et 1870, la baisse accuse une pause, voire se transforme en une légère reprise. Globalement, l'Ouest est moins fécond du début jusqu'à la fin du siècle - et même jusqu'aux années 1980, à travers expansion, années fastes et repli démo-économiques[89].

---

[89] H. Picheral (1986) a eu raison d'écrire : "*De fait, et c'est bien là toute la différence avec la région de Montpellier, le Biterrois cumule les effets réciproques d'une sous-fécondité, latente depuis des décennies, et d'un vieillissement prononcé*." L'ironie de l'histoire veut qu'au moment où Picheral écrit ces lignes, la relative sous-fécondité du Biterrois par rapport au Montpelliérais, vieille non pas de quelques décennies mais d'au moins 180 ans, a cessé d'exister.
La conclusion de Picheral, par contre, est beaucoup plus discutable : "*Il n'y a ni fatalité, ni déterminisme, sinon dans les esprits et les mentalités. Les Biterrois confieront ils leur devenir aux seuls <<néo-languedociens>>* ?" (p. 515). Picheral ne savait peut-être pas que le Biterrois, tout comme la plus grande partie du département, a été sous le seuil du remplacement des générations du milieu du XIXe siècle jusqu'au baby boom des années 1945-1965. Cela n'a pas empêché le Biterrois d'avoir été le coeur économique du département. Le discours de Picheral, idéologie largement partagée par de nombreux observateurs démographiques, commet plusieurs raccourcis injustifiés : 1) il n'existe aucun effet de la fécondité sur le développement économique, ni positif ni négatif ; 2) le "vieillissement" relatif d'une sous-populations actuelle, le Biterrois en l'occurrence, est déterminé en quasi-totalité par la migration et non par la fécondité ; 3) en annonçant qu'il n'y a aucun "déterminisme, sinon dans les mentalités", Picheral tranche un débat qui est loin d'être clos : celui des facteurs favorisant ou défavorisant la fécondité. Il faut rappeler qu'en 1969, Picheral soutenait que la fécondité "*est essentiellement dépendante des facteurs économiques*", et que "*combattre les basses fécondités, c'est nécessairement être amené à changer les structures de*

L'analyse de la fécondité légitime éclaire d'une façon nouvelle l'avance prise par le Biterrois au milieu du XIXe siècle, c'est-à-dire quand les différences sont les plus affirmées.

FECONDITE LEGITIME ET NUPTIALITE DES SOUS-POPULATIONS

L'annexe II.3.1 expose les difficultés pour estimer correctement les femmes mariées par âge et, par conséquent, la fécondité légitime. On s'est limité, pour le XIXe siècle, à deux dates 1851 et 1881. Ces deux "photographies", malgré la réserve que nous impose l'état des sources, sont riches de renseignements quant au démarrage et déroulement de la transition.

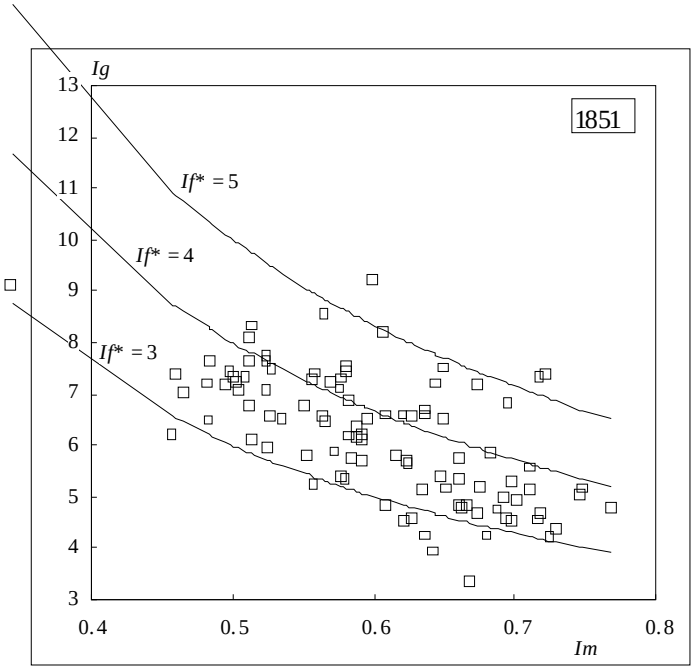
La théorie de la transition voudrait que la baisse de la mortalité déclenche celle de la fécondité, dans un premier temps par une baisse de la nuptialité (régulation ancien régime), ensuite par une maîtrise de la fécondité à l'intérieur des mariages. Par ricochet, cette dernière aurait permis à la nuptialité d'augmenter jusqu'à se libérer totalement. Nous avons déjà vu qu'à l'échelle départementale la reconstitution ne permet pas d'observer cette première phase et que la libération de la nuptialité a attendu la seconde révolution contraceptive des années 1960. A l'échelle des sous-populations, ce n'est pas tout à fait le cas. Les graphiques 12 et 13 montrent, pour 1851 et 1881, la fécondité légitime (I_g) en fonction de la nuptialité (I_m).

Aux deux dates, le rapport est le même plus la nuptialité est élevée, plus la fécondité légitime a la probabilité d'être faible (la corrélation est, en 1851, $r = -0{,}64$; en 1881, $r = -0{,}62$). Entre 1851 et 1881, ni la nuptialité ni la fécondité légitime n'est restée la même ; la première a augmenté, la deuxième a baissé. On retrouve donc bien le mécanisme décrit par la théorie de la transition.

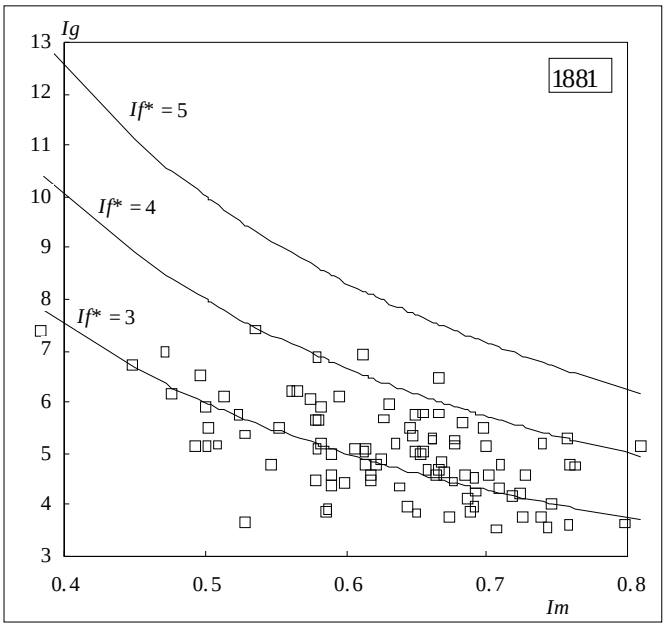
Appelons "modernité", sans jugement de valeurs, la régulation de la fécondité à l'intérieur des mariages accompagnée d'une augmentation de la nuptialité, car elles seront la régulation exclusive actuelle. Les cartes 10 à 13 localisent cette modernité en 1851 et en 1881.

---

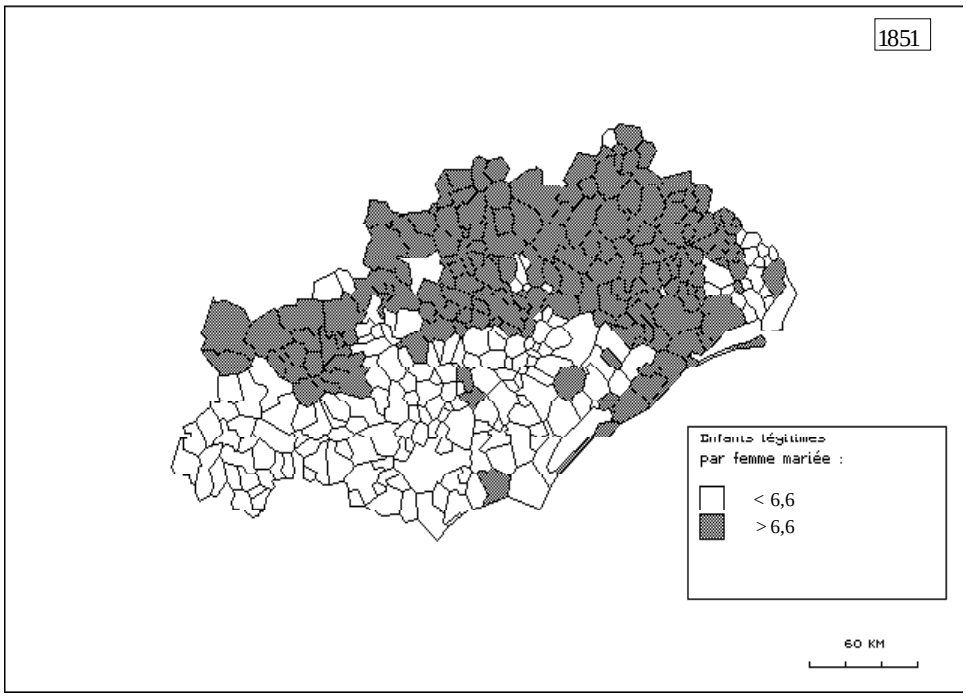
production et d'échanges". (Atlas Régional du L-R, 1969, p. 23-2) L'analyse a évolué avec le temps, le point de vue nataliste, par contre, est resté le même.



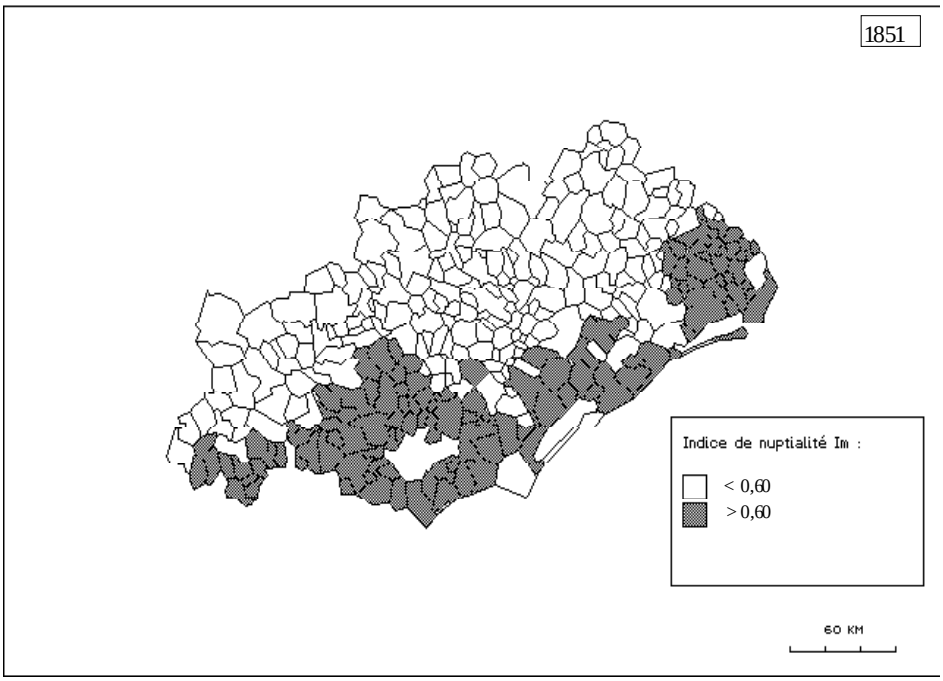
Graphique 12. Indice de fécondité légitime (Ig), exprimé en enfants par femme, en fonction de l'indice de nuptialité (I_m) ; $I_f^* = I_f$, si fécondité illégitime est nulle ; sous-populations en 1851.



Graphique 13. Indice de fécondité légitime (Ig), exprimé en enfants par femme, en fonction de l'indice de nuptialité (I_m) ; $I_f^* = I_f$, si fécondité illégitime est nulle ; sous-populations en 1881.



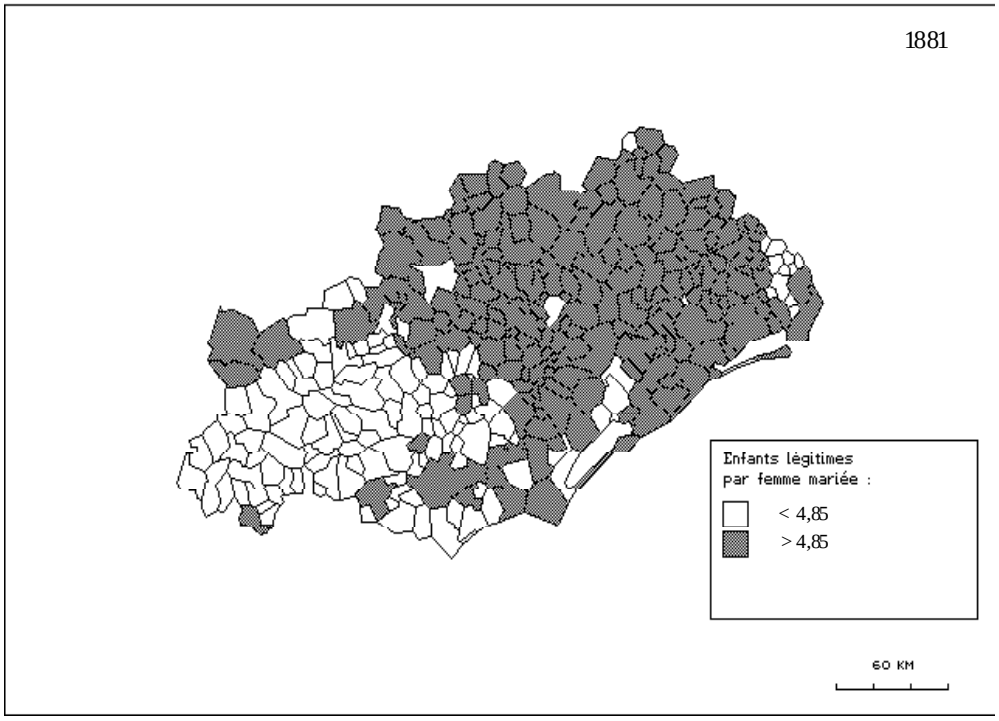
Carte 10. Fécondité légitime (I_g, exprimé en enfants légitimes par femme mariée) en 1851 ; sous-populations départementales.



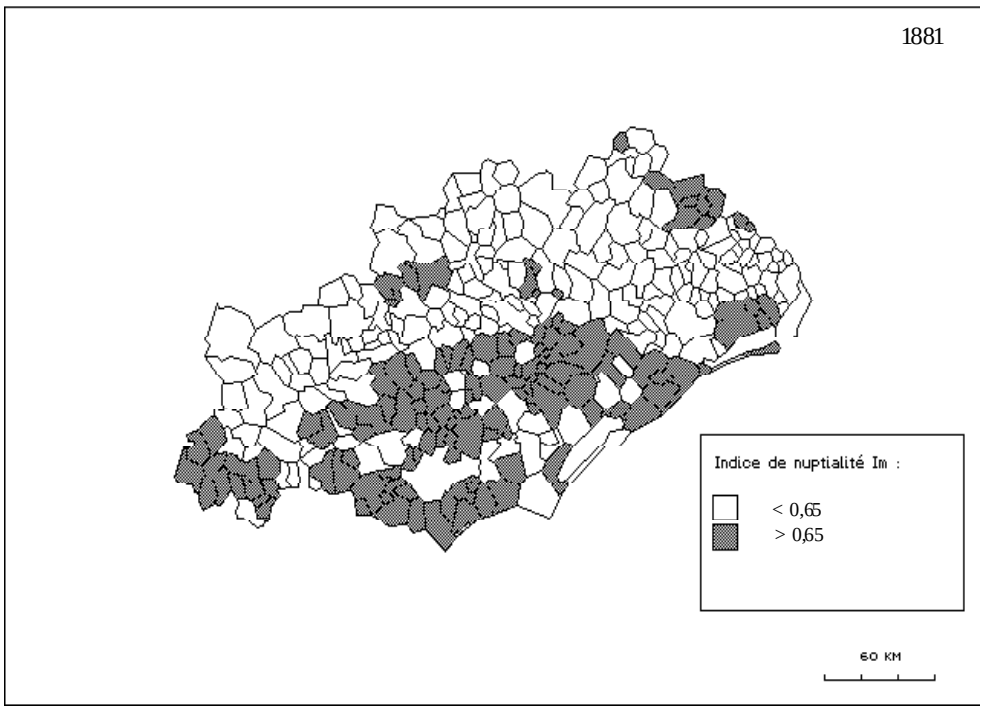
Carte 11. Nuptialité (I_m) en 1851 ; sous-populations départementales.

Les cartes 10 et 11 sont complémentaires. Elles confirment l'avance des plaines de l'Orb (avec l'Aude à l'extrême Ouest), de l'Hérault et du Vidourle (à l'extrême Est). Le montpelliérais est singulièrement absent de cette modernité. Mais nous avions déjà constaté (voir le chapitre II.1) que la ville de Montpellier ne dispose pas d'une véritable plaine, qu'elle, tout comme Sète, se situe entre deux aires culturelles et économiques celle de l'Orb-Hérault et celle du Vidourle. Le couloir littoral n'a pas d'existence culturelle, économique propre jusqu'à l'aménagement du littoral des années 1960-1970.

En 1881, la situation a quelque peu évolué, mais non pas pour le Montpelliérais, qui reste toujours fermement opposé au Biterrois.



Carte 12. Fécondité légitime (I_g, exprimé en enfants légitimes par femme mariée) en 1881 ; sous-populations départementales.



Carte 13. Nuptialité (I_m) en 1881 ; sous-populations départementales.

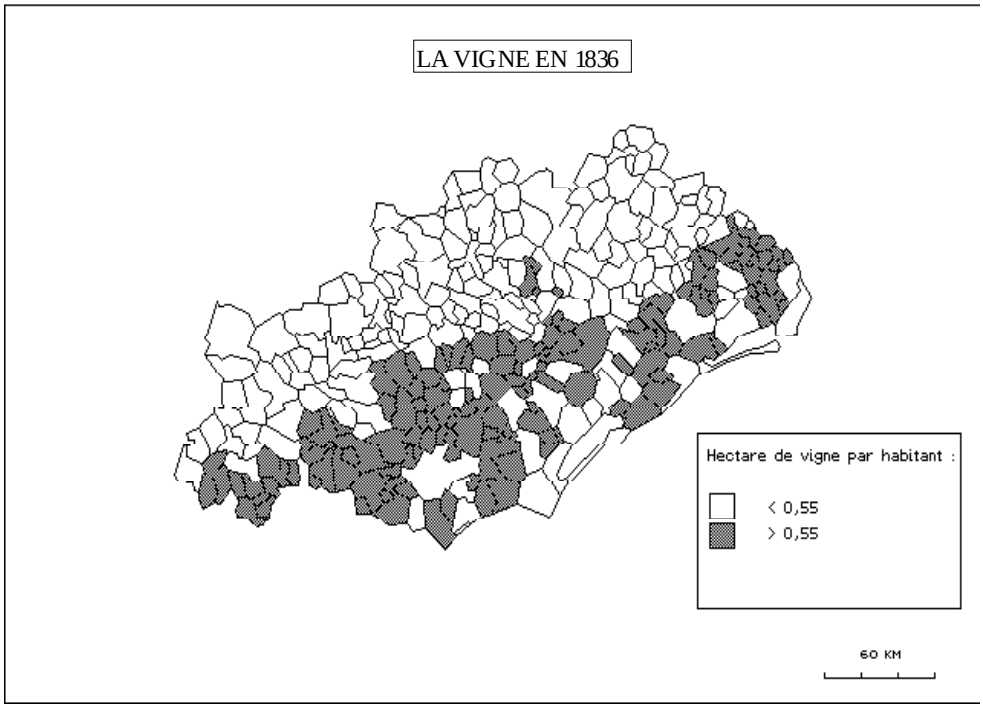
Dans l'opposition Biterrois (avec Lunellois) - Montpelliérais, il ne s'agit pas seulement de la fécondité légitime et de la nuptialité. La mortalité continue à jouer un rôle ainsi que l'activité économique et la migration. Le tableaux 3 donne les corrélations de la fécondité légitime et la nuptialité avec différentes variables, définies auparavant.

Nuptialité et fécondité légitime forment le couple le plus fortement corrélé. Là où la fécondité légitime est élevée, la nuptialité est basse et inversement. Cela est vrai si l'on prend, pour la nuptialité, l'indice de Coale I_m ou les taux de célibat définitif masculin ou féminin. A partir de là, il est intéressant de chercher un indicateur géographique, économique ou culturel qui réunirait ces deux caractéristiques forte fécondité légitime avec faible nuptialité et inversement. C'est le cas d'un seul indicateur la vigne par habitant. Le pays de la vigne a une forte nuptialité et une faible fécondité légitime, en 1851 comme en 1881. La carte de la vigne en 1836 est presque identique aux cartes de la nuptialité en 1851 et 1881.

La ressemblance avec les cartes de nuptialité est troublante une concentration dense des vignes dans la plaine Biterroise, s'éclaircissant dans la basse vallée de l'Hérault et le Montpelliérais (les deux séparés par la ligne Montoulieu-Loupian), pour terminer dans la plaine Lunelloise.

	1851			1881	
	Ig	Im		Ig	Im
Ig	1000		Ig	1000	
Im	**-640**	1000	Im	**-616**	1000
e0	**-441**	14	e0	-136	-16
mig	-202	129	mig	-376	116
longit	**435**	63	longit	377	-106
agr	-158	248	agr	-141	281
vin36	-390	**505**	vin01	-348	282
alt	64	**-505**	alt	-23	-211
aut	-29	-105	aut	-92	105
légit	186	-50	légit	207	-18
prot2	245	-72	prot2	365	-137
m25+	163	**-503**	m25+	-75	-122
cél. H	258	**-506**	cél. H	**421**	-383
cél. F	204	**-514**	cél. F	382	-394

Tableau 3. Corrélations (x1000) entre I_g, I_m et différentes variables (valeurs > 400 en gras) ; sous-populations en 1851 et 1881.



Carte 14. Hectares de vigne par habitant. Enquête agricole 1836.

Ainsi, l'analyse statistique et cartographique confirme l'opposition de deux régimes de fécondité les pays de la vigne (Biterrois, Lunellois et dans une moindre mesure la basse vallée de l'Hérault) combinent une nuptialité élevée avec une fécondité légitime faible ; le Piémont, la moyenne vallée de l'Hérault et les Garrigues Montpelliéraines combinent une nuptialité faible avec une fécondité légitime élevée. C'est l'opposition classique entre le régime "ancien" (Piémont et Montpelliérais) et le régime "moderne" (Biterrois et Lunellois).

Le tableau 3 inclut trois indicateurs ayant un rapport avec la structure des ménages le taux de célibat définitif masculin (taux d'hommes célibataires à 45-54 ans), taux de célibat définitif féminin et le nombre d'adultes par ménage. Les deux premiers indicateurs ne peuvent être mesurés qu'en 1851 et 1881. Ils sont directement corrélés à l'indice de nuptialité de Coale I_m, qui mesure en quelque sorte le taux de célibat féminin aux âges 15-49 ans. Plus l'indice de nuptialité est élevé, plus le taux de célibat est bas. Naturellement, le taux de célibat devient ainsi un indicateur de la fécondité légitime, mais il est moins efficace que l'indice de nuptialité (les corrélations sont moins élevées). *En 1851 et 1881, le taux de célibat départage les populations à régime de fécondité "moderne" des populations à régime de fécondité "ancien". Il ne départage pas deux régimes "anciens", correspondant à deux organisations familiales différentes.*

Le troisième indicateur, le nombre d'adultes par ménage, est davantage susceptible d'indiquer une structure familiale différentielle. L'annexe II.3.2 montre une grande stabilité spatiale de cet indicateur et une correspondance étroite avec le taux de ménages complexes au recensement de 1962[90]. Or, *le nombre d'adultes par ménage n'est pas du tout corrélé avec la fécondité légitime. Si le nombre d'adultes par ménage traduit une structure familiale, celle-ci n'a pas d'effet sur la fécondité légitime.* Les cartes le confirment celles de la fécondité légitime (cartes 10 et 12) ne correspondent pas aux cartes des ménages complexes (cartes 1-7 de l'annexe II.3.2).

LA FECONDITE GENERALE DE 1956 A 1990

Rappelons que pour cette période, les principales sources d'erreurs statistiques ont disparues les naissances sont domiciliées et les effectifs des femmes par âge, issus des recensements, sont fiables. Mais de nouvelles difficultés surgissent la non-publication des naissances légitimes par communes, dont le nombre augmente rapidement et en ordre dispersé ; elle nous oblige de nous limiter à l'analyse de la fécondité générale. L'indicateur de fécondité de Coale (I_f) est, comme ci-devant, exprimé en enfants par femme. Il s'agit donc du calcul *exact* de I_f , multiplié par 12,44 pour obtenir une estimation *approximative* de la somme des naissances réduites du moment.

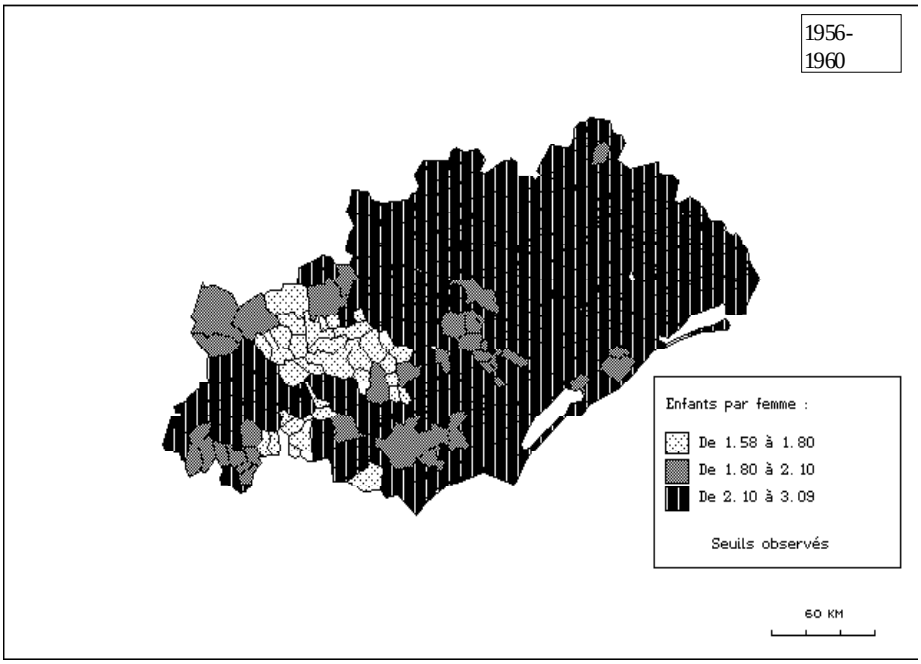
[90] L'annexe commente également les éventuels biais de cet indicateur et ces rapports avec la mortalité.

Nous nous trouvons dans ce que l'on a l'habitude d'appeler la phase post-transitionnelle. L'étude de la présence relative des jeunes adultes prend donc tout son sens, ainsi que celle d'autres variables économiques ou culturelles, dont l'effet a pu s'affirmer derrière la mortalité déclinante. Le tableau 1 (voir supra) permet un premier éclairage. On a la surprise de voir que des variables telles que la population totale, le taux de migration, et toutes les variables culturelles, aient toujours si peu d'influence sur la fécondité générale. En fait, les mêmes variables qu'au XIXe siècle tiennent le haut du pavé d'abord la présence relative des jeunes adultes, puis le nombre d'adultes par ménage et l'espérance de vie à la naissance. Comme au XIXe siècle, la corrélation entre la fécondité et la présence des jeunes adultes est positive, ce qui est à l'inverse de l'hypothèse d'Easterlin. Plus les jeunes adultes sont nombreux pour un même nombre d'adultes prêts à quitter l'activité, plus la fécondité est élevée. Comme au XIXe, on pense directement au rôle de la migration, qui ferait que les jeunes adultes aillent là où les perspectives professionnelles sont bonnes, et qui ferait ainsi coexister une fécondité plus élevée avec une forte présence relative de jeunes adultes, les deux soutenus par les bonnes perspectives professionnelles. Et, comme au XIXe siècle, on a la surprise de voir que la fécondité n'est pas corrélée positivement avec la migration ; pendant quatre périodes sur sept, les deux sont même corrélées négativement, la fécondité étant plus basse là où le solde migratoire est positif. La présence relative de jeunes adultes semble avoir une influence autonome sur la fécondité, dont on ne connaît ni les rouages ni la logique, mais qui est suffisamment constante et importante pour être étudiée plus en détail, avec des données dont nous ne disposons pas dans le cadre de cette reconstitution.

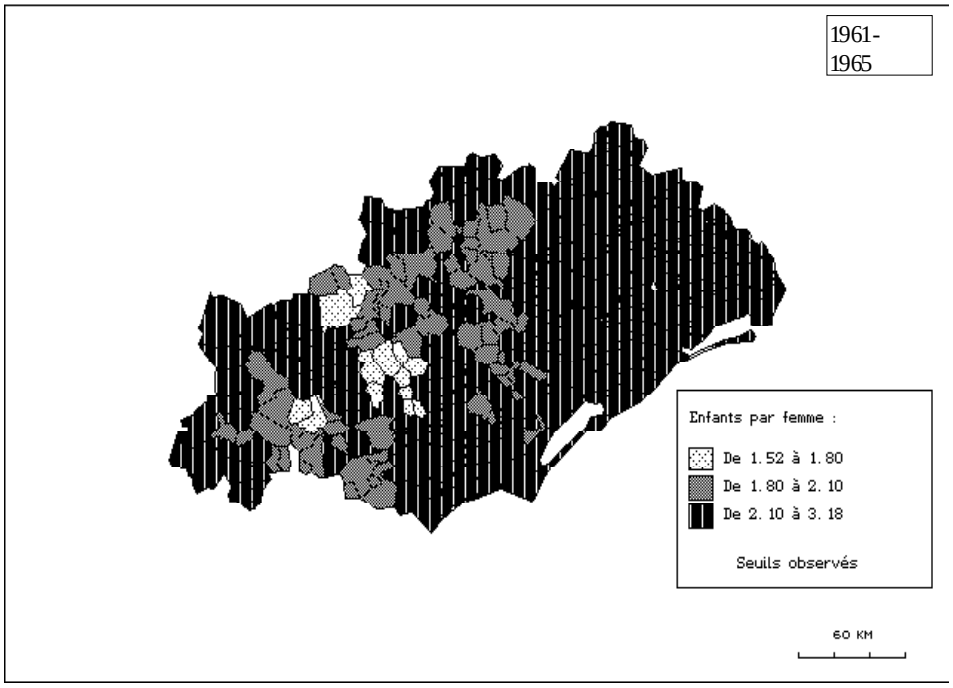
Pour nombre de variables (espérance de vie, longitude, présence de jeunes adultes, altitude, autarcie économique) la période 1975-1985 a été une véritable charnière, où les influences vieilles de 180 ans changent de sens. Apparemment, quelque chose de fondamental s'est inversé. Les cartes 14 à 21 vont nous aider sinon à comprendre ce renversement, du moins à le décrire. Comme les cartes du XIXe siècle, elles utilisent les mêmes trames pour les mêmes classes.

1956-1975

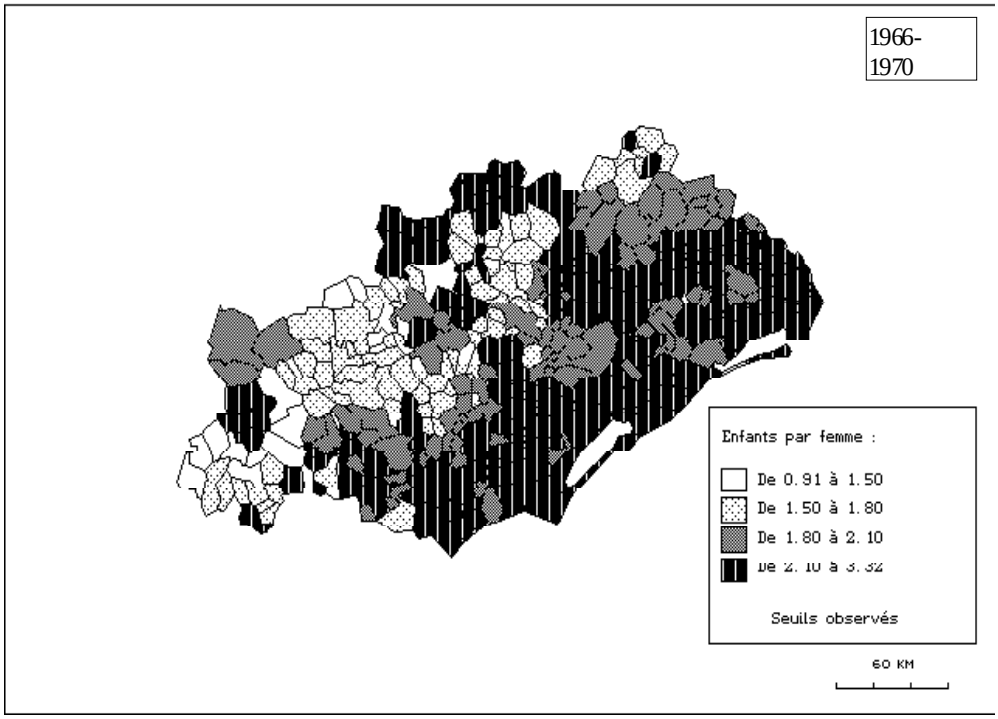
Au cours des 20 premières années de la période "domiciliée", on a l'impression de voir une répétition du XIXe siècle. La baisse de la fécondité est installée à l'Ouest du département, s'étend sur tout le piémont, puis sur tout le département. La distribution de la fécondité sur le territoire n'est que très faiblement expliquée par nos variables (moins de 25 %), mais toutes les variables vont dans le même sens qu'au XIXe siècle. Voir les cartes 15 à 18. Comme pour les cartes du XIXe siècle, nous avons adopté pour les cartes du XXe siècle les mêmes catégories (< 1,50 ; 1,50-1,80 ; 1,80-2,10 ; > 2,10) et les mêmes trames. Cela permet la comparaison des cartes entre elles.



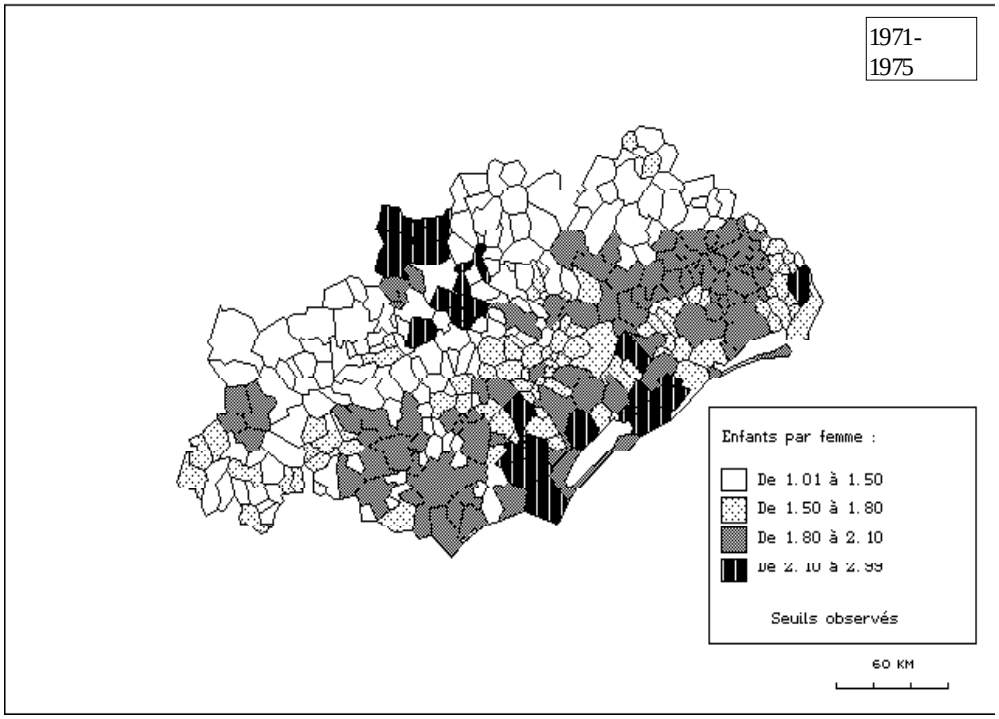
Carte 15. Fécondité générale (I_f exprimé en enfants par femme) des sous-populations en 1956-1960.



Carte 16. Fécondité générale (I_f exprimé en enfants par femme) des sous-populations en 1961-1965.



Carte 17. Fécondité générale (I_f exprimé en enfants par femme) des sous-populations en 1966-1970.

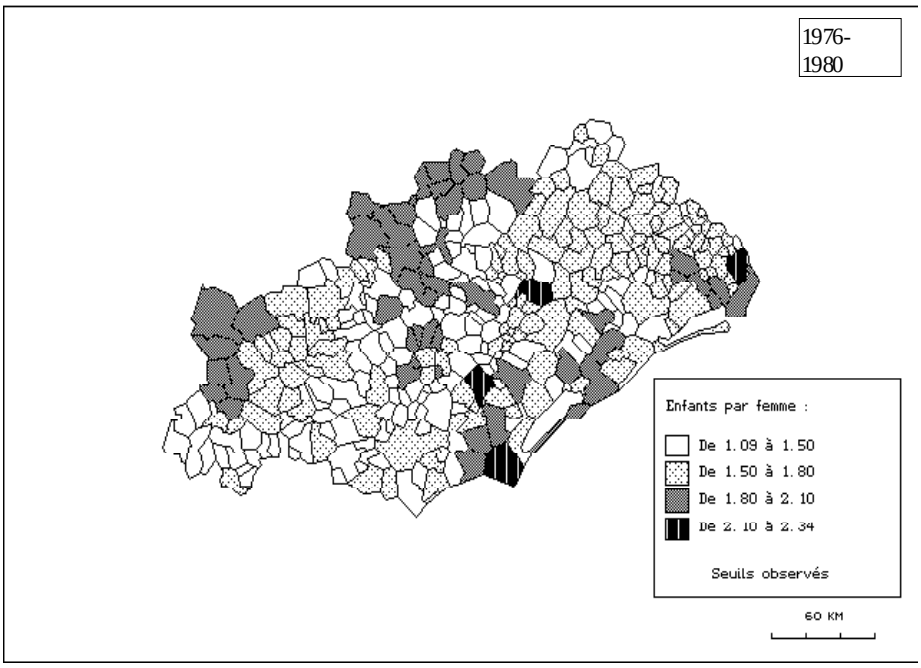


Carte 18. Fécondité générale (I_f exprimé en enfants par femme) des sous-populations en 1971-1975.

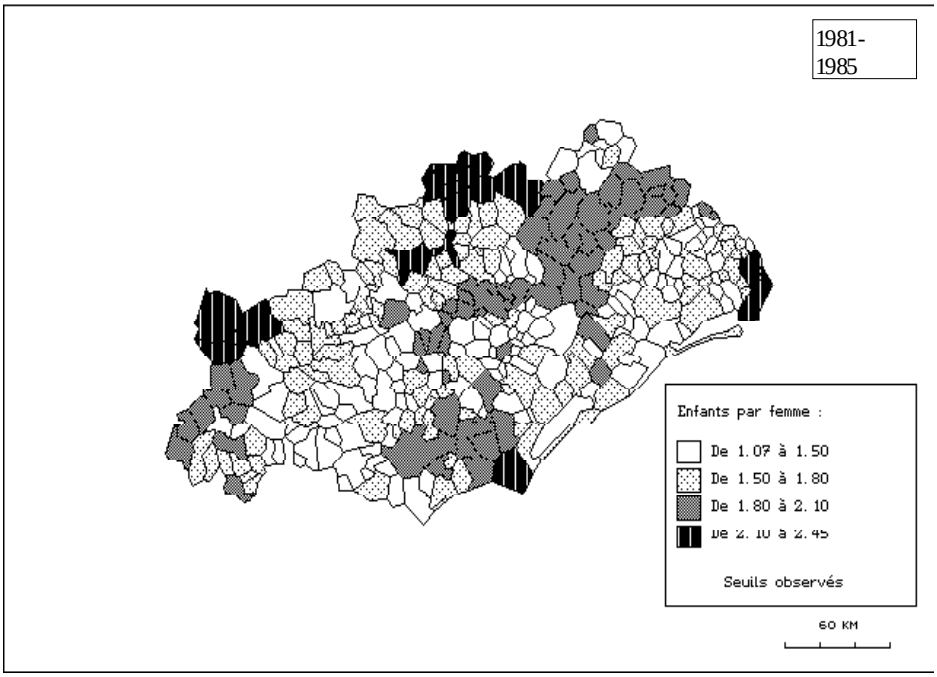
1975-1990

Dès 1975, la tendance s'inverse là où la baisse avait été la plus précoce la moyenne vallée de l'Orb et le piémont affichent une légère reprise de la fécondité générale, qui se confirmera, et amplifiera au cours des années 1980. Ce serait une erreur de considérer cette reprise de la fécondité - souvent au-delà du seuil de remplacement des générations - comme un signe anachronique de hauts cantons un peu attardés, à l'image de la Lozère. Jamais le piémont n'avait connu une fécondité plus élevée que la plaine. S'agit-il à nouveau d'un piémont précurseur ? Pour l'instant, la plaine ne donne aucun signe de reprise. S'agit-il plutôt d'une redistribution de la population départementale selon de nouveau critères, historiquement inconnus, le piémont accueillant une population plus favorable à la fécondité que la plaine et les centres urbains ?

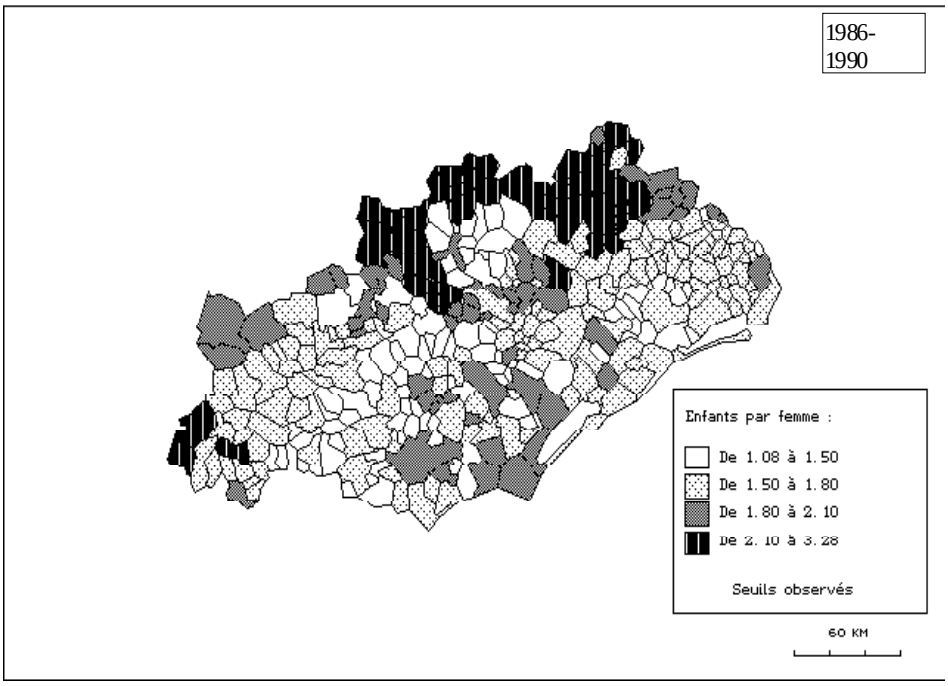
Cela nous amène à la deuxième surprise révélée par les cartes la péri-urbanisation, omniprésente dans l'analyse du peuplement (voir le chapitre II.1) et dans celle de la migration (le chapitre II.4), est totalement absente des cartes de la fécondité. Les femmes des communes péri-urbaines ne sont pas plus fécondes que celles des autres communes. Celles des villes ne se démarquent pas davantage. Il est donc faux de croire que la banlieue soit plus favorable aux couples désirant agrandir la famille.



Carte 19. Fécondité générale (I_f exprimé en enfants par femme) des sous-populations en 1976-1980.



Carte 20. Fécondité générale (I_f exprimé en enfants par femme) des sous-populations en 1981-1985.



Carte 21. Fécondité générale (I_f exprimé en enfants par femme) des sous-populations en 1986-1990.

A notre connaissance, la reprise de la fécondité dans les hauts cantons est jusqu'ici passée inaperçue, tout comme la "normalité" étonnante des communes péri-urbaines. La raison se trouve dans la non-disponibilité des données. L'INSEE donne la priorité aux données nationales, régionales et départementales, regroupées selon de nombreux critères, et délaisse la publication de données communales les plus élémentaires comme le nombre annuel de décès ou de naissances vivantes par sexe. D'un côté, on habitue le public à des indices de plus en plus fins à macro-échelle, de l'autre, on propose de moins en moins de données à micro-échelle. Depuis l'informatisation, l'INSEE renonce même à publier les résultats communaux des recensements (la population par sexe et par âge, par exemple). Ils sont disponibles sur demande seulement, et contre un paiement qui en exclut de facto tout chercheur non institutionnalisé. Les analyses de l'INSEE lui-même, dans la publication régionale *Repères*, en souffrent apparemment de la même façon.

Les dernières cartes de la fécondité à une échelle infra-départementale remontent ainsi à l'Atlas du Languedoc-Roussillon (1969), où Henri Picheral et Jozsef Schultz ont donné une analyse de la fécondité régionale qui vaut la peine d'être résumée. "*Force est de reconnaître que* [la fécondité] *est essentiellement dépendante des facteurs économiques... Trois systèmes de causalités la monoviticulture est génératrice de malthusianisme, les polycultures - riches ou pauvres - sont au contraire fécondes, les zones de croissance économique générale sont en expansion rapide*" (p. 23-2).

Pour ce qui concerne l'Hérault, nous n'avons, de notre côté, trouvé aucune corrélation durable et significative entre le niveau de la fécondité et les facteurs économiques[91]. Au moment où écrivent Picheral et Schultz, au cours des années 1960, les communes viticoles étaient même légèrement plus fécondes que les autres. Cela s'inversera 10 ans après la parution de l'Atlas, quand les communes viticoles deviennent effectivement moins fécondes. Mais durant toute la période 1841-1975 l'effet viticole ne semble ni stable, ni significatif. Il en va de même pour les communes de polycultures (dont les pauvres sont prises en compte par notre indicateur d'autarcie) dans les années 1960 celles-ci ont une fécondité plus basse que les autres. Mais l'autarcie n'a jamais non plus constitué un facteur significatif d'explication du niveau de fécondité. La croissance économique générale, enfin, ont certes connu une expansion rapide par des taux d'immigration élevés, et il a effectivement existé une corrélation positive entre immigration et fécondité au cours des années 1960. Seulement, cette corrélation n'était pas positive dans les années 1950, ni après 1970. Elle a fluctué aux alentours de 0 durant toute la période 1801-1990 (la moyenne des périodes s'élève à 0,032). La troisième causalité économique de Picheral et Schultz n'est donc pas confirmée par nous, pas plus que les deux premières.

Toutefois, les cartes de l'Atlas Régional sont bien conformes aux nôtres (sauf quelques différences dues à un autre découpage dans le temps, à un autre regroupement des communes dans l'espace et à un mode de calcul un peu plus globalisant que le nôtre). En particulier l'opposition entre l'Est et l'Ouest a frappé les auteurs de l'Atlas autant que nous *"Il faut mettre en pleine lumière la dissymétrie constatée en Bas-Languedoc de part et d'autre de Montpellier. A l'Ouest, la faible fécondité viticole. A l'Est et se renforçant progressivement en allant vers le Rhône, une économie diversifiée, polyculturale et plus industrielle, ... très fortement urbanisée, ... en pleine expansion globale et dotée de très forts taux de natalité. Une telle correspondance prouve en effet que les mentalités économiques conditionnent les réactions démographiques et qu'en Languedoc-Roussillon, combattre les basses fécondités, c'est nécessairement être amené à changer les structures de production et d'échanges."* (p. 23-2)

Notre constat est le même, jusqu'à la fin des années 1970 du moins plus forte fécondité à l'Est qu'à l'Ouest. La "preuve" économiste, nous ne la partageons pas. Picheral l'abandonnera d'ailleurs (voir supra, la note précédente). Nous ne partageons pas davantage l'idéologie sous-jacente comme quoi il faudrait "combattre les basses fécondités".

CONCLUSION

Nous avons mené l'analyse de la fécondité sur deux terrains celui de la fécondité générale, dont nous avons suivi l'évolution de décennie en décennie sur tout le XIXe siècle, de cinq ans en cinq ans de 1956 à 1990 ; celui de la fécondité légitime

[91] Il s'agit ici de fécondité générale et non de fécondité légitime. Pour la dernière, nous avons, en 1851 et en 1881, effectivement constatée une corrélation négative avec la vigne, mais celle-ci était annulée par une plus grande nuptialité.

à deux dates seulement en 1851 et en 1881. L'analyse des différents niveaux de fécondité en fonction de 19 variables géographiques, démographiques, économiques et culturelles n'a donné de résultats que pour la période avant 1880. Depuis, la fécondité s'est révélée inexplicable par nos variables. En fait, le milieu du XIXe siècle est une période propice pour l'observation de la fécondité, car c'est à ce moment que l'écart entre les précurseurs et les retardataires est le plus important.

La géographie de la fécondité s'explique relativement bien avant 1880, notamment par les niveaux différents de la mortalité traditionnelle. Avec l'uniformisation de la mortalité, atteinte rapidement après 1870, la géographie de la fécondité ne s'explique plus par les variables démographiques, économiques et culturelles que nous avons retenues. Une seule chose demeure les sous-populations évoluent ensemble, réduisent toutes la fécondité jusqu'en 1940, s'engagent toutes dans le baby boom, réduisent toutes à nouveau depuis les années 1960, etc ; elles suivent un rythme, qui dépasse largement les limites du département et dont on ignore le moteur. L'inexplicabilité de la géographie de la fécondité ne veut pas dire que celle-ci change sans cesse. Au contraire, la plupart des variables gardent des corrélations faibles (moins de 0,5) mais constantes jusqu'en 1975, date à partir de laquelle un grand nombre d'entre elles s'inversent. Le tournant de 1975 semble profond et durable. Il rappelle celui, à la même date, intervenu dans le peuplement grâce à la péri-urbanisation et la dissociation travail-domicile. Or, le retournement de la fécondité ne ressemble en rien à celui de la péri-urbanisation. Si entre eux un rapport existe, alors il n'est apparu ni dans nos cartes ni dans l'analyse statistique. Plus de recherche spécifique serait nécessaire.

Parmi les variables corrélées de façon durable et significative avec la fécondité générale, du moins jusqu'en 1975, se trouvent l'opposition Est-Ouest, la présence relative de jeunes adultes le nombre d'adultes par ménage et l'altitude du peuplement. Plus faiblement, les taux d'activité agricole et industrielle. Pas du tout corrélées durablement le taux de migration et le vignoble.

L'opposition Est-Ouest témoignait, au XIXe siècle, d'une modernité qu'affichait notamment la plaine non littorale de l'Orb et de l'Aude. Nous en avons eu la confirmation par l'étude comparative de la fécondité légitime et la nuptialité.

En 1851-1881, la fécondité générale cache la configuration de deux composantes qui s'opposent une faible nuptialité au Piémont et dans le Montpelliérais s'allie à une forte fécondité légitime, une forte nuptialité et une faible fécondité légitime s'allient dans le Biterrois et le Lunellois. D'un côté, l'ancien régime de fécondité, de l'autre le nouveau régime. Il s'agit là aussi d'un passage plus ou moins rapide vers la modernité, favorisé par l'essor de la vigne, et non d'une fracture culturelle traditionnelle. Une tentative de rapprocher les deux régimes de la carte des ménages complexes n'a pas été concluante.

11 MOUVEMENTS ET CYCLES MIGRATOIRES

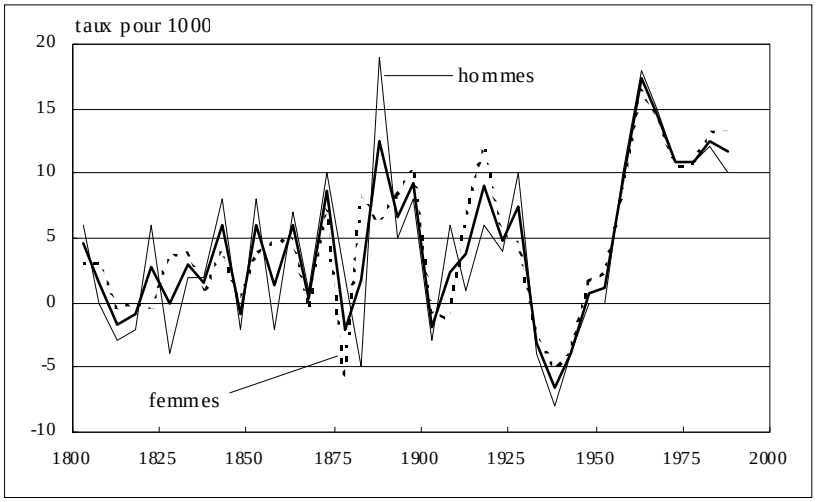
La démographie des collectivités locales est particulièrement ouverte à la migration. C'est elle qui, au cours des deux derniers siècles, a façonné le présent et qui déterminera le proche et lointain avenir. La mesure de la migration communale depuis 1801 compte parmi les résultats les plus intéressants de la reconstitution. De surcroît, elle est l'un des résultats les plus fiables. Ce n'est pas le cas pour chaque sous-population à chaque période, car le solde migratoire est trop sensible aux erreurs de recensements. Par contre, la tendance migratoire sur plusieurs périodes est reconstituée de façon fiable pour chaque sous-population[92]. Elle permet d'étudier les grands mouvements de fond comme l'urbanisation / l'exode rural, la dynamique particulière des grandes villes, petites villes, bourgs et campagnes, celle de la plaine viticole, du piémont et du littoral, etc. Elle permet également de chercher la présence éventuelle de cycles conjoncturels, liés à des transformations économiques, c'est-à-dire des cycles de moyenne ou longue durée.

LA MIGRATION NETTE DEPARTEMENTALE

A l'échelle départementale, les données sont plus abondantes et, depuis 1891, plus fiables. Le graphique 1 représente les taux annuel de migration nette départementale pour les deux sexes et pour chaque sexe séparément.

On constate d'abord que les taux masculins et féminins sont très proches. Ceci semble une caractéristique constante à l'échelle départementale comme à celle des communes, là où nous avons pu les mesurer. Certaines périodes montrent un écart plus important, comme par exemple en 1910-1920. Mais alors, on a la surprise de voir l'immigration féminine dépasser largement l'immigration masculine. Cela ne rentre pas dans l'image largement véhiculée d'une immigration étrangère masculine substituant les hommes français partis au front. *En règle générale, hommes et femmes semblent équitablement contribuer à la migration et, qui plus est, en même temps.*

[92] Pour chaque sous-population, nous n'avons pu reconstituer que le solde migratoire, non pas l'immigration et l'émigration réelle. Celles-ci ne peuvent être connues que depuis les années 1970. Leur exploitation et utilisation dans les études prospectives posent encore de si nombreuses difficultés (voir Courgeau 1991), que l'INSEE même, après une tentative avec le programme PRUDENT, est revenu à l'emploi des soldes migratoires pour les prospectives actuelles, réalisées avec OMPHALE.



Graphique 1. Taux annuels de migration nette ; Hérault hommes, femmes et sexes réunis.

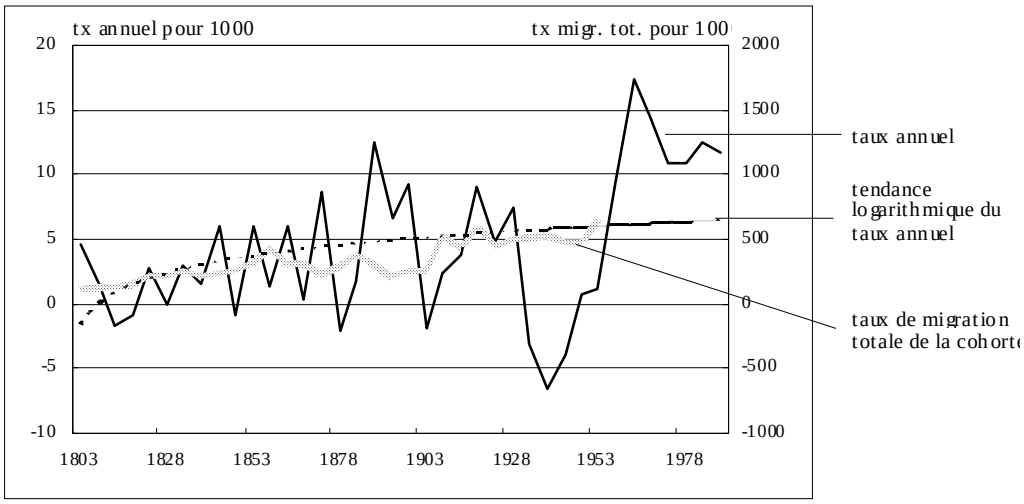
Ensuite, on devine - plus que l'on ne l'observe - un départ de la migration à un niveau très bas, près de zéro. *La migration interdépartementale paraît bien être un phénomène contemporain, ayant réellement démarré au cours du XIXe siècle.*

Enfin, on remarque qu'il serait difficile de parler de cycles, de tendances ou de conjoncture. L'évolution en dents de scie, de 1801 à 1875, doit probablement être attribuée aux imprécisions des recensements. De 1876 à 1900, on pourrait parler d'un premier cycle d'immigration. De 1906 à 1930, un deuxième cycle y aurait succédé, suivi, entre 1935 et 1950 d'un cycle d'émigration (le seul en deux siècles). En 1956, un troisième cycle aurait commencé, qui n'est pas encore terminé en 1990. Cette succession de cycles correspond à la conjoncture économique locale la reprise post-phylloxérique de la vigne en 1875-1900, la crise de surproduction de vin en 1903-1904, la santé retrouvée en 1914-1918 (notamment par les livraisons de vin à l'armée) et prolongée jusqu'en 1930, puis la nouvelle crise de surproduction suivie par la deuxième guerre mondiale, qui ne fut pas la même aubaine pour la viticulture héraultaise que la première.

Vue sous l'angle conjoncturel, la reprise extrêmement vive de l'immigration dès 1956 pourrait se comprendre comme un effet de rattrapage, après le "retard" pris en 1935-1950. Dans ce cas, la migration aurait eu un comportement semblable à celui de la fécondité, où l'on voit des cohortes réaliser leur descendance à travers des périodes de retard et de rattrapage ; une descendance qui, malgré ces fluctuations, évolue de façon relativement régulière. Ce fut effectivement le cas pour l'immigration. Imaginons un instant que les cohortes nées dans l'Hérault "génèrent" en quelque sorte leur immigration, comme elle génère leur descendance. Le graphique 2 montre l'immigration finale par cohorte[93], pour les

[93] Pour calculer l'immigration finale par cohorte, nous avons réparti, par interpolation linéaire, les décès annuels, publiés par groupes d'âge, sur les cohortes concernées, puis rapporté la différence entre le total des décès de la cohorte, plus les survivants en 1990, et le nombre de nés vivants de cette cohorte dans le département, sur ce dernier nombre.

cohortes dont on peut considérer la carrière migratoire terminée ou du moins réalisée en bonne partie (la dernière cohorte représentée est celle née en 1951-55).

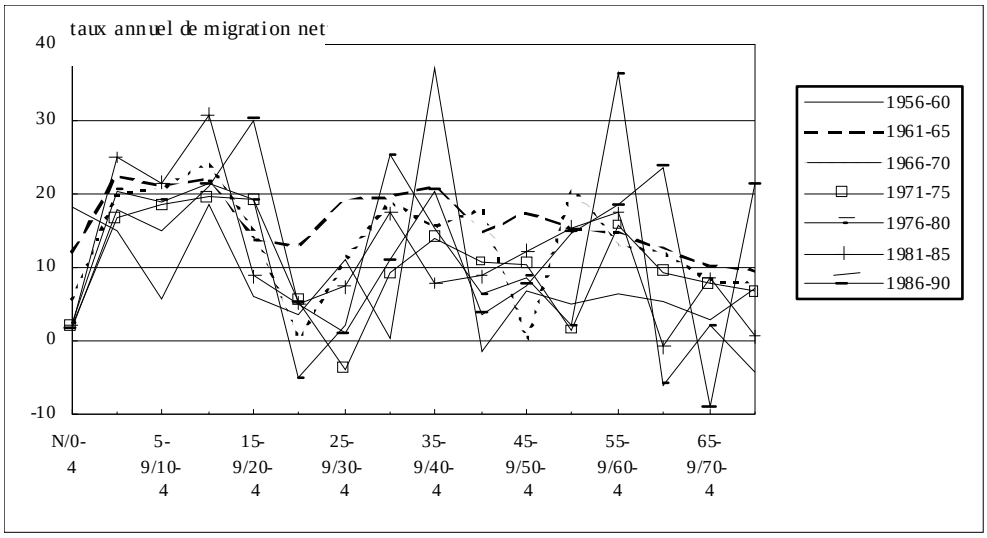


Graphique 2. Taux annuel de migration nette, tendance logarithmique du taux annuel de migration nette et taux de migration totale de la cohorte ; Hérault sexes réunis.

Comme on l'observe habituellement pour la descendance finale, l'évolution de la migration finale est très régulière, elle suit d'assez près la tendance logarithmique du taux annuel de migration. *A travers des cycles d'immigration et d'arrêt ou d'émigration, les cohortes génèrent une "descendance migratoire" en lente et régulière croissance. Tout se passe comme si les phénomènes de retard et de rattrapage, bien connus pour la fécondité et la nuptialité, jouent un rôle semblable dans la migration.*

a - la migration par âge

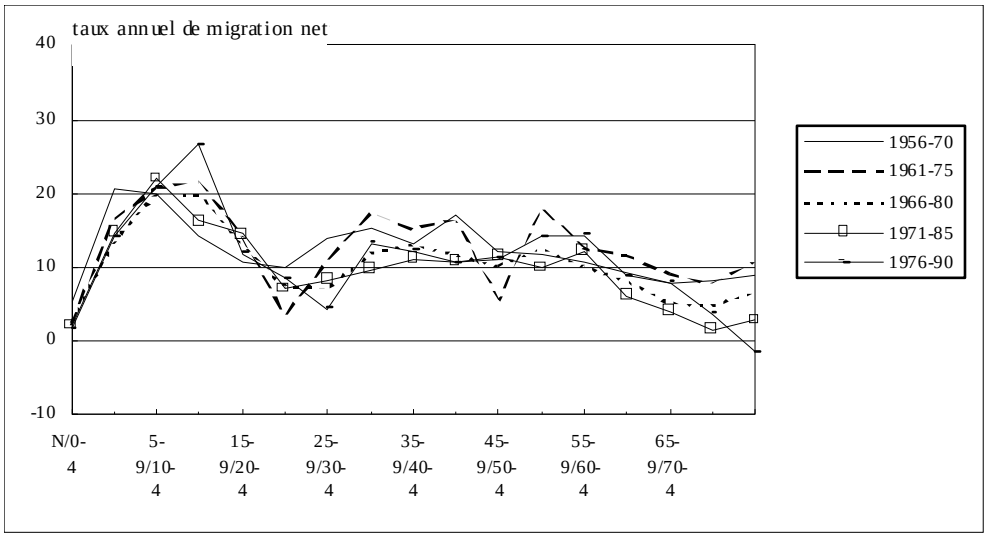
Or, si les cohortes retardent et rattrapent selon la conjoncture économique, jouant avec le calendrier longitudinal de migration, alors elles prennent obligatoirement une certaine liberté avec le profil transversal de migration. On comprend mieux les difficultés que nous a posées la recherche d'un profil type migratoire (voir les chapitres I.6 et I.7). Ce n'est qu'au cours d'un même cycle de migration que l'on peut observer un profil migratoire relativement stable. Le graphique 3 montre les profils de 1961-1965 à 1986-1990.



Graphique 3. Taux annuel (x1000) de migration nette par âge de 1961-1965 à 1986-1990 ; Hérault sexes réunis.

Le graphique 3 n'est pas un modèle de clarté, mais il s'agit de montrer la grande instabilité des taux de migration. On renvoie aux graphiques 7 à 9 du chapitre I.6, où l'instabilité du profil migratoire des périodes avant 1961 a été commentée et comparée à la stabilité de l'intensité migratoire finale des cohortes. La qualité des données n'est pas en cause. L'estimation des pyramides aux dates standardisées, entre deux dates de recensement, s'est réalisée par interpolation longitudinale. L'hypothèse de base est classique l'évolution linéaire des cohortes entre deux dates de recensement. Il s'ensuit un léger lissage des taux de migration d'une période quinquennale sur l'autre. La réalité est donc probablement encore un peu plus chaotique que le montre le graphique 3.

Pour pouvoir analyser la migration, et formuler des hypothèses de migration par âge pour le futur, on est obligé de lisser les profils instantanés par trop chaotiques. A partir du constat d'une relative stabilité de l'intensité migratoire longitudinale, le lissage longitudinal semble le plus indiqué. Le taux annuel mesuré en *t, t+4* pour le groupe d'âge *a, a+4* ($mig_{t,\,t+4}{}^{a,\,a+4}$) devient la moyenne de $mig_{t-5,\,t-1}{}^{a-5,\,a-1}$, $mig_{t,\,t+4}{}^{a,\,a+4}$, et $mig_{t+5,t+9}{}^{a+5,\,a+9}$. Ce lissage correspond exactement au calcul des taux de migration tel que l'INSEE l'a intégré dans son programme de prospection OMPHALE. Sur la même période (1956-1990, les taux par âge lissés peuvent être observés sur cinq périodes de 15 ans de 1956-1970 à 1976-1990. Le graphique 4 les montrent.



Graphique 4. Taux annuels de migration nette après lissage longitudinal sur trois périodes ; Hérault sexes réunis.

Le lissage longitudinal s'avère très efficace. Le profils migratoires des cinq périodes considérées se regroupent pour former un dessin clairement reconnaissable. Une grande partie de la dispersion constatée au graphique 3 fut donc due aux retards et rattrapages des cohortes dans leur carrière migratoire. Un tel résultat est important pour toute tentative de prospective.

Mais le lissage a aussi un prix la migration par âge s'étale sur trois groupes d'âge. Les taux élevés avant l'âge de 20 ans sont un peu moins élevés, le point de rupture à l'âge de 25 ans, quand le taux réel devient souvent négatif, apparaît comme une simple pause. Le mini-sommet à l'âge de 60 ans a disparu. Néanmoins, le dessin nous informe sur la structure générale de la migration par âge.

La migration semble se faire à deux groupes d'âge premièrement entre 5 et 20 ans, deuxièmement entre 30 et 60 ans. D'une part, donc, une migration jeune, de l'autre une migration adultes. Comme attendu, la migration jeune est la plus forte. Mais celle-ci est particulièrement jeune. Le sommet est atteint entre 5 et 15 ans. C'est-à-dire, avant l'âge des études, des départs du foyer familial. Or, si ces jeunes de 5 à 15 arrivent avec leurs parents, comme on peut le supposer, comment se fait-il que ces derniers ont des taux deux fois plus bas ? Plusieurs cas de figure pourraient conduire à cette situation. L'un des plus probables est que les adultes sans enfant pourraient être relativement plus nombreux à quitter le département, tandis que les adultes avec enfants plus nombreux à y entrer. Une étude de l'immigration et de l'émigration séparément devraient jeter une nouvelle lumière sur cette question, mais celle publiée par Dominique Pallez (1993), à l'échelle régionale, ne donne pas une réponse claire.

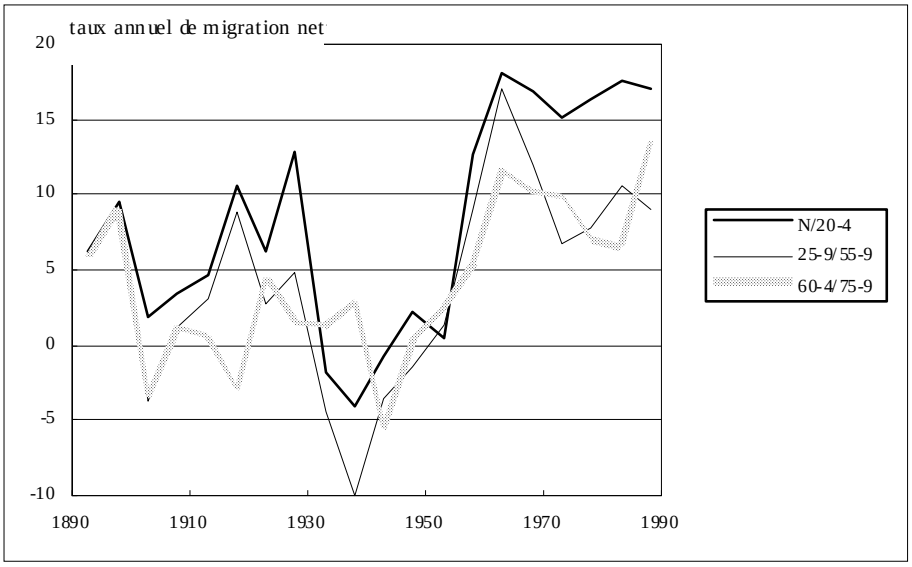
Les taux élevés des 5-15 ans - aussi élevés, si ce n'est plus, que ceux des 15-20 ans - sont une surprise et une énigme. Toutefois, ils sont une caractéristique

permanente depuis 35 ans, il n'y a aucun doute sur leur réalité.

Le deuxième âge auquel l'immigration a lieu est l'âge adulte 30-60 ans. Les taux lissés ne montrent aucune recrudescence à l'âge de 60 ans, et les taux bruts sont trop chaotiques pour déterminer un dessin commun. Dans tous les cas, le phénomène le plus important, c'est le *taux de migration constant, et relativement élevé, pendant toute la durée de la vie active. L'immigration départementale est en grande partie une immigration adulte et active. Elle n'est ni dominée par les étudiants, ni par les retraités, mais par les adultes actifs et leurs enfants de 5 à 15 ans.*

L'immigration des retraités existe, mais le graphique 4 la montre plutôt en baisse importante en 1956-1975 jusqu'à l'âge de 80 ans, elle semble s'éteindre beaucoup plus tôt, vers l'âge de 70 ans, au cours de la période 1971-1990. Il faut toutefois garder une certaine réserve quant à l'observation. En effet, les décès publiés par l'INSEE ne permettent pas de les attribuer très précisément aux cohortes. Or, près de la moitié des décès a lieu après l'âge de 80 ans actuellement. L'importance des décès par rapport à l'effectif des classes d'âge, avec la difficulté d'attribution aux cohortes, finit par rendre la mesure de la migration des retraités peu fiable après l'âge de 80 ans.

Sous réserve de la mesure aux âges élevés, nous pouvons suivre les trois groupes d'âge de la migration à travers la période pour laquelle la qualité des recensements le permet.



Graphique 5. Taux annuel de migration nette à trois groupes d'âge de la naissance à 20-24 ans, de 25-29 à 55-59 ans et de 60-64 à 75-79 ans. Hérault, sexes réunis.

Les trois groupes d'âge ont évolué dans le même sens, de façon solidaire. Entre jeunes et adultes, cette solidarité paraît inévitable. Mais entre les plus âgés et les autres, on aurait pu s'attendre à un courant inverse. En effet, si la migration de retour à l'âge de la retraite, après une vie d'activité ailleurs, était une réalité, on aurait dû voir un solde migratoire aux âges élevés de signe contraire au solde à l'entrée de l'activité. Or, *aucun signe de migration de retour n'est visible. Celle-ci semble appartenir au monde des mythes, tant populaires que scientifiques.*

Aux jeunes âges, le taux de migration a presque toujours été plus élevé qu'aux autres âges. Mais l'écart avec l'âge adulte était généralement peu important. L'immigration a donc toujours été largement adulte, contrairement aux idées reçues, et s'est plutôt rajeunie depuis les années 1960.

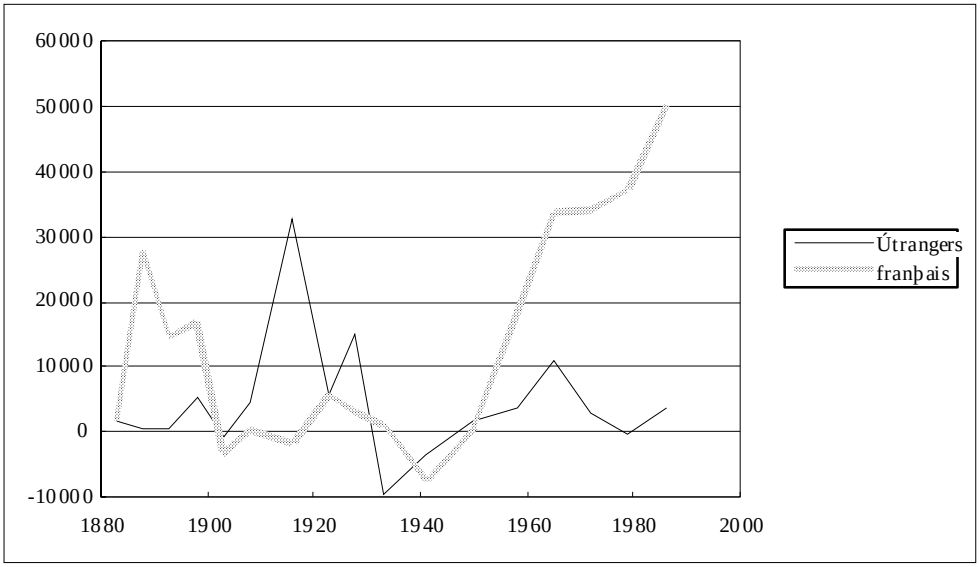
Les adultes ont été les plus nombreux à quitter le département en 1931-1945. Il s'agit notamment des espagnols contraints de repartir en Espagne dès l'éclatement de la crise économique (cf. infra). Ils étaient venus - adultes - en remplacement et en renfort de la main d'oeuvre française au cours du boom viticole des années 1910-1930. Après 1955, ce sont les rapatriés - adultes et enfants - qui affluent. Ce n'est qu'après que s'est mis en place le rajeunissement actuel.

La migration retraitée est clairement une nouveauté de la deuxième moitié du XXe siècle. De 1890 à 1950 - mis à part les taux élevés des années 1890 - les taux sont restés proches de zéro. De 1970 à 1985, on les voit baisser légèrement, ce qui permet de comprendre le recul apparent constaté ci-devant. Le graphique 5 le montre plutôt comme un recul modéré et provisoire, déjà dépassé en 1986-1990.

b - migration "française" et étrangère

Les cycles migratoires ont eu des provenances différentes et ont donc contribué chacun à sa façon à la diversité culturelle de l'Hérault actuel. Le graphique 6 montre le solde migratoire en effectifs réels, selon les nationalités recensées. Le solde migratoire par nationalité tient compte du mouvement de naturalisations ; par contre, elle ne tient pas compte du mouvement naturel des étrangers. Il en résulte, par conséquent, une imprécision qui va en grandissant avec le vieillissement de l'implantation étrangère. Toutefois, le graphique 6 donne bien le dessin général du solde migratoire étranger et français.

La première vague d'immigration, en 1880-1900, est française. La replantation de la vigne, après la crise du phylloxéra et bénéficiant des prix élevés du vin, a attiré près de 70 000 immigrés des autres départements français, notamment des départements de l'Aveyron et du Tarn. En 1901, on recense 24 300 héraultais nés dans l'Aveyron et 23 400 héraultais nés dans le Tarn. Ces deux départements arrivent loin devant l'Aude et le Gard (chacun un peu plus de 10 000), avec lequel l'Hérault a plutôt eu des rapports d'échange mutuels. On note que cette immigration s'est tarie dès 1900, c'est-à-dire bien avant la première Guerre Mondiale.



Graphique 6. Solde migratoire quinquennal selon la nationalité du migrant, effectifs bruts ; le solde migratoire étranger tient compte des naturalisations, mais non pas du mouvement naturel ; Hérault sexes réunis.

La deuxième vague d'immigration, de 1910 à 1930, est étrangère. Cela est vrai pour la décennie de la guerre, pour des raisons qu'on a évoquées souvent les étrangers auraient remplacé les français partis au front. Mais c'est également vrai pour la décennie 1920-1930. Pour quelles raisons, on ne le sait pas.

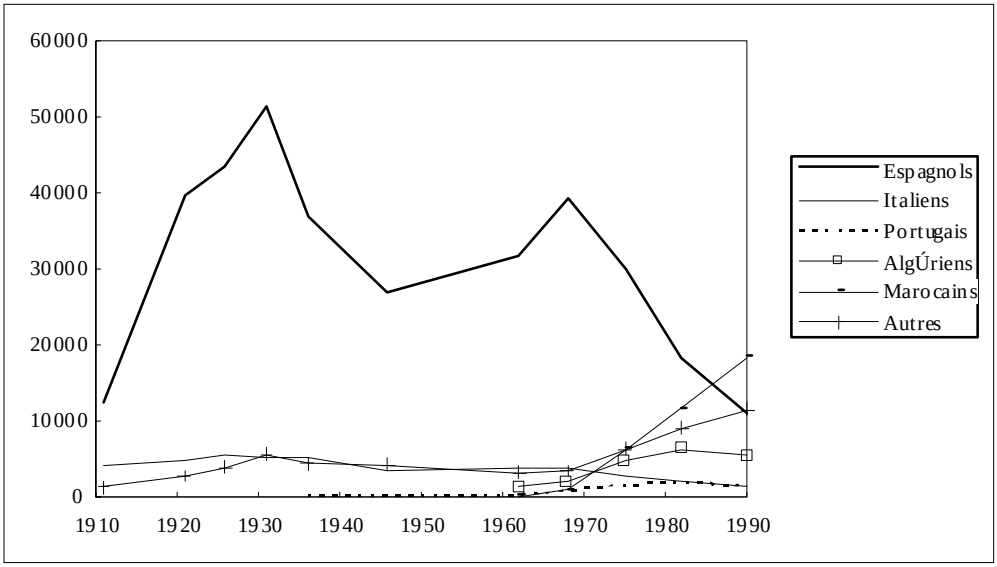
La vague d'émigration s'avère être composée de deux parties de 1931 à 1935, ce sont 10 000 étrangers qui partent, tandis que le solde français reste en équilibre. Les étrangers ont-ils été contraints de partir par des mesures administratives ? Ou fut-ce une réaction spontanée devant la conjoncture économique défavorable ? Les Français, eux, constituent la deuxième partie de la vague d'émigration, au demeurant très modeste. Leur solde est négatif au cours de la période 1936-1946. Cet inversement du flux migratoire pour la durée de la deuxième Guerre Mondiale peut être observé dans d'autres départements à forte tradition immigratoire (voir INSEE, 1966). Il semble exprimer un repli sur la région d'origine pour des raisons de sécurité ou d'approvisionnement.

La troisième vague d'immigration, qui débute en 1955, est à nouveau française. La contribution des étrangers a été très modeste et est restée cantonnée aux années 1960. Il est vrai que l'estimation du flux étranger au cours de cette dernière vague commence à souffrir de l'ancienneté de l'immigration étrangère et, par conséquent, de l'importance de son mouvement naturel. L'influence serait plutôt dans le sens d'une surestimation. En effet, l'âge à l'immigration laisse supposer que le mouvement naturel étranger serait positif pour de longues années encore. Le nombre de naturalisations, quant à lui, sera également de plus en plus surestimé, car il s'agit d'un nombre croissant "d'étrangers" nés en France, n'ayant, par conséquent, jamais immigrés. L'immigration étrangère récente étant probablement surestimée, la domination de l'immigration française n'en devient que plus grande.

Parmi les français de la troisième vague d'immigration sont comptés les rapatriés d'Algérie. A leur arrivée en France fin 1962, ils sont 24 500 à s'installer dans l'Hérault (voir Baillet 1975). Cela représente environ 80 % de l'immigration française de la période 1962-1968. Il est vrai qu'en 1968, les rapatriés de l'Hérault sont au nombre de 39 250. Entre temps, environ 11 000 rapatriés installés ailleurs en France ont rejoint l'Hérault, et près de 4 000 enfants de rapatriés sont nés sur le sol français. Ces enfants ne font évidemment pas partie de l'immigration des rapatriés. Les 11 000 arrivées d'autres départements ne devraient pas davantage être comptabilisés dans l'arrivée des rapatriés, car, venant d'un autre département français, leur arrivée dans l'Hérault fut une immigration d'appel au même titre que celle des autres français. Au total, l'arrivée des rapatriés "expliquerait" l'immigration française entre 1962 et 1968, mais, replacée dans l'ensemble de l'immigration française de la période 1955-1990, elle semble avoir fait partie d'une vague qui la dépassait largement. Non seulement sa part ne constitue qu'une dixième de toute l'immigration française de 1955-1990 (ou une huitième si on veut comptabiliser les arrivées indirectes des rapatriés entre 1963-1968), mais en plus elle n'a modifié en rien la courbe de l'immigration française, qui a débuté avant leur arrivée et continué après. Tout s'est passé comme si c'était la "demande" de migrants, et non pas "l'offre", qui a fixé le nombre d'arrivants.

Le mouvement migratoire des étrangers selon leur nationalité est impossible dans l'état actuel des données publiées notamment la naturalisation n'est pas publiée selon la nationalité précédente. On peut toutefois se faire une idée des parts relatives des nationalités parmi les immigrés en comparant leurs effectifs au moment du recensement.

La dernière période intercensitaire a constitué une véritable révolution dans la composition des étrangers selon leur nationalité. Pour la première fois de l'histoire, les Espagnols ont été dépassés par une autre nationalité, en l'occurrence la marocaine. Depuis les premières données fiables concernant les étrangers dans l'Hérault, en 1851, les Espagnols ont toujours été les plus nombreux, devant les Italiens. Or, il est surtout intéressant de noter que ces derniers, comme toutes les autres nationalités, n'ont pas contribué à l'immigration étrangère de 1911-1931, ni à l'émigration étrangère en 1931-1936. Ces deux vagues ont été exclusivement Espagnoles. On note également le fort recul des Espagnols entre 1936 et 1946. Contrairement au retour réel de 1931-1936, celui-ci s'explique surtout par la naturalisation. Peu nombreux ont été les Espagnols qui sont rentrés en Espagne au moment de la Guerre Civile. Peu nombreux, également, les républicains qui ont été accueillis dans les camps en 1939. L'Hérault n'a pas, ou très peu, eu à jouer le rôle, peu flatteur, de garde républicaine comme le département des Pyrénées Orientales a dû le faire.



Graphique 7. Etrangers recensés selon la nationalité ; Hérault sexes réunis.

Après la guerre de 1939-1945, l'immigration Espagnole a repris et duré jusqu'en 1968. Ce n'est qu'après qu'elle a été remplacé par l'immigration maghrébine, dans laquelle les Marocains prennent, de loin, la plus grande part. Les Espagnols, eux, fondent en nombre probablement par le double jeu des retours et des naturalisations. Actuellement, les nouvelles nationalités sont, ensemble, aussi nombreuses que les seuls Espagnols en 1968. Peut-être même aussi nombreux que les Espagnols en 1931, en comptant large le contingent d'étrangers non recensés. Mais, entre 1931 et 1990, la population départementale française a doublé.

c - conclusion

A l'exception de la période 1935-1950, le département est marqué par un solde migratoire positif en constante progression depuis le début du XIXe siècle. Au cours de la période d'enregistrement fiable (1880-1990), trois cycles se dessinent immigration française en 1880-1900, immigration étrangère en 1910-1930, émigration étrangère puis française en 1935-1950, immigration française en 1955- 1990.

Le comportement migratoire montre un caractère longitudinal, à l'image du comportement de fécondité les cohortes réalisent, à travers des retards et des rattrapages de calendrier, une intensité migratoire finale en évolution régulière.

Selon ce calendrier, la migration nette paraît dominée par les adultes de 30-60 ans avec des enfants de 5 à 15 ans. En deuxième lieu, seulement, par les jeunes adultes de 15-25 ans.

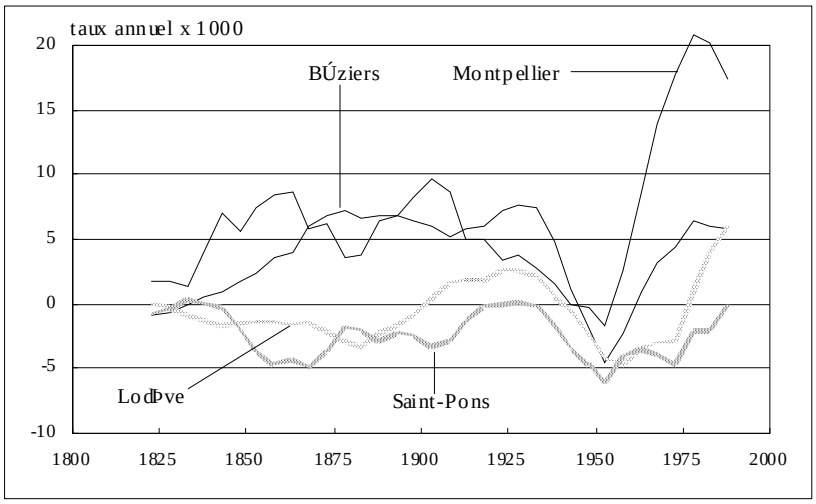
La migration à l'âge de la retraite ne paraît qu'en troisième position. Elle ne semble pas être une migration de retour, mais une immigration de non-originaires, comme celle aux autres âges. Apparue depuis les années 1950

seulement, elle est la principale nouveauté du dernier cycle migratoire et constitue un élément important pour l'avenir.

LA MIGRATION DES SOUS-POPULATIONS

La migration des sous-populations départementales est susceptible de composer une mosaïque de flux migratoires contradictoires et variés. Exode rural, péri-urbanisation et autres cycles migratoires devraient opposer certaines sous-populations à d'autres, peut-être même dans le calendrier par âge. Or, cette caractéristique distingue la migration de la mortalité, que l'on a vue s'uniformiser, et aussi de la fécondité, pour laquelle les "pulsations mystérieuses" du Temps furent de loin les premiers facteurs explicatifs.

Les arrondissements forment un premier découpage du département qui permet de mettre en évidence des comportements migratoires différents.



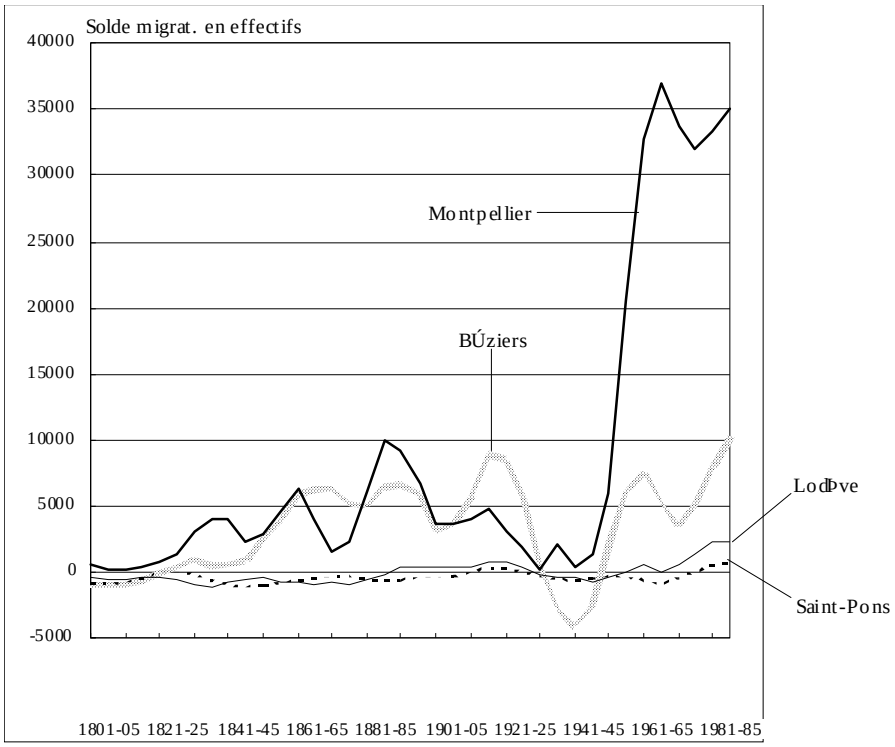
Graphique 8. Taux annuels de migration nette par arrondissement.

Déjà, les cycles départementaux volent en éclat. Les arrondissement vont par deux et chaque couple a ses cycles propres. Les arrondissements de Montpellier et de Béziers dessinent un cycle d'immigration de 1825 à 1935 (avec un creux au moment du phylloxéra pour l'arrondissement de Montpellier). Après un court passage d'émigration, ils ont démarré un deuxième cycle dès 1955. Ce deuxième cycle semble connaître un sommet en 1975.

Les arrondissements de Lodève et de Saint-Pons ont connu un premier cycle d'émigration de 1825 à 1910. L'émigration est restée très modérée. Un deuxième cycle d'émigration se dessine de 1935 à 1975. La période est plus courte, mais l'émigration annuelle est un peu plus forte. Depuis 1975, l'arrondissement de

Lodève a retrouvé l'immigration aux taux les plus élevés de son histoire contemporaine. L'arrondissement de Saint-Pons est en voie de retrouver l'immigration, ce qui, si elle se confirmait, serait une première de son histoire contemporaine.

De 1850 à 1920, les deux arrondissements du Piémont ont connu l'émigration, les deux arrondissements de la plaine l'immigration. De là à penser que des habitants du Piémont se sont installés dans la plaine, il n'y a qu'un pas qu'il est certainement justifié de franchir. Seulement, il n'explique qu'une partie infime de l'immigration de la plaine (le graphique 9).



Graphique 9. Solde migratoire quinquennal des arrondissements en effectifs bruts ; sexes réunis.

Certes, les arrondissements de Lodève et de Saint-Pons ont perdu des habitants, mais en quantité insignifiante par rapport au nombre d'immigrés des arrondissements de la plaine.

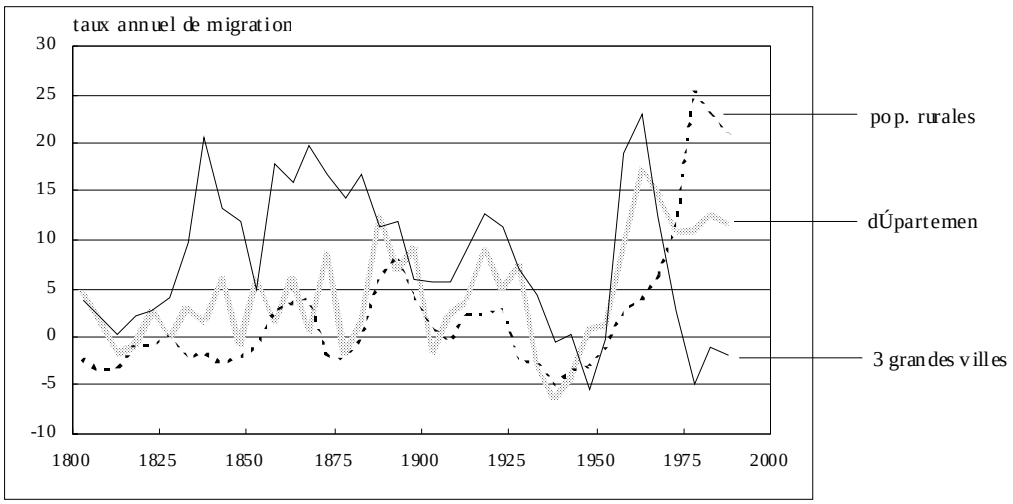
L'immigration des arrondissements de la plaine est en très grande partie de provenance extra-départementale[94] *. L'émigration des arrondissements du*

[94] Cela n'exclut pas qu'il y ait eu un effet de chaîne : les habitants des arrondissements de Piémont ont pu migrer vers la plaine, puis avoir été remplacés par des immigrés en provenance de

Piémont est restée faible, non seulement en effectifs bruts mais également en taux de migration.

a - exode rural ?

Il est possible que de forts courants de migration aient déplacé les populations rurales vers les villes. S'ils se sont déroulés à l'intérieur des arrondissements, ils ont échappé à l'observation par arrondissement (les graphiques 8 et 9).

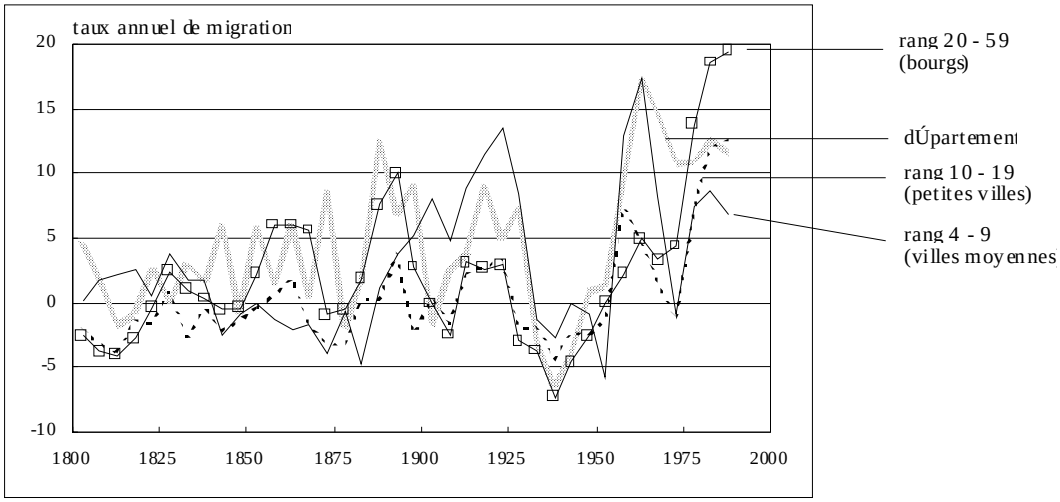


Graphique 10. Taux moyen annuel de migration des 3 grandes villes et des 41 sous-populations rurales (rang décroissant selon la taille communale en 1851) ; taux départementaux en comparaison.

L'examen des taux de migration des trois grandes villes et celle des taux des 41 sous-populations rurales (le graphique 10) montre que l'immigration des grandes villes a largement dépassé les taux départementaux, notamment en 1825-1880. Par contre, on ne constate aucune émigration des campagnes. Notons au passage que l'ordre de 1851 se maintient quasiment inchangé jusqu'aux années 1960. Après, il est perturbé par la péri-urbanisation, qui sera étudiée à part (voir infra).

Les campagnes suivent de très près la fluctuation des taux départementaux (r = 0,61), plus que tout autre groupe de communes. Le graphique 11 montre les trois groupes de communes intermédiaires les villes moyennes, les petites villes et les bourgs.

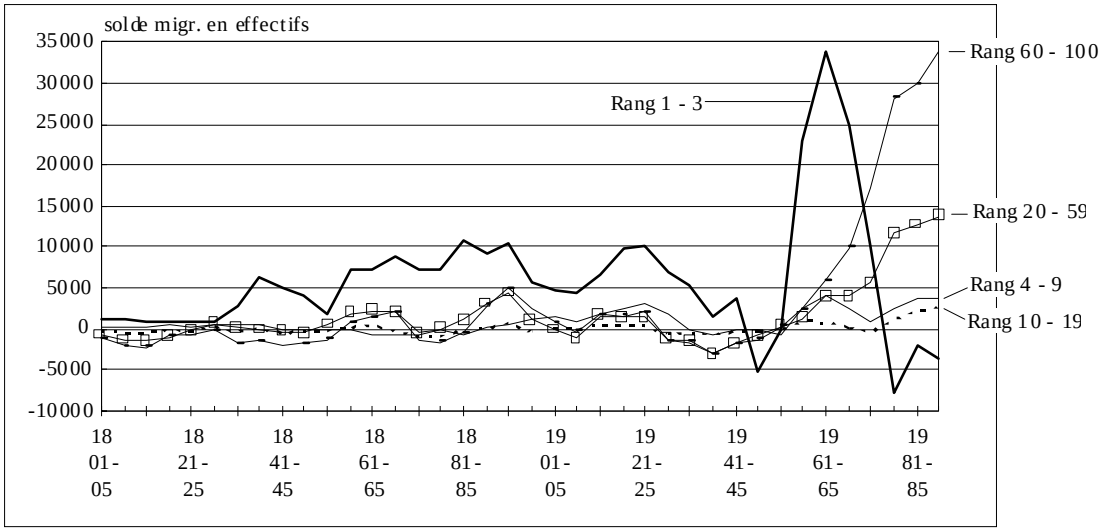
l'Aveyron et du Tarn. L'analyse des soldes migratoires a comme principe de ne pas faire de différence entre les individus de provenance différentes.



Graphique 11. Taux moyen annuel de migration des villes moyennes (rang 4 - 9), des petites villes (rang 10 - 19) et des bourgs (rang 20 - 59 ; rangs en 1851) ; taux départementaux en comparaison.

Tous les groupes de taille intermédiaire suivent d'assez près les taux départementaux. Les bourgs y sont le plus près. Ils montrent le même comportement que les campagnes au graphique précédent. Les petites villes restent un peu en retrait des bourgs. Les villes moyennes ont le comportement le plus perturbé faiblement émigratoire en 1850-1880, elles dépassent les taux départementaux en 1885-1930.

Toutefois, aucun groupe de communes ne montre une émigration systématique. Tous sont en moyenne à caractère immigratoire, aussi si l'on ne considère que la période 1801-1935. Le groupe des trois grandes villes se distingue par des taux exceptionnellement élevés, notamment au XIXe siècle. Quand on regarde les effectifs réellement engagés, la situation est beaucoup plus claire encore.



Graphique 12. Somme des soldes migratoires quinquennaux par catégorie de communes ; effectifs bruts.

Jusqu'en 1965, l'immigration est allée presque exclusivement vers les trois grandes villes. Si les taux d'immigration des autres catégories de communes sont restés en général positifs en non négligeables, en effectifs bruts cela n'a représenté qu'une fraction du nombre total d'immigrés.

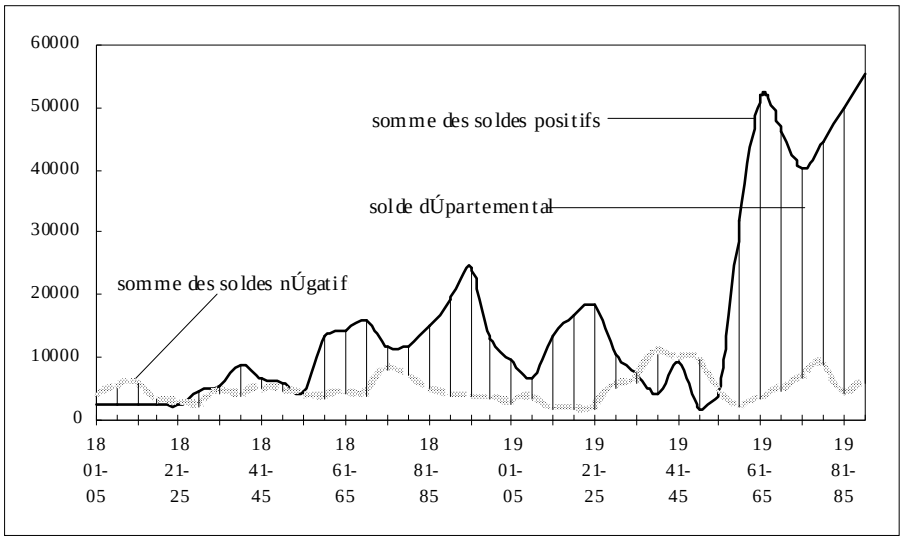
Le département de l'Hérault a connu une immigration urbaine, mais il n'a pas connu d'exode rural. A aucun moment de son histoire, les communes rurales ont connu plus de tendance à l'émigration que les autres communes. En général, même, elles ont connu une immigration à niveau égal avec l'immigration départementale. En réalité, seules les trois grandes villes se distinguent par une immigration plus forte entre 1825 et 1880.

A partir de 1955, tout change. Après une dernière flambée d'immigration, les trois grandes villes arrêtent brusquement toute migration apparente. Les communes rurales (péri-urbaines) prennent le relais. Il est intéressant de noter que les plus forts courants migratoires, non seulement en taux mais également en effectifs, se dirigent vers les communes auparavant les moins peuplées. Suivies par les bourgs, puis les petites et moyennes villes. Cela tient à la structure du réseau urbain. On verra plus loin que la péri-urbanisation procède par cercles concentriques autour des villes, sans se soucier de la taille des communes touchées. Or, le réseau urbain est ainsi fait que, avant la péri-urbanisation, seules les communes les plus petites avaient leur place dans la banlieue directe des villes ; les bourgs pouvaient émerger dans la deuxième couronne, les petites villes dans la troisième. La péri-urbanisation a donc d'abord touché les communes les moins peuplées, puis les bourgs, enfin les petites villes. Mais la péri-urbanisation n'explique pas toute l'immigration de la campagne, comme on verra plus loin.

b - une migration intra-départementale marginale

Le fait qu'aucune catégorie de communes, en moyenne, n'aient connu de soldes migratoires négatifs ne signifie pas qu'aucune commune n'ait été en négatif. On a déjà vu l'émigration des deux arrondissements de Piémont. Mais leur émigration n'est pas particulièrement rurale. Au milieu du XIXe siècle, le Piémont fut aussi urbain que la plaine (voir le chapitre II.1), si ce n'est plus. Ce sont autant les urbains que les ruraux qui "descendent" vers la plaine.

A travers les graphiques 8 à 12, on devine une autre caractéristique de la migration héraultaise le flux venant de l'extérieur semble plus important que le flux interne au département (graphique 13).



Graphique 13. Somme des soldes migratoires positifs et somme des soldes migratoires négatifs des sous-populations départementales.

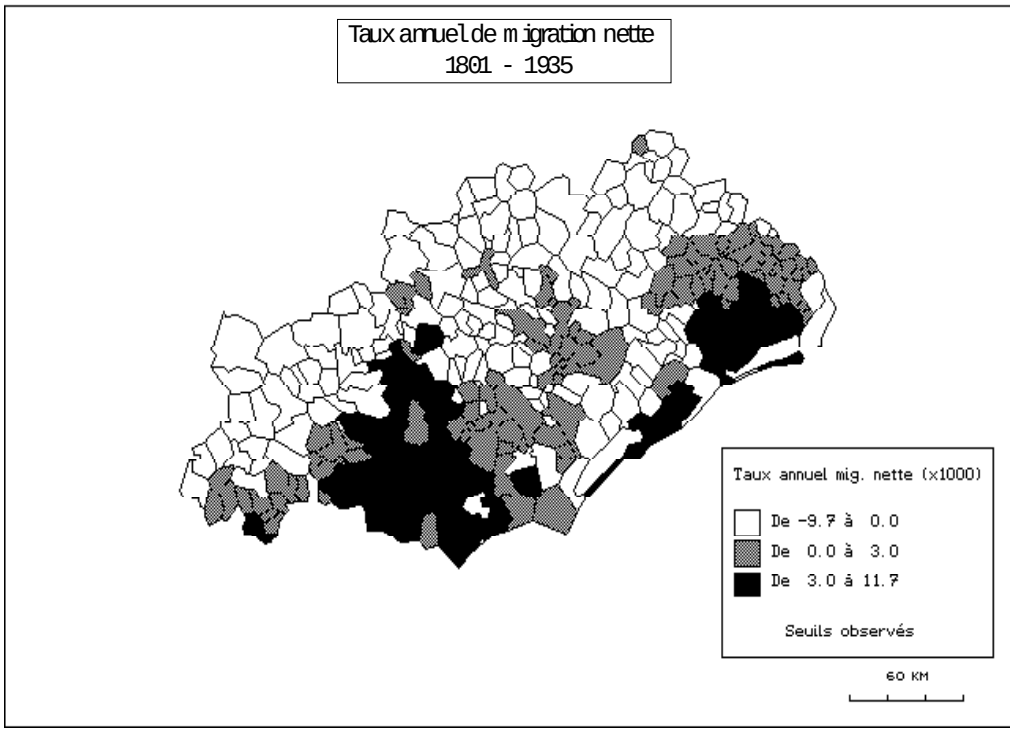
De 1850 à 1930 et de 1955 à 1990, l'immigration départementale est très majoritairement de provenance extra-départementale. Les sous-populations du Piémont et les autres sous-populations ayant connu une émigration à une période donnée, ne constituent qu'un apport marginal à l'immigration départementale. Avant 1850, ce n'est pas le cas. De 1821 à 1850, notamment, soldes négatifs et soldes positifs se valent ; la population s'est donc déplacée d'une commune à une autre dans le département. De 1936 à 1955, les soldes négatifs augmentent jusqu'à dépasser les soldes positifs qui sont en diminution.

A l'échelle nationale, la somme des soldes interdépartementaux est infiniment plus importante que le solde migratoire avec l'étranger. A l'échelle départementale on aurait pu imaginer le même rapport plus de mouvement intercommunal qu'interdépartemental. Or, ce n'est pas le cas pour le département de l'Hérault. Le département n'est pas une petite nation "généraliste", réunissant tous les territoires. Il est déjà économiquement, et donc démographiquement, "spécialisé".

LA MIGRATION AVANT LA PERI-URBANISATION

a - la période transitionnelle (1801-1935)

Le milieu du XXe siècle est la fin d'une époque la transition de la mortalité infantile et de la fécondité se terminent et la migration infra-départementale vit ses dernières années pré-automobiles. Commune et bassin d'emploi faisant une, la migration intercommunale a jusque là répondu aux évolutions économiques communales, notamment celles de l'emploi. Pour préserver l'unité de la période de la perturbation de la deuxième guerre mondiale, nous observons d'abord la période 1801-1935, elle-même partagée en quatre cycles 1801-1850 (migration intra-départementale), 1851-1880 (première vague d'immigration), 1881-1900 (deuxième vague d'immigration), 1901-1935 (troisième vague d'immigration). Il est utile d'étudier séparément les taux et les effectifs réels, comme nous l'avons fait jusqu'ici, car les premiers mesurent l'importance du flux pour la sous-population concernée, les derniers permettent de comparer les flux entre eux.



Carte 1. Taux annuel moyen de migration nette, 1801-1935 ; sous-populations départementales.

Les taux moyens sur l'ensemble de la période forment des territoires homogènes (carte 1). Cela confirme le constat que la taille de la commune est indifférente à son comportement migratoire (si l'on exclut les trois grandes villes, la corrélation entre taux de migration annuel et le logarithme de la taille de la population est dérisoire $r = 0{,}09$).

On retrouve avec une étonnante netteté la carte du peuplement départemental (voir le chapitre II.1) la ligne des avant-monts d'Est à l'Ouest, la ligne Montoulieu-Loupian du Nord au Sud. Tout le territoire de ces deux lignes à très faible densité, ainsi que le territoire se situant au-dessus de la première ligne (en altitude comme en orientation géographique), a connu un solde migratoire négatif. L'immigration, elle, dessine deux ronds bien délimités autour de Béziers et de Montpellier.

Les territoires ainsi définis contiennent très peu d'exceptions. En territoire d'émigration, seules quelques villes ont connu un solde positif Ganges, Lodève, Bédarieux et le bassin minier de Graissessac. En territoire d'immigration, les exception sont également urbaines Lunel, Marsillargues, Florensac. Bien sûr, entre les deux pôles d'immigration que sont Montpellier et Béziers, la démarcation n'est pas parfaite. Sète et Frontignan, tout comme les communes de la moyenne vallée de l'Hérault, affichent des taux positifs dans des territoires plutôt à taux négatifs. Cela n'empêche la carte d'être clairement définie par des facteurs géographiques.

L'analyse statistique confirme l'importance de la géographie. Trois variables "géographiques" sont corrélées de façon significative avec le taux annuel de migration la latitude (r = - 0,43) ; le logarithme de l'altitude (r = - 0,41) ; et la présence des vignes (r = 0,37). Ensemble, elles expliquent 28 % de la variation du taux de migration. Cependant, une variable démographique se rapproche le plus du taux de migration l'espérance de vie traditionnelle (r = - 0,54 ; si l'on exclut les trois grandes villes, la corrélation est toujours r = - 0,44). Variables géographiques et l'espérance de vie ensemble expliquent 45 % de la variation du taux de migration (43 % si l'on exclut les grandes villes).

Il est difficile d'interpréter le rapport étroit entre espérance de vie et émigration. L'explication classique d'un mouroir urbain démographiquement nourri par l'excédent rural ne tient pas dans un contexte ou la migration est indépendante de la taille des communes. Une autre hypothèse voudrait que la faible mortalité engendre une surpopulation relative propice à l'émigration. Ce facteur a pu jouer dans le contexte héraultais, même si les terres d'émigration étaient déjà les plus faiblement peuplées. Une deuxième hypothèse plausible est l'absence de tout lien causal. L'économie du département entre 1801 et 1935 semble si clairement liée au cycle viticole que ceci suffit pour expliquer le déplacement de la population du territoire textile (le Piémont) vers le territoire viticole (la plaine), et donc accessoirement des pays à faible mortalité vers les pays à plus forte mortalité.

La carte de la migration "pré-automobile" reprend très exactement la double grille de lecture du département exposée au sujet du peuplement une ligne du Sud-Ouest vers le Nord-Est suivant les avant-monts, une deuxième de Montoulieu à Loupian coupant la Plaine Ouest de la Plaine Est. Elle rappelle également la carte de la mortalité traditionnelle. Le rapport entre faible mortalité et émigration reste toutefois énigmatique.

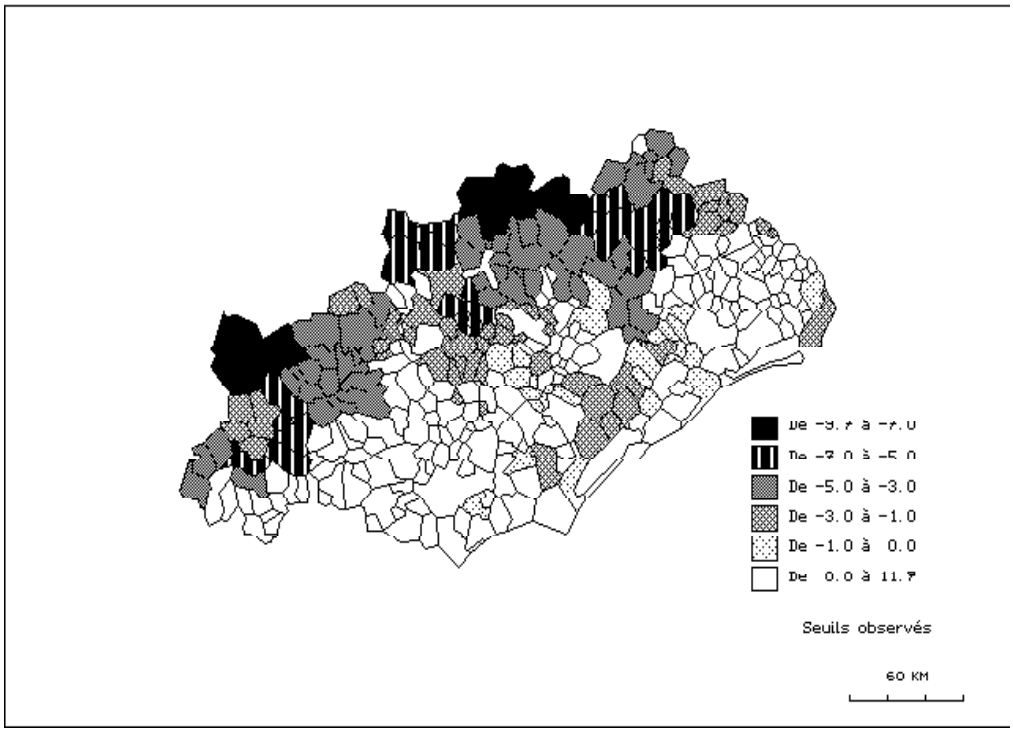
L'homogénéité des territoires d'immigration et d'émigration dévoile le caractère géographique de la transition économique au XIXe siècle. Villes et villages

attirent ou repoussent dans un même élan, constituant ce que nous avons appelé un bassin de peuplement un territoire économiquement solidaire, même s'il compte de nombreux bassins d'emploi indépendants, le plus souvent communaux.

Examinons les taux positifs et les taux négatifs séparément.

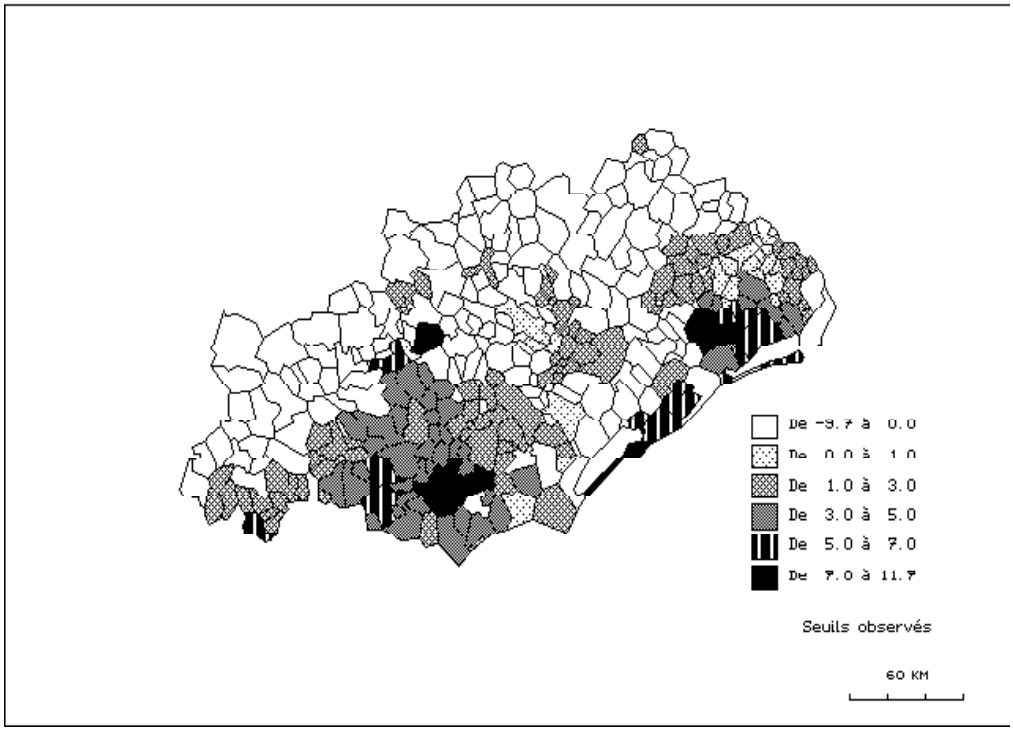
b - l'émigration en 1801-1935

En cartographiant l'émigration et l'immigration séparément, on peut distinguer de façon plus fine les territoires selon l'intensité de la migration. La carte 2 montre l'émigration au cours de la période 1801-1935.



Carte 2. Taux annuels de migration (pour 1000) en 1801-1935 les territoires d'émigration.

La hiérarchie de l'altitude est bien respectée. Les deux cantons du plateau atlantique (La Salvetat-sur-Agout et Le Caylar) connaissent les plus forts taux d'émigration. En général, les taux élevés se trouvent dans les cantons les plus hauts. Dès qu'on quitte le Piémont, les taux s'atténuent. Seule la ligne Montoulieu-Loupian maintient les taux élevés du Piémont.



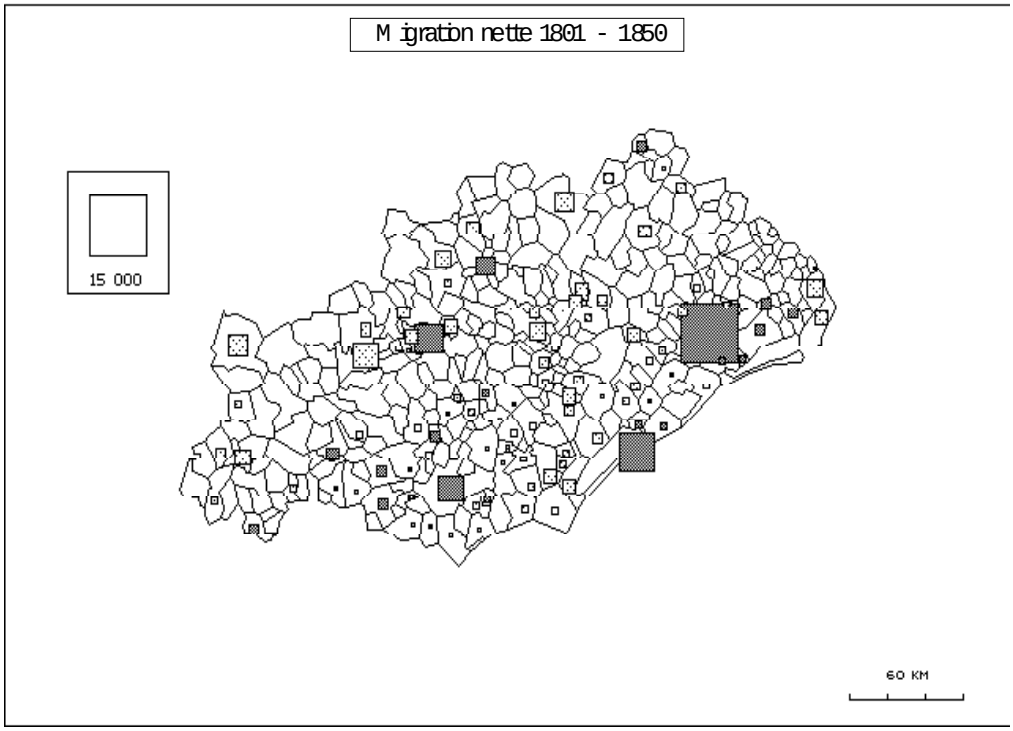
Carte 3. Taux annuels de migration (pour 1000) en 1801-1935 les territoires d'immigration.

c - l'immigration en 1801-1935

L'immigration est bien centrée dans et autour des grandes villes, Montpellier, Béziers et Sète. Les villes moyennes comme Lunel, Pézenas, Mèze, Gignac etc., ne participent en rien à l'immigration. Ce sont les villes moyennes du Piémont (Ganges, Lodève, Bédarieux), qui ont reçu des immigrants dans un environnement à solde négatif.

d - les cycles de migration

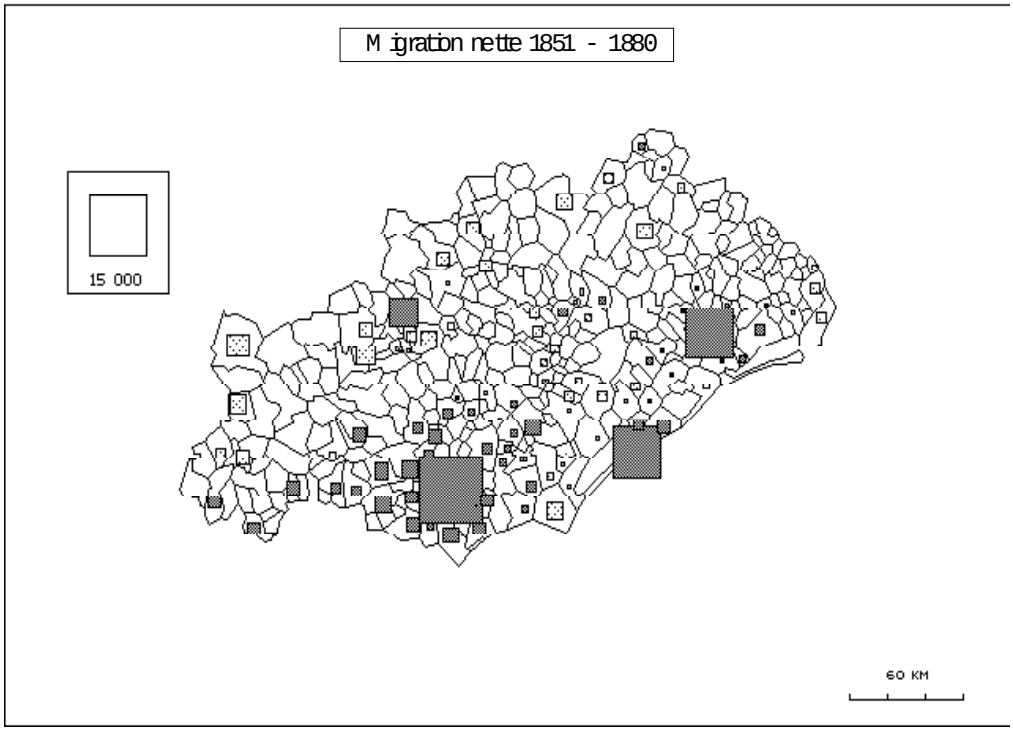
A l'intérieur de la période 1801-1935, on a distingué plusieurs cycles de migration 1801-1850 (migration intra-départementale), 1851-1880 (première vague d'immigration), 1881-1900 (deuxième vague d'immigration), 1901-1930 (troisième vague d'immigration). Ils font l'objet des cartes suivantes, où le flux migratoire est représenté en effectifs réels.



Carte 4. Soldes de migration par sous-population, 1801-1850 ; soldes positifs foncés, soldes négatifs clairs.

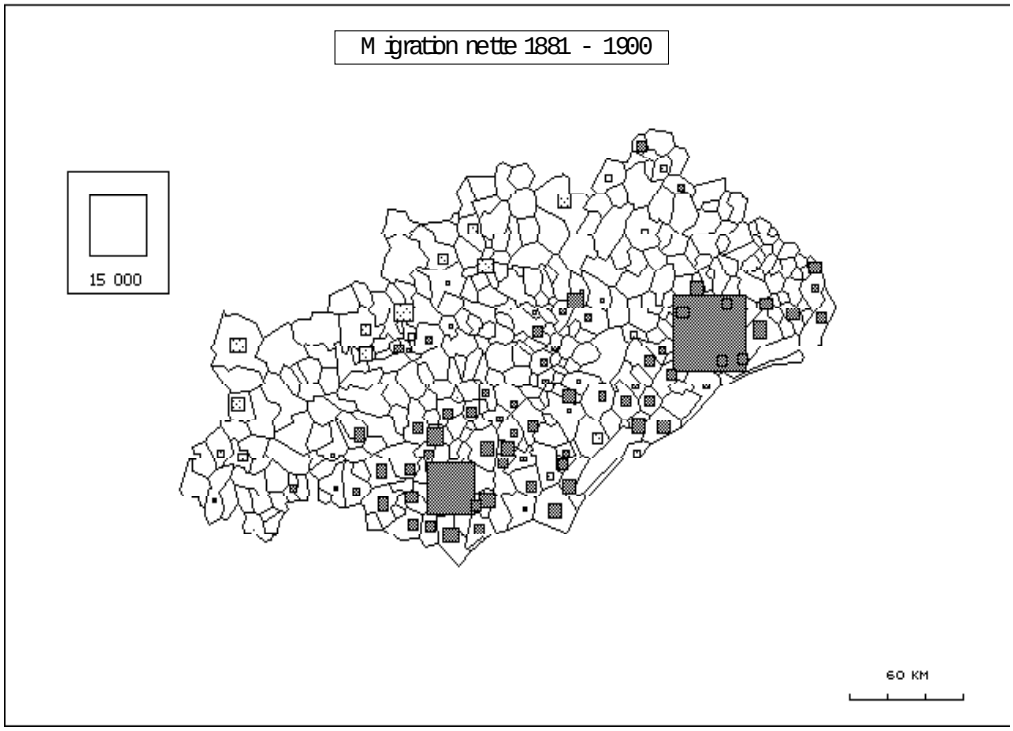
La direction des flux est déjà celle qui dominera au cours des XIXe et XXe siècle immigration dans et autour des grandes villes, émigration au Piémont, à l'exception de Ganges, Lodève et Bédarieux. La principale particularité de cette période se trouve dans la vallée de l'Hérault. Celle-ci connaît une émigration généralisée, de St-Guilhem-le-Désert à Agde, en passant par Aniane, Gignac, Montagnac, Pézenas, Florensac et toutes leurs campagnes. Ceci n'est pas une caractéristique permanente de toute la période 1801-1935. La vallée de l'Hérault, à la frontière du Biterrois, a eu des fortunes diverses, comme on aura l'occasion de le voir.

Les flux ont été peu importants au cours de cette première moitié du XIXe siècle. De surcroît, flux d'immigration et flux d'émigration ont été en équilibre. On peut supposer que la population s'est surtout déplacée à l'intérieur du département, du Piémont et de la vallée de l'Hérault vers les plaines Biterroise et Montpelliéraine. Dans le Biterrois, l'immigration s'est dirigée autant vers les campagnes que vers Béziers. Dans le Montpelliérais, l'immigration est surtout le fait de la ville de Montpellier.



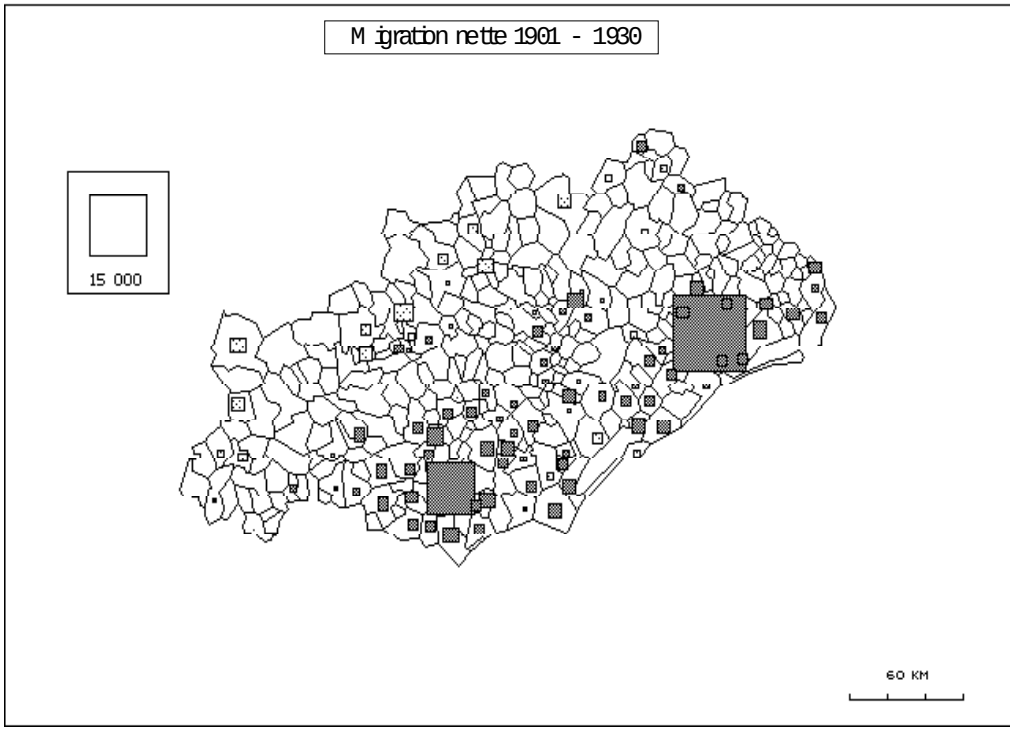
Carte 5. Soldes de migration par sous-population, 1851-1880 ; soldes positifs foncés, soldes négatifs clairs.

La première vague d'immigration a profité en premier lieu au Biterrois, en deuxième lieu seulement aux villes de Sète et de Montpellier. Au Piémont, le bassin minier de Graissessac se distingue logiquement, suite au développement des mines. La vallée de l'Hérault a perdu l'émigration systématique de la première moitié du XIXe siècle. Elle semble très timidement participer à l'immigration Biterroise. Dans la plaine Montpelliéraine, l'immigration est toujours le fait de Montpellier seulement (ou presque). Comme à Sète, l'immigration de Montpellier est sans rapport avec son environnement direct.



Carte 6. Soldes de migration par sous-population, 1881-1900 ; soldes positifs foncés, soldes négatifs clairs.

Le contraste entre Piémont et plaines est toujours le même, mais pour la première fois, la plaine Montpelliéraine se comporte comme la plaine Biterroise. La vallée de l'Hérault est, elle aussi, entièrement acquise à l'immigration. Face à une immigration si généralisée sur l'ensemble des plaines et du littoral, l'arrêt net de l'immigration à Sète dénote. Il est la conséquence directe du protectionnisme érigé en loi au début des années 1890 (la loi sur les droits de douanes, voir le chapitre II.1).

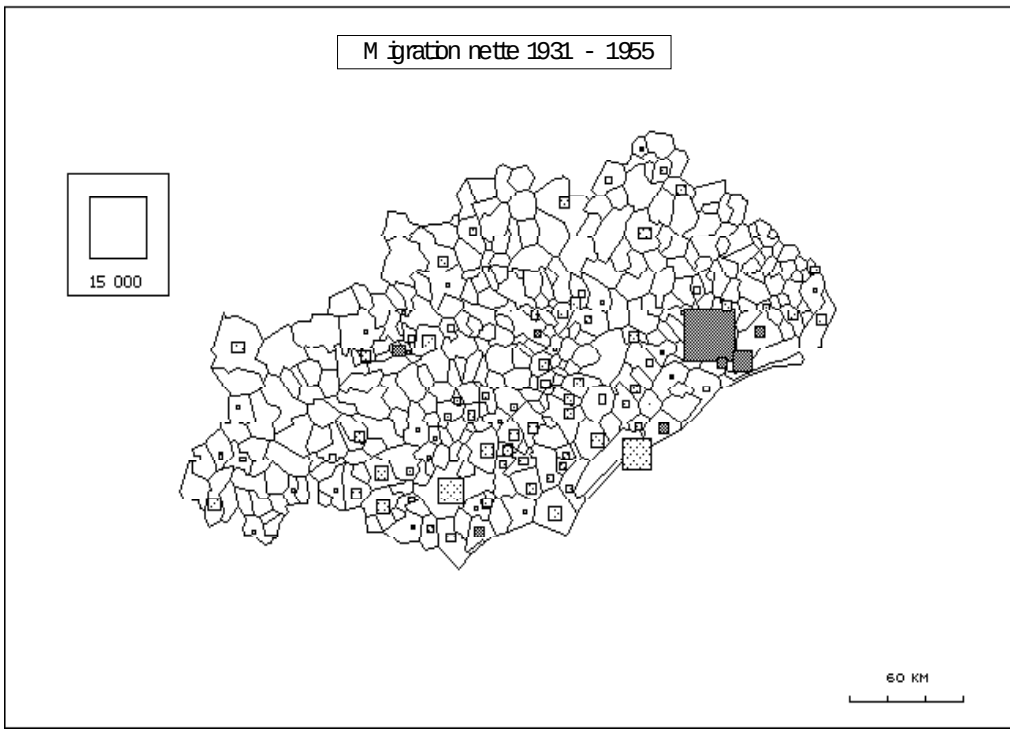


Carte 7. Soldes de migration par sous-population, 1901-1930 ; soldes positifs foncés, soldes négatifs clairs.

La carte 7 (1901-1930) est quasiment identique à la carte 6 (1881-1900). La plaine Biterroise et la plaine Montpelliéraine réunissent toujours l'essentiel de l'immigration ; la vallée de l'Hérault est dans son ensemble à caractère immigratoire ; Sète, Mèze et Lunel sont toujours les exceptions du littoral, des îlots d'émigration dans un environnement d'immigration.

e - l'intermède 1931-1955

La période autour de la deuxième guerre mondiale a été à l'opposé de ce qui s'était passé 25 ans auparavant. Cette dernière avait provoqué un boom viticole, pendant et après la guerre, et avec lui une vague d'immigration de grande ampleur. Rien de tel pour la deuxième guerre mondiale. La surproduction viticole frappe durement le département au cours des années 1934-1936, faisant chuter le prix du vin. La guerre, avec son recul de la production et plus encore de la productivité, fait redresser les prix et permet, ensuite, un redressement de la productivité rapide et durable, qui conduit le secteur viticole de l'Hérault à la "crise de surproduction" des années 1950-1980[95].



Carte 8. Soldes de migration par sous-population, 1931-1955 ; soldes positifs foncés, soldes négatifs clairs.

L'émigration, en 1931-1955, est générale. Mis à part Montpellier et quelques communes de sa banlieue, l'immigration a été exceptionnelle et extrêmement limitée. Mais l'émigration aussi est partout limitée. Comme si quelqu'un avait

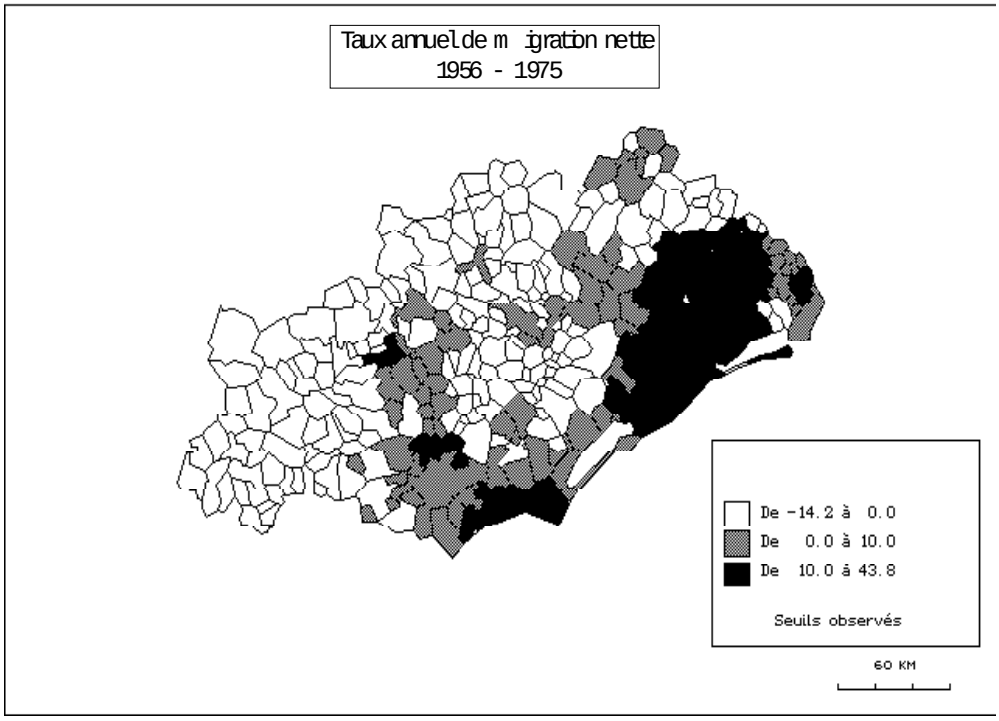
[95] Quelques chiffres pour illustrer à la fois l'importance de la vigne dans l'Hérault et de son évolution d'après-guerre : le nombre d'actifs travaillant la vigne, par rapport au nombre total d'actifs du département, est successivement 1 sur 2 en 1931 ; 1 sur 2,1 en 1936 ; 1 sur 2,1 en 1946 ; 1 sur 2,8 en 1954 ; 1 sur 7 en 1974 ; 1 sur 10 en 1982 ; 1 sur 15 en 1990, pour une production égale (voir aussi Laurent 1978).

diffusé l'émigration équitablement sur l'ensemble du territoire. Seule Sète est un peu plus touchée que les autres communes. On note en particulier la faible émigration de la ville de Béziers. Elle dépasse à peine celle des bourgs et des populations rurales de sa plaine et ne représente qu'un quart de l'immigration qu'a connue la ville au cycle précédent, entre 1901 et 1930.

LA MIGRATION A L'ERE DE LA PERI-URBANISATION

A partir des années 1950, la voiture individuelle a fait éclater les limites communales. Travail et domicile ne se trouvent plus obligatoirement dans la même commune. L'aspect le plus spectaculaire de cette évolution est la croissance exponentielle des communes-dortoirs autour des grandes villes. Mais la dissociation entre lieu de domicile et lieu de travail est tout autant le fait des communes rurales de l'arrière-pays. En 1990, dans l'unité urbaine de Montpellier, les actifs ayant un emploi travaillent à 27,7 % dans une autre commune. Dans l'unité urbaine de Béziers, le pourcentage est de 17,2 %. Dans les hauts cantons, ce pourcentage est du même ordre, si ce n'est plus élevé 46,8 % dans le canton de St-Gervais-sur-Mare ; 23,1 % dans le canton de St-Pons-de-Thomières ; 24,8 % dans le canton du Caylar. Partout, le bassin d'emploi s'est affranchi des limites communales. Dès alors, le lien entre peuplement et croissance économique s'est rallongé de vingt à trente kilomètres.

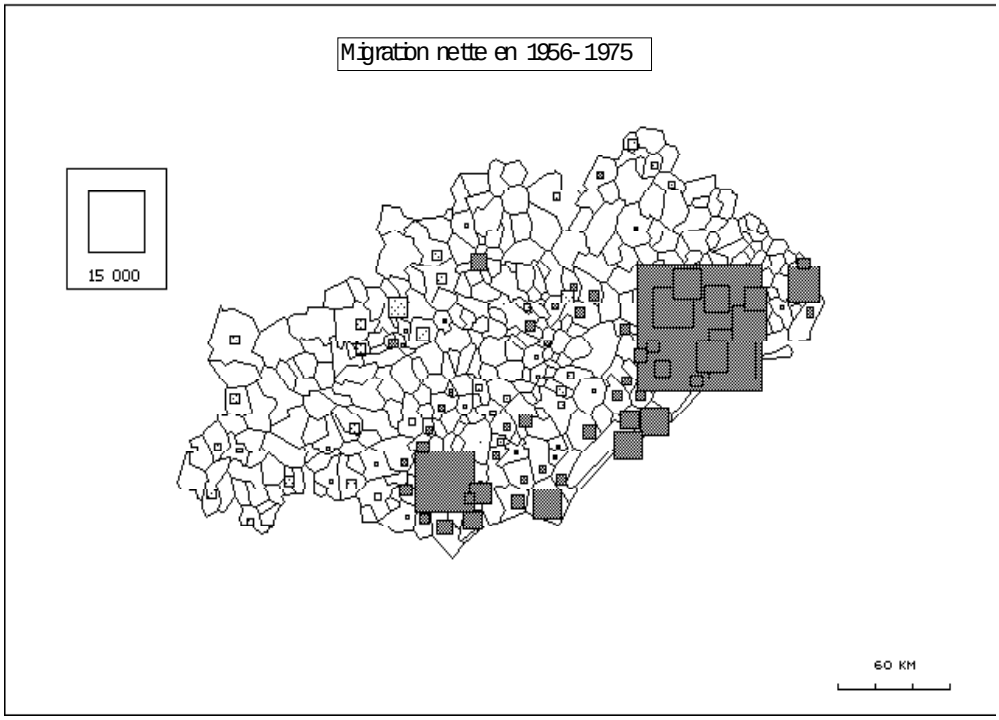
L'évolution de la péri-urbanisation est un phénomène récent. Le véritable tournant a eu lieu en 1975. Avant, nous n'en décelons que les prémices dans la banlieue de Montpellier.



Carte 9. Taux annuels de migration nette des sous-populations départementales en 1956-1975.

a - la période 1956-1975

La carte est très proche de la carte des taux "traditionnels" de 1801-1935 immigration autour des trois grandes villes, émigration au Piémont et dans une grande partie de la vallée de l'Hérault. La principale différence les plus forts taux d'immigration se sont déplacés du Biterrois vers le Montpelliérais. Cela exprime le recul de l'emploi dans la viticulture du Biterrois d'une part, et l'avancée des services centralisés à Montpellier de l'autre.

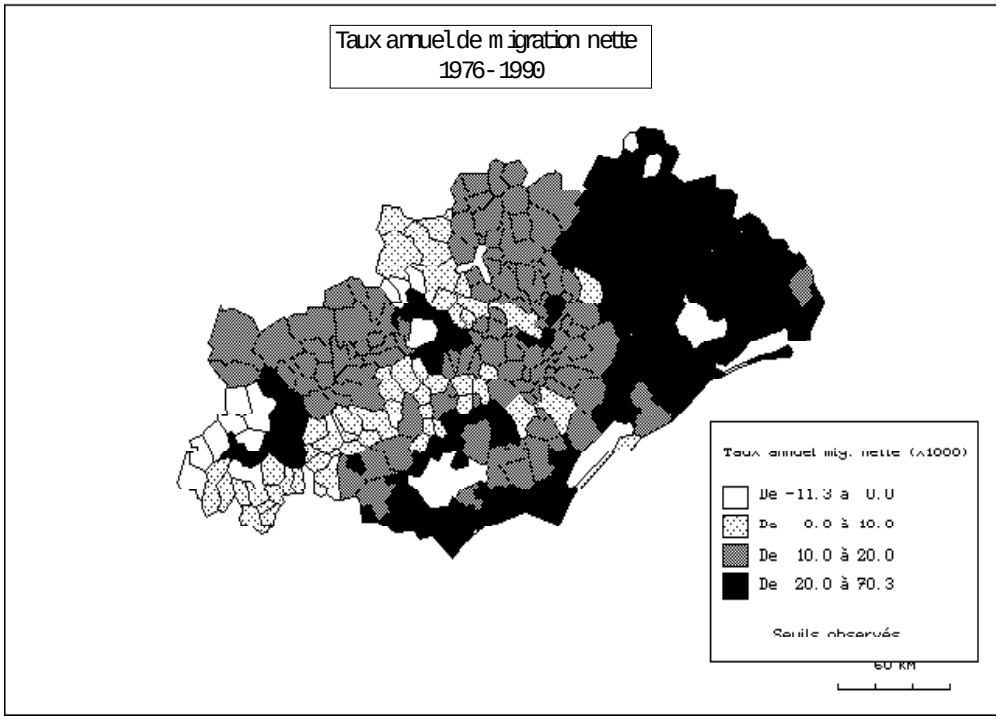


Carte 10. Migration nette des sous-populations en 1956-1975.

Les effectifs de la migration nette ressemblent également plus à la carte de 1901-1930 qu'à celle à venir, après 1975. Tout se passe comme si, l'intermède de 1931-1950 terminé, les flux migratoires avaient repris le chemin traditionnel d'avant 1930. Les cantons de Béziers, par exemple, enregistraient un solde migratoire positif de 24 092 habitants en 1901-1930, ils enregistrent un solde positif de 21 626 en 1956-1975.

Seul Montpellier, avec ses cantons, connaît une rupture avec le passé d'un solde positif de 15 026 en 1901-1930, les cantons de Montpellier passent à un solde de 103 207. C'est un véritable raz de marée, comme Montpellier n'en connaîtra plus (voir infra).

Lunel, Frontignan, Sète et Agde aussi ont crû dans de proportions nouvelles. Plus généralement, c'est le littoral qui a engagé une croissance apparemment bien répartie sur toutes les communes du littoral. Mais la plaine n'en tire pas encore beaucoup profit. Entre le Lunellois et le Montpelliérais, entre le Montpelliérais et la basse vallée de l'Hérault, entre celle-ci et le Biterrois, l'immigration est inexistante ou négligeable.

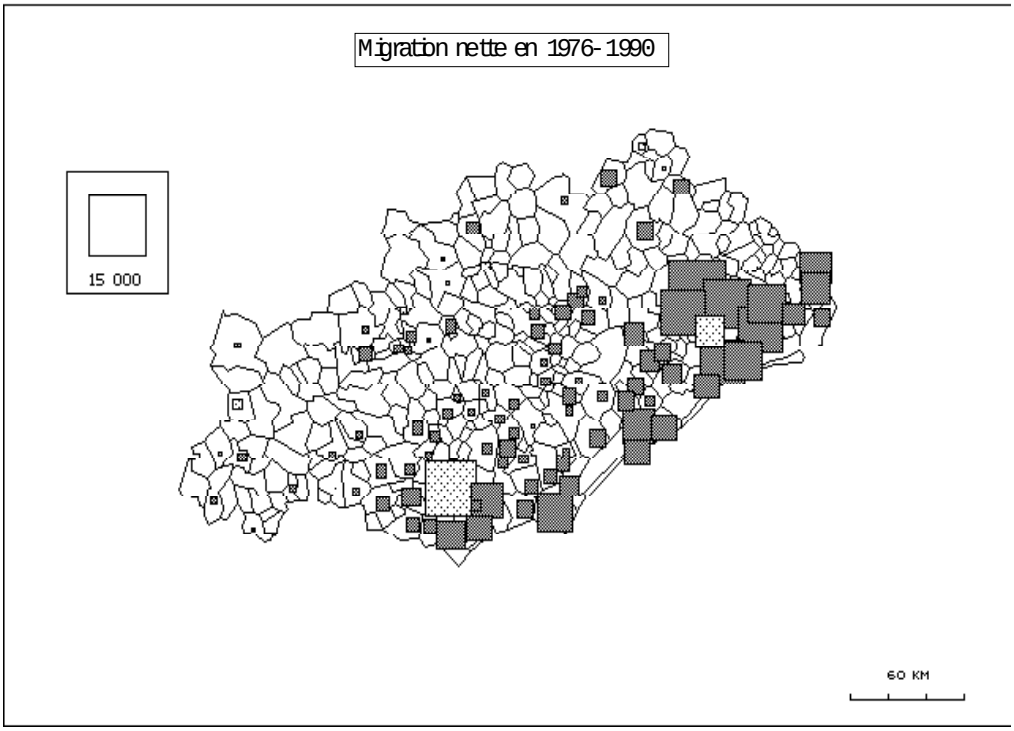


Carte 11. Taux annuels de migration nette des sous-populations en 1976-1990.

b - la période 1976-1990

La carte a totalement changé. Premièrement, toutes les villes ont un solde migratoire plus faible que leurs communes voisines Montpellier, Béziers, Ganges, Lodève, Bédarieux, St-Pons (qui ont toutes des soldes migratoires négatifs au milieu de communes à soldes très fortement positifs), mais aussi Sète, Lunel, Aniane, Clermont-l'Hérault, Pézenas et Montagnac. La mesure du taux annuel perd une bonne partie de son sens. Les communes péri-urbaines étaient souvent très faiblement peuplées au départ, tout transfert de population de la ville vers ces communes se traduit par des taux pouvant atteindre 5, 6 voire 8 % par an (doublement de la population en 9 ans). Ces taux ne sont pas comparables avec les taux communaux d'avant 1975, car ils n'expriment pas une dynamique propre à la commune. Ils expriment seulement la distance qui les séparent d'une ville voisine.

La deuxième caractéristique nouvelle de la période 1976-1990 est la reprise de l'immigration sur tout le territoire (les villes exclues). Seules quelques communes du Minervois font exception. La reprise du Piémont est spectaculaire. Non seulement elle est nouvelle depuis au moins 175 ans, mais en plus elle dépasse souvent 1 % par an, même là où toute ville est loin. La carte des effectifs remet l'image des flux dans de meilleures proportions.



Carte 12. Migration nette des sous-populations en 1976-1990.

La représentation des effectifs permet notamment de comparer l'émigration des villes avec l'immigration de ses communes péri-urbaines. Ainsi, on constate que l'immigration des communes péri-urbaines de Montpellier dépasse très largement l'émigration de la ville de Montpellier. Le solde migratoire global des cantons de Montpellier, dans leur définition de 1972, est largement positif, même s'il est tombé de 103 207 en 1956-1975 à 36 038 en 1976-1990. De la même façon, l'immigration des communes péri-urbaines du Piémont (autour de Ganges, Lodève, Saint-Pons) dépasse largement l'émigration de leur ville-centre. L'attraction du Piémont dépasse donc, lui aussi, le seul effet de la péri-urbanisation locale.

Le solde négatif de la ville de Béziers semble, au contraire, équivalent au solde positif accumulé de ses communes péri-urbaines. En effet, le solde migratoire global des cantons de Béziers est tombé de 21 626 en 1956-1975 à 1 013 en 1976-1990.

L'immigration s'est toujours principalement concentrée autour de Béziers et de Montpellier, comme cela a été le cas depuis le début du XIXe siècle. Mais en plus de ces deux "grappes", deux nouvelles aires d'immigration, qui se dessinaient déjà en 1956-1975, se sont confirmées en 1976-1990 1) le Littoral, avec des soldes migratoires positifs assez comparables pour toutes les sous-populations ; 2) la moyenne vallée de l'Hérault, entre Aniane, Clermont-l'Hérault et Paulhan. Le Littoral a bénéficié bien évidemment de son aménagement, entrepris dès 1963

avec des investissements importants de l'Etat. C'est la deuxième fois que l'Etat arrive à détourner durablement le mouvement démographique du département, après la création de la ville de Sète à la fin du XVIIe siècle[96]. La moyenne vallée de l'Hérault, quant à elle, a bénéficié de plusieurs facteurs agissant dans le sens du développement la création du Lac de Salagou, l'exploitation des mines d'uranium, et la percée de la ligne Montoulieu-Loupian par la route Montpellier-Gignac. C'est l'une des rares fois que l'on soupçonne une réelle influence du réseau routier sur l'évolution du peuplement.

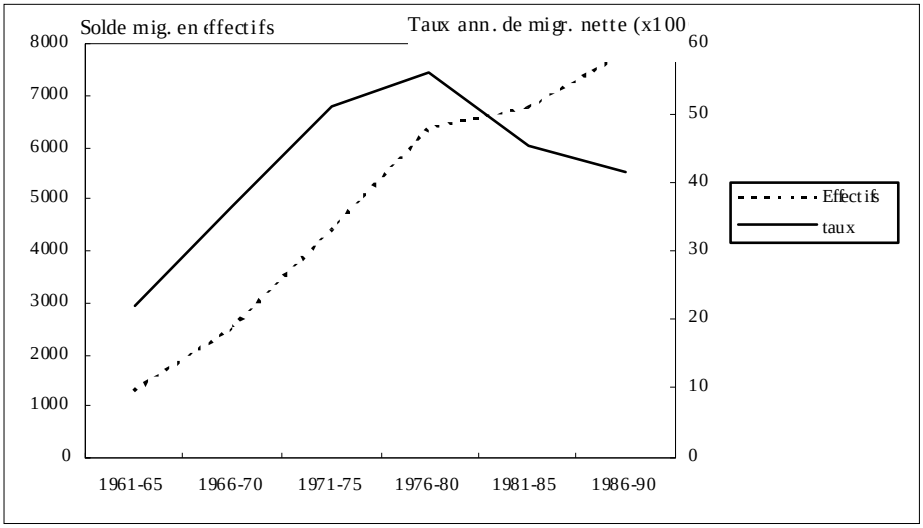
c - taux et effectifs réels

Les conséquences de la péri-urbanisation se font sentir même au niveau de la mesure. Habituellement, le solde de migration nette est rapporté à la population de destination pour constituer le taux de variation due au solde migratoire (ou taux de migration nette). C'est celui-ci qu'utilise actuellement l'INSEE dans ses études prospectives. Théoriquement plus satisfaisant, on rapporte quelque fois les migrants à leur population de provenance et Daniel Courgeau a forgé une nouvelle mesure, l'indice d'intensité migratoire, rapportant les migrants à la fois à la population de provenance et de destination (Courgeau 1991). Mais à l'échelle infra-départementale, la migration n'est pas en rapport avec la population de provenance ni celle de destination. Elle est en rapport avec leurs bassins d'emploi respectifs, dont on est obligé de constater l'impossible définition.

L'exemple suivant montre l'effet de la péri-urbanisation sur la mesure de la migration dans la deuxième couronne de Montpellier l'ensemble des communes se situant à 10-15 km du centre de Montpellier.

L'immigration a pris son envol dès les années 1960. Les communes étant peu peuplées, les taux annuels atteignent des valeurs de plus de 50 pour 1000. Mais l'augmentation de la population fait diminuer les taux dès le milieu des années 1970, même si le nombre d'immigrants continue sa croissance. Les deux courbes montrent donc deux dessins différents. L'une montre un retournement de tendance, l'autre non.

[96] D'autres interventions ont été moins durables, comme l'exploitation des mines de charbon de Graissessac, ou celle d'uranium de la vallée de la Lergue.
D'une certaine façon on peut considérer l'évolution démographique de Montpellier comme le résultat d'une série "d'interventions" de l'Etat : élue chef-lieu du département, puis de la région, la ville de Montpellier bénéficie de la présence de nombreux services publics exceptionnels, créateurs directs ou indirects d'emploi. La dernière démonstration en date est donnée par la croissance exponentielle au cours de la période 1956-1990 des secteurs hospitalier et universitaire.

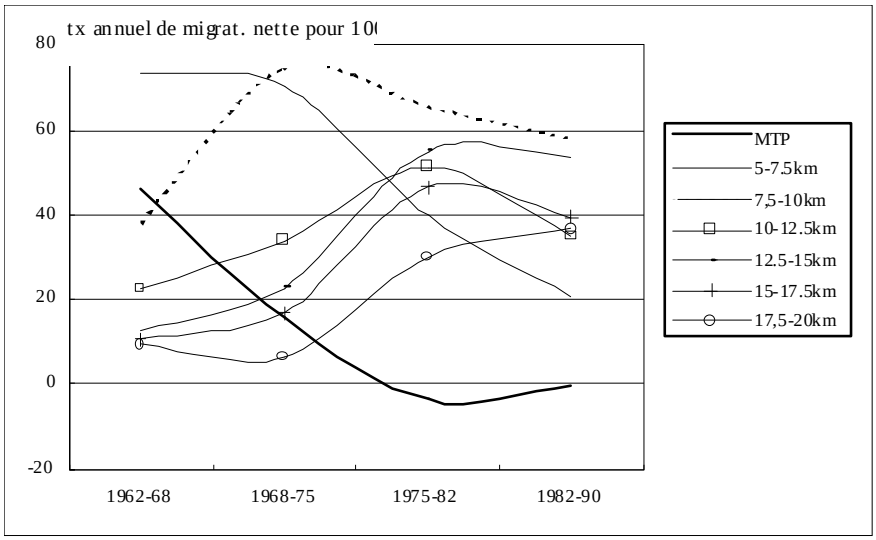


Graphique 14. Solde migratoire masculin de l'ensemble des communes à 10-15 km de Montpellier ; effectifs quinquennaux et taux annuels.

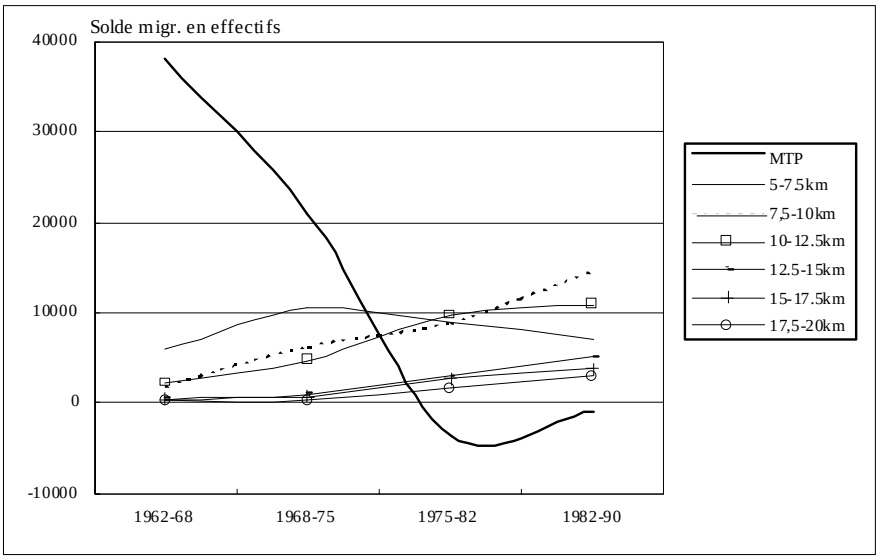
Considérer que la deuxième couronne a réellement changé son comportement migratoire depuis 1975, en "générant" moins d'immigrés par habitant que par le passé, supposerait que les immigrés sont "générés" par la population d'accueil et qu'il y aurait eu un effet de saturation dès 1975. Or, le nombre d'immigrants de la deuxième couronne ne fléchit nullement, au contraire, il ne cesse d'augmenter selon une pente très régulière.

Là se trouve la deuxième difficulté il eut été difficile de prévoir le retournement de la courbe des taux, tandis que le nombre d'effectifs bruts a poursuivi la tendance de 1961-1975. Or, les prospectives se font habituellement par extrapolation des taux...

L'exemple du graphique 14 n'est pas une exception, mais le cas général de la péri-urbanisation des dernières décennies. Les graphiques suivants montrent les taux (graphique 15) et les effectifs bruts (graphique 16) de Montpellier et six couronnes péri-urbaines autour de Montpellier.



Graphique 15. Taux annuels de migration nette inter-censitaire masculine ; Montpellier et six couronnes péri-urbaines.



Graphique 16. Migration nette inter-censitaire masculine ; Montpellier et six couronnes péri-urbaines.

Toutes les couronnes montrent le retournement des taux de migration (graphique 15). Les couronnes 5-7,5 et 7,5-10 km le connaissent entre 1968 et 1975, les autres couronnes entre 1975 et 1982. Or, aucune des couronnes, sauf la première, ne montre un fléchissement de la courbe des effectifs (graphique 16). On est même frappé par la régularité des courbes d'effectifs. Le nombre d'immigrants des différentes couronnes semblent évoluer en fonction de la distance envers Montpellier, sans être influencé par le nombre d'habitants déjà présents dans la

couronne. La notion de saturation ne semble pas s'appliquer, sauf à la première couronne, où l'effectif des immigrés est en baisse depuis son maximum en 1968-1975.

c - conclusion

Les années 1970 ont constitué une véritable rupture avec les flux migratoires observés depuis le début du XIXe siècle. Ces derniers s'étaient montrés stables durant toute la période 1801-1975, à l'exception de l'intermède émigratoire des années 1931-1950. L'immigration se concentrait autour des trois grandes villes Montpellier, Béziers et Sète. Depuis 1975, elle couvre tout le territoire départemental, n'excluant que les villes. La dissociation du lien domicile-travail provoque une péri-urbanisation autour de toutes les villes, grandes, petites et moyennes, au Piémont comme dans la plaine. Et même là où aucune ville ne joue le rôle de pôle d'attraction, le lien domicile-travail est rompu, annihilant l'identité séculaire commune-bassin d'emploi[97].

L'éclatement des bassins d'emploi est lourd de conséquences. Pour la première fois de l'histoire, le développement démographique d'une population communale n'est plus le reflet de son développement économique, notamment celui de l'emploi, mais le reflet du développement économique de tout son environnement, allant jusqu'à 30 km ou plus autour de la commune concernée. A son tour, le développement économique de la commune concernée sera le reflet de son développement démographique plutôt que l'inverse. Il ne s'agit pas d'un simple changement d'échelle les bassins d'emploi s'entremêlent et n'ont aucune limite géographique ou administrative, liée au peuplement et donc apte à être recensée comme le fut la limite communale jadis.

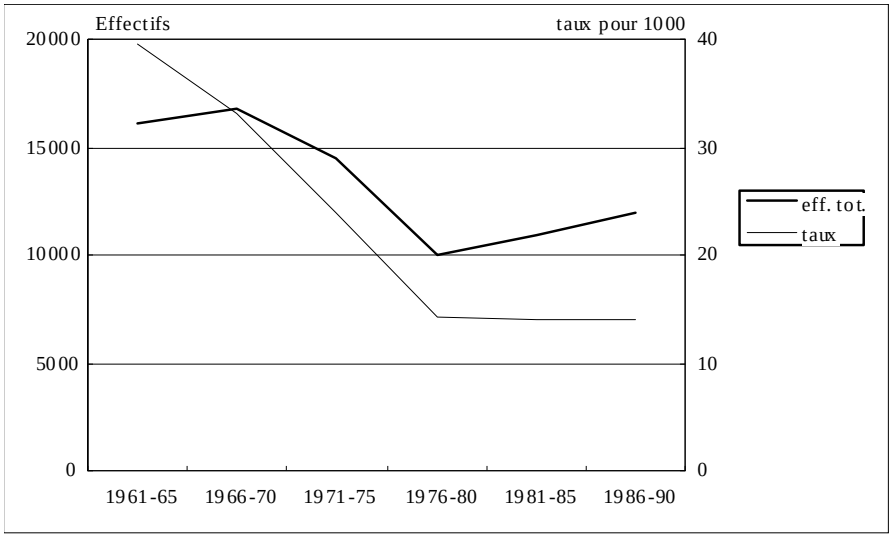
LA MIGRATION PAR AGE

a - péri-urbanisation et spécialisation des territoires

La dissociation du lien domicile-travail a permis une spécialisation démographique du territoire (voir le chapitre II.1). Cette spécialisation s'effectue par des profils par âge spécifiques, souvent complémentaires. Les communes de Montpellier et de

[97] Les bassins d'emploi, qui furent jadis communaux et donc séparés les uns des autres à l'exception de quelques communes dont le peuplement était contigu, se sont non seulement agrandis par l'utilisation de la voiture, mais aussi inextricablement entremêlés. Aucune nouvelle définition peut en rendre compte correctement, car, si quelques grandes villes peuvent être considérées comme des centres d'autant de bassins d'emploi, l'absence de tels centres dans l'arrière-pays ne permet pas un tel découpage. Ainsi, selon la définition actuelle de l'INSEE, tout l'arrondissement de Béziers fait partie du bassin d'emploi de Béziers, mais une étude de l'INSEE-LR lui-même (Lesage, in Repères 15/1994) estime que seules 44 communes (sur 151) de l'arrondissement doivent être considérées comme appartenant à la zone d'influence de la ville de Béziers. Or, les autres communes, du Piémont comme de la plaine, ont des taux de travailleurs migrants comparables. Seulement, ces migrants ne se dirigent pas vers Béziers, ni vers un autre centre unique, mais vers un grand nombre de communes de taille diverse. Le découpage actuel n'en rend pas bien compte, mais aucun autre découpage géographique le pourrait.

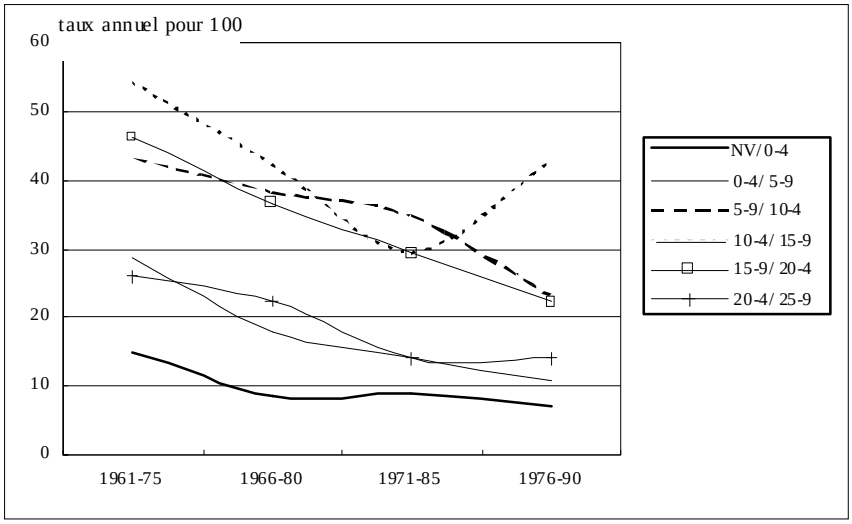
ses couronnes peuvent illustrer ce phénomène. On voit d'abord le comportement d'ensemble de ce qu'on appellera le Montpelliérais (Montpellier avec les communes jusqu'à 20 km du centre de Montpellier).



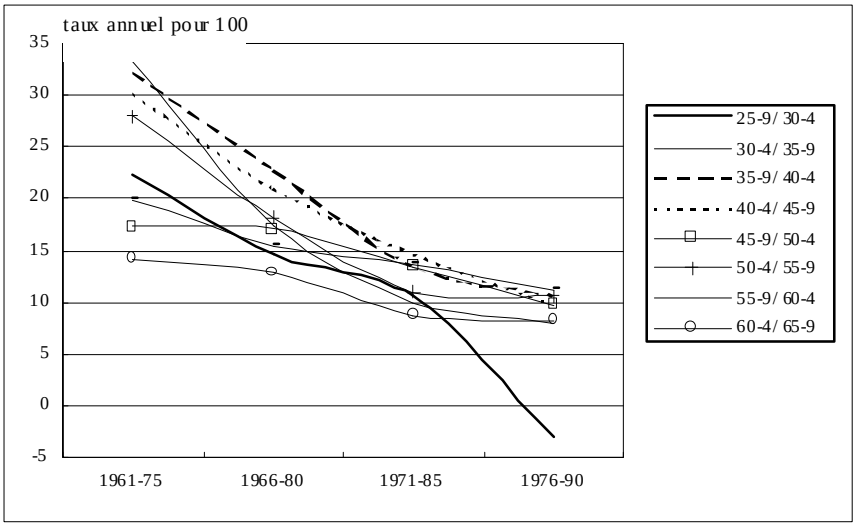
Graphique 17. Migration nette masculine du Montpelliérais (jusqu'à 20 km autour de Montpellier) taux annuels et soldes quinquennaux en effectifs bruts.

En taux annuel, l'immigration masculine du Montpelliérais a chuté de près de 40 pour 1000 en 1961-1965 à 14 pour 1000 dès 1976-1980. En effectifs, la chute a été moins brutale et la tendance s'est même renversée depuis 1976-1980, contrairement aux taux qui sont restés stables.

Dans un contexte de fort recul de l'immigration, on peut se demander d'abord si cela a été le fait de tous les groupes d'âge, ou si le recul global cache des évolutions dissemblables aux différents âges. Les graphiques 18 et 19 y répondent de façon globale ils n'ont pas pour objectif de suivre précisément chaque groupe d'âge, mais de comparer l'évolution générale à tous les âges et de repérer d'éventuelles oppositions entre différents groupes.



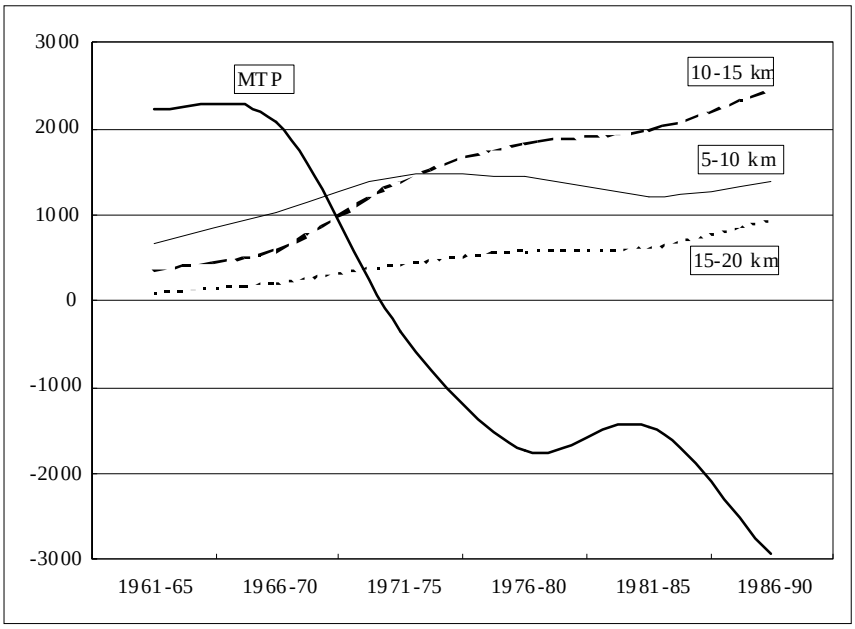
Graphique 18. Taux de migration nette masculine du Montpelliérais à différents âges de la naissance à 25-29 ans ; lissage longitudinal sur trois périodes quinquennales.



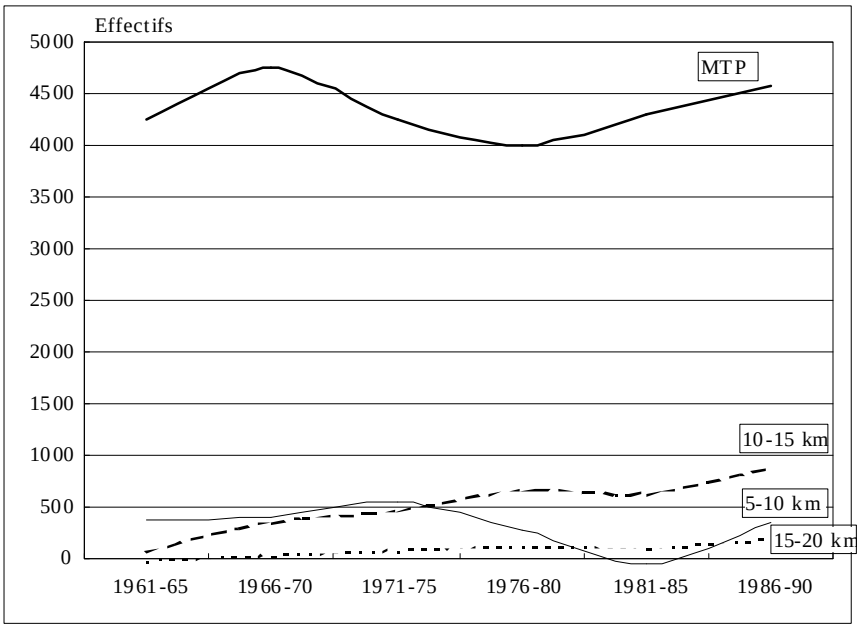
Graphique 19. Taux de migration nette masculine du Montpelliérais à différents âges de 25-29 à 65-69 ans ; lissage longitudinal sur trois périodes quinquennales.

Presque tous les âges suivent la pente dégressive du taux global (graphique 17). Seuls s'en écartent, à la dernière période, les âges de 10-14 à 15-19 ans (en croissance) et de 25-29 à 30-34 ans (en très forte décroissance). Il y a une accélération de l'immigration des jeunes en formation, suivie par une émigration à l'âge d'entrée en activité.

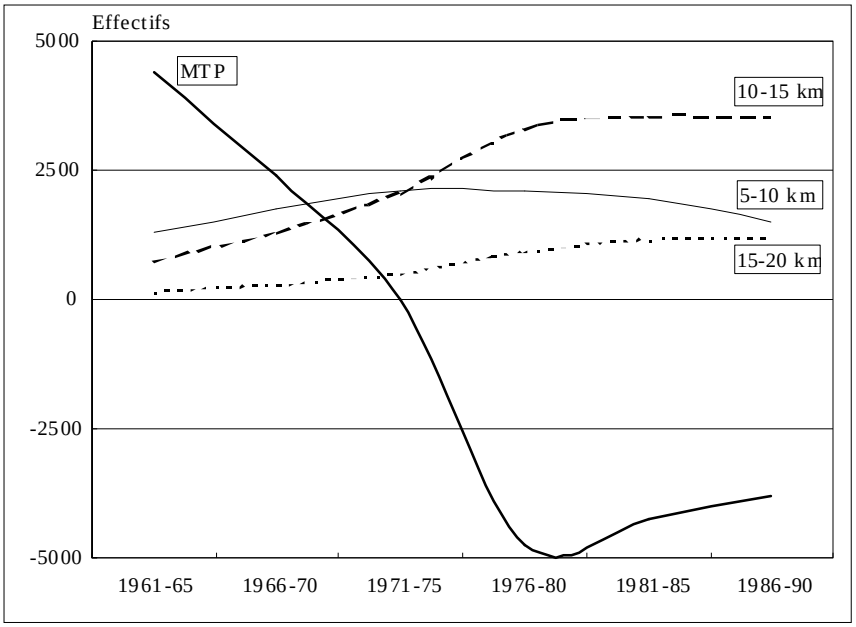
Après cette vue globale, voyons maintenant les flux de Montpellier et ses couronnes séparément. Une grande partie de ces flux sont internes. Pour pouvoir les comparer, nous représentons les effectifs plutôt que les taux.



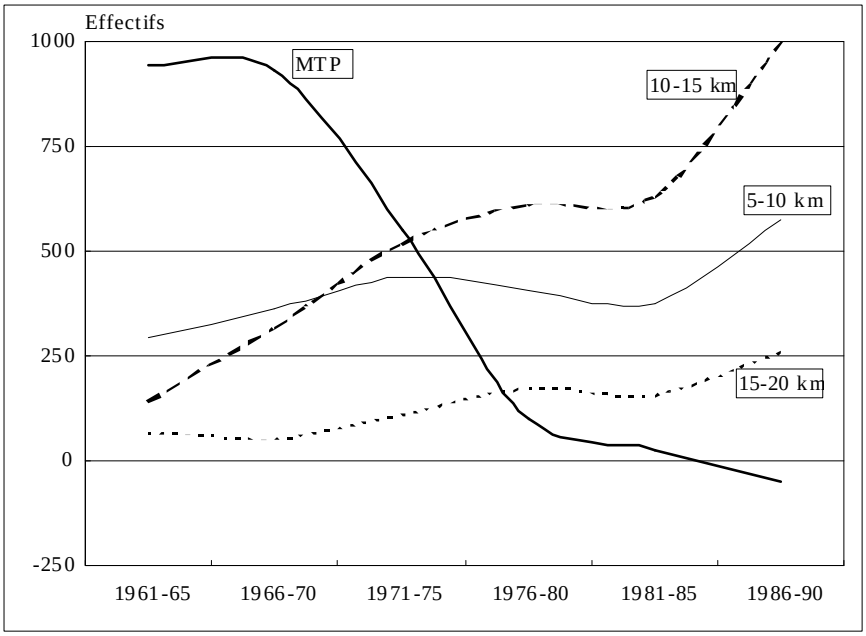
Graphique 20. Migration nette masculine du Montpelliérais entre naissance et 10-14 ans ; Montpellier et trois couronnes péri-urbaines ; effectifs non-lissés.



Graphique 21. Migration nette masculine du Montpelliérais entre 10-14 et 20-24 ans ; Montpellier et trois couronnes péri-urbaines ; effectifs non-lissés.



Graphique 22. Migration nette masculine du Montpelliérais entre 20-24 et 55-59 ans ; Montpellier et trois couronnes péri-urbaines ; effectifs non-lissés.



Graphique 23. Migration nette masculine du Montpelliérais entre 55-59 ans et 60+ ans ; Montpellier et trois couronnes péri-urbaines ; effectifs non-lissés.

La période 1961-1975 révèle un véritable bouleversement pour trois des quatre groupes d'âge représentés. Les enfants (N/10-14 ans) et les adultes (20-24/55-59

ans) de la ville de Montpellier voient leur très forte immigration du début des années 1960 se retourner en une très forte émigration dès 1976-1980. Les personnes âgées (55-59/60+ ans) de Montpellier voient leur forte immigration être ramenée à zéro. Seuls les jeunes (10-14/20-24 ans) de Montpellier gardent la même forte immigration.

Au début des années 1960, la situation des trois couronnes est le plus souvent identique à celle de Montpellier immigration à tous les âges, moins nombreuse toutefois que celle de Montpellier. Dès les années 1966-1970, la tendance va à l'opposé de celle de Montpellier. Adultes et enfants augmentent fortement leur immigration, dans la même mesure que Montpellier les voit partir. L'immigration des jeunes reste à peu de chose près inchangée, à un niveau très faible, tout comme l'immigration des jeunes dans la ville de Montpellier est restée inchangée, à un niveau très élevé. Aux âges plus élevés, les couronnes voient leur immigration fortement augmenter. Montpellier a vu la sienne diminuer, sans pour autant passer à une véritable émigration.

Si les soldes positifs et négatifs respectifs, entre Montpellier et ses couronnes péri-urbaines, se composaient d'abord par les échanges mutuels, alors on peut résumer la situation actuelle ainsi la ville de Montpellier reçoit bon an mal an 800 à 900 jeunes hommes, dirige 800 à 900 adultes par an en banlieue avec 300 à 500 enfants et reste en équilibre à l'âge de la retraite. Les couronnes péri-urbaines, quant à elles, reçoivent 600 à 700 adultes en plus des 800 à 900 venus de Montpellier, avec 500 à 600 enfants en plus des 300 à 500 venus de Montpellier ; elles ne reçoivent que 100 à 200 jeunes (venant de l'extérieur), mais l'ensemble de l'immigration de retraite (300 hommes par an).

La spécialisation des flux migratoires par âge (et donc à terme du peuplement par âge) s'est mise en place avec une extrême rapidité, entre 1961 et 1975. Depuis, les flux se sont maintenus dans le sens actuel, confirmant la durabilité probable de la spécialisation du peuplement. Seules les migrations des personnes âgées semblent connaître une nouvelle accélération, engagée au cours des années 1980, et qui ne semble pas encore stabilisée. Elle touche notamment les trois couronnes péri-urbaines.

b - fin de l'exode Piémontais

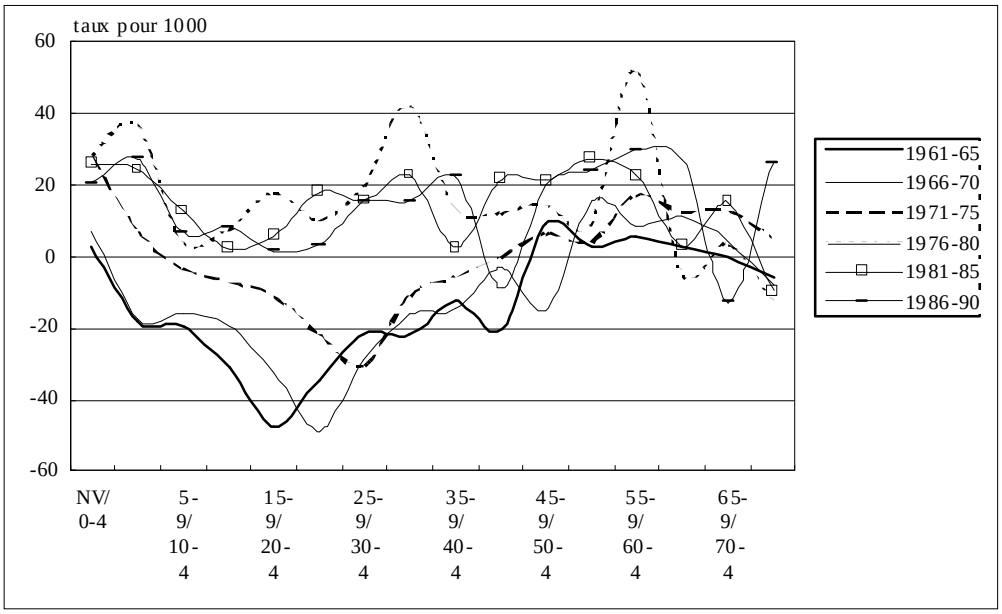
Les cartes 11 et 12 (période 1976-1990) ont montré non seulement le phénomène de la péri-urbanisation, mais aussi celui de l'immigration Piémontaise, qui est le deuxième événement majeur de la période actuelle. Les deux ne sont pas bien distincts, car la péri-urbanisation n'a pas de limite absolue. Or, il s'agit bien de deux phénomènes différents, même s'il leur arrive de se confondre sur certains territoires.

La péri-urbanisation, on le voit sur la carte 11, se montre d'abord par l'opposition entre les taux de migration d'une ville-centre et de ses communes avoisinantes. Elle se voit aussi par les profils de migration par âge contradictoires, comme vient

de le montrer l'exemple du Montpelliérais. Pour analyser la nouvelle immigration Piémontais, nous avons donc choisi les sous-populations les plus éloignées de toute ville importante les cantons de La Salvetat, d'Olargues, de Lunas et du Caylar, plus les sous-populations de Saint-Gervais-sur-Mare, Saint-Gervais-rural et Lodève-rural. Le graphique 24 montre le solde migratoire en effectifs bruts et en taux annuels.

Graphique 24. Solde migratoire masculin en effectifs bruts et en taux annuel ; Hauts cantons constitués par les cantons de La Salvetat, d'Olargues, de Lunas et du Caylar, plus les sous-populations de Saint-Gervais-sur-Mare, Saint-Gervais-rural et Lodève-rural.

Taux et effectifs suivent le même dessin de l'émigration, qui est à son sommet historique en 1961-1965, à une immigration, qui l'est tout autant dès 1976-1980. L'exode Piémontais, constant depuis 1830 environ, n'avait que rarement atteint les taux de -10 pour 1000 jusqu'aux années 1950. En 10 ans, il s'est transformé en une immigration record, affichant les mêmes taux que le Montpelliérais, et ce depuis 15 ans déjà. Mais de quelle immigration s'agit-il ?



Graphique 25. Taux annuel de migration par âge, "hauts cantons", sexe masculin par période.

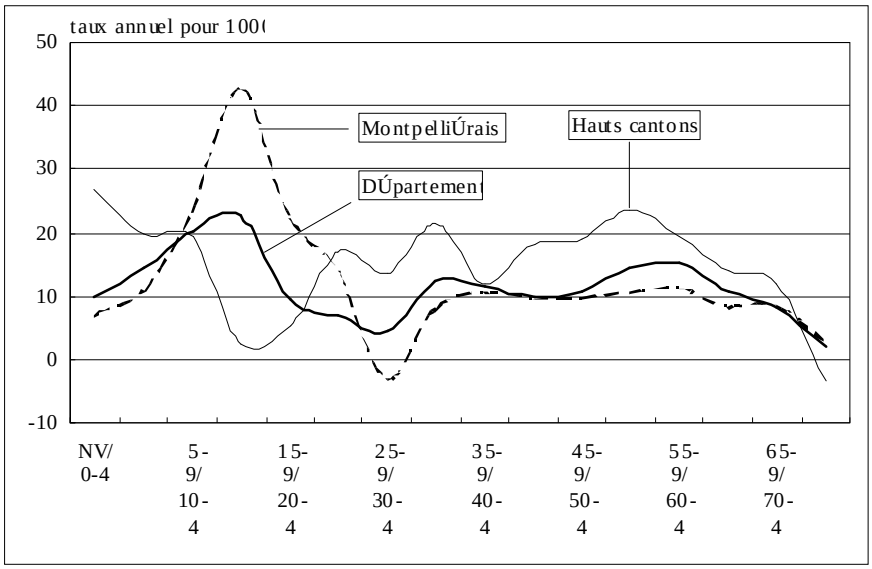
La différence entre l'avant- et l'après-1975 est particulièrement nette. Elle se trouve principalement avant l'âge de 45 ans. D'une période à l'autre, la forte émigration des 5-45 ans, et notamment celle des 10-30 ans, s'est transformée en immigration. Celle-ci reste faible aux âges de 10 à 24 ans, mais elle est forte à l'âge adulte, entraînant celle des enfants. La migration de retraite est également forte, mais à cet âge la migration nette était déjà positive avant 1975, elle n'a guère augmenté depuis.

L'immigration que connaissent les hauts cantons depuis 1975 paraît durable, et familiale, concernant tous les âges. Les jeunes de 10-24 ans ont les taux de migration les plus faibles, quoique toujours positifs. Cette situation ne s'est pas présentée depuis le début du XIXe siècle. L'exode Piémontais semble bien terminé l'immigration actuelle atteint des taux jamais atteints par l'émigration dans le passé.

Il est intéressant de comparer l'actuelle immigration par âge des hauts cantons avec celle du Montpelliérais et avec la moyenne départementale (graphique 26).

Le Montpelliérais constitue environ la moitié de la population départementale, les hauts cantons moins de 5 %. Il n'est donc pas étonnant de retrouver une plus grande proximité entre la courbe du Montpelliérais et celle du département. Cependant, elles s'écartent beaucoup aux âges de 10-14 à 20-24 ans. A ces âges, les hauts cantons se trouvent à l'opposé de la courbe départementale - avec tout le territoire départemental non-Montpelliérais. On retrouve là la concentration des jeunes à Montpellier, déjà constatée au chapitre II.1 et traduisant l'attraction

universitaire dans cette ville. Logiquement, la courbe montpelliéraine passe en-dessous la courbe départementale dès l'âge de l'entrée dans la vie active, et les hauts cantons prennent une large part dans la rediffusion des adultes sur le territoire départemental. Après une période de convergence entre 35 et 45 ans, les hauts cantons se détachent à nouveau par une plus forte immigration à l'âge de 60 ans. On notera qu'ensuite la migration se tarit très rapidement sur tout le territoire départemental.



Graphique 26. Taux annuel de migration nette masculine en 1976-1990 ; hauts cantons, Montpelliérais et Département ; lissage longitudinal sur trois périodes.

La migration par âge des hauts cantons, du Montpelliérais et de ses différentes couronnes ne sont que quelques exemples de la variété qui existe dans ce domaine depuis les années 1970. Ce qui est nouveau, c'est cette variété même, qui est le reflet de la mobilité accrue des citoyens. Mobilité quotidienne, franchissant les limites de communes comme jadis les limites de quartiers ou de champs ; mobilité d'habitation aussi, tant il est devenu normal de déménager d'un point à l'autre, souvent à l'intérieur d'un bassin d'emploi, au gré d'un changement de situation familiale, de formation, d'activité ou simplement d'âge. Toute cette mobilité nouvelle a engendré des profils de migration spécifiques, dont chaque sous-population aurait tout intérêt de suivre attentivement l'évolution, car ils déterminent les caractéristiques de sa population à venir.

c - conclusion

La décennie 1970-1980 est un tournant dans l'histoire de la migration interne au département, et ce à plusieurs titres

1) La péri-urbanisation a fait éclater les limites des communes et a introduit une

spécialisation démographique du territoire ;

2) L'émigration Piémontaise s'est mué d'une façon extrêmement rapide en immigration apparemment durable et de même intensité que celle, spectaculaire par ses effectifs, du Montpelliérais.

Derrière ces deux phénomènes de première importance se trouve la même origine la voiture individuelle et les migrations quotidiennes, professionnelles ou non, qui en sont la conséquence immédiate.

On remarque moins facilement les conséquences cachées de la mobilité accrue l'éclatement des bassins d'emploi communaux des villes comme des campagnes ; l'éclatement de la notion même de bassin d'emploi, qui devient une réalité "virtuelle" autour de chaque point de peuplement mais qui fait échouer toute tentative de regroupement objectif ; la spécialisation des flux migratoires et du peuplement ; la perte de sens du taux de migration ; le renversement du lien causal, à l'échelle communale, entre développement économique et développement démographique.

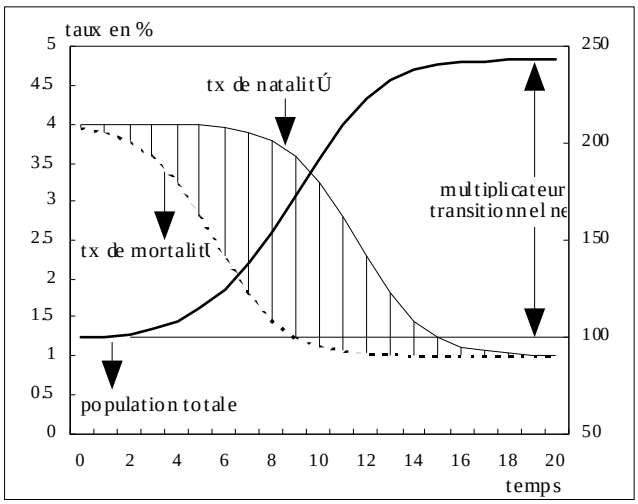
Ce sont de grands enjeux pour l'avenir du peuplement et pour l'aménagement du territoire. Ils ne seront mieux compris que si nous avons une compréhension claire des mouvements à long terme. Le chapitre suivant essaie de résumer les résultats obtenus jusqu'ici dans les différents domaines du mouvement démographique au cours de la période transitionnelle en une typologie transitionnelle des sous-populations héraultaises.

12 LA TRANSITION RESUMEE : CROISSANCE NATURELLE ET CROISSANCE REELLE

MODELE THEORIQUE DE LA TRANSITION DEMOGRAPHIQUE

a - définition descriptive

De nombreux auteurs ont décrit le passage d'un régime de mortalité et fécondité élevées à un régime de mortalité et fécondité basses, passage que l'on a pris l'habitude d'appeler la transition démographique. Tous en reconnaissent la logique, que E. Van de Walle (1986) résume en ces termes *"L'enchaînement serait donc déclin de la mortalité, croissance de la population que les freins traditionnels sont insuffisants à enrayer ; découverte de la limitation des naissances ; retour à l'équilibre entre les ressources et la population ; intensification de la nuptialité"* (p. 40-41). Le plus souvent on y rajoute encore une phase de baisse de la nuptialité, entre croissance de la population et limitation des naissances. Une baisse, qui serait, avec l'émigration, l'ultime tentative de régulation du type "ancien régime". Dans une population fermée, le modèle théorique prend la forme du graphique 1.



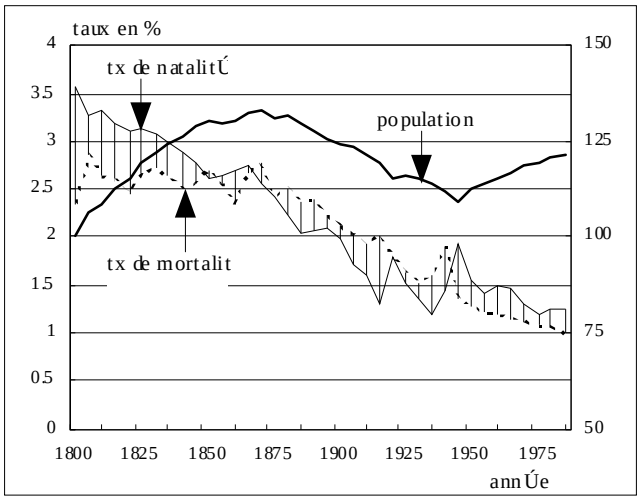
Graphique 1. Transition d'une population fermée et multiplicateur transitionnel net. Mortalité et natalité baissent selon une même courbe, décalée de 6 périodes.

Une phase de baisse de la mortalité seule, puis suivie par celle de la natalité, toutes deux sous forme de S inversé, donnent une population totale en croissance selon une courbe en S normal. Le rapport entre la population en fin de transition et celle en début de transition est appelé le multiplicateur transitionnel net. (Voir Chesnais

1986, p. 291 et suiv.) Dans une population fermée, le multiplicateur transitionnel net égale la croissance observée. Dans une population ouverte, la croissance observée est le résultat à la fois du multiplicateur transitionnel net et de la migration.

b - l'Hérault et le modèle théorique

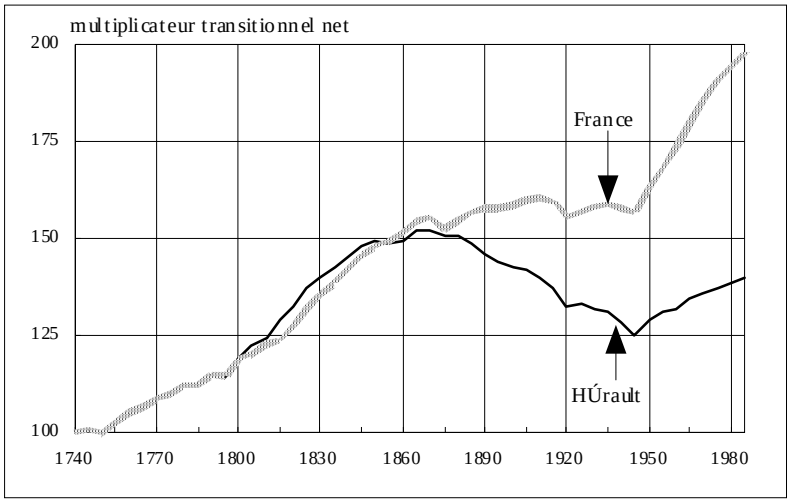
Pour le département de l'Hérault, la population totale (base 100 en 1801) évolue selon les seuls taux de natalité et de mortalité selon le graphique 2.



Graphique 2. Hérault, taux de natalité et mortalité ; population selon le seul mouvement naturel (base 100 en 1801).

Le dessin est loin du modèle théorique. En 1800, la population est déjà en forte croissance. En fait, cette croissance ne sera plus jamais atteinte. Tout indique donc, que la transition a bien démarré avant 1800, comme on a supposé à l'analyse de la mortalité, au chapitre précédent. Une deuxième différence avec le modèle théorique est la rapidité de la baisse de la natalité, qui rattrape la mortalité vers 1870. De 1870 à 1940, elle baisse plus vite que la mortalité, pour repasser au-dessus ensuite. Au total, le dessin de la transition héraultaise rappelle le "cas français", tout à fait spécifique dans le concert des nations[98]. Comme le montre le graphique 3, l'Hérault est encore plus "française" que la France la croissance naturelle ne se contente pas d'être près de la croissance zéro, elle devient même négative pendant une période suffisamment longue pour annihiler la moitié de la croissance naturelle acquise pendant la première phase de la transition.

[98] Chesnais (1986) : "La France mérite une place spéciale pour deux raisons : - La baisse de la natalité y a été très précoce. - Le profil de la croissance naturelle au cours de la période de transition y est assez plat et il se place près de la croissance zéro." (p. 222)



Graphique 3. Multiplicateur transitionnel net, Hérault et France ; base 100 en 1740. Le mouvement naturel de l'Hérault en 1740-1800 est supposé identique à celui de la France. Source pour la France Chesnais 1986.

Pour la période 1740-1800 nous ne disposons pas des données départementales ; le mouvement naturel a été calqué sur celui de la France (selon Chesnais 1986). L'hypothèse d'une évolution identique ne semble pas déraisonnable, car on observe une évolution quasi-identique de 1800 à 1870. C'est après que l'Hérault se différencie de la France. La natalité plus basse et la mortalité plus élevée que celles de la France, l'Hérault engage 70 ans de décroissance naturelle, tandis que la France reste en équilibre. La fin des années 1930 est à nouveau un point de retournement, pour l'Hérault comme pour la France. Mais la différence relative reste la même, l'Hérault croissant sensiblement moins vite que la France.

c - définitions et mesures

L'écart entre la transition réelle, française ou héraultaise, et le modèle théorique pose plusieurs questions théoriques celle de la périodisation de la transition et celle de sa mesure, quand il s'agit de populations ouvertes.

La périodisation de la transition ne pose pas de problème particulier dans le cas du modèle théorique. La transition démarre quand la mortalité commence à baisser, elle s'achève quand la natalité a fini sa baisse (à ce moment-là, la mortalité a déjà terminé la sienne). Au milieu de la transition, le taux de croissance naturelle passe par un maximum, quand l'écart entre natalité et mortalité est au plus grand. Or, la réalité est autre. La baisse de la fécondité se déroule au milieu de la baisse de la mortalité. Pour la France, celle de la fécondité s'est réalisée, globalement, entre 1800 et 1935 ; celle de la mortalité a démarré vers 1740 et ne s'achèvera pas avant 2040 (voir supra). Toutefois, on a pris l'habitude de considérer la transition achevée avec la fin de la baisse de la fécondité, même si celle de la mortalité n'est

pas terminée. La mesure en taux bruts aide à accepter ce raccourci. En 1935, la transition de la mortalité, mesurée en espérance de vie à la naissance, est à mi-chemin elle se trouve dans sa phase d'allongement la plus rapide (voir le chapitre précédent) et, avec l'espérance de vie de 55 ans, elle n'a réalisée que la moitié du chemin à parcourir (partie d'environ 25 ans, elle s'achèvera probablement au-delà de 85 ans au XXIe siècle). Mais en 1935, le taux brut de mortalité (qui pour une population stationnaire à espérance de vie de 55 ans se situe à près de 2 %) est déjà descendu à 1,5 %, grâce à une pyramide d'âge encore jeune par rapport à la population stationnaire. Il a déjà parcouru cinq sixième de sa baisse (parti de 4 %, on peut estimer qu'il terminera la transition à un peu plus de 1 %). Ainsi, le baby boom de 1940-1965 peut être considéré comme le premier cycle de la fécondité post-transitionnelle (voir supra). La détermination de la fin de la transition reste arbitraire. Chesnais (1986) la fixe, pour la France, en 1970, même si à ce moment l'indice de fécondité, le taux de natalité et le taux de croissance naturel sont nettement plus élevés que pendant toute la période 1930-1945. Le choix du début et de la fin de la transition a des conséquences importantes pour la détermination du multiplicateur transitionnel net.

Le deuxième problème est celui de l'observation en milieu ouvert. Comme l'a souligné Chesnais (1986) *"Toute évaluation mécanique de l'incidence de la migration sur le déroulement de la transition démographique est hypothétique, voire illusoire"* (p. 296). D'après lui, l'interdépendance est triple a) le transfert de population fait que la croissance observée n'est pas la croissance naturelle ; b) l'âge non-représentatif des migrants entraîne une modification de la structure d'âge des populations de départ comme d'accueil, ce qui affecte a son tour les taux de natalité et de mortalité, même dans le cas où la fécondité et la mortalité sont constantes et identiques pour migrants et non-migrants ; c) la migration pourrait modifier le comportement même des non-migrants. Chesnais conclut. *"L'effet sur le multiplicateur transitionnel de population ne peut donc être estimé."* (p. 296)

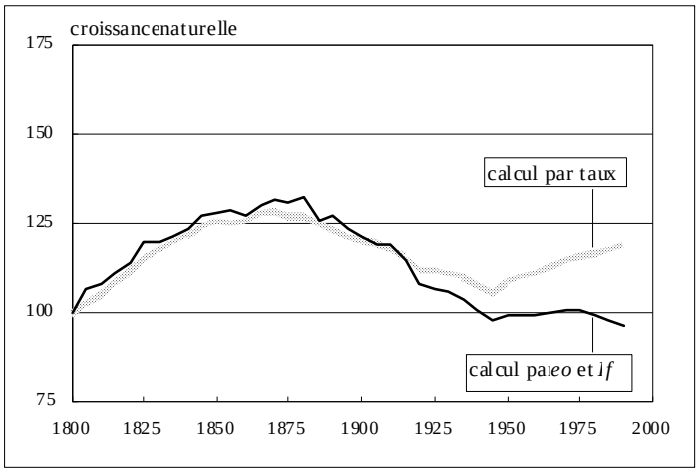
Or, il est important de faire la différence entre les effets *a* et *b* d'un côté, et l'effet *c* de l'autre. Dans le premier cas il s'agit d'une perturbation de l'observation. Dans le deuxième cas, il s'agit d'une modification du comportement qui, en soi, ne pose pas de problème d'observation. Si l'on fait évoluer la population initiale non pas par les taux de natalité et de mortalité, mais par les indicateurs qui sont indépendants de la structure d'âge (espérance de vie et indice de fécondité générale de Coale), on s'affranchit des effet *a* et *b*, c'est-à-dire des deux perturbations de l'observation. Le mouvement naturel s'observe ainsi en l'absence de migration et l'on pourra évaluer le rapport éventuel entre le mouvement naturel et la migration, l'effet *c*.

d - la croissance naturelle corrigée

Le graphique 4 montre le multiplicateur transitionnel du département de l'Hérault, calculé d'une part selon la méthode des taux, d'autre part par projection de la population initiale en utilisant les valeurs d'espérance de vie observées, les tables-types Héraultaises, les valeurs de I_f observées, leur calendrier de fécondité sous-

jacent et les valeurs observées du rapport de masculinité de la population totale. On obtient ainsi une projection de la croissance démographique en l'absence de migration.

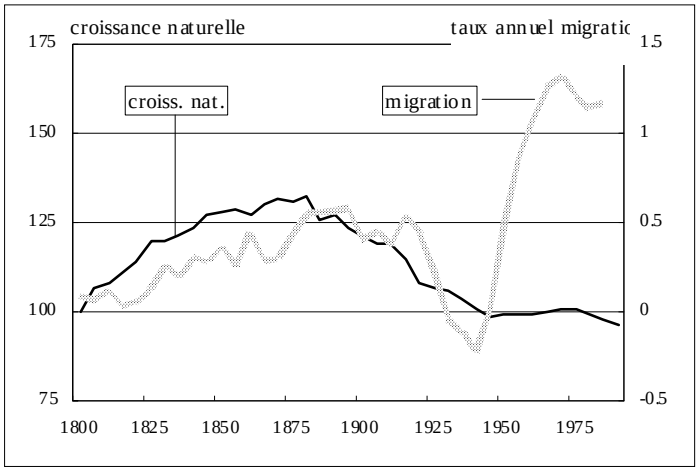
C'est au XXe siècle que les deux calculs s'écartent, d'abord légèrement, puis considérablement. La correction apportée par e_o et I_f ramène le multiplicateur transitionnel net entre 1801 et 1936 à zéro. En 135 ans, la population aurait crû, sur la base du seul mouvement naturel, de 0 %, après un maximum de 30 % atteint en 1875. La première moitié du XIXe siècle s'avère celle de la multiplication transitionnelle la mortalité a de l'avance sur la fécondité. La période 1875-1935 paraît celle de la "révolution contraceptive".



Graphique 4. Croissance naturelle en l'absence de migration , calculée par les taux de natalité et par l'espérance de vie et l'indice de fécondité générale de Coale ; Hérault ; base 100 en 1801.

La croissance naturelle, observée sans les effets perturbateurs *a* et *b*, permet d'étudier l'influence éventuelle du facteur *c*, c'est-à-dire de l'effet de la migration sur le comportement réel de la population en matière de fécondité, et accessoirement de mortalité. C'est l'objet du graphique 5.

Si on sépare la période 1801-1935, "transitionnelle", de la période 1936-1990, "post-transitionnelle", on pourrait supposer une interaction entre la migration et la croissance naturelle au cours de la première période. Le coefficient de corrélation est significatif (r = 0,63). Mais la deuxième période ne confirme pas cette relation. La forte immigration récente ne semble avoir aucun effet sur la croissance naturelle. A l'échelle départementale, aucun effet clair émanant de la migration (effet *c*, dans la terminologie de Chesnais) n'apparaît. A l'échelle des sous-populations, on comptera 100 observations du rapport migration-croissance naturelle. Elles permettront une analyse plus statistique.



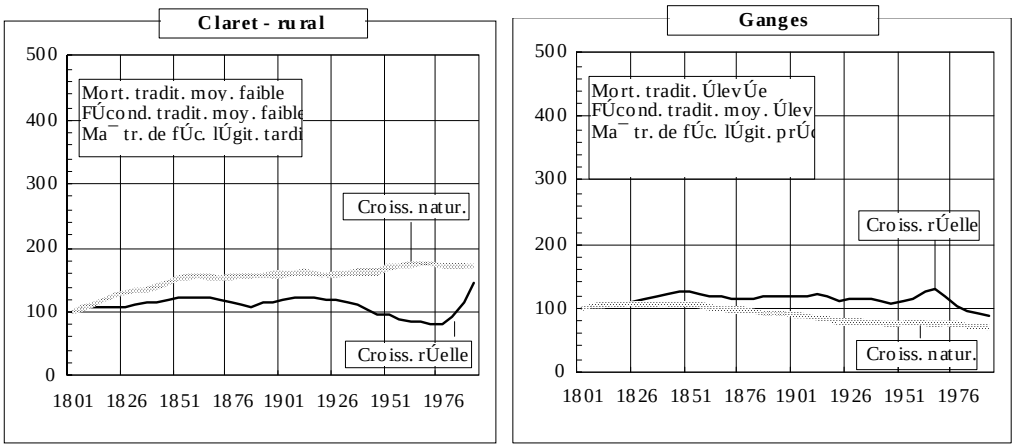
Graphique 5. Croissance naturelle en l'absence de migration et moyenne mobile (sur 5 périodes) des taux annuels de migration nette ; Hérault, sexes réunis.

LES TRANSITIONS DES SOUS-POPULATIONS

L'évolution de la croissance naturelle, comparée à la croissance réelle, constitue un bon résumé de la transition démographique d'une population. La croissance naturelle étant composée de mortalité et de fécondité, il faudra compléter l'image des deux croissances par une information sur au moins une des deux composantes. La mortalité s'y prête le mieux, car nous avons vu que, partant de niveaux très différenciés au début du XIXe siècle, celle-ci s'uniformise à partir de la fin du XIXe siècle. Une seule information suffit pour caractériser la mortalité d'une sous-population son niveau en début du XIXe siècle. La suite - relative stabilité jusqu'en 1870, baisse générale ensuite jusqu'à l'uniformisation atteinte dès la fin du XIXe siècle - est donnée par le niveau de départ ; elle ne supporte qu'une seule exception, celle des trois grandes villes, qui tardent une dizaine d'années de plus avant de s'aligner sur le niveau de mortalité générale.

a - deux exemples à population totale stable

Les deux sous-populations choisies ont eu une population totale à peu près stable (croissance zéro) jusqu'à récemment. Cette stabilité a été obtenue par des moyens très différents. Dans le canton de Claret, l'émigration a été constante. Sans elle, la population totale aurait été environ 75 % plus nombreuse dès la fin de la transition en 1936. A Ganges, sans la migration, la croissance entre 1801 et 1936 aurait été de -25 %. L'immigration y a été faible, mais constante.



Graphique 6. Croissance naturelle (calculée par application des valeurs de e_o, I_f et de masculinité observées à la population en 1801) ; croissance réelle observée ; deux sous-populations héraultaises Ganges et Claret-rural ; base 100 en 1801.

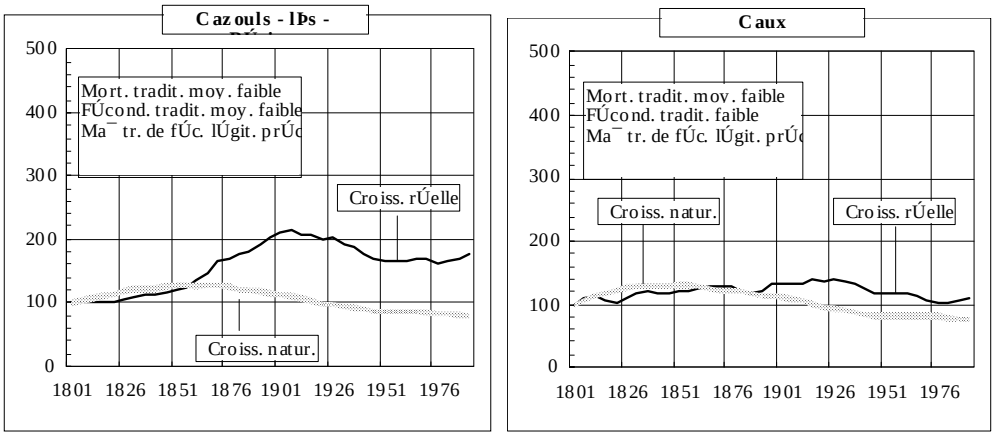
Le point de départ des deux populations a été très différent, ce qui a déterminé la suite de la courbe naturelle le canton de Claret part d'une mortalité "moyenne faible" (espérance de vie féminine de 33 à 38 ans, voir annexe II.5.1) et d'une fécondité générale également "moyenne faible" (I_f égale de 3,5 à 4,2 enfants par femme). En 1851, la maîtrise de la fécondité est réalisée encore principalement selon l'ancien régime démographique (I_g à plus de 6,6 enfants par femme mariée). Des niveaux de mortalité et de fécondité "moyenne faibles" résulte une courbe à croissance soutenue dès le début du XIXe siècle et ce jusqu' à 1880 environ. C'est à ce moment seulement que la maîtrise de la fécondité arrive à contenir la croissance due à la baisse de la mortalité. Cette maîtrise sera maintenue durant toute la baisse de la mortalité (1880-1945), ce qui signifie que la fécondité a baissé au même rythme. Ensuite, le baby boom fait repartir la croissance naturelle, temporairement et modestement.

A Ganges, on part d'une mortalité et d'une fécondité générale plutôt élevées. Une croissance naturelle s'observe, mais très faible et de très courte durée. Malgré l'absence de croissance naturelle, la maîtrise de la fécondité se met en place avant 1851, par le moyen plutôt moderne de la maîtrise de la fécondité légitime (I_g de moins de 6,6 enfants par femme mariée en 1851). La croissance naturelle devient négative dès 1850 et la perte de population est compensée par l'immigration.

Les deux exemples choisis pourraient laisser supposer que la migration entretiendrait une relation causale négative avec la croissance naturelle, ou même qu'une sorte d'inertie démographique s'efforcerait à préserver une population totale stable à travers des migrations et croissances naturelles variées. Deux autres exemples mettent à mal cette hypothèse, sur laquelle nous reviendrons plus loin.

b - deux exemples à croissance naturelle semblable

Les populations de Cazouls-lès-Béziers et de Caux montrent une croissance naturelle comparable, dans un contexte migratoire absolument incomparable. Les deux populations partent d'une mortalité et d'une fécondité générale plutôt faibles. La courbe de croissance naturelle démarre comme à Claret, mais contrairement à la population de Claret, celles de Cazouls et de Caux sont passées dès le début du XIXe siècle à une maîtrise de la fécondité légitime. La croissance naturelle devient négative dès 1850 et poursuit sa décroissance jusqu'au baby boom de 1945. La baisse de la fécondité a donc eu de l'avance sur celle de la mortalité.



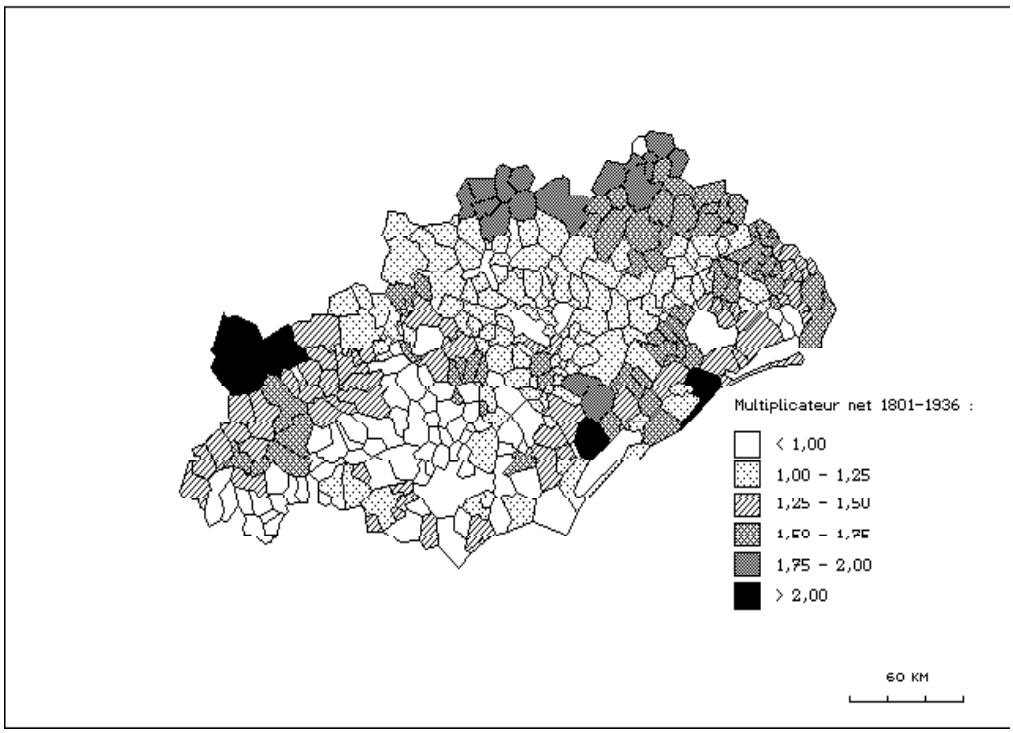
Graphique 7. Croissance naturelle (calculée par application des valeurs de e_o, I_f et de masculinité observées à la population en 1801) ; croissance réelle observée ; deux sous-populations héraultaises Cazouls-lès-Béziers et Caux ; base 100 en 1801.

Les deux populations ont connu des phases d'immigration et d'émigration, mais ni l'ampleur, ni les dates ne coïncident. A Cazouls, l'immigration montre la forme en cloche typique des populations viticoles de la plaine Biterroise entre 1850 et 1950 (voir, dans l'annexe II.5.1 Béziers1-rural, Béziers2-rural, Capestang, Capestang-rural, Cessenon3, Cruzy, Lespignan, Magalas, Montblanc, Murviel-lès-Béziers-rural, Puisserguier, Quarante, Roujan, St-Chinian-rural, Servian et Servian-rural). Caux, par contre, partage la très faible migration (seule immigration faible en 1901-1925) de ses populations voisines Pézenas et Pézenas-rural. On confirmerait donc, pour la migration, la prédominance du facteur géographique (voir le chapitre précédent).

c - typologie de la transition

Si le comportement migratoire dessine des zones géographiquement homogènes, le comportement naturel le fait tout autant. Les quatre exemples montrent que l'on peut décrire la croissance naturelle transitionnelle par trois valeurs le multiplicateur transitionnel net qui n'est autre que la valeur de la courbe en 1936 ;

la valeur maximale de la courbe entre 1801 et 1936 ; et la date de la valeur maximale. Les trois valeurs se réunissent dans le calcul de la surface contenue sous la courbe entre 1801 et 1936. Or, il se trouve que les indicateurs "surface" et "multiplicateur transitionnel net" sont très proches (r = 0,93). Par souci de pouvoir comparer nos valeurs avec celles données par Chesnais, nous préférons utiliser l'indicateur "multiplicateur transitionnel net".



Carte 1. Multiplicateur transitionnel net, 1801-1936, calculé selon l'espérance de vie et l'indice de fécondité observée ; sous-populations Héraultaises.

La carte montre ce qu'aurait été la croissance entre 1801 et 1936 en l'absence de migration. On observe des zones géographiques bien distinguées et fortement opposées les unes aux autres.

d - trois zones de forte croissance naturelle

1) Piémont Ouest. La zone comprend les cantons de la Salvetat, d'Olargues et de St-Pons-de-Thomières, ainsi que les populations rurales St-Gervais-rural et Olonzac1-rural et le bassin minier de Camplong4. A l'exception de la ville de St-Pons, toutes les populations partent, en début du XIXe siècle, d'un niveau de mortalité et de fécondité plutôt faible. La croissance naturelle est rapide et la maîtrise de la fécondité légitime plutôt tardive, ce qui explique que la croissance naturelle n'est arrêtée qu'aux années 1875-1880.

Toutes les populations sont engagées dans la voie de l'émigration dès le début du XIXe siècle. Seul Camplong4 voit cette tendance s'inverser après 1850, grâce à la mise en exploitation des mines. L'arrivée des immigrants a peut-être aidé à avancer la maîtrise de la croissance naturelle, qui eut lieu déjà entre 1850 et 1870.

2) Piémont Est. La zone comprend les cantons de Ganges (à l'exception de la ville de Ganges), de St-Martin-de-Londres, de Claret et du Caylar. Plus encore qu'au Piémont Ouest, les populations semblent tenir à l'ancien régime démographique d'une fécondité légitime élevée et un contrôle de la nuptialité. Cela ne facilite pas le passage à une véritable maîtrise de la fécondité générale. Certaines populations (Claret, St-Bauzille-de-Putois) n'auront pas maîtrisé la croissance naturelle avant que le baby boom de 1945 ne la relance pour trente ans de plus.

Comme à l'Ouest, l'émigration est la règle. Elle s'engage dès le début du XIXe siècle, sauf à St-Bauzille-de-Putois, où elle ne débute qu'en 1850.

3) Les étangs. La zone comprend la plupart des sous-populations comprises entre Florensac et Lunel Mèze, Montagnac, Villeveyrac, Mèze-rural, Gigean, Frontignan, Fabrègues, Villeneuve-lès-Maguelonne, Pignan, Montpellier2A, 2B et 3-rural, Mauguio4, Marsillargues, Lunel et Lunel-rural. Ici, la non-maîtrise de la croissance naturelle est d'un tout autre ordre que celle des Piémonts. Là-bas, elle a comme origine la faible mortalité et comme contexte (soupape ?) l'émigration quasi-générale et permanente. Ici, aux bords des étangs, la mortalité part d'un niveau élevé, tout comme la fécondité. La croissance naturelle n'est pas particulièrement forte au début du XIXe siècle. Par contre, la baisse de la mortalité, après 1870, est si rapide dans cette zone, que la fécondité semble avoir été prise de vitesse. Nombreuses sont les populations de cette zone qui n'ont pas maîtrisé leur croissance naturelle avant 1975 Mèze, Frontignan, Villeneuve-lès-Maguelonne, Pignan et Montpellier3-rural. La plupart de ces populations sont passées tardivement à un régime démographique moderne basé sur la maîtrise de la fécondité légitime.

La migration a été très contrastée dans cette zone, et apparemment sans effet sur la croissance naturelle. Mèze, Villeveyrac, Mèze-rural, Villeneuve-lès-Maguelonne ont connu des flux d'émigration souvent importants et de longue durée ; Frontignan, Fabrègues, Pignan, Montpellier2A- et 2B-rural et Mauguio4 ont connu une immigration généralement très forte. Les autres sont restées en équilibre migratoire. Nulle part on ne peut repérer un effet quelconque sur l'évolution de la croissance naturelle.

e - deux ensembles de décroissance naturelle

1) Les villes. Cet ensemble n'est pas une zone. Il comprend la plupart des villes (mais pas toutes) Montpellier, Béziers, Agde, Ganges, Bédarieux, Lodève, Clermont-l'Hérault et Pézenas. L'origine de leur maîtrise est la forte mortalité

traditionnelle. A Montpellier, elle a été si forte, que jamais la fécondité n'a pu arriver à compenser la mortalité. Dans les autres villes, la croissance naturelle a été positive en début du XIXe siècle, mais si faiblement, que la maîtrise de la fécondité n'a eu aucun mal d'inverser la tendance bien avant la baisse de la mortalité après 1870.

La maîtrise de la fécondité légitime est contrastée. Les villes du Biterrois affichent une fécondité légitime faible dès 1851 (Béziers, Agde, Bédarieux, Pézenas) ; les autres affichent des taux plus élevés (Montpellier, Lodève, Clermont-l'Hérault).

Les flux migratoires sont également contrastés. Forte immigration à Montpellier et à Béziers, migration quasiment en équilibre à Agde, Ganges et à Pézenas, très faible à Lodève et Clermont-l'Hérault. Bédarieux est totalement atypique, alternant très fortes immigration (1800-1850) et émigration (1850-1900). La migration (et donc l'attractivité) très variée des villes ne semble pas avoir d'effet sur la croissance naturelle.

2) Le bassin de l'Orb. La zone comprend presque toutes les populations du bassin de l'Orb, plus les quelques communes Héraultaises du bassin de l'Aude et quelques-unes de la basse vallée de l'Hérault. La maîtrise de la croissance naturelle a une origine totalement différente de celle des villes. Elle est culturelle, dans le sens strict du terme toutes les populations de cette zone ont une fécondité légitime maîtrisée dès le début du XIXe siècle. Celle-ci leur permet non seulement d'annuler l'effet de la mortalité traditionnelle plutôt faible, mais également celui d'une nuptialité plus élevée (voir le chapitre II.3).

La zone couvre environ celle de la plaine viticole, mais elle se différencie fortement des communes viticoles du Montpelliérais ou de la zone Mèze-Frontignan.

L'immigration a été générale dans toutes les populations de la zone, mais on aurait tort d'y voir une origine de la maîtrise de la croissance naturelle, car l'immigration n'y débute qu'après 1850 (à l'exception qu'à Olonzac, St-Chinian2 et Puisserguier). Le rapport serait plutôt en sens inverse, la maîtrise de la croissance naturelle comme origine de l'immigration. Cependant, l'analyse des courbes ne permet pas un tel raccourci, car dans la plupart des cas, la croissance naturelle est sans commune mesure avec les flux d'immigration.

f - une zone de croissance faible

Le Grand Lodévois. La zone comprend l'essentiel de l'arrondissement de Lodève (sauf les villes de Lodève et de Clermont-l'Hérault, et les grands bourgs de St-André-de-Sangonis, Nébian, Canet, Aspiran et Paulhan) ; à l'Est, elle s'étend sur les cantons d'Aniane et des Matelles, et comprend le bourg de Cournonterral. Toute la zone appartient à l'aire d'une mortalité et d'une fécondité traditionnelle plutôt faibles. Presque toutes passent tardivement à la maîtrise de la fécondité légitime et toutes se sont engagées dans la voie de l'émigration (Lunas, Lunas-

rural, Lodève-rural, Clermont2-rural, Gignac1-rural et Aniane-rural) ou sont restées en équilibre migratoire (Gignac, Gignac2-rural, Aniane, Les Matelles au XIXe siècle, et Cournonterral).

La différence avec les deux zones du Piémont Est et Ouest, où la croissance naturelle fut forte à très forte, n'est que relative la mortalité traditionnelle est un peu plus élevée, la fécondité générale du début du XIXe siècle est un peu plus faible. Culturellement, il convient donc de replacer cette zone dans celle du Piémont (et Avant Monts) et de l'opposer au Bassin de l'Orb, où la maîtrise de la fécondité n'a pas seulement été plus précoce, plus efficace, mais surtout plus moderne, car elle se réalisait à l'intérieur des mariages.

g - conclusion

Le comportement transitionnel intégré (fécondité plus mortalité) montre trois aires culturelles bien distinctes à l'intérieur du département le Bassin de l'Orb, où les populations ont su maîtriser leur fécondité dès le début du XIXe siècle par le passage précoce à la maîtrise de la fécondité légitime ; le Piémont, où les populations n'ont pu suivre la baisse précoce de la mortalité, parce qu'elles ont tenu trop longtemps à l'ancien régime démographique basé sur la régulation par l'âge au mariage et par le célibat ; les Etangs, où les populations ont été prises de vitesse par la chute très tardive mais d'autant plus rapide de la mortalité, à la fin du XIXe et au début du XXe siècle.

Les trois aires culturelles sont caractérisées par des migrations spécifiques immigration dans le Bassin de l'Orb, émigration au Piémont, les deux aux bords des Etangs. Toutefois, le rapport entre la croissance naturelle et la migration ne semble pas direct. L'économie paraît jouer un rôle intermédiaire autonome, qui mériterait une étude spécifique supplémentaire.

CONCLUSION

Cette thèse a tenté de contribuer à deux domaines de la connaissance démographique celui, méthodologique, de la reconstitution des populations du passé, et celui, pratique, des mouvements démographiques à l'intérieur du département de l'Hérault.

Le champs des reconstitutions, problèmes de méthode

Des techniques de reconstitution ont été proposées, discutées et enrichies depuis le début des années 1970. Aux techniques mêmes, nous n'avons pas apporté d'innovations. Nous avons essayé de démontrer les effets considérables de choix apparemment techniques et, par conséquent, la nécessité d'une analyse préalable des données. Tout notre effort est allé à l'aménagement d'espaces d'analyse à l'intérieur des techniques de reconstitution, à chaque fois que plusieurs possibilités s'offrent.

Dans notre adaptation, la reconstitution perd l'enchaînement automatique des différentes phases. Constamment sous contrôle de celui qui l'applique, elle porte son empreinte et n'est donc plus neutre, comme le serait la reconstitution entièrement automatisée. Cette personnalisation du résultat de la reconstitution n'était pas l'objectif recherché de notre adaptation, mais, dans l'état actuel des techniques, elle nous semble préférable aux techniques entièrement automatisées.

Pour la reconstitution du département de l'Hérault, nous avons pu comparer notre approche à celles plus automatisées d'Etienne Van de Walle et de Noël Bonneuil. L'occasion s'est trouvée belle les Recensements et le Mouvement de la Population du département de l'Hérault furent parmi les moins fiables de France. Les options prises par les différentes méthodes s'avéraient donner des résultats très différents. Les analyses préalables et intermédiaires ont semblé nettement améliorer la vraisemblance de la reconstitution.

Il est à noter que les techniques de reconstitution s'apparentent à celles utilisées dans les études prospectives. Là aussi, une approche moins automatisée est susceptible d'améliorer les résultats, comme nous avons commencé à le démontrer à travers l'analyse de l'inertie du peuplement. Nous espérons développer cette voie dans des travaux ultérieurs.

Les longues séries démographiques des sous-populations Héraultaises

Le deuxième domaine auquel la thèse a tenté d'apporter une contribution est celui de la connaissance démographique à l'intérieur de l'Hérault. La contribution est triple les données saisies, les données reconstituées, et l'analyse.

a - les données saisies

Notre base de données saisies (ou constituées par comptage) contient le nombre décennal de naissances, décès, mariages, mort-nés et transcriptions enregistrés pour chaque commune du département de 1803 à 1902, puis annuel pour les communes de plus de 1000 habitants de 1903 à 1935, pour les cantons de 1936 à 1953, enfin annuel et domicilié pour toutes les communes de 1954 à 1990. Elle contient également, suivant le recensement, la population totale, par sexe, par état matrimonial, le taux d'agglomération du peuplement, le nombre de maisons et de ménages, d'étrangers, la population comptée à part, les catégories socio-professionnelles. Toutes ces données ont été saisies au niveau communal, sans regroupement des communes rurales. A notre connaissance, l'Hérault est le premier département à disposer ainsi de ces données démographiques communales "brutes", c'est-à-dire sans correction. Après la publication du volume de l'Hérault dans la série *Paroisses et communes de France* (Motte 1989), l'étude de la démographie Héraultaise dispose maintenant d'un deuxième outil de recherche.

b - les données reconstituées

La base de données reconstituées est à la fois plus grande et plus restreinte. Plus grande, car elle contient pour chaque sous-population reconstituée beaucoup plus de données, notamment toutes les pyramides d'âge par sexe tous les 5 ans et les principaux indicateurs du mouvement de la population pour toutes les périodes intercensitaires. Pour la période de 1956 à 1990, où l'ensemble des données sont domiciliées, elle contient également les structures par âge des soldes migratoires par sous-population et par sexe. Cependant, elle est plus restreinte dans le nombre de sous-populations reconstituées 100 au lieu des 334 communes. Ce n'est pas pour des raisons de disponibilité de données que nous avons renoncé à reconstituer les communes rurales individuellement, car la saisie a bien été communale. C'est pour des raisons statistiques, la variation aléatoire des événements démographiques dans une très faible population étant trop importante. Nous avons donc procédé à un regroupement des communes de moins de 1000 habitants par canton, et, si le canton le permettait, à deux regroupements, l'un réunissant les plus grandes communes, l'autre les plus petites. L'hypothèse est que les communes rurales d'un canton ont eu le même comportement démographique au cours de la période reconstituée 1801-1956. Dès 1961, la base de données reconstituées n'est autre que le regroupement de données saisies communales, qui permet aussi d'autres regroupements. Ainsi, l'étude de la péri-urbanisation a été réalisée sur la base des données saisies et non pas sur celle des données reconstituées. Pour plus

de commodité d'analyse, nous avons néanmoins standardisé les périodes d'observation, selon l'hypothèse d'usage de la linéarité intercensitaire du comportement démographique des cohortes (linéarité longitudinale).

La différence principale entre la base de données saisies et celle des données reconstituées est que la dernière est vérifiée, corrigée, complétée, en un mot, plus fiable. Elle concerne des territoires reconstitués inchangés de 1801 à 1990, ce qui n'est pas le cas des données saisies. Les séries sont complètes et les périodes sont quinquennales. Ces caractéristiques rendent la base de données reconstituées plus facile à exploiter dans le cadre d'une étude historique, géographique ou démographique, dont le sujet n'exige pas un retour aux sources administratives. Avant 1962, le recours aux données reconstituées est certainement préférable pour qui emploie les données administratives sans en faire une analyse critique préalable, car les erreurs sont nombreuses, parfois même systématiques (par non-domiciliation des événements démographiques, sous-enregistrement de certaines catégories, attrait des âges ronds, etc).

L'analyse des données reconstituées

La partie II de la thèse est entièrement consacrée à l'analyse des données reconstituées. Nous avons tenté de répondre à des questions d'ordre général, dont l'observation est rendue possible par la reconstitution exhaustive, à l'échelle communale, de tout un territoire départemental. On a pu observer l'évolution de la structure par âge sur tout le territoire, l'espérance de vie, la fécondité et la migration nette, ce qui jusqu'ici n'était possible qu'à travers des monographies et généralement sous forme de taux bruts. L'histoire du peuplement et celle des grandes "transitions" comme la chute de la mortalité, la maîtrise de la fécondité, l'exode Piémontais, l'urbanisation et la péri-urbanisation ont reçu un nouvel éclairage.

L'inertie du peuplement

Le peuplement est défini par les bassins fluviaux ou, ce qui revient au même, par les lignes d'altitude, en 1990 autant qu'en 1801. Ce cadre géographique donne une inertie remarquable à l'implantation de la population en général et celle du réseau urbain en particulier. L'inertie structurelle du peuplement est le résultat d'un comportement homogène de la population départementale. On est frappé par le mouvement d'ensemble, qui semble entraîner les croissances et décroissances des sous-populations. Des exceptions existent à chaque période, parmi lesquelles on compte Montpellier et Béziers pour leurs croissances quasi-permanentes et quelques sous-populations faiblement peuplées du piémont pour leurs décroissances trop fréquentes. Des différences de niveaux de croissance et de décroissance existent également. Cependant, en règle générale, les sous-populations croissent et décroissent ensemble, dans un même élan. Cette homogénéité structurelle et territoriale, qui semble flotter sur les vagues du temps,

se rencontre fréquemment dans l'étude des différents phénomènes démographiques. Pour la mortalité et la fécondité, elle est départementale ; pour la migration, elle est sub-départementale, mais toujours territoriale. Des territoires s'opposent, non pas les tailles des communes ou un autre regroupement non-territorial.

L'étude du réseau urbain a montré l'évolution particulière de Béziers du milieu du XIXe au milieu du XXe siècle. En tant que deuxième ville du département, elle sortait de son rang, emporté par l'extraordinaire réussite de son vignoble qui, certes, a été le fruit du travail des Biterrois, mais aussi a bénéficié de la crise phylloxérique qui a détruit temporairement ses concurrents du Gard et du Montpelliérais. La richesse fut rapide, assez durable (près d'un siècle), mais pas éternelle. Avec la mécanisation de la vigne, la baisse de prix du vin et la perte d'emplois viticoles, Béziers a retrouvé son rang de deuxième ville départementale qui était la sienne avant 1850. Rien d'anormal, que l'on ne rencontre pas ailleurs Alès dans le Gard, Carcassonne dans l'Aude, Prades dans les Pyrénées Orientales, les deuxièmes villes départementales souffrent partout de la concentration administrative au chef-lieu. En plus, Montpellier est doublement chef-lieu, départemental et régional. A la concentration administrative départementale s'ajoute la fonction régionale universitaire, secteur en forte progression s'il en est.

La concentration universitaire, et donc des 20-24 ans à Montpellier, est la clef de la croissance récente Montpelliéraine. Elle est aussi une face d'un phénomène plus général la croissante spécialisation par âge du territoire départemental. L'autre face est le vieillissement du Piémont et du Biterrois. Ce phénomène date de la fin du XIXe siècle pour le Piémont, du milieu du XXe pour le Biterrois. Différentes causes se sont reliées dans le temps le vieillissement naturel par faible fécondité a cédé la place au vieillissement par flux migratoires. Ces flux n'ont pas seulement été dans le sens de l'émigration aux jeunes âges, mais aussi dans le sens de l'immigration aux âges adultes et plus élevés.

Mortalité traditionnelle contrastée selon les zones géographiques

Dans le domaine de la mortalité, la baisse a été assez tardive, n'intervenant qu'après 1870. Les trois grandes villes amorcent le mouvement avec environ une décennie de retard. On atteint très vite l'uniformisation du niveau de mortalité, après quoi tout le territoire départemental poursuit la baisse d'un même pas.

C'est avant 1870 que la reconstitution a permis des observations intéressantes. D'une part, les niveaux de mortalité locaux semblent totalement stables depuis le début du siècle. D'autre part, les niveaux sont très éloignés les uns des autres, allant d'une espérance de vie à la naissance de 25 ans à plus de 40 ans selon les zones géographiques. Dans la détermination du niveau de la mortalité, on retrouve la force du territoire, en l'occurrence de l'altitude du peuplement. Le Littoral, et surtout la partie Est du Littoral, zone humide, de Frontignan à Marsillargues, a des espérances de vie ne dépassant guère 30 ans, sans distinction entre villes et villages. Parmi les causes de mortalité spécifiques à cette zone, on compte d'abord le paludisme. Il disparaît rapidement après 1870, comme partout en Europe

Occidentale. L'état actuel des recherches épidémiologiques laisse supposer qu'il s'est agit d'un recul microbien spontané plutôt que d'une intervention humaine directe ou indirecte.

A l'opposé du Littoral humide se trouvent les sous-populations du Piémont, où l'espérance de vie se situe autour de 40 ans dès le début du XIXe siècle. Là, le territoire n'est pas homogène, car les villes s'opposent aux villages. Le niveau de la mortalité augmente avec la taille du peuplement. Plus exactement, il baisse avec le taux d'activité agricole. Dans le domaine de la mortalité, le taux d'activité agricole, ou la taille du peuplement, passe donc après la situation géographique.

Fécondités moderne et traditionnelle

Dans le domaine de la fécondité, nous avons pu reconstituer la fécondité générale sur toute la période, la fécondité légitime seulement à deux dates 1851 et 1881. La maîtrise de la fécondité générale s'est amorcée dès le début du XIXe siècle. Jusqu'à 1870, les différences de niveau sont marquées ; après 1870, elles sont faibles et changeantes. Le parallèle avec la mortalité est évident. De 1801 à 1870, la fécondité générale est faible là où la mortalité est faible, et inversement. Après 1870, la mortalité s'uniformise et la fécondité avec elle.

Avant 1870, la maîtrise de la fécondité n'est pas obtenue partout de la même façon. Les deux dates 1851 et 1881 s'avéraient bien choisies pour l'étude de la fécondité légitime. Elles montrent, à 30 ans d'intervalle, la même opposition entre une fécondité légitime maîtrisée dans le Biterrois, face à une fécondité légitime élevée au Piémont, au Littoral et dans le Montpelliérais. Qui plus est, la nuptialité à ces dates montre exactement la carte inverse élevée où la fécondité légitime est faible, faible ou celle-ci est élevée. Il s'agit donc clairement d'une opposition entre la maîtrise démographique "ancien régime" du Piémont et du Montpelliérais notamment (le Littoral a une mortalité si élevée qu'elle n'a pas le même besoin de maîtrise), et la maîtrise "moderne" du Biterrois une opposition culturelle que nous trouvons en place avant l'âge d'or de la vigne et qu'on ne saurait attribuer à une quelconque mentalité viticole.

La modernité du Biterrois

Une vue intégrée sur l'ensemble du mouvement naturel durant la période de la transition démographique (1801-1935) confirme la particularité du Biterrois. C'est là que les populations ont su maîtriser très tôt, en général avant 1830, la croissance naturelle due au recul de la mortalité. Toutes ont un multiplicateur transitionnel net plus faible que 1. Toutes auraient donc décru en l'absence de migration. Or, toutes ont connu une immigration élevée au cours de la même période, qui débute bien après la maîtrise de la croissance naturelle avec l'expansion viticole post-phylloxérique.

Le Montpelliérais et le Littoral humide ont mal maîtrisé la croissance naturelle, tout comme le Piémont. L'une des causes communes fut le passage tardif à la maîtrise de la fécondité légitime. Au Piémont, l'émigration, modérée mais

constante, a pu freiner le passage à une maîtrise démographique plus moderne, en fonctionnant comme une soupape à la pression de la croissance naturelle. En plaine et au Littoral, par contre, émigration et immigration se répartissent équitablement sur les populations, sans que l'on n'aperçoive un effet reconnaissable sur la maîtrise de la croissance naturelle.

Migrations inter-territoriales

Dans le domaine des flux migratoires, la reconstitution a donné les résultats à la fois les plus sûrs (car dépendant des seuls nombres de population, de naissances vivantes et de décès), les plus détaillés (car communaux) et les moins connus jusqu'ici (car les séries de naissances vivantes et de décès n'avaient jamais été constituées). Nous retrouvons encore une fois l'importance territoriale qui prime sur la taille du peuplement. Ainsi, on ne saurait parler d'exode rural concernant l'émigration du Piémont, mais d'exode territorial, toutes tailles de communes confondues. Même chose pour les plaines, en sens inverse l'immigration ne fut pas limitée aux villes mais concernait toutes les tailles de population. Dans le cas de l'Hérault, l'expression exode rural est donc trompeur les flux sont ceux d'un territoire à l'autre. Seules les villes de Montpellier et de Béziers (Sète avant 1890) sortent de ce dessin. Elles ont capté directement une partie des "immigrants nets" venant de l'extérieur du département et dont la provenance rurale ou urbaine est inconnue. C'est pourquoi le département a bien connu une urbanisation régulièrement croissante entre 1841 et 1975, sans avoir connu d'exode rural.

La reconstitution a également permis d'observer la structure par âge de la migration nette entre 1961 et 1990, c'est-à-dire avant et après le grand tournant des années 1970. Tournant dans les domaines de la migration et donc du peuplement et de sa structure par âge, mais aussi dans celui de la fécondité générale. Ce tournant prend sa forme la plus spectaculaire dans la péri-urbanisation que l'on a constatée autour de toutes les villes de la plaine comme du Piémont. Mais ce n'est que la partie visible d'un passage historique, celui vers l'extension du lien domicile-travail au-delà du peuplement contigu et donc au-delà des frontières communales. Les conséquences de cette rupture entre domicile et travail sont multiples, en termes de peuplement, de migrations, de structure par âge, et même de méthodes d'observation. Pour la première fois de l'histoire, les taux de migration nette n'ont plus aucun rapport avec une dynamique quelconque de la population d'accueil ni de la population de provenance. Cela entraîne des conséquences importantes pour l'étude de la migration et pour les prospectives. Pour retrouver une cohérence d'observation, toute commune doit être redéfinie en fonction de sa distance vis-à-vis d'un centre urbain, tout regroupement redéfini en cercles concentriques ou en "rural éloigné". Après redéfinition du Piémont comme rural éloigné en en retranchant les sous-populations sous influence de Béziers ou de Montpellier, on a néanmoins la surprise de voir que pour la première fois depuis 1830, les taux de migration nette du Piémont sont redevenus positifs, très élevés même, plus importants que ne l'a jamais été l'émigration. Depuis 1975, le Piémont affiche exactement les mêmes taux d'immigration que le Montpelliérais, lui aussi redéfini comme Montpellier avec toutes les communes jusqu'à 20 km autour du centre-

ville.

La structure par âge de l'immigration Piémontaise s'est fortement rajeunie dès 1975, touchant tous les âges de 25 ans et plus. Plus de la moitié des populations du Piémont a retrouvé la croissance. Les autres passeront ce cap au cours des années 1990. Les effets sur le vieillissement ne seront pas sensibles, car l'immigration est plutôt adulte et âgée comme partout dans le département, excepté la ville de Montpellier. Mais on aurait tort de se plaindre de l'immigration âgée, car c'est bien elle qui, depuis les années 1960, a ré-amorcé la pompe de l'immigration Piémontaise, dix ans ou plus avant l'immigration des actifs.

Le premier objectif de notre thèse fut d'ouvrir l'observation démographique à la longue durée. L'échelle communale a pu être maintenue pour l'observation de la population totale, du nombre de maisons et de ménages, du solde naturel et migratoire et des taux bruts de natalité et de mortalité ; elle ne l'a pas été pour la reconstitution des structure par âge avant 1961 et pour les indicateurs faisant appel à la structure par âge, comme les indices de fécondité générale et légitime, et l'espérance de vie à la naissance. Les techniques statistiques ont requis une population minimum de 1000 habitants. Les communes rurales ont donc dû être regroupées par canton. Le territoire départemental ainsi redécoupé compte néanmoins cent sous-populations, ce qui a permis une observation nuancée des évolutions des deux derniers siècles.

Le deuxième objectif concerne la contribution à la connaissance démographique de la transition démographique communale. Les principaux résultats viennent d'être résumés (supra). Ils constituent une contribution à la connaissance par le simple fait qu'ils n'avaient pas été mesurés auparavant. Mais certaines conclusions pourraient également nuancer des notions jusqu'ici communément admises. La principale conclusion concerne la force du territoire dans tous les domaines démographiques, et à toutes les époques, nous avons constaté la forte solidarité géographique des phénomènes. Ainsi, l'espérance de vie traditionnelle oppose avant tout le Piémont au Littoral Est, reléguant la notion de surmortalité urbaine au second plan. Même chose dans le domaine de la migration Piémont et plaines se sont longtemps opposés, sans distinction selon la taille du peuplement, infirmant totalement la notion d'exode rural. Depuis les années 1950, les flux migratoires opposent la Plaine Ouest à la Plaine Est, là aussi sans distinction de la taille du peuplement. La force territoriale est plus présente encore dans la péri-urbanisation, où les flux migratoires se déterminent en fonction de la distance envers la ville-centre. On constate toujours la même solidarité territoriale dans les domaines de la fécondité générale, de la fécondité légitime et de la nuptialité. Les oppositions territoriales ne sont pas chaque fois les mêmes. Elles évoluent selon l'origine qui les a créées économique pour les flux migratoires, microbienne pour l'espérance de vie, culturelle pour la fécondité. Y aurait-il alors des formes de régulation démographique spécifiques au territoire ou ces différences traduiraient-elles des transitions différentielles ou originales ? La réponse à ces questions pourrait être la prochaine étape des recherches Héraultaises.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

La bibliographie suit la structure de la thèse : d'abord les ouvrages de caractère général, puis ceux concernant plus particulièrement les méthodes de reconstitution, l'analyse du peuplement, de la mortalité, de la fécondité, de la migration et de la transition. Les travaux traitant les populations départementales ont été regroupés à la fin de la bibliographie. Certains ouvrages, auxquels plusieurs parties de la thèse font référence, figurent dans différentes rubriques de la bibliographie.

OUVRAGES GENERAUX

Annales de Démographie Historique (1988), *Les transitions démographiques*, numéro spécial.

AIDELF (1981), *Démographie et destin des sous-populations*, Paris, PUF, 452 p.

Blayo Yves (1975), "La mortalité en France de 1740 à 1829", *Population*, numéro spécial "Démographie historique", pp. 123-142.

Blayo Yves (1975), "Mouvement naturel de la population française de 1740 à 1829", *Population*, numéro spécial "Démographie historique", pp. 15-64.

Blum Alain, Noël Bonneuil et Didier Blanchet ed. (1992), *Modèles de la démographie historique*, Paris, PUF, 370 p.

Bonneuil Noël (1991), *Reconstruction et Dynamique des Populations du Passé*, thèse EHESS, 348 p.

Bourgeois-Pichat Jean (1951), "Evolution générale de la population française depuis le XVIIIe siècle", *Population*, pp. 635-662.

Bourgeois-Pichat Jean (1952), "Note sur l'évolution générale de la population française depuis le XVIIIe siècle", *Population*, pp. 319-329.

Brunet Roger (1994), *La France, un territoire à ménager*, Paris Edition 1, 327 p.

Chesnais Jean-Claude (1986), *La transition démographique*, Paris PUF, 580 p.

Coale A.J.Watkins Susan C. (1986), *The Decline of Fertility in Europe. The revised proceedings of a conference on the Princeton European Fertility Project*, Princeton Princeton University Press, 484 p.

DATAR (1993), *Débat national pour l'aménagement du territoire. Document introductif*, Paris La Documentation Française.

Dugrand Raymond (1963), *Villes et campagnes en Bas-Languedoc. Le réseau urbain du Bas-Languedoc méditerranéen*, Paris PUF, 638 p.

Dupâquier Jacques ed. (1988), *Histoire de la Population française*, Paris PUF, 4 vol., 2350 p.

Etchelecou André (1981), "L'Ariège ou la fin d'un pays", in AIDELF,

Démographie et destin des sous-populations, pp. 307-321.

Etchelecou André (1987), *Démographie et aménagement de l'espace dans les Pyrénées occidentales*, Université de Paris VIII, thèse d'Etat ès lettres, 4 vol., 852 p.

Etchelecou André (1991), *Transition démographique et système coutumier dans les Pyrénées occidentales*, Travaux et Documents n° 129, INED/PUF, 260 p.

Etchelecou André (1993), "Modèles régionaux contre modèles nationaux", *Espace, Populations, Sociétés*, pp. 249-254.

Festy Patrick (1979), *La fécondité des pays occidentaux de 1870 à 1970*, Paris Travaux et Documents n° 85, INED-PUF, 399 p.

Foucauld J.-B. de (1993), *La France et l'Europe d'ici 2010*, Paris La Documentation Française (Commissariat général au Plan).

Gizard X. (1993), *La méditerranée inquiète*, Paris DATAR, Ed. de l'Aube, 192 p.

Henry Louis et Yves Blayo (1975), "La population de la France de 1740 à 1829", *Population* numéro spécial "Démographie historique", pp. 71-122.

Henry Louis et J. Houdaille (1978), "Célibat et âge au mariage aux XVIIIe et XIXe siècles en France. I Célibat définitif", *Population*, pp. 43-84.

Henry Louis (1978), "Fécondité des mariages dans le quart Sud-est de la France de 1670 à 1829", *Population*, pp. 855-883.

Henry Louis et J. Houdaille (1979), "Célibat et âge au mariage aux XVIIIe et XIXe siècles en France. II Age au premier mariage", *Population*, pp. 403-442.

Le Bras Hervé (1992), "Deux siècles de fécondité en France le temps et l'espace", in Blum A. ed., *Modèles de la démographie historique*, INED, pp. 320-336.

Oeppen Jim (1993), "Back Projection and Inverse Projection Members of a Wider Class of Constrained Projection Models", *Population Studies*, pp. 245-268.

Van de Walle Etienne (1974), *The Female Population of France in the Nineteenth Century*, Princeton Princeton University Press, 482 p.

Van de Walle Etienne (1986), "La fécondité française au XIXe siècle", *Communications* n° 44, pp. 35-45.

Weir David R. (1994), "New Estimates of Nuptiality and Marital Fertility in France, 1740-1911", *Population Studies*, pp. 307-331.

PARTIE 1 METHODES DE RECONSTITUTION

Blayo Yves (1975), "La mortalité en France de 1740 à 1829", *Population* numéro spécial "Démographie historique", pp. 123-142.

Blayo Yves (1975), "Mouvement naturel de la population française de 1740 à 1829", *Population*, numéro spécial "Démographie historique", pp. 15-64."

Blayo Yves (1975), "La proportion des naissances illégitimes en France de 1740 à 1829", *Population*, numéro spécial "Démographie historique", pp. 65-70.

Blum Alain, N. Bonneuil et D. Blanchet ed. (1992), *Modèles de la démographie historique*, INED, 370 p.

Bonneuil Noël (1991), *Reconstruction et Dynamique des Populations du Passé*, Paris thèse EHESS, 348 p.

Bonneuil Noël (1992), "Non-identifiabilité et cohérence démographique de la rétro-projection", in Blum A. ed., *Modèles de la démographie historique*, INED, pp. 99-108.

Bourgeois-Pichat Jean (1951), "Evolution générale de la population française depuis le XVIIIe siècle", *Population*, pp. 635-662.

Bourgeois-Pichat Jean (1952), "Note sur l'évolution générale de la population française depuis le XVIIIe siècle", *Population*, pp. 319-329.

Bourgeois-Pichat Jean (1966), *Le concept de population stable. Application à l'étude des populations des pays ne disposant pas de bonnes statistiques démographiques*, New York, Nations Unies, 235 p.

Bouchard G., Roy R. et Casgrain B. (1985), *Reconstitution automatique des familles le système SOREP*, Québec Centre universitaire de recherches sur les populations, université du Québec, 2 vol., 745 p.

Brass W. (1975), *Methods for estimating fertitlity and mortality from limited and defective data*, Chapel Hill.

Coale Ansley J.Demeny P. (1966), *Regional Model Life Tables and Stable Populations*, Princeton Princeton University Press.

Coale Ansley J.Guo G. (1989), "Revised Model Life Tables at Very Low Levels of Mortality", *Population Index*.

Coale Ansley J. et G. Guo (1990), "New Regional Model Life Tables at High Expectation of Life", *Population Index*.

Coeffic N. (1993), "L'enquête post-censitaire de 1990. Une mesure de l'exhaustivité du recensement.", *Population*, pp. 1655-1682.

Guilmoto C. (1992), "Chiffrage et déchiffrage les institutions démographiques dans l'Inde du Sud coloniale", *Annales ESC*, pp. 815-840.

Henry Louis et Y. Blayo (1975), "La population de la France de 1740 à 1829", *Population* numéro spécial "Démographie historique", pp. 71-122.

Ledermann Sully (1969), *Nouvelles tables-types de mortalité*, Travaux et Documents n° 53, INED/PUF, 262 p.

Lee Ronald D. (1974), "Estimating Series of Vital Rates and Age Structures from Baptisms and Burials", *Population Studies*, pp. 495-512.

Lee Ronald D. (1985), "Inverse projection and back projection a critical appraisal, and comparative results for England", *Population Studies*, pp. 233-248.

McCaa R. et J.W. Vaupel (1992), "Comment la projection inverse se comporte-t-elle sur des données simulées ?", in Blum A. ed., *Modèles de la démographie historique*, INED, pp. 129-146.

Meslé F. et J. Vallin (1989), "Reconstitution de tables annuelles de mortalité pour la France au XIXe siècle", *Population*, pp. 1121-1158.

Nations Unies (1969), *Manuel IV. Méthodes permettant d'estimer les mesures démographiques fondamentales à partir de données incomplètes*, New York.

Nations Unies (1984), *Manuel X. Techniques indirectes d'estimation démographique*, New York.

Nicolau Nos R., F. Munoz Pradas et D. Devolder (1992), "Vers la reconstruction de la population catalane (1550-1910)", in Blum A. ed., *Modèles de la démographie historique*, INED, pp. 55-60.

Oeppen Jim (1992), "La projection inverse généralisée et le problème des crises de mortalité", in Blum A. ed., *Modèles de la démographie historique*, INED, pp. 109-127.

Oeppen Jim (1993), "Back Projection and Inverse Projection Members of a Wider Class of Constrained Projection Models", *Population Studies*, pp. 245-268.

Rollet C. (1978), "Allaitement, mise en nourrice et mortalité infantile en France à la fin du XIXe siècle", *Population*, pp. 1189-1203.

Tabah Léon (1947), "La répartition par âges de la population française en 1851", *Population*, pp. 349-354.

Van de Walle Etienne (1972), "De l'emploi des modèles en démographie historique", *Annales de Démographie Historique*, pp. 153-177.

Van de Walle Etienne (1974), *The Female Population of France in the Nineteenth Century*, Princeton Princeton University Press, 482 p.

Van de Walle Etienne (1977), "La nuptialité des françaises avant 1851, d'après l'état civil des décédées", *Population* numéro spécial "La mesure des phénomènes démographiques", pp. 447-465.

Vangrevelinghe G. (1963), "Recensement démographique de 1962. Etude de l'exhaustivité du dénombrement", *Etudes Statistiques*, pp. 235-265.

Wachter Kenneth W. (1986), "Ergodicity and inverse projection", *Population Studies*.

Weir David R. (1993), "Family reconstitution and population reconstruction two approaches to the fertility transition in France", in Reher ed., *Old and New Methods in Historical Demography*, Oxford.

Weir David R. (1994), "New Estimates of Nuptiality ans Marital Fertility in France, 1740-1911", *Population Studies*, pp. 307-331.

Wrigley E.A. et R.S. Schofield (1981), *The Population History of England, 1541-1871 A Reconstruction*, Cambridge, Mass.

PARTIE II ANALYSE DE L'HERAULT RECONSTITUE

A LE PEUPLEMENT

AIDELF (1993), *Croissance démographique et urbanisation. Politiques de peuplement et aménagement du territoire*, Paris PUF, 435 p.

Cavagna Eric (1993), "Les liaisons domicile - travail", *Repères* 11, INSEE-Languedoc-Roussillon, pp. 15-20.

Etchelecou André (1991), "Le peuplement du grand Sud-Ouest en 1990 dynamismes et recomposition territoriale", *Revue Géographique des Pyrénées et du Sud-Ouest*, pp. 371-387.

François Daniel (1992), "La répartition des âges dans l'espace économique du Languedoc-Roussillon", *Repères* 8, INSEE- Languedoc-Roussillon, pp. 23-38.

Guérin-Pace F. et D. Pumain (1990), "150 ans de croissance urbaine", *Economie et Statistique*, mars pp. 5-16.

Guérin-Pace F. (1993), "Dynamique lente et dynamique rapide dans le développement d'un système de villes", in AIDELF, *Croissance démographique et urbanisation. Politiques de peuplement et aménagement du territoire*, Paris PUF, pp. 283-292.

Jacquot A. et D. Rajaonarison (1993), "D'un recensement à l'autre la redistribution géographique des emplois entre 1975 et 1990", *Economie et Statistique*, octobre pp. 23-35.

Kergoat M. (1990), "Quelques aspects de la scolarisation secondaire dans les départements français au XIXe siècle", *Population*, pp. mars 617-650.

Laurent Robert (1978), "Les quatre âges du vignoble du Bas Languedoc et du Roussillon", in Centre d'Histoire contemporaine du Languedoc Méditerranéen et du Roussillon, *Economie et Société en Languedoc-Roussillon de 1789 à nos jours*, Montpellier Université Paul Valéry, pp. 11-44.

Leboutte R. (1993), "Le phénomène urbain genèse et évolution", in AIDELF, *Croissance démographique et urbanisation. Politiques de peuplement et aménagement du territoire*, Paris PUF, pp. 17-25.

Lepetit Bernard (1988), *Les villes dans la France moderne (1740-1840)*, Paris A. Michel, 490 p.

Le Roy Ladurie Emmanuel et J. Dupâquier (1969), "Quatre-vingt villages (XIIIe-XXe siècle)", *Annales ESC*, pp. 424-433.

Lesage Gaston (1994), "Reflux et flux démographiques sur le Biterrois", *Repères*

15, INSEE- Languedoc-Roussillon, pp. 25-31.

Lachiver M. (1988), *Vins, vignes et vignerons. Histoire du vignoble français*, Paris Fayard, 718 p.

Maurin Yvette (1979), "La mise en place d'une nouvelle viticulture au lendemain du phylloxéra.", *Economie méridionale*, pp. 41-61.

Molinier Alain (1968), *Une paroisse du Bas Languedoc, Sérignan, 1650-1792*, Montpellier , 217 p.

Motte Claude (1989), *Paroisses et communes de France. Dictionnaire d'histoire administrative et démographique. Hérault*, Paris CNRS, 490 p.

Pallez Dominique (1993), "La démographie des bassins d'emploi", *Repères* 11, INSEE-Languedoc-Roussillon, pp. 9-14.

Pech Rémy (1975), *Entreprise viticole et capitalisme en Languedoc-Roussillon du phylloxéra aux crises de mévente*, Toulouse.

Poussou J.P. et P. Loupès (1987), *Les petites villes, du Moyen Age à nos jours*, Paris/Bordeaux CNRS et Presses Universitaires de Bordeaux.

Poussou J.P., B. Lepetit, D. Courgeau et J. Dupâquier (1988), "Migration et peuplement", in Dupâquier ed., *Histoire de la Population française. 3 De 1789 à 1914*, Paris PUF, pp. 167-227.

Poussou J.P. (1992), *La croissance des villes au XIXe siècle. France Royaume-Uni, Etats-Unis et Pays germaniques*, Paris SEDES, 501 p.

Pumain D. (1988), "L'évolution du peuplement", in Dupâquier ed., *Histoire de la Population française. 4 De 1914 à nos jours*, Paris PUF, pp. 387-420.

Sanders L.Pumain D. (1993), "Un modèle dynamique de l'évolution du système urbain français", in AIDELF, *Croissance démographique et urbanisation. Politiques de peuplement et aménagement du territoire*, Paris PUF, pp. 313-322.

Zipf G.K. (1949), *Human Behavior and the Principal of Least Effort*, Cambridge, Mass. Addison-Wesley.

B LA MORTALITE

Anson J. (1991), "Model Mortality Patterns A Parametric Evaluation", *Population Studies*, mars pp. 137-153.

Beauchamp C. (1988), "Fièvres d'hier, paludisme d'aujourd'hui. Vie et mort d'une maladie", *Annales ESC*, pp. 249-275.

Bideau A., J. Dupâquier, N. Biraben, J. Léonard et B.P. Lécuyer (1988), "La mortalité", in Dupâquier ed., *Histoire de la Population française. 3 De 1789 à 1914*, Paris PUF, pp. 279-349.

Biraben N. et L. Henry (1957), "La mortalité des jeunes enfants dans les pays méditerranéens", *Population*, pp. 615-644.

Bousigue J.Y. (1985), "L'épidémie, objet de l'histoire le choléra dans le canton des Cabanes (1854)", *Annales du Midi*, pp. 411-426.

Bouvier-Colle M.H., J. Vallin et F. Hatton (1990), *Mortalité et causes de décès en France*, INSERM , 409 p.

Breschi M. et M. Livi Bacci (1986), "Saison et climat comme contraintes de la survie des enfants. L'expérience italienne au XIXe siècle", *Population*, pp. 9-36.

Bruce-ChwattZulueta (1980), *The rise and fall of malaria in Europe. A historico-epidemiological study*, Oxford.

Coale A. et G. Guo (1990), "New Regional Model Life Tables at High Expectation of Life", *Population Index*.

Coale A. et G. Guo (1989), "Revised Model Life Tables at Very Low Levels of Mortality", *Population Index*.

Dupâquier Jacques (1990), "La surmortalité urbaine", *Annales de Démographie Historique*, pp. 7-11.

Eggerickx Thierry et M. Debuisson (1990), "La surmortalité urbaine le cas de la Wallonie et de Bruxelles à la fin du XIXe siècle (1889-1892)", *Annales de Démographie Historique*, pp. 23-41.

Etchelecou André (1976), "Les zones de surmortalité infantile en France", in *Les disparités démographiques régionales*, Nice, Ve colloque national de démographie, CNRS n° 935, pp. 365-375.

Festy Patrick (1990), "Très faible mortalité tables-types et tables atypiques", *Population*, pp. 864-872.

Garros B. et M.H. Bouvier (1978), "Excès de la surmortalité masculinité en France et causes médicales de décès", *Population*, pp. 1095-1114.

Ledermann Sully (1969), *Nouvelles tables-types de mortalité*, Travaux et Documents n° 53, INED/PUF, 262 p.

Maurin Yvette (1984), "Le problème de la mortalité dans les communes des étangs à la fin du XVIIIe et au début du XIXe siècle", *Etudes sur l'Hérault*, n° 5-6, pp. 31-42.

Meslé F. et J. Vallin (1989), "Reconstitution de tables annuelles de mortalité pour la France au XIXe siècle", *Population*, pp. 1121-1158.

Molinier Alain (1968), *Une paroisse du Bas Languedoc, Sérignan, 1650-1792*, Montpellier , 217 p.

Perrenoud A. (1985), "Le biologique et l'humain dans le déclin séculaire de la mortalité", *Annales ESC*, pp. 113-135.

Poussou J.P. (1992), *La croissance des villes au XIXe siècle. France Royaume-Uni, Etats-Unis et Pays germaniques*, Paris SEDES, 501 p.

Rollet C. (1978), "Allaitement, mise en nourrice et mortalité infantile en France à

la fin du XIXe siècle", *Population*, pp. 1189-1203.

Sautet J. (1953), "Les fluctuations du paludisme dans le sud de la France et dans les départements insulaires", *Revue de pathologie générale et comparée*.

Van de Walle Francine (1986), "Infant Mortality and the European Demographic Transition", in Coale ed. *The Decline of Fertility in Europe. The revised proceedings of a conference on the Princeton European Fertility Project*, Princeton , pp. 201-233.

C LA FECONDITE

Anderson Barbara A. (1986), "Regional and Cultural Factors in the Decline of Marital Fertility in Western Europe", in Coale A.J. ed., *The Decline of Fertility in Europe. The revised proceedings of a conference on the Princeton European Fertility Project*, Princeton, pp. 293-313.

Bardet J.P. et J. Dupâquier (1986), "Contraception les Français les premiers, mais pourquoi ?", *Communications* n° 44, pp. 3-34.

Bardet J.P. et H. Le Bras (1988), "La chûte de la fécondité", in Dupâquier J., *Histoire de la Population française. 3 De 1789 à 1914*, Paris PUF, pp. 351-401.

Blanchet Didier (1981), "Evolution de la fécondité des régions françaises depuis 1960", *Population*, pp. 817-840.

Blum Alain, J. Houdaille et Y.Tugault (1987), "La baisse de la fécondité dans la vallée de la Garonne", *Population*, pp. 503-526.

Blum Alain (1988), "L'évolution de la fécondité en France aux XVIIIe et XIXe siècles analyse régionale", *Annales de Démographie Historique*, pp. 157-177.

Bonneuil Noël (1989), "Conjoncture et structure dans le comportement de fécondité", *Population*, pp. 135-157.

Bourgeois-Pichat Jean (1979), "La baisse actuelle de la fécondité en Europe s'inscrit-elle dans le modèle de la transition démographique ?", *Population*, pp. 267-306.

Calot Gérard (1978), "Pour une estimation rapide de l'indicateur conjoncturel de la fécondité", *Population*, pp. 705-716.

Calot Gérard (1981), "L'observation de la fécondité à court et moyen terme", *Population*, pp. 9-40.

Challier Marie-Christine (1985), *La fécondité en France, Analyse micro-économique*, Paris CNRS, 196 p.

Chesnais Jean-Claude (1983), "La notion de cycle en démographie. La fécondité post-transitionnelle est-elle cyclique ?", *Population*, pp. 361-390.

Chesnais Jean-Claude (1988), "Les facteurs de baisse de la fécondité", in

Dupâquier J., *Histoire de la Population française. 3 De 1789 à 1914*, Paris PUF, pp. 323- 339.

Coale Ansley J. et J. Trussell (1974), "Variation in Model Fertility Schedules The Age Structure of Childbearing in Human Populations", *Population Index*, pp. 185-258.

Coale Ansley J. et J. Trussell (1978), "Finding the Two Parameters That Specify a Model Schedule of Marital Fertility Rates", *Population Index*, pp. 203-213.

Coale Ansley J. et S.C. Watkins (1986), *The Decline of Fertility in Europe. The revised proceedings of a conference on the Princeton European Fertility Project*, Princeton Princeton University Press, 484 p.

Coale Ansley J.et R. Treadway (1986), "A Summary of the Changing Distribution of Overall Fertility, Marital Fertility, and the Proportion Married in the Provinces of Europe", in Coale A.J. ed. *The Decline of Fertility in Europe. The revised proceedings of a conference on the Princeton European Fertility Project*, Princeton Princeton University Press, pp. 31-181.

Desplanques G. et J.C. Chesnais (1988), "Les vicissitudes de la fécondité", in Dupâquier J., *Histoire de la Population française. 4 De 1914 à nos jours*, Paris PUF, pp. 287-343.

Easterlin R.A. (1987), *Birth and Fortune, the impact of numbers on personal welfare*, Chicago , 228 p.

Easterlin R.A. (1968), *Population, Labor Force, and Long Swings in Economic Growth*, New York.

Easterlin R.A. (1977), "Relative economic status and the American fertility swing", in Sheldon E.B. ed., *Family economic behavior problems and prospects*, Philadelphia , pp. 166-223.

Engelen Th. (1987), *Fertiliteit, Arbeid, Mentaliteit. De vruchtbaarheidsdaling in Nederlands-Limburg, 1850-1960*, Nijmegen thèse, 264 p.

Engelen T.L.M. et J.H.A. van Hillebrand (1986), "Fertility and Nuptiality in the Netherlands, 1850-1960", *Population Studies*, pp. 487-503.

Festy Patrick (1979), *La fécondité des pays occidentaux de 1870 à 1970*, Paris INED Travaux et Documents 85, 399 p.

Galloway P.R., E.A. Hammel et R.D. Lee (1994), "Fertility Decline in Prussia 1875-1910. A Pooled Cross-Section Time Series Analysis", *Population Studies*, juillet pp. 135-158.

Graff H.Y. (1979), "Literacy, education and fertility. Past and present a critical review", *Population and Development Review* 5, pp. 105-140.

Guinnane T.W., B.S. Okun et J. Trussell (1994), "What Do We Know About Timing of Fertility Transitions in Europe ?", *Demography*, février pp. 1-20.

Henry Louis (1978), "Fécondité des mariages dans le quart Sud-est de la France de 1670 à 1829", *Population*, pp. 855-883.

Henry Louis et J. Houdaille (1978), "Célibat et âge au mariage aux XVIIIe et XIXe siècles en France. I Célibat définitif", *Population*, pp. 43-84.

Henry Louis et J. Houdaille (1979), "Célibat et âge au mariage aux XVIIIe et XIXe siècles en France. II Age au premier mariage", *Population*, pp. 403-442.

Le Bras Hervé (1986), "Coït interrompu, contrainte morale et héritage préférentiel", *Communications* 44, pp. 47-70.

Le Bras Hervé (1992), "Deux siècles de fécondité en France le temps et l'espace", in Blum A. ed., *Modèles de la démographie historique*, INED, pp. 320-336.

Leboutte R. (1987), "Fécondité, niveau de vie et culture populaire", *Annales de Démographie Historique*, pp. 175-211.

Lee Ronald D. (1978), "Aperçu des méthodes nouvelles de prévision de la fécondité", *Bulletin démographique des Nations Unies*, pp. 11, 7-13.

Legrand J. (1992), "La fécondité des départements de la France métropolitaine en 1989-1990 comparée à celle du début de la décennie 80 (1981-1982)", *Population*, pp. 762-771.

Leridon Henri (1978), "Fécondité et structures démographiques une hypothèse sur l'évolution de la fécondité depuis 1940", *Population*, pp. 441-447.

Lesthaeghe Ron J. (1977), *The Decline of Belgian Fertility, 1800-1970*, Princeton Princeton University Press.

Lesthaeghe Ron J. et C. Wilson (1978), "Productievormen, stemgedrag en vruchtbaarheidstransitie in Westeuropees perspektief", *Bevolking en Gezin*, Brussel , pp. 309-339.

Lesthaeghe Ron J. et C.Wilson (1982), "Les modes de production, la laïcisation et le rythme de baisse de la fécondité en Europe de l'Ouest de 1870 à 1930", *Population*, pp. 623-646.

Lesthaeghe Ron J. et C. Wilson (1986), "Modes of production, Secularization, and the Pace of the Fertility Decline in Western Europe, 1870-1930", in Coale A.J. ed., *The Decline of Fertility in Europe*, Princeton Princeton University Press, pp. 261-292.

Lesthaeghe Ron J. (1992), "Motivation et légitimation conditions de vie et régimes de fécondité en Belgique et en France du XVIe au XVIIIe siècle", in Blum A. ed., *Modèles de la démographie historique*, INED, pp. 275-317.

Livi-Bacci M. (1986), "Social-Group Forerunners of Fertility Control in Europe", in Coale A.J. ed., *The Decline of Fertility in Europe*, pp. 182-200.

Mroz T. et D. Weir (1990), "Structural change in life-cycle fertility during the fertility transition France before and after the revolution of 1789", *Population Studies*, pp. 61-87.

Naudeau L. (1931), *La France se regarde. Le problème de la natalité*, Paris Hachette, 470 p.

Poppel F. van (1985), "Late fertility decline in the Netherlands. The influence of religious denomination, socio-economic group and region", *European Journal of Population* 1, pp. 347-373.

Poussou J.P. (1992), *La croissance des villes au XIXe siècle. France Royaume-Uni, Etats-Unis et Pays germaniques*, Paris SEDES, 501 p.

Rollet C. (1978), "Allaitement, mise en nourrice et mortalité infantile en France à la fin du XIXe siècle", *Population*, pp. 1189-1203.

Sardon J.P. (1990), "Le remplacement des générations en Europe depuis le début du siècle", *Population*, pp. 947-968.

Sardon J-P. (1995), "Indices de Coale, indices comparatifs, génération moyenne, indicateur conjoncturel et composantes", *Population*, pp. 170-176.

Sharlin A. (1986), "Urban-Rural Differences in Fertility in Europe during the Demographic Transition", in Coale A.J. ed., *The Decline of Fertility in Europe*, pp. 234-26

Smith R.M. (1981), "Fertility, economy and household formation in England over three centuries", *Population and Development Review*, pp. 595-622.

Sogner S., H.B. Randsborg, E. Fure et L. Walloe (1986), "Le déclin de la fécondité en Norvège (1890-1930)", *Annales de Démographie Historique*, pp. 361-375.

Tilly L.A. (1978), *European Experience of Declining Fertility*, New York.

Tilly Ch. ed. (1978), *Historical studies of changing fertility*, Princeton.

Torchet Alexis (1994), *Le Bonapartisme dans l'Hérault d'après les scrutins de l'année 1852*, mémoire de maîtrise d'histoire contemporaine, Université Montpellier III, 2 vol., 233 et 42 p.

Tugault Y. (1975), *Fécondité et urbanisation*, Paris INED-PUF, 140 p.

Van de Walle Etienne (1978), "Alone in Europe the French fertility decline until 1850", in Tilly ed., *Historical Studies of Changing Fertility*, Princeton, pp. 257-288.

Van de Walle Etienne (1986), "La fécondité française au XIXe siècle", *Communications* 44, pp. 35-45.

Van de Walle Francine (1986), "Infant Mortality and the European Demographic Transition", in Coale A.J. ed., *The Decline of Fertility in Europe*, Princeton University Press, pp. 201-233.

Van de Walle Etienne (1977), "La nuptialité des françaises avant 1851, d'après l'état civil des décédées", *Population* numéro spécial "La mesure des phénomènes démographiques", pp. 447-465."

Van Heek F. (1973), *Van Hoogkapitalisme naar Verzorgingsstaat. Een Halve*

Eeuw Sociale Verandering, 1920-1970, Meppel, Pays Bas, Boom.

Voisard J. et F. Lavallard ed. (1994), *Structure par âge de la population et fécondité*, GERI, Documentation française, 238 p.

Weir David R. (1983), *Fertility Transition in Rural France, 1740-1829*, Stanford Unpublished doctoral thesis.

Weir David R. (1984), "Life under pressure France, 1670-1870", *Journal of Economic History*, pp. mars, 25-47.

Weir David R. (1993), "Family reconstitution and population reconstruction two approaches to the fertility transition in France", in Reher D. ed., *Old and New Methods in Historical Demography*, Oxford.

Weir David R. (1994), "New Estimates of Nuptiality and Marital Fertility in France, 1740-1911", *Population Studies*, pp. juillet 307-331.

Wilson C. et R. Woods (1991), "Fertility in England a long-term perspective", *Population Studies*, pp. 399-415.

Wrigley E.A. (1985), "The fall of marital fertility in nineteenth-century France exemplar or exception ?", *European Journal of Population*, pp. 31-60, 141-177.

D LA MIGRATION

Baillet P. (1975), "L'intégration des rapatriés d'Algérie en France", *Population*, pp. 303-313.

Bernard M.-C.Carrière P. (1986), "Mobilité démographique et comportement électoral", *Bulletin de la Société Languedocienne de Géographie*, pp. 81-100.

Cavagna Eric (1993), "Les liaisons domicile - travail", *Repères* 11, INSEE-Languedoc-Roussillon, pp. 15-20.

Courgeau D. (1978), "Les migrations internes en France de 1954 à 1975", *Population*, pp. 525-545.

Courgeau D. (1988), *Méthodes de mesure de la mobilité spatiale Migrations internes, mobilité temporaire et navettes*, Paris INED-PUF, 298 p.

Courgeau D. (1988), "Mobilité et migrations", in Dupâquier J. *Histoire de la Population française. 4 De 1914 à nos jours*, Paris PUF, pp. 421-455.

Courgeau D. (1991), "Perspectives avec migrations", *Population*, pp. 1513-1530.

Courgeau D. (1992), "Migration nette et densité la France de 1954 à 1990", *Population*, pp. 461-467.

François Daniel (1992), "La répartition des âges dans l'espace économique du Languedoc-Roussillon", *Repères* 8, INSEE- Languedoc-Roussillon, pp. 23-38.

Green N.L. (1990), "L'histoire comparative et le champs des études migratoires", *Annales ESC*, pp. 1335-1350.

Guibert-Lantoine C. (1987), "Estimations de population par département en France entre deux recensements", *Population*, pp. 881-910.

Jayet H. et T. Le Jeannic (1986), "Croissance démographique régionale les disparités s'atténuent légèrement", *Economie et Statistique*, pp. juillet 17-27.

Kergoat M. (1990), "Quelques aspects de la scolarisation secondaire dans les départements français au XIXe siècle", *Population*, pp. 617-650.

Pallez Dominique (1993), "La démographie des bassins d'emploi", *Repères* 11, INSEE-Languedoc-Roussillon, pp. 9-14.

Pallez Dominique (1993), "Les migrations interrégionales", *Repères* 11, INSEE-Languedoc-Roussillon, pp. 5-8.

Poussou J.P., B. Lepetit, D. Courgeau et J. Dupâquier (1988), "Migration et peuplement", in Dupâquier J. *Histoire de la Population française. 3 De 1789 à 1914*, Paris PUF, pp. 167-227.

Rosental Paul-André (1990), "Maintien/rupture un nouveau couple pour l'analyse des migrations", *Annales ESC*, pp. 1403-1431.

Stillwell J. et J. Congdon ed. (1991), *Migration models macro and micro approaches*, London and New York, Belhaven Press, 330 p.

Thélot Claude, A. Blum et G. de la Gorce (1985), "Mobilité sociale et migration géographique", *Population*, pp. 397-434.

Tugault Yves (1973), *La mesure de la mobilité*, Paris INED-PUF, 226 p.

E TRANSITION

Annales de Démographie Historique (1988), *Les transitions démographiques* numéro spécial.

AIDELF (1981), *Démographie et destin des sous-populations*, Paris, PUF, 452 p.

Artzrouni M. (1986), "Une nouvelle famille de courbes de croissance Application à la transition démographique", *Population*, pp. 497-510.

Bourgeois-Pichat Jean (1979), "La baisse actuelle de la fécondité en Europe s'inscrit-elle dans le modèle de la transition démographique ?", *Population*, pp. 267-306.

Chesnais J.C. (1983), "La notion de cycle en démographie. La fécondité post-transitionnelle est-elle cyclique ?", *Population*, pp. 361-390.

Chesnais J.-C. (1986), *La transition démographique*, Paris PUF, 580 p.

Chesnais J.C (1988), "Les hommes et l'économie la croissance et les changements structurels", in Dupâquier J. ed. *Histoire de la Population française. 4 De*

1914 à nos jours, Paris PUF, pp. 345-386.

Cholvy Gérard (1978), "Biterrois et Narbonnais. Mutations économiques et évolution des mentalités à l'époque contemporaine", in Centre d'Histoire contemporaine du Languedoc Méditerranéen et du Roussillon, *Economie et Société en Languedoc-Roussillon de 1789 à nos jours*, Montpellier Université Paul Valéry, pp. 415-444.

Coale A. et E.M. Hoover (1958), *Population growth and economic development in low-income countries*, Princeton.

Davis K. (1945), "The world demographic tradition", *The Annals of the American Academy of Political and Social Science*, pp. 1-11.

Etchelecou André (1991), *Transition démographique et système coutumier dans les Pyrénées occidentales*, Travaux et Documents n° 129, INED/PUF, 260 p.

Etchelecou A. (1991), "Transition démographique et système coutumier dans les Pyrénées occidentales. Présentation d'un Cahier de l'INED", *Population*, pp. 1249-1255.

Etchelecou André (1993), "Modèles régionaux contre modèles nationaux", *Espace, Populations, Sociétés* 2, pp. 249-254.

Etchelecou André (1994), "Espace, Développement, Régulation démographique du local au planétaire", in AIDELF, *Les Modes de Régulation de la Reproduction Humaine*, Quatrième colloque international, 6-10 Oct 1992, pp. 133-148.

Fourastié J. (1959), "De la vie traditionnelle à la vie tertiaire", *Population*, pp. 418-436.

Landry A. (1934), *La révolution démographique. Etudes et essais sur les problèmes de la population*, Paris , 231 p.

Lee R.D. (1992), "L'autorégulation de la population systèmes malthusiens en environnement stochastique", in Blum A. ed., *Modèles de la démographie historique*, INED, pp. 149-174.

Lesthaeghe R. et C. Wilson (1982), "Les modes de production, la laïcisation et le rythme de baisse de la fécondité en Europe de l'Ouest de 1870 à 1930", *Population*, pp. 623-646.

Notestein F.W. (1945), "Population, the long view", in Schultz E. ed. *Food for the world*, Chicago, pp. 36-57.

Thompson W.S. (1946), *Population and Peace in the Pacific*, Chicago.

Van de Walle F. (1986), "Infant Mortality and the European Demographic Transition", in Coale A.J. *The Decline of Fertility in Europe*, Princeton University Press, pp. 201-233.

Weir David (1983), *Fertility Transition in Rural France, 1740-1829*, Stanford Unpublished doctoral thesis.

OUVRAGES CONCERNANT L'HERAULT

Adams P.V. (1990), "The determinants of local variations in fertitlity in Bas-Languedoc and Roussillon during the mid-nineteenth century", *Annales de Démographie Historique*, pp. 155-172.

Alias P. (1984), "Les caractéristiques de la fécondité languedocienne entre 1960 et 1982", *Bulletin de la Société Languedocienne de Géographie*, pp. 69-88.

Association de l'Atlas Régional (1969), *Atlas du Languedoc-Roussillon*, Paris.

Atlas régional (1984), "La population du Languedoc-Roussillon en 1982", *Bulletin de la Société Languedocienne de Géographie*, pp. 1-54.

Barthez J.-C. (1986), "Structure urbaine du biterrois", *Bulletin de la Société Languedocienne de Géographie*, pp. 469-486.

Bechtel G. (1980), "Amours, fécondité et famille à Colombières-sur-Orb (1692-1902)", *Etudes sur Pézenas et sa région* 11, pp. 17-22.

Berlan H., E. Pélaquier, F. Rousseau et F. Bocage (1992), *Démographie et crises en Bas-Languedoc*, Montpellier IRHIS, 268 p.

Broche B. et Y. Lehingue (1990), "La mortalité en Languedoc-Roussillon", in Brunet ed., *Atlas Permanent de la Région Languedoc-Roussillon*, Montpellier , cartes 2.4.1 A-E.

Brunet R. ed. (1990), *Atlas Permanent Région Languedoc-Roussillon*, Montpellier.

Bulletin de la Société Languedocienne de Géographie (1986) *Béziers et le biterrois*, thème spécial, pp. 433-608.

Cavagna Eric (1993), "Les liaisons domicile - travail", *Repères* 11, INSEE-Languedoc-Roussillon, pp. 15-20.

Cholvy Gérard (1978), "Biterrois et Narbonnais. Mutations économiques et évolution des mentalités à l'époque contemporaine", in Centre d'Histoire contemporaine du Languedoc Méditerranéen et du Roussillon, *Economie et Société en Languedoc-Roussillon de 1789 à nos jours*, Montpellier Université Paul Valéry, pp. 415-444.

Coste U. (1869), *Statistique et topologie médicale des campagnes Cournonterral, Hérault*, mémoire lu à l'assemblée des médecins du département de l'Hérault, Montpellier.

Derruau M. (1953), "Un village tombeau dans le Bas-Languedoc Capestang", *Revue géographique alpine*, pp. 99-114.

Dugrand R. (1963), *Villes et campagnes en Bas-Languedoc. Le réseau urbain du Bas-Languedoc méditerranéen*, Paris PUF, 638 p.

Favier F. et S. Lemaire (1988), "La mortalité des maghrébins en Languedoc-Roussillon", *Bulletin de la Société Languedocienne de Géographie*, pp. 287-337.

Ferras R. (1980), "Espagnols et Italiens dans l'Hérault à la veille de la première guerre mondiale", *Bulletin de la Société Languedocienne de Géographie*, pp. I-XII.

Fournol H. (1995), "Mobilité à Puéchabon, Hérault, entre 1835 et 1962 comprendre les phénomènes migratoires", *Annales de Démographie Historique*, pp. 30.

François Daniel (1992), "La répartition des âges dans l'espace économique du Languedoc-Roussillon", *Repères* 8, INSEE- Languedoc-Roussillon, pp. 23-38.

Gerbaud (1909), *Démographie et statistique sanitaire de la ville de Montpellier de 1883 à 1908*, Montpellier , 139 p.

Harant H. et J.A. Rioux (1953), "Le paludisme autochtone en Languedoc-Roussillon", *Revue de pathologie générale et comparée*.

Hoerner J.-M. (1993), "Les rôles du bourg réel ou fictif et du pays dans l'aménagement rural", *Bulletin de la Société Languedocienne de Géographie*, pp. 35-52.

Houlez J.P. (1986), "Développer le Biterrois", *Bulletin de la Société Languedocienne de Géographie*, pp. 573-580.

Houdaille J. et Y. Tugault (1985), "Un village des Cévennes (Les Aires, Hérault) de 1685 à 1910", *Population*, pp. 173-177.

Laget M. (1980), *Naissance et conscience de la vie procréation, enfantement, obstétrique en Languedoc aux XVIIe et XVIIIe siècle*, thèse histoire moderne, Paris Sorbonne , 3 vol. dactylographiés.

Laurent Robert (1978), "Les quatre âges du vignoble du Bas Languedoc et du Roussillon", in Centre d'Histoire contemporaine du Languedoc Méditerranéen et du Roussillon, *Economie et Société en Languedoc-Roussillon de 1789 à nos jours*, Montpellier Université Paul Valéry, pp. 11-44.

Laurans G. (1990), "Qu'est-ce qu'un champion ? La compétition sportive en Languedoc au début du siècle", *Annales ESC*, pp. 1047-1069.

Leroy Ladurie E. (1965), "Démographie et 'funestes secrets' le Languedoc", *Annales historiques de la Révolution Française*, pp. 386-400.

Lesage Gaston (1994), "Reflux et flux démographiques sur le Biterrois", *Repères* 15, INSEE- Languedoc-Roussillon, pp. 25-31.

Maurin J. (1988), "Les étrangers en Languedoc-Roussillon au XXe siècle.", *Bulletin de la Société Languedocienne de Géographie*, pp. 153-175.

Maurin Yvette (1984), "Le problème de la mortalité dans les communes des étangs à la fin du XVIIIe et au début du XIXe siècle", *Etudes sur l'Hérault* 15, n° 5-6, , pp. 31-42.

Molinier Alain (1968), *Une paroisse du Bas Languedoc, Sérignan, 1650-1792*,

Montpellier , 217 p.

Pallez Dominique (1993), "La démographie des bassins d'emploi", *Repères* 11, INSEE-Languedoc-Roussillon, pp. 9-14.

Pallez Dominique (1993), "Les migrations interrégionales", *Repères* 11, INSEE-Languedoc-Roussillon, pp. 5-8.

Pawlowski K. (1987), "Villes et villages circulaires du Languedoc un des premiers modèles de l'urbanisme médiéval ?", *Annales du Midi*, pp. 407-427.

Picheral Henri (1986), "Les entraves du biterrois vieillissement et chômage", *Bulletin de la Société Languedocienne de Géographie*, pp. 499-515.

Ministère des Ponts et Chaussées (1869), *Etudes de l'insalubrité du Littoral méditerranéen de Port-Vendres à Nice*, non publié, A.D. série S.

Racine P. (1983), "L'aménagement du littoral du Languedoc-Roussillon. Bilan et Perspectives", *Bulletin de la Société Languedocienne de Géographie*, pp. 523-531.

Ravenel L. (1994), *Complexité familiale dans le département de l'Hérault*, Avignon Mémoire de DEA Géographie, Université d'Avignon, 49 p.

Régy (1868), *Assainissement du littoral méditerranéen du département de l'Hérault*, Montpellier , 220 p.

Sagnes J. ed. (1987), *Histoire de Sète*, Toulouse Privat, 334 p.

Secondy L. (1982), "Enseignement secondaire et vie urbaine en pays catalan et en Languedoc (1854-1925)", *Bulletin de la Société Languedocienne de Géographie*, pp. 297-545.

Soulier A. (1984), "La "reconquête" des arrières-pays exemple du Languedoc-Roussillon", *Bulletin de la Société Languedocienne de Géographie*, pp. 55-68.

Soulier A. (1986), "Le rôle de la révolution industrielle dans la réorganisation de l'espace languedocien", *Bulletin de la Société Languedocienne de Géographie*, pp. 1-63.

Torchet Alexis (1994), *Le Bonapartisme dans l'Hérault d'après les scrutins de l'année 1852*, mémoire de maîtrise d'histoire contemporaine, Université Montpellier III, 2 vol., 233 et 42 p.

MEMOIRES ET AUTRES TRAVAUX NON PUBLIES CONCERNANT LA POPULATION DE L'HERAULT

Baloge Jean-Pierre (1971), *Démographie et économie de Sète 1801-1821*, maîtrise histoire, Montpellier III.

Banens Maks (1992), *La population par âge et par sexe du département de l'Hérault aux recensements de 1851 à 1901*, Bordeaux rapport de stage

IEDUB.

Bargeton C. (1964), *Contribution à l'étude démographique de Montpellier 1787-1799*, maîtrise histoire, Montpellier III.

Baumel C. (1973), *Evolution démographique de la paroise St-Denis, Montpellier XVIIIe siècle*, maîtrise histoire, Montpellier III.

Bayle F. (1977), *La démographie du canton de Claret 1801-1851*, maîtrise histoire, Montpellier III.

Bazalgette E. (1964), *Contribution à l'étude démographiue de Montpellier 1789-1799, mortalité*, maîtrise histoire, Montpellier III.

Bernat J. (1964), *Contribution à l'étude démographique de Montpellier pendant la Révolution*, thèse sociologie Montpellier III.

Berlan Hélène (1989), *Malades et maladies dans le pays d'Olonzac et attitudes face à la mort au XVIIIe siècle*, maîtrise histoire, Montpellier III.

Bocage Frédéric (1989), *Le souffle de la Révolution sur les étangs, Pérols 1789-1823*, maîtrise histoire, Montpellier III.

Bonnafous Claude (1973), *La paroisse St-Anne (Montpellier) 1680-1789*, maîtrise histoire, Montpellier III.

Bordier Danielle (1977), *Démographie et subsistances à Saint-Pons, 1787-1799*, maîtrise histoire, Montpellier III.

Bousquet Eliane (1965), *Contribution à l'étude démographiue de Montpellier 1800-1815*, maîtrise histoire, Montpellier III.

Bringuier Elisabeth (1972), *Démographie et subsistances à Lodève 1787-1800*, maîtrise histoire, Montpellier III.

Buccaffuri C. (1971), *Etude démographique, économique de Cette 1821-1851*, maîtrise histoire, Montpellier III.

Chennevaux Patrice (1972), *Démographie et subsistances à Mèze, Loupian, Villeveyrac 1787-1801*, maîtrise histoire, Montpellier III.

Choizit Marie-Christine (1978), *Histoire démographique d'un village St-André-de-Sangonis*, maîtrise histoire, Montpellier III.

Clavel M. (1959), *La paroisse Notre-Dame de Montpellier*, maîtrise histoire, Montpellier III.

Derancourt Alain (1971), *Démographhie et économie à Mèze, Gigean et Montbazin 1800-1851*, maîtrise histoire, Montpellier III.

Dufour A. (1973), *Une société urbaine, St-Anne, Montpellier 1690-1785*, maîtrise histoire, Montpellier III.

Escare J.R. (1971), *Contributions démographiques, Montpellier 1816-1822*, maîtrise histoire, Montpellier III.

Fournol H. (1995), *Démographie et mobilité géographique, l'exemple de*

Puéchabon, Hérault, 1836-1962, mémoire sciences sociales EHESS.

Fraissinet A. (1978), *Le canton de Mèze démographie et viticulture. 1851-1914*, thèse économie Montpellier III.

Gély R. (1969), *L'industrie de la laine à Bédarieux 1789-1851*, maîtrise histoire, Montpellier III.

Giannini M.P. (1965), *Catholiques et protestants à Montagnac et Faugères, 1851*, maîtrise histoire, Montpellier III.

Gillet G. et C. Bruguier (1970), *Structures socio-professionnelles dans les communes du Biterrois en 1911*, maîtrise histoire, Montpellier III.

Ginestie C. (1971), *Etudes démographiques, Cette 1821-1851*, maîtrise histoire, Montpellier III.

Gleyzes G. (1973), *Etude sociologique de la paroisse de St-Denis, Montpellier à la fin du XVIIIe siècle*, maîtrise histoire, Montpellier III.

Guizard H.J. (1968), *Contribution à l'étude du canton d'Aniane au XIXe siècle*, maîtrise histoire, Montpellier III.

Holtzscherer (1965), *Contribution à l'étude démographique de Montpellier 1800-1815*, maîtrise histoire, Montpellier III.

Hostalery Ghislaine, *Les paroisses de Sant-Félix, Saint-Jacques et Saint-Nazaire de Béziers, 1740-1789*, maîtrise histoire, Montpellier III.

Jayet Françoise (1965), *Contribution à l'étude démographique de Montpellier 1800-1815*, maîtrise histoire, Montpellier III.

Jeroy J. (1971), *Etude démographique de la commune de Ganges 1800-1851*, thèse sociologie Montpellier III.

Laubenheimer F. (1965), *Catholiques et protestants à Ganges, 1851*, maîtrise histoire, Montpellier III.

Lauze G. (1971), *La question scolaire à Béziers 1789-1848*, maîtrise histoire, Montpellier III.

Lerpy J. (1971), *Etude démographique de Ganges 1800-1851*, maîtrise histoire, Montpellier III.

Maissonnier A. (1972), *Notre Dame des Tables, Montpellier, XIXe siècle*, maîtrise histoire, Montpellier III.

Mazet M. (1971), *Contribution à l'étude démographique du canton de Pézenas 1787-1800*, maîtrise histoire, Montpellier III.

Motte J. (1965), *Marsillargues, 1851*, maîtrise histoire, Montpellier III.

Nadal J. (1969), *Contribution à l'étude démographique de Béziers 1787-1799*, maîtrise histoire, Montpellier III.

Oustry J.M. (1973), *Démographie, subsistances et comportements socio-économiques de Bédarieux 1800--1831*, thèse économie Montpellier III.

Peloux A. (1964), *Contribution à l'étude démographique, économique et sociale d'Agde au XVIIIe siècle*, maîtrise histoire, Montpellier III.

Pellizzari P. (1972), *Démographie et subsistances à Lodève 1787-1800*, maîtrise histoire, Montpellier III.

Peyre M. (1967), *Contributions des registres de baptême à l'histoire religieuse, secteur oriental du département de l'Hérault, 1805-1962*, maîtrise histoire, Montpellier III.

Piques Jean-Marie (1967), *Démographie et subsistances à Bédarieux 1787-1801*, maîtrise histoire, Montpellier III.

Pousseau M. (1966), *Contribution à l'étude démographique de Lunel de 1787 à 1800*, thèse sociologie Montpellier III.

Ravenel L. (1994), *Complexité familiale dans le département de l'Hérault*, Avignon Mémoire de DEA Géographie, Université d'Avignon, 49 p.

Refrégier Claire-Hélène (1977), *Démographie et économie à Bédarieux 1831-1872*, maîtrise histoire, Montpellier III.

Roques A. (1972), *Démographie et économie Maureilhan 1800-1851*, thèse économie Montpellier III.

Rouvière C. (1969), *Béziers d'après le recensement de 1851*, maîtrise histoire, Montpellier III.

Sie A. (1971), *Contribution à l'étude démographique du canton d'Olonzac 1800-1850*, maîtrise histoire, Montpellier III.

Thibaudeau M. (1966), *Contribution à l'état démographique des communes sub-urbaines de Montpellier 1787-1799*, thèse sociologie Montpellier III.

Torchet Alexis (1994), *Le Bonapartisme dans l'Hérault d'après les scrutins de l'année 1852*, mémoire de maîtrise d'histoire contemporaine, Université Montpellier III, 2 vol., 233 et 42 p.

Vialles M.T. (1979), *Etude socio-professionnelle de St-Anne, Montpellier, en 1891*, maîtrise histoire, Montpellier III.

Vidal J. (1962), *St-Pierre, Montpellier, 1680-1792*, maîtrise histoire, Montpellier III.

Annexe 1.1.1 TABLES DE MORTALITE ET TABLES-TYPES

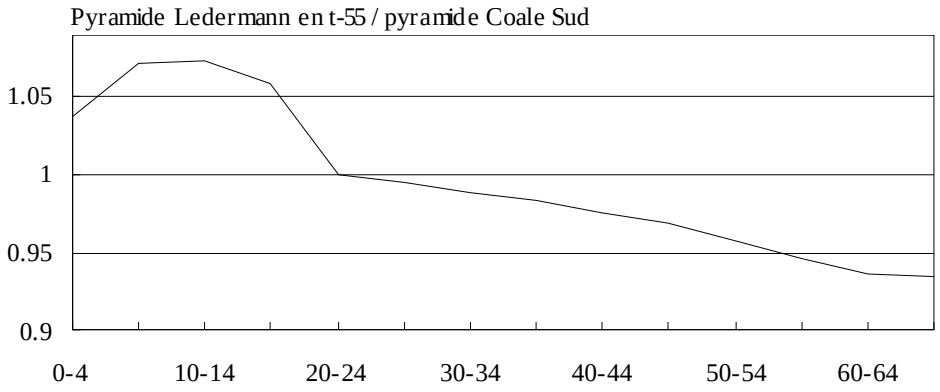
Les tables-types jouent un grand rôle dans toute reconstitution. Les plus utilisées sont les tables-types de Coale et Demeny (1966) et celles de Ledermann (1969). Les premières constituent en réalité 4 réseaux de tables-types distincts, appelés les "familles Nord, Est, Sud et Ouest". Les deuxièmes ne constituent qu'un seul réseau, mais dans lequel on peut entrer par des variables diverses.

Les tables-types sont construites par régression d'un certain nombre de quotients par âge observés sur une variable, qui peut être l'espérance de vie à 0 an ou à 10 ans, ou l'un des quotients. La dispersion des quotients observés autour des valeurs ajustées est composée d'un facteur systématique (climatique, environnemental, susceptible de se reproduire d'année en année) et d'un facteur aléatoire (les quotients ayant été pris dans l'observation réelle). Les deux facteurs sont indissociables, mais nous pouvons simuler leur influence isolée.

1) Le biais systématique

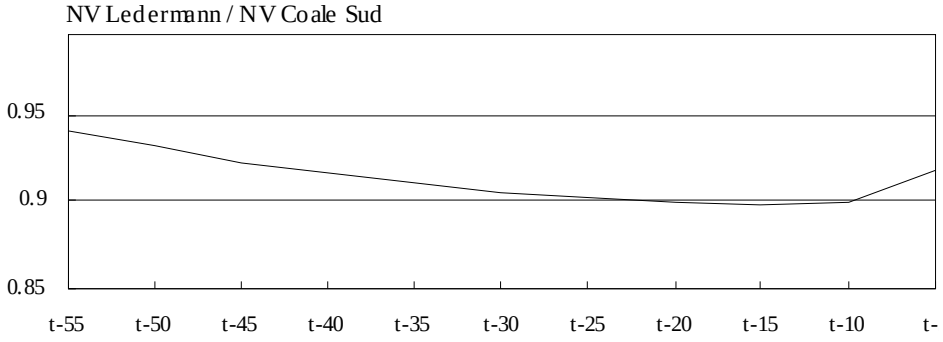
Imaginons une reconstitution par rétro-projection dans les meilleures conditions possibles : une population fermée fictive (pour laquelle nous avons choisi la population féminine de l'Hérault en 1906) ayant connu une mortalité invariable (Coale Sud féminin, à l'espérance de vie de 45 ans à la naissance). Pour reconstituer sa structure par âge 55 ans plus tôt (t-55), nous disposons également des effectifs à 85-89 ans en t-5...t-50 (emprunté au lissage de Bonneuil).

La rétro-projection a été réalisée une fois à l'aide de la table Coale Sud, supposée correcte ; une deuxième fois par la table Ledermann (par la méthode des moindres carrés entre quotients perspectifs de 0 à 69 ans). Les pyramides reconstituées en t-55 et les naissances reconstituées entre t-55 et t ont été comparées. Le rapport entre l'estimation Ledermann et celle de Coale Sud constitue le biais systématique introduit par l'application de la table-type Ledermann à une population de type Coale Sud.



Graphique 1. Biais systématique de l'application de la mortalité •Ledermann• à une population type •Coale Sud• : rapport entre la pyramide reconstituée sur base de table-type Ledermann et celle sur base de Coale Sud.

La mortalité Coale Sud est caractérisée par une forte mortalité aux jeunes âges et une plus faible mortalité aux âges élevés. Les groupes d'âge avant 20 ans en t-55 se voient sur-estimés, car, ayant entre 55 et 75 ans en t, ils n'ont pas été soumis à la forte mortalité Ledermann. Les groupes d'âge de 40 ans et plus en t-55, au contraire, ont été soumis aux forts quotients Ledermann ${}_5q'_{70}$ et ${}_5q'_{75}$ mais n'ont pas encore connu les quotients plus cléments aux jeunes âges. Ils se retrouvent par conséquent sous-évalués. Dans notre simulation, le biais ne dépasse pas 7 %. Une rétro-projection sur plus d'années verrait disparaître la sur-évaluation des 0-20 ans. Nous avons choisi la période de 55 ans par comparaison avec Bonneuil.



Graphique 2. Biais systématique de l'application de la mortalité •Ledermann• à une population type •Coale Sud• sur l'estimation des naissances par la méthode de rétro-projection : rapport entre naissances vivantes •Ledermann• et naissances vivantes •Coale Sud•.

Le biais introduit dans l'estimation des naissances vivantes par la méthode de la rétro-projection s'élève à environ 10 % pour les cohortes nées entre t-30 et t-10. On voit qu'il a tendance à diminuer quand on remonte dans le temps, pour les

raisons évoquées ci-devant. Durant les premières 50 années de la rétro-projection, il reste toutefois près des 10 %.

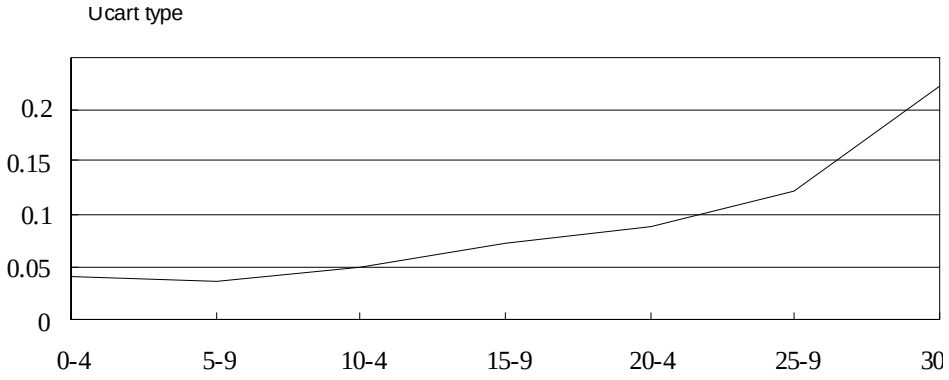
2) La dispersion aléatoire

Supposons que la dispersion constatée par Ledermann soit entièrement aléatoire. Toute population connaîtrait le même type de mortalité, à une espérance de vie donnée ; c'est l'hypothèse implicite de toute reconstitution qui emploie les tables-types Ledermann.

Nous avons vieilli une population fermée fictive (dont la structure d'âge est celle des femmes de l'Hérault en 1856) sur une période de 50 ans, en appliquant la table-type de Ledermann (F, e_o = 45, réseau 100) dont nous avons laissé varier les log des quotients de façon aléatoire, selon une dispersion normale respectant l'écart type donné par Ledermann. Arrivé en t+50, nous reconstituons la pyramide en t en appliquant la méthode Bonneuil : ajustement des quotients observés (ceux utilisés pour le vieillissement) par la table Ledermann la plus proche entre 5 et 70 ans. Pour éviter le problème du dernier groupe d'âge, nous n'avons rajeuni que les cohortes non-éteintes en t+50 ; en t, elles ont de 0-4 à 30-34 ans. Nous avons également ré-estimé les naissances vivantes entre t et t+50.

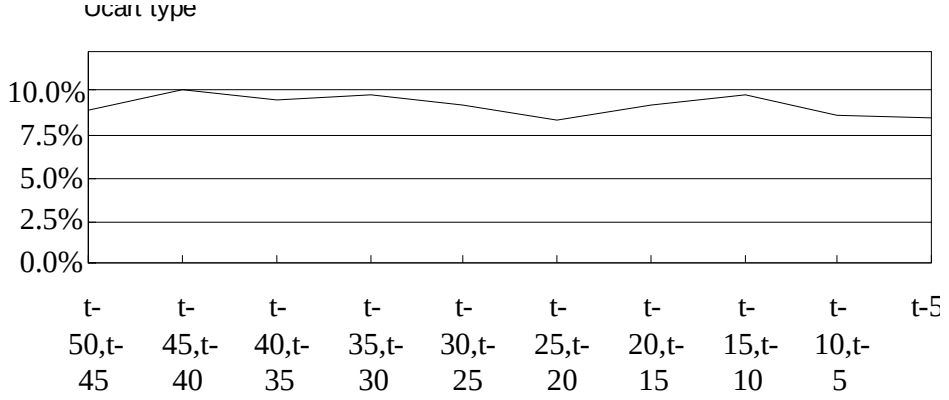
Nous avons répété toute l'opération (vieillissement, rajeunissement et ré-estimation des naissances) 40 fois de suite. L'expérience crée donc 40 populations fermée du type de mortalité Ledermann, ayant la même pyramide au départ (en t) et le même nombre de naissances vivantes entre t et t+50. Les 40 populations vieillissent de 50 ans, soumises à la même table-type (e_o = 45 ans) ; la seule chose qui différencie les populations, c'est la variation aléatoire que l'on a fait subir à la table, selon la dispersion donnée par Ledermann. Arrivé en t+50, nous appliquons la méthode de Bonneuil pour retrouver la pyramide du départ. Comme dans la simulation 1, nous supposons une observation parfaite de la pyramide en t+50, mais aussi des quotients de mortalité réels entre t et t+50.

Chaque reconstitution produit une estimation des naissances et des effectifs avant l'âge de 35 ans en t. La variation étant aléatoire, la moyenne des 40 reconstitutions correspond bien à la pyramide du départ et aux naissances réelles. Ce qui nous intéresse, c'est la dispersion des estimations. Le graphique 3 montre que l'estimation des effectifs devient incertaine pour les cohortes que l'on a reconstruites depuis leur grand âge. Appliquant la méthode Bonneuil à une période plus longue, toutes les cohortes connaîtraient une variation de +/- 40 %, dans l'hypothèse que la dispersion observée par Ledermann est entièrement aléatoire.



Graphique 3. Ecart-type du rapport entre les effectifs reconstitués et les effectifs réels en t ; 40 observations aléatoires suivant la dispersion des tables utilisées par Ledermann.

Le graphique 4 montre que l'estimation des naissances (toujours dans la même hypothèse de dispersion aléatoire) durant les premiers 50 ans de la rétro-projection est susceptible de varier jusqu'à +/- 20 % environ (dans 95 % des cas). La variabilité est constante, car elle dépend, pour ces cohortes, surtout de la variation de ${}_1q_0$ et ${}_4q_1$. Celle des grands âges n'intervient que pour les cohortes âgées de 65 ans et plus en t+50.



Graphique 4. Ecart-type du rapport entre les naissances reconstituées et les naissances réelles en t, t+50 ; 40 observations aléatoires suivant la dispersion des tables utilisées par Ledermann.

Les deux facteurs qui interviennent dans la dispersion des tables de mortalité (le facteur systématique et le facteur aléatoire), conduisent chacun séparément à une erreur attendue de 5 à 10, voire 20 % dans la reconstitution d'une population par âge sur une période de 50 ans. Dans la réalité, les deux facteurs interviennent ensemble, d'une façon inextricable. Il n'y a pas de raison que, dans ce cas, l'erreur attendue soit moins importante. Pour l'estimation des naissances vivantes par l'utilisation des tables-types, l'analyse montre une erreur attendue proche de 10 %.

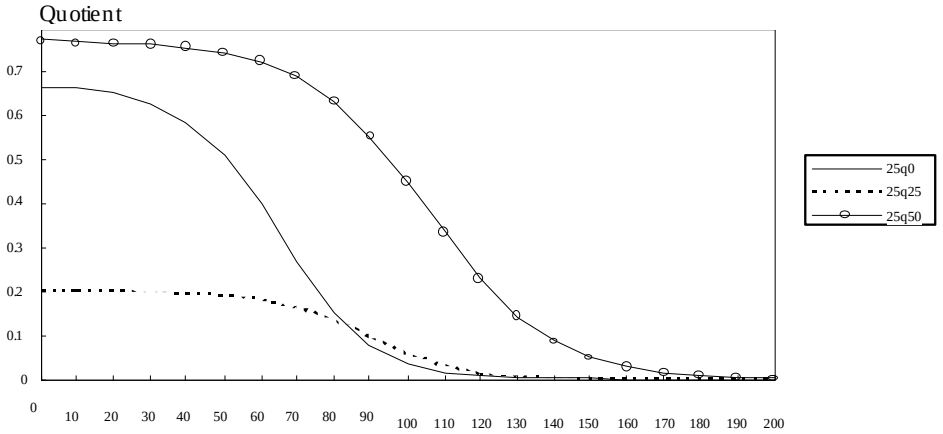
La construction des tables-types

Ledermann a construit ses tables-types à partir de 154 tables de mortalité, dont plus de 90 % connaissent une espérance de vie à la naissance comprise entre 40 et 70 ans. Coale et Demeny ont utilisé 326 tables, dont l'espérance de vie va de 36 à 75 ans. Les populations que nous essayons de reconstituer se situent généralement à une espérance de vie entre 30 et 40 ans, du moins durant la première moitié du XIXe siècle. C'est-à-dire, dans la marge des tables qui ont servi à la construction des tables-types. L'emploi des tables-types signifie donc que l'on extrapole les mortalités relatives observées.

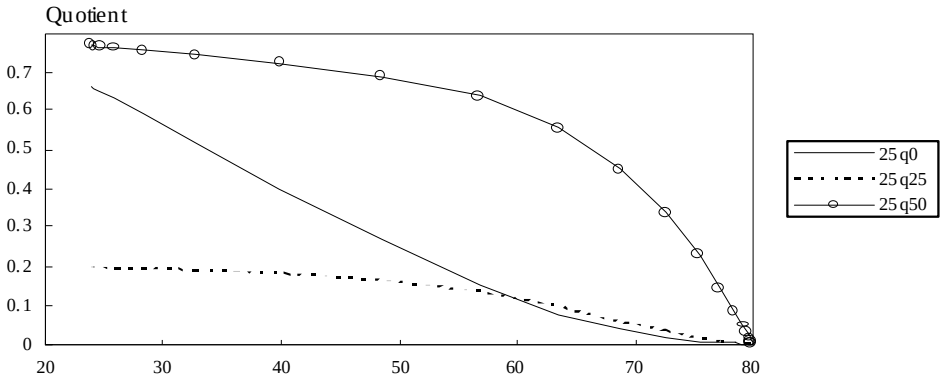
Le modèle de régression, qui a servi au calcul des tables-types, joue un rôle majeur dans l'extrapolation. Ledermann a utilisé un modèle logarithmique, Coale et Demeny une combinaison de modèle logarithmique et modèle linéaire (dans la marge inférieure, c'est la régression linéaire qui extrapole). Le régresseur est dans les deux cas l'espérance de vie (à 0 ans pour Ledermann, à 10 ans pour Coale et Demeny, mais cela ne transforme pas essentiellement le problème). Pourtant, ni le modèle linéaire ni le modèle logarithmique ne sont bien appropriés.

Supposons une population soumise à trois probabilités de décès : ${}_{25}q_0$, ${}_{25}q_{25}$ et ${}_{25}q_{50}$. Les survivants à 75 ans meurent tous à 80 ans. On connaît les quotients durant toute la transition sanitaire, qui prend 200 ans (voir le graphique 5). Le premier groupe d'âge débute la transition, l'âge intermédiaire ensuite, l'âge élevé enfin. Les trois transitions suivent un modèle du type $y = a - 1/(a+b^{cx})$ (voir le graphique 5).

Fixant l'âge moyen au décès avant 25 ans à 4 ans, entre 25 et 50 ans à 40 ans et entre 50 et 75 ans à 65 ans, nous pouvons calculer l'espérance de vie à la naissance durant toute la transition (voir le graphique 6).



Graphique 5. Transition sanitaire simulée : population à trois groupes d'âge sur 200 ans.



Graphique 6. Transition simulée : évolution des quotients par rapport à l'espérance de vie à la naissance.

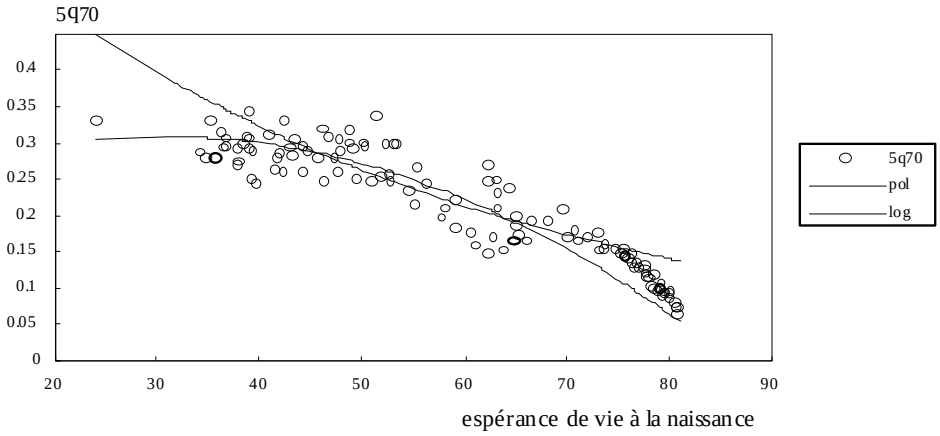
On voit qu'un seul modèle de régression ne pourrait bien rendre compte de l'évolution de ${}_{25}q_0$ (concave) et ${}_{25}q_{50}$ (convexe) à la fois. Nous avons calculé le coefficient de détermination des régressions utilisant les modèles linéaire, logarithmique et polynomial de troisième degré (voir le tableau 1).

Le modèle logarithmique est bien adapté au ${}_{25}q_0$, mais de moins en moins bien capable de reproduire l'évolution aux âges moyens et élevés, qui démarrent plus tard leur transition et contribuent moins à l'évolution de l'espérance de vie.

	R"		
	linéaire	logarithm.	polynom. 3
25q0	0,98	0,995	1
25q25	0,95	0,9	1
25q50	0,89	0,84	1

Tableau 1. Coefficient de détermination de la régression des quotients sur l'espérance de vie selon 3 modèles d'ajustement.

Que le problème est loin d'être théorique montre le graphique 7. Nous avons calculé l'ajustement sur la seule partie de $40 < e_o < 70$ ans. L'extrapolation dans les deux sens voit les deux ajustements s'écarter rapidement. A $e_o = 30$, l'ajustement logarithmique est environ 30 % plus élevé que l'ajustement polynomial. A $e_o = 80$, l'écart est environ 100 %. Nous sommes particulièrement intéressés par les valeurs $e_o < 40$. Les observations - même si elles ne sont peut-être pas toutes fiables - semblent plutôt suivre l'ajustement polynomial.



Graphique 7. Mortalité à 70 ans des femmes héraultaises 1850-1990 ; ajustements logarithmique et polynomial, calculés en $40 < e_o < 70$.

Nous reviendrons sur ce thème au chapitre III.2, qui traite de la mortalité du département de l'Hérault.

L'estimation des décès par âge par tables-types

Les tables-types servent à juger les tables de mortalité observées dans le cadre de la méthode Bonneuil, mais aussi à répartir le total des décès sur les âges, quand ceux-ci ne sont pas disponibles ou jugés erronés, et ce dans toute méthode de reconstitution. La simulation suivante tente de mesurer leur performance dans un cas spécifique : celui du remplacement des années isolées.

Imaginons une population fermée qui évolue pendant un certain nombre d'années et dont on a toutes les données démographiques : naissances vivantes, décès par âge et pyramides pour chaque année. Nous calculons les tables de mortalité annuelles et construisons un réseau de tables-types en régressant les quotients par âge sur l'espérance de vie à la naissance, utilisant le modèle polynomial de troisième degré. Ensuite, nous tentons de retrouver les décès par âge à l'aide des tables-types, du total des décès, des naissances et des pyramides.

Nous faisons cette expérience avec la population féminine héraultaise de 1878 à 1936, en excluant 1885, 1891 et 1918, dont les décès par âge sont atypiques. Les pyramides sont estimées annuellement par interpolation des effectifs aux recensements (1886 exclu). Les naissances vivantes et les décès par âge sont ceux publiés par la SGF. A priori, ces données sont fiables, mais de toute façon, pour notre expérience elles n'ont pas besoin de l'être à 100 %. Nous calculons en tout 56 tables de mortalité et calculons les tables-types dites "H(érault)_78-36". Celles-ci permettent de ré-estimer les décès par âge des années, une par une, utilisant le total des décès et la pyramide de l'année, puis de mesurer l'écart absolu entre les décès par âge ré-estimés et originaux.

Sur l'ensemble des décès par âge ré-estimés (56 années de 17 groupes d'âge avant 80 ans : au total, 952 ré-estimations), l'écart absolu moyen entre ré-estimation et réalité est de 15,3 % (à 95 % entre 4,9 et 25,7 %).

Cet écart, assez important, n'a pas de composante systématique, car les tables-types sont calculées sur la base des tables mêmes qui sont ensuite ré-estimées. Mais l'écart ne s'explique pas non plus entièrement par la dispersion aléatoire, comme on va le voir.

L'estimation des décès par âge par la distribution des décès

Une méthode plus simple de l'estimation des décès par âge consiste à répartir le total des décès d'une année donnée selon la même distribution proportionnelle que les années environnantes. Nous avons ré-estimé les décès par âge des femmes héraultaises 1880-1934 en redistribuant le total des décès selon la distribution des 4 années environnantes. L'écart absolu moyen entre ré-estimation et réalité est de 9,0 % (à 95 % entre 5,5 et 13,5 %).

L'écart est significativement plus réduit que la ré-estimation par les tables-types. L'explication est la suivante : à pyramides identiques et en lente évolution, la distribution par âge des décès évolue moins nerveusement que le nombre total des décès le laisserait supposer. Ce mécanisme bien connu dans le cadre des crises de mortalité joue donc également un rôle non négligeable dans un contexte de mortalité ordinaire.

Annexe 1.3.1 LES COMMUNES STABLES

Communes ou regroupement de communes à territoire inchangé (voir chap. 3).

Commune Stable	Code	Communes 1990	Commune Stable	Code	Commune 1990
Abeilhan	135001	Abeilhan	Camplong4	103049	Camplong, Le-Bousquet-d' Orb, Graissessac, St-Etienne-Estréchoux
Adissan	121002	Adissan	Candillarg	319050	Candillargues
Agde	101003	Agde	Canet	210051	Canet
Agel	430004	Agel	Capestang	106052	Capestang
Agones	313005	Agonès	Carlencas	103053	Carlencas-et-Levas
Aigne	427006	Aigne	Cassagnol	427054	Cassagnoles
Aigues-Viv	430007	Aigues-Vives	Castanet-H	131055	Castanet-le-Haut
Alignan-dV	135009	Alignan-du-Vent	Castelnau2	323057	Castelnau-le-Lez, Le-Crès
Aniane	302010	Aniane	CastelnauG	111056	Castelnau-de-Guers
Arboras	214011	Arboras	Castries	307058	Castries
Argelliers	302012	Argelliers	Caunette	427059	La-Caunette
Aspiran	210013	Aspiran	Causse-dlS	332060	Causse-de-la-Selle
Assas	307014	Assas	Causses-eV	125061	Causses-et-Veyran
Assignan	430015	Assignan	Caussinio	125062	Caussiniojouls
Aumelas	214016	Aumelas	Caux	128063	Caux
Aumes	121017	Aumes	Caylar(le)	208064	Le-Caylar
Autignac	125018	Autignac	Cazevieille	318066	Cazevieille
Avene	216019	Avène	Cazilhac	313067	Cazilhac
Azillanet	427020	Azillanet	Cazouls-d'H	121068	Cazouls-d'Hérault
Baillarg	307022	Baillargues	Cazouls-lB	105069	Cazouls-lès-Béziers
Balaruc2	312023	Balaruc-les-Bains, Balaruc-le-Vieux	Cebazan	430070	Cebazan
Bassan	104025	Bassan	Ceilhes-eR	216071	Ceilhes-et-Rocozels
Beaufort	427026	Beaufort	Celles	210072	Celles
Beaulieu	307027	Beaulieu	Cers	104073	Cers
Bedarieux	103028	Bédarieux	Cessenon3	430074	Cessenon-sur-Orb, Cazedarnes, Prades-sur-Vernazobre
Belarga	214029	Belarga	Cesseras	427075	Cesseras
Berlou	426030	Berlou	Ceyras	210076	Ceyras
Bessan	101031	Bessan	Clapiers	323077	Clapiers
Beziers	104032	Béziers	Claret	309078	Claret
Boisseron	317033	Boisseron	Clermont	210079	Clermont-l'Hérault
Boisset	433034	Boisset	Colomb-O	426080	Colombières-sur-Orb
Boissiere	302035	La-Boissière	Colomb-s	105081	Colombiers
Bosc(le)	215036	Le-Bosc	Combaill	318082	Combaillaux
Boujan-sL	104037	Boujan-sur-Libron	Combes	131083	Combes
Bouzigues	320039	Bouzigues	Corneilhan	104084	Corneilhan
Brenas	216040	Brenas	Coulobres	135085	Coulobres
Brignac	210041	Brignac	Cournonsec	324087	Cournonsec
Brissac	313042	Brissac	Cournont	324088	Cournonterral
Buzignarg	307043	Buzignargues	Creissan	106089	Creissan
Cabreroll	125044	Cabrerolles	Cros(le)	208091	Le-Cros
Cabrieres	121045	Cabrières	Cruzy	430092	Cruzy
Campagnan	214047	Campagnan	Dio-eV	216093	Dio-et-Valquières
Campagne	309048	Campagne	Espond	135094	Espondeilhan

Commune Stable	Code	Communes 1990	Commune Stable	Code	Commune 1990
Fabregues	324095	Fabrègues	Lunel-Viel	317146	Lunel-Viel
Faugeres	103096	Faugères	Magalas	129147	Magalas
Felines-M	427097	Felines-Minervois	Maraussan	105148	Maraussan
Ferrals-lM	427098	Ferrals-les-Montagnes	Margon	129149	Margon
FerrierlV	309099	Ferrières-les-Verreries	Marseillan	101150	Marseillan
FerrierP	426100	Ferrières-Poussarou	Marsill	317151	Marsillargues
Florensac	111101	Florensac	Mas-dL	332152	Mas-de-Londres
Fontanes	309102	Fontanès	Matelles	318153	Les-Matelles
Fontes	121103	Fontès	Mauguio4	319154	Mauguio, Palavas, Saint-Aunès, La-Grande-Motte
Fos	129104	Fos	Maureilhan	106155	Maureilhan
Fouzilhon	129105	Fouzilhon	Merifons	216156	Mérifons
Fozieres	215106	Fozières	Meze	320157	Mèze
Fraisse	434107	Fraisse-sur-Agout	Minerve	427158	Minerve
Frontignan	312108	Frontignan	Mireval	312159	Mireval
Gabian	129109	Gabian	Mons3	426160	Mons, Saint-Julien, Cambon-Salvergues
Galargues	307110	Galargues	Montady	106161	Montady
Ganges	313111	Ganges	Montagnac	121162	Montagnac
Garrigues	309112	Garrigues	Montarnaud	302163	Montarnaud
Gigean	320113	Gigean	Montaud	307164	Montaud
Gignac	214114	Gignac	Montbazin	320165	Montbazin
Gornies	313115	Gorniès	Montblanc	135166	Montblanc
Grabels	324116	Grabels	Montels	106167	Montels
Guzargues	307118	Guzargues	Montesq	129168	Montesquieu
Herepian	131119	Hérépian	Montferr	323169	Montferrier-sur-Lez
Jacou	307120	Jacou	Montoul-s	430170	Montouliers
Joncels	216121	Joncels	Montoul-u	313171	Montoulieu
Jonquieres	214122	Jonquières	Montpell	322172	Montpellier
Juvignac	324123	Juvignac	Montpeyr	214173	Montpeyroux
Lacoste	210124	Lacoste	Moules-eB	313174	Moules-et-Baucels
Lagamas	214125	Lagamas	Moureze	210175	Mourèze
Lamalou2	131126	Lamalou-les-Bains, Les-Aires	Mudaison	319176	Mudaison
Lansargues	319127	Lansargues	Murles	318177	Murles
Laroque	313128	Laroque	Murviel-lB	125178	Murviel-lès-Béziers
Lattes	323129	Lattes	Murviel-lM	324179	Murviel-lès-Montpellier
Laurens	125130	Laurens	Nebian	210180	Nébian
Lauret2	309131	Lauret, Sauteyrargues	Neffies	129181	Neffies
Lauroux	215132	Lauroux	Nezignan	128182	Nézignan-l'Evêque
Lavalette	216133	Lavalette	Nissan	106183	Nissan-lez-Enserune
Laverune	324134	Lavérune	Nizas	121184	Nizas
Lespignan	105135	Lespignan	NoDLond	332185	Notre-Dame-de-Londres
LezignanlC	121136	Lézignan-la-Cèbe	Octon	216186	Octon
Liausson	210137	Liausson	Olargues	426187	Olargues
LieuranC	121138	Lieuran-Cabrières	Olmet-eV	215188	Olmet-et-Villecun
LieuranlB	104139	Lieuran-lès-Béziers	Olonzac	427189	Olonzac
Lignan	104140	Lignan-sur-Orb	Oupia	427190	Oupia
Liviniere	427141	La-Livinière	Pailhes	125191	Pailhès
Lodeve	215142	Lodève	Pardailh2	433193	Pardailhan, Saint-Jean-de-Minervois
Loupian	320143	Loupian	Paulhan	210194	Paulhan
Lunas	216144	Lunas	PegairollB	332195	Pegairolles-de-Buèges
Lunel	317145	Lunel	PegairollE	208196	Pégairolles-de-l'Escalette

Commune Stable	Code	Communes 1990	Commune Stable	Code	Commune 1990
Peret	121197	Péret	S-FelixH	208253	Saint-Félix-de-l'Héras
Perols	323198	Pérols	S-FelixL	210254	Saint-Félix-de-Lodez
Pezenas	128199	Pézenas	S-Gely	318255	Saint-Gély-du-Fesc
PezenesIM	103200	Pézènes-les-Mines	S-GeniesdM	307256	Saint-Geniès-des-Mourgues
Pierrerue	430201	Pierrerue	S-GeniesdV	131257	Saint-Genies-de-Varensal
Pignan	324202	Pignan	S-GeniesIB	125258	Saint-Geniès-de-Fontedit
Pinet	111203	Pinet	S-Georges	324259	Saint-Georges-d'Orques
Plaissan	214204	Plaissan	S-Gervais2	131260	Saint-Gervais-sur-Mare, Rosis
Plans(les)	215205	Les-Plans	S-Guilhem	302261	Saint-Guilhem-le-Désert
Poilhes	106206	Poilhes	S-Guiraud	214262	Saint-Guiraud
Pomerols	111207	Pomérols	S-Hilaire	307263	Saint-Hilaire-de-Beauvoir
Popian	214208	Popian	S-JeanB	332264	Saint-Jean-de-Buèges
Portirag	104209	Portiragnes	S-JeanCo	307265	Saint-Jean-de-Cornies
Pouget(le)	214210	Le-Pouget	S-JeanCu	318266	Saint-Jean-de-Cuculles
Poujol-sO	131211	Le-Poujol-sur-Orb	S-JeanF	214267	Saint-Jean-de-Fos
Poujols	215212	Poujols	S-JeanIB	215268	Saint-Jean-de-la-Blaquière
Poussan	320213	Poussan	S-JeanV	324270	Saint-Jean-de-Védas
Pouzolles	129214	Pouzolles	S-Just	317272	Saint-Just
Pouzols	214215	Pouzols	S-MartinIA	426273	Saint-Martin-de-l'ArÁon
Pradal(le)	103216	Le-Pradal	S-MartinLo	332274	Saint-Martin-de-Londres
PradesL	318217	Prades-le-Lez	S-Mathieu	318276	Saint-Mathieu-de-Tréviers
Premian	426219	Prémian	S-Maurice	208277	Saint-Maurice-Navacelles
Puech(le)	215220	Le-Puech	S-Michel	208278	Saint-Michel
Puechabon	302221	Puéchabon	S-NazaireL	125279	Saint-Nazaire-de-Ladarez
Puilacher	214222	Puilacher	S-NazaireP	317280	Saint-Nazaire-de-Pezan
Puimisson	125223	Puimisson	S-Pargoire	214281	Saint-Pargoire
Puissal	135224	Puissalicon	S-Paul	302282	Saint-Paul-et-Valmalle
Puisserg	106225	Puisserguier	S-PierreF	215283	Saint-Pierre-de-la-Fage
Quarante	106226	Quarante	S-PonsdT4	433284	Saint-Pons-de-Thomières, Courniou, Rieussec, Verreries-de-Moussans
Restincl	307227	Restinclières	S-PonsM	121285	Saint-Pons-de-Mauchiens
Riols	433229	Riols	S-Privat	215286	Saint-Privat
Rives(les)	208230	Les-Rives	S-Saturnin	214287	Saint-Saturnin
Romiguier	216231	Romiguières	S-Series	317288	Saint-Series
Roquebrun	426232	Roquebrun	S-Thibery	128289	Saint-Thibéry
Roquered	216233	Roqueredonde	S-VincentB	318290	Saint-Vincent-de-Barbeyrargues
Roquessels	129234	Roquessels	S-VincentO2	426291	Saint-Vincent-d'Olargues, St-Etienne-d'Albagnan
Rouet	332236	Rouet	Salasc	210292	Salasc
Roujan	129237	Roujan	Salvetat	434293	La-Salvetat-sur-Agout
S-Andre-dB	332238	Saint-André-de-Buèges	Saturarg	317294	Saturargues
S-Andre-dS	214239	Saint-André-de-Sangonis	Saussan	324295	Saussan
S-BauzdlS	214241	Saint-Bauzille-de-la-Sylve	Saussines	317296	Saussines
S-BauzdM	318242	Saint-Bauzille-de-Montmel	Sauvian	105298	Sauvian
S-BauzdP	313243	Saint-Bauzille-de-Putois	Serignan2	105299	Sérignan, Valras-Plage
S-Bres	307244	Saint-Brès	Servian	135300	Servian
S-Chinian2	430245	Saint-Chinian, Babeau-Bouldoux	Sete	336301	Sète
S-Christol	317246	Saint-Christol	Siran	427302	Siran
S-Clement	318247	Saint-Clément-de-Rivière	Sorbs	208303	Sorbs
S-Croix	318248	Sainte-Croix-de-Quintillargues	Soubes	215304	Soubès
S-Drezery	307249	Saint-Drézéry	Soulie(le)	434305	Le-Soulié
S-EtienndG	215251	Saint-Etienne-de-Gourgas	Soumont	215306	Soumont

Commune Stable	Code	Communes 1990	Commune Stable	Code	Communes 1990
Sussargues	307307	Sussargues	Velieux	433326	Vélieux
Taussac	131308	Taussac-la-Billière	Vendargues	307327	Vendargues
Teyran	307309	Teyran	Vendemian	214328	Vendémian
Thezan-lB	125310	Thézan-lès-Béziers	Vendres	105329	Vendres
Tour-s-O	103312	La-Tour-sur-Orb	Verargues	317330	Vérargues
Tourbes	128311	Tourbes	Vias	101332	Vias
Tressan	214313	Tressan	Vic	312333	Vic-la-Gardiole
Triadou	318314	Le-Triadou	Vieussan	426334	Vieussan
UsclasdH	121315	Usclas-d'Hérault	Villemagne	131335	Villemagne-l'Argentière
UsclasduB	215316	Usclas-du-Bosc	VillenB	104336	Villeneuve-lès-Béziers
Vacquerie	215317	La-Vacquerie-et-Saint-Martin-de-Castries	VillenM	312337	Villeneuve-lès-Maguelonne
Vacquieres	309318	Vacquières	Villentte	210338	Villeneuvette
Vailhan	129319	Vailhan	Villespass	430339	Villespassans
Vailhauq	318320	Vailhauquès	Villetelle	317340	Villetelle
Valergues	317321	Valergues	Villeveyr	320341	Villeveyrac
Valflaunes	309322	Valflaunès	ViolsLaval	332342	Viols-en-Laval
Valmascle	210323	Valmascle	ViolslFort	332343	Viols-le-Fort
Valros	135325	Valros			

Annexe 1.3.2 LES SOUS-POPULATIONS DEPARTEMENTALES

Communes ou regroupements de communes à territoire inchangé (voir chap 3), classés selon le code.

Sous-population	Code	Communes Stables	Sous-population	Code	Communes Stables
Agde	101003	Agde	Cruzy	430092	Cruzy
Alignan-dV	135009	Alignan-dV	Fabregues	324095	Fabregues
Aniane	302010	Aniane	Florensac	111101	Florensac
An-rur	302900	Argelliers, Boissiere, Montarnaud, Puechabon, S-Guilhem, S-Paul	Flore-rur	111900	CastelnauG, Pinet
Aspiran	210013	Aspiran	Frontignan	312108	Frontignan
Bedarieux	103028	Bedarieux	Front-rur	312900	Balaruc2, Mireval, Vic
Bedar-rur	103900	Carlencas, Faugeres, PezenesIM, Pradal(le), Tour-sur-Orb	Ganges	313111	Ganges
Bessan	101031	Bessan	Gang-rur	313900	Agones, Brissac, Cazilhac, Gornies, Laroque, Montoul-u, Moules-eB
Bez1-rur	104900	Bassan, Boujan-sL, Cers, Corneilhan, LieuranlB, Lignan, Portirag	Gigean	320113	Gigean
Bez2-rur	105900	Maraussan, Colombiers, Sauvian, Vendres	Gign1-rur	214900	Montpeyr, S-JeanF
Beziers	104032	Beziers	Gign2-rur	214901	Arboras, Aumelas, Belarga, Campagnan, Jonquieres, Lagamas, Plaissan, Popian, Pouget(le), Pouzols, Puilacher, S-BauzdlS, S-Guiraud, S-Saturnin, Tressan, Vendemian
Camplong4	103049	Camplong4	Gignac	214114	Gignac
Capes-rur	106900	Creissan, Maureilhan, Montady, Montels, Poilhes	Herepian	131119	Herepian
Capestang	106052	Capestang	Lamalou2	131126	Lamalou2
Cast1-rur	307900	Castries, Baillarg, Vendargues	Lespignan	105135	Lespignan
Cast2-rur	307901	Assas, Beaulieu, Buzignarg, Galargues, Guzargues, Jacou, Montaud, Restincl, S-Bres, S-Drezery, S-GeniesdM, S-Hilaire, S-JeanCo, Sussargues, Teyran	Lodeve	215142	Lodeve
Caux	128063	Caux	Lod-rur	215900	Bosc(le), Fozieres, Lauroux, Olmet-eV, Plans(les), Poujols, Puech(le), S-EtienndG, S-JeanlB, S-PierreF, S-Privat, Soubes, Soumont, UsclasduB, Vacquerie
Cayl-rur	208900	Caylar(le), Cros(le), PegairollE, Rives(les), S-FelixH, S-Maurice, S-Michel, Sorbs	Lunas	216144	Lunas
Cazouls-lB	105069	Cazouls-lB	Lunas-rur	216900	Avene, Brenas, Ceilhes-eR, Dio-eV, Joncels, Lavalette, Merifons, Octon, Romiguier, Roquered
Cessenon3	430074	Cessenon3	Lunel	317145	Lunel
Clar-rur	309900	Campagne, Claret, FerrierlV, Fontanes, Garrigues, Lauret2, Vacquieres, Valflaunes	Lunel-rur	317900	Boisseron, Lunel-Viel, S-Christol, S-Just, S-NazaireP, S-Series, Saturg, Saussines, Valergues, Verargues, Villetelle
Cler1-rur	210900	Nebian, Canet	Magalas	129147	Magalas
Cler2-rur	210901	Brignac, Celles, Ceyras, Lacoste, Liausson, Moureze, S-FelixL, Salasc, Valmascle, Villentte	Marseillan	101150	Marseillan
Clermont	210079	Clermont	Marsill	317151	Marsill
Cournont	324088	Cournont	Matel-rur	318900	Cazevieille, Comnaill, Matelles, Murles, PradesL, S-BauzdM, S-Clement, S-Croix, S-Gely, S-JeanCu, S-Mathieu, S-VincentB, Triadou, Vailhauq

Sous-population	Code	Communes Stables	Sous-population	Code	Communes Stables
Maug-rur	319900	Candillarg, Lansargues, Mudaison	Quarante	106226	Quarante
Mauguio4	319154	Mauguio4	Rouj1-rur	129900	Pouzolles, Neffies, Gabian
Meze	320157	Meze	Rouj2-rur	129901	Fos, Fouzilhon, Margon, Montesq, Roquessels, Vailhan
Mez-rur	320900	Bouzigues, Loupian, Montbazin	Roujan	129237	Roujan
Montagnac	121162	Montagnac	Salv-rur	434900	Fraisse, Salvetat, Soulie(le)
Monta-rur	121900	Adissan, Aumes, Cabrieres, Cazouls-dH, Fontes, Lezignan, LieuranlC, Nizas, Peret, St-PonsM, UsclasdH	S-AndreS	214239	S-Andre-dS
Montblanc	135166	Montblanc	S-BauzdP	313243	S-BauzdP
Montpell	322172	Montpell	S-Chinian2	430245	S-Chinian2
Mpl2a-rur	323900	Castelnau2, Perols	S-Chin-rur	430900	Agel, Aigues-Viv, Assignan, Cebazan, Montoul-s, Pierrerue, Vissespass
Mpl2b-rur	323901	Clapiers, Lattes, Montferr	Serignan2	105299	Serignan2
Mpl3-rur	324900	Cournonsec, Grabels, Juvignac, Laverune, Murviel-lM, S-Georges, S-JeanV, Saussan	Servian	135300	Servian
Murviel-lB	125178	Murviel-lB	Servi-rur	135900	Abeilhan, Coulobres, Espond, Puissal, Valros
Murvi-rur	125900	Autignac, Cabreroll, Causses-eV, Caussinio, Laurens, Pailhes, Puimisson, S-GeniesIB, S-NazaireL	Sete	336301	Sete
Nissan	106183	Nissan	S-Ger-rur	131900	Castanet-H, Combes, Poujol-sO, S-GeniesdV, Taussac, Villemagne
Olar-rur	426900	Berlou, Colomb-O, FerrierP, Mons3, Olargues, Premian, Roquebrun, S-MartinlA, S-VincentO2, Vieussan	S-Gervais2	131260	S-Gervais2
Olon1-rur	427900	Cassagnol, Felines-M, Ferrals-lM, Minerve	S-Mart-rur	332900	Causse-dlS, Mas-dL, NoDLond, PegairollB, Rouet, S-Andre-dB, S-JeanB, S-MartinLo, ViolsLaval, ViolslFort
Olon2-rur	427901	Aigne, Azillanet, Beaufort, Caunette, Cesseras, Liviniere, Oupia, Siran	S-Pargoire	214281	S-Pargoire
Olonzac	427189	Olonzac	S-Pon-rur	433900	Boisset, Pardailh2, Riols, Velieux
Paulhan	210194	Paulhan	S-PonsdT4	433284	S-PonsdT4
Pezenas	128199	Pezenas	S-Thibery	128289	S-Thibery
Pez-rur	128900	Nezignan, Tourbes	Thezan-lB	125310	Thezan-lB
Pignan	324202	Pignan	Vias	101332	Vias
Pomerols	111207	Pomerols	VillenB	104336	VillenB
Poussan	320213	Poussan	VillenM	312337	VillenM
Puisserg	106225	Puisserg	Villeveyr	320341	Villeveyr

Annexe 1.4.1 RECAPITULATIONS SOMMAIRES DE L'ETAT CIVIL

A = naiss. viv. lég. par sexe ; naiss. viv. illég. sexes réunis ; reconnaissances ; mariages par état matr. de la femme
B = naissances vivantes ; mariages ; décès
B' = mariages ; décès
C = naiss. viv. légitimes et illégitimes par sexe
C' = naiss. viv. légitimes et illégitimes par sexe ; reconnaissances
D = naiss. viv. lég. et illég. par sexe ; mariages par état matr. de la femme
E = naiss. viv. lég. et illég. par sexe ; mortnés ; mariages ; décès par sexe et selon l'appart ; à la commune
F = naiss. viv. lég. et illég. par sexe ; mortnés ; mariages ; décès par sexe
F' = naiss. viv. lég. et illég. par sexe ; mortnés ; mariages
G = naiss. viv. lég. et illég. par sexe, mortnés, mar., divorces, décès par sexe
H = naiss. viv. par sexe ; mortnés ; mariages ; divorces ; décès par sexe

	Départe	Arrondissements				Villes				
Année	ment	Béziers	Lodève	Montp.	St Pons	Béziers	Lodève	Montp.	St Pons	Sète
an 12	A									
an 13	A	A								
1806	A	C	C	C	C					
1807	B	D'	D'	D'	D'			A		D'
1808	B'	D'	D'	D'	D'			A		D'
1809		D'	D'	D'	D'			A		D'
1810		D'	D'	D'	D'			A		
1811		D'	D'	D'	D'			C'		
1812		D'	D'	D'	D'			C'		
1813		D'	D'	D'	D'			C		
1814	C	C	C		C			C		C
1815	C	C	C		C			C		C
1816	C	C	C		C			C		C
1817	C	C	C		C			C		C
1818	C	C	C		C			C		C
1819	D	D	D		D			C		C
1820	D	D	D		D					
1821	D	D	D		D					
1822	D	D	D		D			D		F'
1823	D	D	D		D			D		F'
1824	D	D	D		D			D		F'
1825	D	D	D		D			F		F'
1826		D	D		D			F'		F'
1827	D	D	D		D			F		
1828	D									
1829										

	Départe	Arrondissements				Villes				
Année	ment	Béziers	Lodève	Montp.	St Pons	Béziers	Lodève	Montp.	St Pons	Sète
1830										
1831										
1832										
1833										
1834										
1835										
1836						E	E	E	E	
1837						E	E	E	E	
1838						E	E	E	E	
1839		E	E	E	E	E	E	E		
1840		E	E	E	E	E	E	E	E	
1841		E	E	E	E	E	E	E	E	
1842		E	E	E	E	E	E	E	E	
1843		E	E	E	E	E	E	E	E	
1844		E	E	E	E					
1845		E	E	E	E	E	E	E	E	
1846						E	E	E	E	
1847		E	E	E	E	E	E	E	E	E
1848		E	E	E	E	E	E	E	E	E
1849		E	E	E	E	E	E	E	E	E
1850		E	E	E	E	E	E	E	E	E
1851		E	E	E	E	E	E	E	E	E
1852		E	E	E	E		E	E	E	E
1853										F
1854							F	F		F
1855										F
1856								F		F
1857										F
1858								F		F
1859										
1860										
1861										
1862										
1863										
1864										
1865						F	F		F	
1866						F				
1867										
1868										
1869										
1870										
1871										
1872						F	F	F	F	F
1873						F	F	F	F	F
1874						F	F	F	F	F
1875						F	F	F	F	F
1876						F	F	F	F	F
1877						F	F	F	F	F
1878						F	F	F	F	F
1879						F	F	F	F	F
1880						F	F	F	F	F
1881						F	F	F	F	F
1882						F	F	F	F	F
1883						F	F	F	F	F
1884						F	F	F	F	F
1885										
1886										
1887						G	G	G	G	G
1888						G	G	G	G	G
1889						G	G	G	G	G
1890										
1891										
1892						G	G	G	G	G
1893						G	G	G	G	G
1894						G	G	G	G	G
1895						G	G	G	G	G
1896						G	G	G	G	G
1897						G	G	G	G	G
1898						G	G	G	G	G
1899						G	G	G	G	G
1900						B	B	G	B	G
1901		H	H	H	H	G	G	G	G	G
1902		H	H	H	H	G	G	G	G	G
1903		H	H	H	H					
1904		H	H	H	H					
1905		H	H	H	H					
1906		H	H	H	H					
1907		H	H	H	H					

Annexe 1.4.2 DECES PAR AGE

tot = urbain et rural réunis
sép = urbain et rural séparés
/4 = données par trimestre
sf = sexe féminin seulement
Découpage par âge :
A = 0, 1, 2, …, 9, 10-14, …, 100+
B = 0, 1-4, 5-9, …, 100+
B' = 0, 1-4, 5-9, …, 80+
C = 0, 1, 2, …, 100+
C/ = 0, 1, 2, …, 85+
D = 0, 1, 2, 3, 4, 5-9, …, 100+
E = 0, 1-4, 5-9, …, 85+
F = 0, 1, 2, 3, 4, 5-9, …, 85+
G = 0-4, 5-9, …, 85+

	DEPARTEMENT		ARRONDISSEMENTS					VILLES		
Année	âge		âge	Béziers	Lodève	Montp.	St Pons	âge		
1806	A	tot	A		tot		tot			
1807	A	tot/4	A		tot		tot			
1808		tot/4	A		tot		tot			
1809			B	tot/4	tot/4	tot/4	tot/4		MPL/4	
1810			A	tot	tot	tot	tot			
1811			A	tot	tot		tot	A	MPL/4	
1812			A	tot	tot		tot			
1813			A	tot	tot		tot			
1814	A	tot	A	tot	tot		tot	A	MPL	SETE
1815	A	tot	A	tot	tot		tot	A	MPL	SETE
1816	A	tot	A	tot	tot		tot	A	MPL	SETE
1817	A	tot	A	tot	tot		tot	A	MPL	SETE
1818	A	tot	A	tot	tot		tot	A	MPL	SETE
1819	A	tot	A	tot	tot		tot			
1820	A	tot	A	tot	tot		tot			
1821	A	tot	A	tot	tot		tot			
1822	A	tot	A		tot		tot			
1823	A	tot	A	tot	tot		tot	A	MPL	
1824	A	tot	A	tot	tot		tot			
1825	A	tot	A	tot	tot		tot			
1826	A	tot	A	tot	tot		tot	A	MPL	
1827	A	tot	A	tot	tot		tot			
1828	A	tot								
1829										
1830										
1831										
1832										
1833										
1834										
1835										
1836										
1837										
1838										
1839	A	tot								
1840	A	tot								
1841	A	tot								
1842	A	tot								
1843	A	tot								
1844	A	tot								
1845	A	tot								
1846	A	tot								
1847	A	tot								
1848	A	tot								
1849	A	tot	A	tot	tot		tot			
1850	A	tot	A	tot	tot		tot			
1851	A	tot	A	tot	tot		tot	A	MPL	

	DEPARTEMENT		ARRONDISSEMENTS					VILLES		
Année	**âge**		**âge**	**Béziers**	**Lodève**	**Montp.**	**St Pons**	**âge**		
1852	A	tot	A	tot	tot		tot	A	MPL	
1853	C	sép	C	sép	sép		sép	C	MPL	SETE
1854	C	sép	C	sép	sép		sép	C	MPL	SETE
1855	C	sép	C	sép	sép		sép	C	MPL/sf	SETE
1856	B	sép	B	sép	sép		sép	B	MPL	SETE
1857	B	sép	B	sép	sép		sép	B	MPL/sf	SETE
1858	B	sép	B	sép	sép		sép	B	MPL	SETE
1859	B	sép	B	sép	sép		sép	B		SET/sf
1860	B	sép	B	sép	sép		sép	B	MPL/sf	SET/sf
1861	B	sép	B	sép	sép		sép	B		SET/sf
1862	B	sép	B	sép	sép		sép	B	MPL/sf	SET/sf
1863	B	sép	B	sép	sép		sép	B		SET/sf
1864	B	sép	B	sép	sép		sép	B		SET/sf
1865	B	sép	B	sép	sép		sép	B	MPL	SET/sf
1866	B	sép	B	sép	sép		sép	B		SET/sf
1867	B	sép	B	sép	sép		sép	B		SET/sf
1868	B	sép	B	sép	sép		sép			
1869	B	sép	B	sép	sép		sép			
1870	B	sép	B	sép	sép		sép			
1871	B	sép	B	sép	sép		sép			
1872	B	sép	B	sép	sép		sép			
1873	B	sép	B	sép	sép		sép			
1874	B	sép	B	sép	sép		sép			
1875	B	sép	B	sép	sép		sép	B	MPL	SETE
1876	B	sép	B	sép	sép		sép	B		SETE
1877	B	sép	B	sép	sép		sép	B	MPL	SETE
1878	B	sép	B	sép	sép			B	MPL	SETE
1879	B	sép	B	sép	sép			B	MPL	SETE
1880	B	sép	B	sép	sép		sép	B	MPL	SETE
1881	B	sép	B	sép			sép	B	MPL	SETE
1882	B	sép	B	sép	sép		sép	B	MPL	SETE
1883	B	sép	B	sép			sép	B	MPL	SET/sf
1884	B	sép	B	sép	sép	sép	sép	B	MPL	SETE
1885			D	sép	sép	sép	sép	D	MPL	SETE
1886	D	sép	D	sép	sép	sép		D	MPL	SETE
1887	D	sép	D	sép	sép	sép	tot	D	MPL	SETE
1888	D	sép	D	sép	sép	sép	sép	D	MPL	SETE
1889	D	sép	D	sép	sép	sép	sép	D	MPL	SETE
1890	D	sép	D			sép		D	MPL	SETE
1891			D	sép	sép	sép	sép	D	MPL	SETE
1892	D	sép	D			sép		D	MPL	SETE
1893	D	sép	D			sép		D	MPL	SETE
1894	D	sép	D			sép		D	MPL	SETE
1895	D	sép	D	sép		sép		D	MPL	SETE
1896	D	sép	D	sép	sép	sép	sép	D	MPL	SETE
1897	C/	tot	E	tot	tot	tot	tot			
1898	C/	sép	E	tot	tot	tot	tot			
1899	C/	tot	F	tot	tot	sép	tot			
1900	C/	tot	F	tot	tot	tot	tot			
1901	C/	tot	C/	tot	tot	tot	tot			
1902	C/	tot	C/	tot	tot	tot				
1903	C	tot	G	sép		tot				
1904	C	tot	B	tot	tot	tot	tot			
1905	C	tot	B	sép	tot	tot	tot			
1906	C	tot	B	sép	sép/	sép/	sép/			
1907	B	tot								
1908	B	tot								

	DEPARTEMENT		ARRONDISSEMENTS					VILLES		
Année	âge		âge	Béziers	Lodève	Montp.	St Pons	âge		
1909	B	tot								
1910	B	tot								
1911	B	tot								
1912	B	tot								
1913	B	tot								
1914	B	tot.civ.								
1915	B	tot.civ.								
1916	B	tot.civ.								
1917	B	tot.civ.								
1918	B	tot.civ.								
1919	B	tot								
1920	B	tot								
1921	B	tot								
1922	B	tot								
1923	B	tot								
1924	B	tot								
1925	B	tot								
1926	B	tot						B	MPL	
1927	B	tot						B	MPL	
1928	B	tot						B	MPL	
1929	B	tot						B	MPL	
1930	B'	tot						B'	MPL	
1931	B'	tot						B'	MPL	BEZ
1932	B'	tot						B'	MPL	BEZ
1933	B'	tot						B'	MPL	BEZ
1934	B'	tot								
1935	B'	tot								
1936	B'	tot								
1937	B	tot								
1938-1990	B	tot								

Annexe 1.4.3 TABLES DECENNALES COMMUNALES

Série Archives Départementales non cotée
Communes Stables (territoire inchangé)

Commune Stable	1803-12	1813-22	1823-32	1833-42	1843-52	1853-62	1863-72	1873-82	1883-92	1893-1902
Abeilhan	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Adissan	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Agde	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Agel	x		x	x	x	x	x	x	x	x
Agones	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Aigne	x		x	x	x	x	x	x	x	x
Aigues-Viv	x		x	x	x	x	x	x	x	x
Alignan-dV	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Aniane	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Arboras	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Argelliers	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Aspiran	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Assas	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Assignan	x		x	x	x	x	x	x	x	x
Aumelas	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Aumes	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Autignac	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Avene	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Azillanet	x		x	x	x	x	x	x	x	x
Baillarg	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Balaruc2	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Bassan	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Beaufort	x		x	x	x	x	x	x	x	x
Beaulieu	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Bedarieux	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Belarga	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Berlou	x		x	x	x	x	x	x	x	x
Bessan	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Beziers	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Boisseron	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Boisset	x		x	x	x	x	x	x	x	x
Boissiere	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Bosc(le)	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Boujan-sL	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Bouzigues	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Brenas	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Brignac	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Brissac	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Buzignarg	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Cabreroll	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Cabrieres	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Campagnan	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Campagne	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Camplong4	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Candillarg	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Canet	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Capestang	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Carlencas	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Cassagnol	x		x	x	x	x	x	x	x	x
Castanet-H	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Castelnau2	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
CastelnauG	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Castries	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Caunette	x		x	x	x	x	x	x	x	x
Causse-dlS	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Causses-eV	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x

Commune Stable	1803-12	1813-22	1823-32	1833-42	1843-52	1853-62	1863-72	1873-82	1883-92	1893-1902
Caussinio	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Caux	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Caylar(le)	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Cazevieille	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Cazilhac	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Cazouls-d'H	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Cazouls-lB	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Cebazan	x		x	x	x	x	x	x	x	x
Ceilhes-eR	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Celles	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Cers	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Cessenon3	x		x	x	x	x	x	x	x	x
Cesseras	x		x	x	x	x	x	x	x	x
Ceyras	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Clapiers	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Claret	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Clermont	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Colomb-O	x		x	x	x	x	x	x	x	x
Colomb-s	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Combaill	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Combes	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Corneilhan	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Coulobres	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Cournonsec	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Cournont	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Creissan	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Cros(le)	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Cruzy	x		x	x	x	x	x	x	x	x
Dio-eV	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Espond	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Fabregues	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Faugeres	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Felines-M	x		x	x	x	x	x	x	x	x
Ferrals-lM	x		x	x	x	x	x	x	x	x
FerrierlV	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
FerrierP	x		x	x	x	x	x	x	x	x
Florensac	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Fontanes	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Fontes	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Fos	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Fouzilhon	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Fozieres	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Fraisse	x		x	x	x	x	x	x	x	x
Frontignan	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Gabian	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Galargues	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Ganges	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Garrigues	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Gigean	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Gignac	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Gornies	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Grabels	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Guzargues	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Herepian	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Jacou	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Joncels	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Jonquieres	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Juvignac	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Lacoste	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x

Commune Stable	1803-12	1813-22	1823-32	1833-42	1843-52	1853-62	1863-72	1873-82	1883-92	1893-1902
Lagamas	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Lamalou2	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Lansargues	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Laroque	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Lattes	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Laurens	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Lauret2	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Lauroux	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Lavalette	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Laverune	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Lespignan	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
LezignanlC	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Liausson	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
LieuranC	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
LieuranlB	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Lignan	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Liviniere	x		x	x	x	x	x	x	x	x
Lodeve	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Loupian	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Lunas	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Lunel	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Lunel-Viel	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Magalas	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Maraussan	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Margon	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Marseillan	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Marsill	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Mas-dL	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Matelles	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Mauguio4	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Maureilhan	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Merifons	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Meze	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Minerve	x		x	x	x	x	x	x	x	x
Mireval	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Mons3	x		x	x	x	x	x	x	x	x
Montady	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Montagnac	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Montarnaud	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Montaud	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Montbazin	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Montblanc	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Montels	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Montesq	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Montferr	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Montoul-s	x		x	x	x	x	x	x	x	x
Montoul-u	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Montpell	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Montpeyr	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Moules-eB	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Moureze	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Mudaison	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Murles	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Murviel-lB	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Murviel-lM	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Nebian	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Neffies	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Nezignan	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Nissan	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x

Commune Stable	1803-12	1813-22	1823-32	1833-42	1843-52	1853-62	1863-72	1873-82	1883-92	1893-1902
Nizas	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
NoDLond	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Octon	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Olargues	x		x	x	x	x	x	x	x	x
Olmet-eV	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Olonzac	x		x	x	x	x	x	x	x	x
Oupia	x		x	x	x	x	x	x	x	x
Pailhes	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Pardailh2	x		x	x	x	x	x	x	x	x
Paulhan	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
PegairollB	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
PegairollE	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Peret	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Perols	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Pezenas	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
PezenesIM	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Pierrerue	x		x	x	x	x	x	x	x	x
Pignan	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Pinet	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Plaissan	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Plans(les)	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Poilhes	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Pomerols	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Popian	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Portirag	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Pouget(le)	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Poujol-sO	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Poujols	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Poussan	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Pouzolles	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Pouzols	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Pradal(le)	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
PradesL	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Premian	x		x	x	x	x	x	x	x	x
Puech(le)	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Puechabon	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Puilacher	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Puimisson	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Puissal	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Puisserg	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Quarante	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Restincl	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Riols	x		x	x	x	x	x	x	x	x
Rives(les)	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Romiguier	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Roquebrun	x		x	x	x	x	x	x	x	x
Roquered	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Roquessels	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Rouet	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Roujan	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
S-Andre-dB	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
S-Andre-dS	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
S-BauzdlS	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
S-BauzdM	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
S-BauzdP	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
S-Bres	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
S-Chinian2	x		x	x	x	x	x	x	x	x
S-Christol	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
S-Clement	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x

Commune Stable	1803-12	1813-22	1823-32	1833-42	1843-52	1853-62	1863-72	1873-82	1883-92	1893-1902
S-Croix	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
S-Drezery	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
S-EtienndG	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
S-FelixH	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
S-FelixL	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
S-Gely	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
S-GeniesdM	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
S-GeniesdV	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
S-GeniesIB	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
S-Georges	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
S-Gervais2	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
S-Guilhem	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
S-Guiraud	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
S-Hilaire	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
S-JeanB	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
S-JeanCo	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
S-JeanCu	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
S-JeanF	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
S-JeanIB	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
S-JeanV	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
S-Just	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
S-MartinIA	x		x	x	x	x	x	x	x	x
S-MartinLo	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
S-Mathieu	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
S-Maurice	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
S-Michel	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
S-NazaireL	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
S-NazaireP	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
S-Pargoire	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
S-Paul	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
S-PierreF	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
S-PonsdT4	x		x	x	x	x	x	x	x	x
S-PonsM	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
S-Privat	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
S-Saturnin	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
S-Series	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
S-Thibery	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
S-Vincent2	x		x	x	x	x	x	x	x	x
S-VincentB	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Salasc	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Salvetat	x		x	x	x	x	x	x	x	x
Saturarg	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Saussan	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Saussines	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Sauvian	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Serignan2	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Servian	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Sete	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Siran	x		x	x	x	x	x	x	x	x
Sorbs	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Soubes	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Soulie(le)	x		x	x	x	x	x	x	x	x
Soumont	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Sussargues	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Taussac	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Teyran	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Thezan-IB	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Tour-s-O	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Tourbes	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x

Commune Stable	1803-12	1813-22	1823-32	1833-42	1843-52	1853-62	1863-72	1873-82	1883-92	1893-1902
Tressan	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Triadou	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
UsclasdH	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
UsclasduB	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Vacquerie	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Vacquieres	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Vailhan	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Vailhauq	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Valergues	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Valflaunes	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Valmascle	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Valros	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Velieux	x		x	x	x	x	x	x	x	x
Vendargues	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Vendemian	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Vendres	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Verargues	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Vias	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Vic	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Vieussan	x		x	x	x	x	x	x	x	x
Villemagne	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
VillenB	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
VillenM	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Villentte	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Villespass	x		x	x	x	x	x	x	x	x
Villetelle	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Villeveyr	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
ViolsLaval	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
ViolslFort	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x

Annexe 1.4.4 RECAPITULATION DETAILLEE DE LA POPULATION RECENSEE

A = par année d'âge
B = 0-24 ans par année d'âge ; puis par groupe d'âge
C = par groupe d'âge
D = 0-9 ans par année d'âge ; puis par groupe d'âge

	DEPARTE	ARRONDISSEMENTS				COMMUNES
Année	MENT	Béziers	Lodève	Montp.	St Pons	
1851	A					toutes
1856	A	A	A		A	Sète
1861	A	A	A		A	45 communes
1866	A	A	A		A	18 communes
1872	B	B	B		B	
1876	B	B	B	B	B	
1881	B		B		B	toutes
1886	B					62 communes
1891	B			B		Sète, Béziers
1896	B	B	B	B	B	Montp, Sète
1901	C					
1906	D					
1911	A					
1921	D					
1926	D					
1931	D					
1936	D					
1946	C					Montp, Béziers, Sète
1954	B					29 communes
1962	A					toutes
1968	A					toutes
1975	A					toutes
1982	A					toutes
1990	A					toutes

Annexe 1.4.5 LISTES NOMINATIVES COMMUNALES

A = Pop. par état matri. ; maisons et ménages
B = Pop. par état matri. ; maisons, ménages ; pop. agglom. ; pop. compt. en bloc ; étrangers ; cultes ; maladies ; nationalités ; CSP par secteur, sexe et statut
C = Pop. par état matri. ; pop. maisons et ménages totaux et agglom.
D = Pop. par état matri. ; pop. maisons et ménages totaux et agglom. ; étrangers
E = Pop. par état matri. ; pop. maisons et ménages totaux et agglom. ; pop. comptée en bloc ; étrangers
F = Pop. maisons et ménages totaux et agglom. ; pop. comptée en bloc
G = Pop. maisons et ménages totaux et agglom. ; pop. comptée en bloc ; étrangers
H = Pop. maisons et ménages totaux et agglom. ; pop. comptée en bloc ; étrangers ; pop. par grands gr. d'âge
rest = en restauration au moment de l'étude

Commune	RECENSEMENTS																			
Stable	1836	1841	1846	1851	1856	1861	1866	1872	1876	1881	1886	1891	1896	1901	1906	1911	1921	1926	1931	1936
Abeilhan	A	A	A	B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	G	H	H	H	G	G
Adissan	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Agde	A	A		B	C	C	C	D		F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Agel	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Agones	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Aigne	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Aigues-Viv	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Alignan-dV	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	G	H	H	H	G	G
Aniane	A	A	A	B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Arboras	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Argelliers	A	A	C	B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Aspiran	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Assas	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Assignan	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Aumelas	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	G	H	H	H	G	G
Aumes	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Autignac	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	G	H	H	H	G	G
Avene	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Azillanet	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	G	H	H	H	G	G
Baillarg	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Balaruc2	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Bassan	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Beaufort	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Beaulieu	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Bedarieux	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Belarga	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Berlou	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Bessan	A	A	C	B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Beziers	A	A	C	B	C	C	C		E	F	G	G	G	G	H		H	H		G
Boisseron	A	A	C	B	C	C	C	D	E		G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Boisset	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	G	H	H	H	G	G
Boissiere	A	A	C	B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Bosc(le)	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Boujan-sL	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Bouzigues	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Brenas	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Brignac	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G		H	H	H	G	G
Brissac	A	A	A	B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Buzignarg	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G		H	H	H	H	G	G
Cabreroll	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Cabrieres	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Campagnan	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Campagne	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Camplong4	A	A	C	B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	G	G	G
Candillarg	A	A	C	B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Canet	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Capestang	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H		H	H	G	G

Commune	RECENSEMENTS																			
Stable	1836	1841	1846	1851	1856	1861	1866	1872	1876	1881	1886	1891	1896	1901	1906	1911	1921	1926	1931	1936
Carlencas	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G		G	H	H	H	H	G	G
Cassagnol	A	A			C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Castanet-H	A	A	C	B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Castelnau2	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
CastelnauG	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	G	G	G
Castries	A	A		B	C	C	C	D	E		G	G	G	G	G	H	H	H	G	G
Caunette	A	A		B	C	C	C		E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Causse-dlS	A	A		B	C	C	C		E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Causses-eV	A	A		B	C	C	C		E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Caussinio	A	A		B	C	C	C		E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Caux	A	A		B	C	C	C		E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Caylar(le)	A	A		B	C	C	C		E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Cazevieille	A	A		B	C	C	C		E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Cazilhac	A	A		B	C	C	C		E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Cazouls-d'H	A	A		B	C	C	C		E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Cazouls-lB	A	A		B	C	C	C		E	F		G	G	G	H	H	H	H	G	G
Cebazan	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Ceilhes-eR	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Celles	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Cers	A	A	C	B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Cessenon3	A	A		B	C		C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Cesseras	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	G	H	G	G
Ceyras	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Clapiers	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Claret	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G		H	H	H	G	G
Clermont	A	C		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Colomb-O	A	A		B	C		C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Colomb-s	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Combaill	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Combes	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Corneilhan	A	A	C	B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Coulobres	A	A	C	B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Cournonsec	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Cournont	A	A	C	B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Creissan	A	A	C	B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Cros(le)	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Cruzy	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	G	H	H	G	G
Dio-eV	A	A			C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Espond	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Fabregues	A	A	C	B	C	C	C	D	E		G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Faugeres	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Felines-M	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Ferrals-lM	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
FerrierlV	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
FerrierP	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Florensac	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Fontanes	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Fontes	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Fos	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Fouzilhon	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Fozieres	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Fraisse	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Frontignan	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Gabian	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Galargues	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Ganges	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	G	H	H	H	G	G
Garrigues	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	G	H	G	G
Gigean	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	G	H	H	H	G	G
Gignac	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G

Commune	RECENSEMENTS																			
Stable	1836	1841	1846	1851	1856	1861	1866	1872	1876	1881	1886	1891	1896	1901	1906	1911	1921	1926	1931	1936
Gornies	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	G	H	G	G
Grabels	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Guzargues	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Herepian	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	G	G	H	H	G	G
Jacou	A	A	C	B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Joncels	A	A			C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Jonquieres	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Juvignac	A	A		B	C	C		D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Lacoste	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	G	H	H	H	G	G
Lagamas	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Lamalou2	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Lansargues	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Laroque	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Lattes	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G		G	H	H	H	H	G	G
Laurens	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Lauret2	A	A			C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Lauroux	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Lavalette	A	A			C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Laverune	A	A	C	B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Lespignan	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
LezignanlC	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	G	H	G	G
Liausson	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	G	H	H	H	G	G
LieuranC	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
LieuranlB	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Lignan	A	A	C	B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Liviniere	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Lodeve	A	A		B	C	C	C	D	E	F	rest	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Loupian	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Lunas	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G		G	G	H	H	H	H	G	G
Lunel	A	A	C	B	C	C		D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Lunel-Viel	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Magalas	A	A	C	B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Maraussan	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H		H	H	G	G
Margon	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Marseillan	A	rest	C	rest	C	C	rest	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Marsill	A	A	C	rest	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	G	G	G	G
Mas-dL	A	A	C	B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	
Matelles	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	G	H	H	H	G	G
Mauguio4	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	G	H		H	G	G
Maureilhan	A	A		B	C		C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Merifons	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Meze	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G		G	H	H	H	H	G	G
Minerve	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	G	H	H	H	G	G
Mireval	A	A	C	B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Mons3	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Montady	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Montagnac	A	A		rest	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Montarnaud	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Montaud	A	A	C	rest	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Montbazin	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Montblanc	A	A		C	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Montels	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Montesq	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Montferr	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Montoul-s	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Montoul-u	A	A	C	B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	G	H	H	H	G	G
Montpell	A	A	C	B	C	C	C	D	E	rest		G		G	H	H	H			
Montpeyr	A	A			C	C	C	D	E	F	G	G		G	H	H	H	H	G	G
Moules-eB	A	A	C	B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G

Commune	RECENSEMENTS																			
Stable	1836	1841	1846	1851	1856	1861	1866	1872	1876	1881	1886	1891	1896	1901	1906	1911	1921	1926	1931	1936
Moureze	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	G	H	H	H	G	G
Mudaison	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Murles	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Murviel-lB	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Murviel-lM	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	G	H	H	H	G	G
Nebian	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Neffies	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Nezignan	A	A	C	B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	G	H	H	H	G	G
Nissan	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Nizas	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	G	H	G	G
NoDLond	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	G	H	G	G
Octon	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Olargues	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Olmet-eV	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Olonzac	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Oupia	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Pailhes	A	A	C	B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Pardailh2	A	A		B	C	C	C	D	E		G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Paulhan	A	A		B	C	C	C	D	E		G	G	G	G	H	H	H	H		G
PegairollB	A	A		B	C	C	C	D	E		G	G	G	G	H	H	G	H	G	G
PegairollE	A	A		B	C	C	C	D	E		G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Peret	A	A		B	C	C	C	D	E		G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Perols	A	A		B	C	C	C	D	E		G	G	G	G	G	H	H	H	G	G
Pezenas	A			B	C	C	C	D	E		G	G	G	G	H	H	G	H	G	G
PezenesIM	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Pierrerue	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Pignan	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Pinet	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Plaissan	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Plans(les)	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Poilhes	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Pomerols	A	A		B	C	C	C	D	E	F		G	G	G	H	H		H	G	G
Popian	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Portirag	A	A	C	B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Pouget(le)	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Poujol-sO	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Poujols	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Poussan	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Pouzolles	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	G	H	H	H	G	G
Pouzols	A	A			C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Pradal(le)	A	A	C	B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	G	H	H	H	G	G
PradesL	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Premian	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Puech(le)	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Puechabon	A	A	A	B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	G	H	G	H	G	G
Puilacher	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Puimisson	A	A	C	B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Puissal	A	A	A	B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Puisserg	A	A	C	B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Quarante	A	A	C	B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
RestincI	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Riols	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Rives(les)	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	G	H	H	H	G	G
Romiguier	A	A			C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Roquebrun	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	G	H	H	H	G	G
Roquered	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Roquessels	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Rouet	A	A	C	B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Roujan	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	G	H	H	G	G

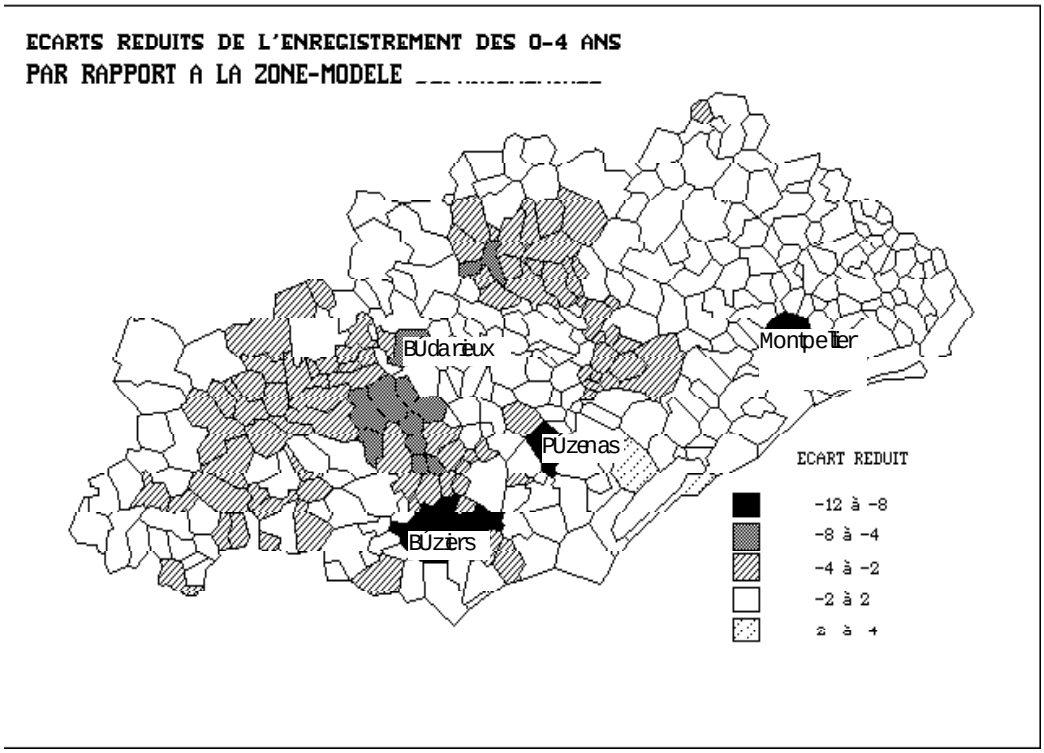
Commune	RECENSEMENTS																			
Stable	1836	1841	1846	1851	1856	1861	1866	1872	1876	1881	1886	1891	1896	1901	1906	1911	1921	1926	1931	1936
S-Andre-dB	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
S-Andre-dS	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
S-BauzdlS	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
S-BauzdM	A	A	C	B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	G	H	H	H	G	G
S-BauzdP	A	A		B	C	C	C	D	E		G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
S-Bres	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
S-Chinian2	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
S-Christol	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
S-Clement	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
S-Croix	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
S-Drezery	A	A	C	B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
S-EtienndG	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
S-FelixH	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
S-FelixL	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
S-Gely	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	G	H	H	H	G	G
S-GeniesdM	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
S-GeniesdV	A	A	C	B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
S-GeniesIB	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
S-Georges	A	A		B	C	C		D	E	F	G	G	G	G	H		H	H	G	G
S-Gervais2	A	A		B	C	C	C	D	E		G		G	G	G	H	H	H	G	G
S-Guilhem	A	A	A	B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
S-Guiraud	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
S-Hilaire	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
S-JeanB	A	A	C	B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
S-JeanCo	A	A	C	B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	G	H	G	G
S-JeanCu	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
S-JeanF	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
S-JeanIB	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	G	H	H	H	G	G
S-JeanV	A	A	C	B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
S-Just	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
S-MartinlA	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	G	H	H	H	G	G
S-MartinLo	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
S-Mathieu	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
S-Maurice	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	G	H	H	H	G	G
S-Michel	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
S-NazaireL	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	G	G	H	G	G
S-NazaireP	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
S-Pargoire	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
S-Paul	A	A	C	B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	G	H	H	G	G
S-PierreF	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
S-PonsdT4	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
S-PonsM	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	G	H	H	H	G	G
S-Privat	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	G	H	H	H	G	G
S-Saturnin	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	G	H	H	H	G	G
S-Series	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
S-Thibery	A	A	C	B	C	C	C	D	E	F		G	G	G	H	H	H	H	G	G
S-Vincent2	A	A		B			C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
S-VincentB	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Salasc	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Salvetat	A	A		B	C	C	C		E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Saturarg	A	A	C	B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Saussan	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Saussines	A	A	C	B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Sauvian	A	A	C	B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Serignan2	A	A	C	B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H		H	G	G
Servian	A	A	C	B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Sete	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Siran	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Sorbs	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	G	H	G	G

Commune	RECENSEMENTS																			
Stable	**1836**	**1841**	**1846**	**1851**	**1856**	**1861**	**1866**	**1872**	**1876**	**1881**	**1886**	**1891**	**1896**	**1901**	**1906**	**1911**	**1921**	**1926**	**1931**	**1936**
Soubes	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Soulie(le)	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	G	H	G	G
Soumont	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Sussargues	A	A	C	B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Taussac	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Teyran	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Thezan-lB	A	A	C	B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	G	H	G	H	G	G
Tour-s-O	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Tourbes	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Tressan	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Triadou	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
UsclasdH	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
UsclasduB	A	A			C	C	C	D	E	F	G	G	G		H	H	H	H	G	G
Vacquerie	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	G	H	H	H	G	G
Vacquieres	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Vailhan	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Vailhauq	A	A	C	B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Valergues	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Valflaunes	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	G	H	G	H	G	G
Valmascle	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Valros	A	A	C	B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Velieux	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Vendargues	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Vendemian	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Vendres	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Verargues	A	A	C	B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Vias	A	A	C	B	C	C	C	D	E		G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Vic	A	A	C	B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Vieussan	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Villemagne	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	G	H	H	H	G	G
VillenB	A	A	C	B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
VillenM	A	A	A	B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Villentte	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Villespass	A	A		B		C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Villetelle	A	A	C	B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
Villeveyr	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
ViolsLaval	A	A		B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G
ViolslFort	A	A	C	B	C	C	C	D	E	F	G	G	G	G	H	H	H	H	G	G

Annexe 1.5.1 L'enregistrement aux jeunes âges en 1851

La carte 1 représente l'écart entre la part des 0-4 ans recensés et le minimum attendu. L'écart est exprimé en écart réduit pour tenir compte de la taille de la population. On remarque que l'écart positif est quasiment inexistant (seul Sète et Mèze sont très faiblement positifs). Par contre, l'absence d'écart, à priori le reflet d'un bon enregistrement, est le cas général des Sous-populations rurales. Touta la campagne montpelliéraine est dans ce cas, ainsi qu'une partie de la plaine biterroise. C'est également le cas de nombreux hauts cantons.

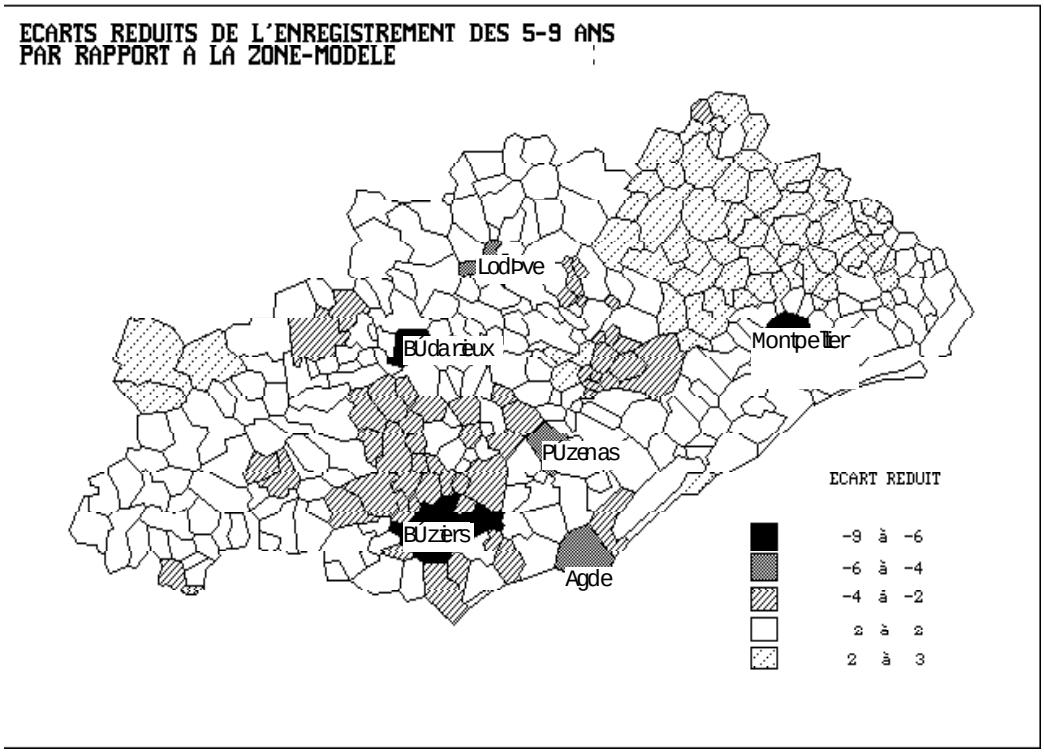
Les villes, à l'inverse, montrent un fort sous-enregistrement apparent des 0-4 ans Lodève, Montpellier, Béziers, Pézenas, Ganges et Bédarieux. Mais ce n'est pas le cas de toutes les villes Sète, Lunel et St-Pons semblent bien enregistrer leurs 0-4 ans.



Carte 1. L'enregistrement des 0-4 ans dans les Sous-populations départementales au recensement de 1851 écart réduit par rapport à la zone-modèle (voir le chap. II.3).

La carte 2 répète globalement l'information de la carte 1 le sous-enregistrement est concentré dans les villes. Quelques campagnes connaissent même un - très

léger - sur-enregistrement. Celui-ci traduit probablement plus la faible de notre mesure qu'une anomalie réelle.



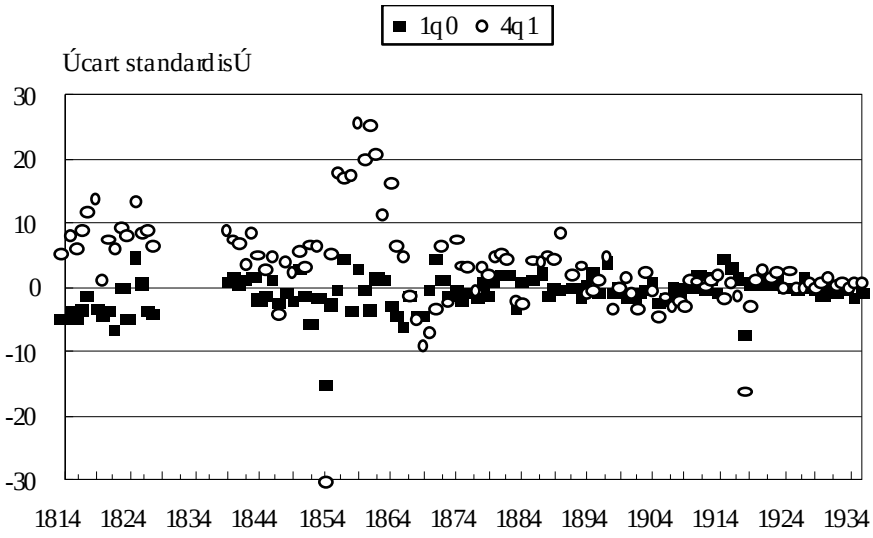
Carte 2. L'enregistrement des 5-9 ans dans les Sous-populations départementales au recensement de 1851 écart réduit par rapport à la zone-modèle (voir le chap. II.3).

En conclusion, nous constatons une fois de plus la fiabilité des recensements ruraux et le caractère suspect de ceux des villes. On pourrait également poser la question de l'origine du sous-enregistrement urbain apparent. Puisqu'il concerne certaines villes et non pas d'autres, est-ce une sous-déclaration ? Ne serait-ce plutôt une erreur administrative ?

Annexe 1.6.1 ECARTS STANDARDISES ENTRE QUOTIENTS OBSERVES ET QUOTIENTS AJUSTES

Les graphiques 1 et 2 montrent l'écart standardisé (sexe féminin) entre les quotients de mortalité observés sur la base des décès enregistrés et des pyramides provisoires (voir le texte principal pour l'estimation des pyramides) et ceux de la table Ledermann la plus proche aux âges 0-69 ans. L'écart est standardisé en le rapportant à l'écart type donné pour le groupe d'âge en question dans Ledermann.

Graphique 1. Ecart standardisÚ entre quotient provisoire observÚ et quotient dÆajustement; $_1q_0$ et $_4q_1$

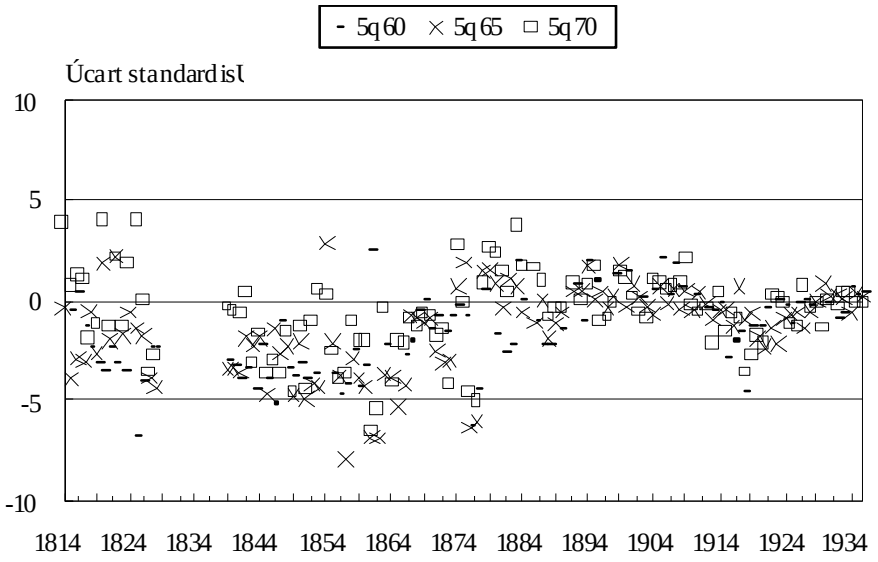


L'ajustement des deux quotients est très bon de 1898 à 1936; il semble satisfaisant dès 1878. Durant cette période, seules les années 1917-1918 montrent un "déficit" des quotients observés par rapport aux quotients ajustés. Le déficit apparent est l'effet logique des quotients anormalement élevés aux autres âges, plus touchés par la guerre et la grippe.

Le même déficit apparent apparaît en 1854, durant l'épidémie de choléra, pour les mêmes raisons.

Les perturbations de 1801 à 1877, par contre, ne s'expliquent pas par une sur-mortalité bien définie à un âge donné.

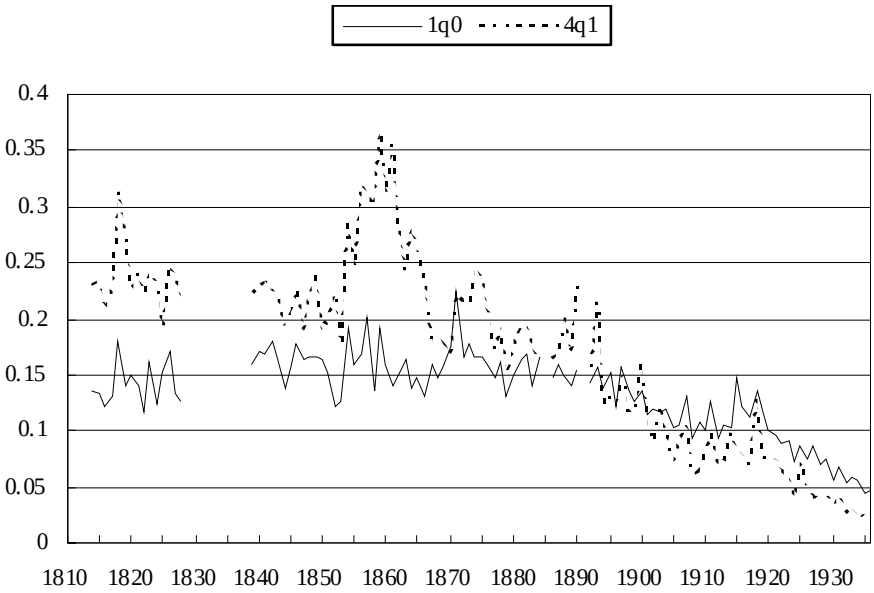
Graphique 2. Ecart standardisÚ entre quotient provisoire observÚ et quotient dÆajustement; *5q60 5q65 5q70*



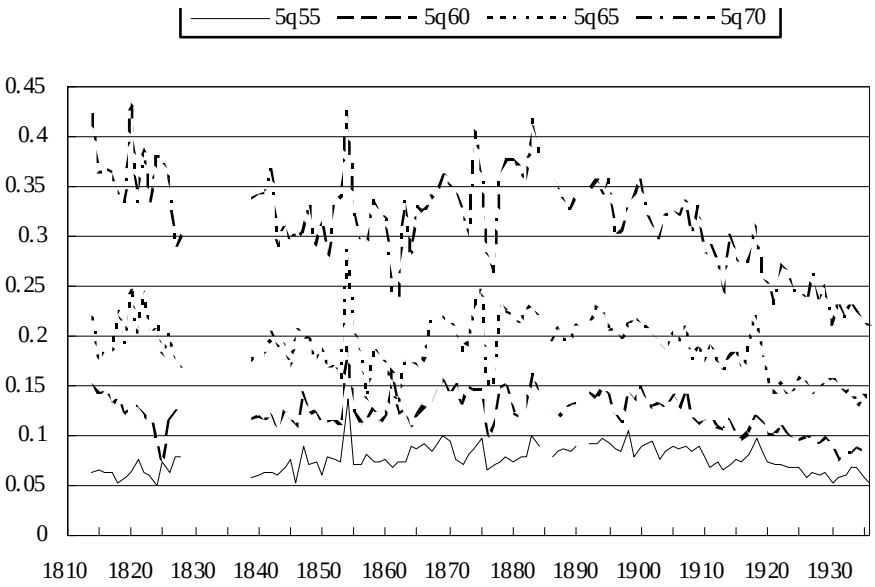
L'écart aux âges élevés (graphique 2) confirme l'information de graphique 1 en 1917-1918, il y a un léger déficit apparent, provoqué par des quotients particulièrement élevés aux âges adultes (non représentés). En 1855-1877, le déficit apparent correspond à l'excès - incompréhensible - de ${}_4q_1$.

Les graphiques 3 et 4 mettent en lumière le comportement atypique de ${}_4q_1$ entre 1855 et 1864. Seuls les quotients de 60 ans et plus montrent une perturbation durant la même période, en général, dans le sens d'un déficit, comme si une part des décès de 60 ans et plus avait été attribuée aux 1-4 ans.

Graphique 3. Quotients provisoires observÚsá; sexe fÚminin, *1q0* et *4q1*.



Graphique 4. Quotients provisoires observÚsá; sexe fÚminin, *5q55* - *5q70*.



Annexe 1.7.1 NOTES CONCERNANT LA RECONSTITUTION DES SOUS-POPULATIONS

Les notes ne résument pas les résultats de la reconstitution. Elles commentent les données disponibles, les difficultés particulières, et évaluent la fiabilité globale de la reconstitution pour la sous-population en question. Un exemple en est donné au chapitre I.7, où l'on trouve également la description des différentes étapes de la reconstitution et la définition des termes amployés. L'ordre est celui des codes.

Abréviations RP = Recensement de la Population

MP = Mouvement de la Population

Agde

Correction des données relevées la population totale en 1801 a été augmentée de 800 individus, pour cohérence de flux migratoires. La population comptée à part compte quelques centaines de militaires et marins, notamment en 1861-1872 et 1896-1911, plus une centaine d'individus vivant dans les hospices ; enfin quelques élèves et religieux(ses). Pour tenir compte de leurs décès, le nombre total de décès a été diminué de 0.01 fois la population comptée à part par an.

Agde a connu une migration en 3 temps faible émigration en 1801-1885 et 1931-1950 ; forte immigration en 1891-1930, puis de forte à très forte de 1956 à 1990. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 32 ans et un taux de croissance annuel de 0.2%, pour les femmes 35 ans et 0.2 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 12.4 % pour les hommes et de 20.2 % pour les femmes. L'attrait des âges ronds relevé sur la récapitulation communale en 1851 est de 55 %. Le RP des hommes semble sous-estimer les 65-69 ans. Le RP des femmes semble sous-estimer les 5-9 et 65-69 ans.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 8.5 % pour les hommes, à 12.2 % pour les femmes. La population résidente (que nous reconstituons) diffère de la population présente (figurant sur la récapitulation) de 8 %. Le RP des hommes semble plausible. Le RP des femmes semble sur-estimer très fortement les 20-24 ans.

En 1861, le RP des femmes confirme bien la reconstitution l'attrait des âges ronds est de +35 % et la correction de 10.9 %. Le RP des hommes est suspect l'attrait des âges ronds est de -5 %, la correction de 15.1 %. Dans l'ensemble, la reconstitution du XIXe siècle semble bien confirmée.

L'écart moyen constaté en 1961 est de 9.6 (hommes) et 6.9 % (femmes). La reconstitution de la première moitié du XXe siècle semble donc également bien assurée.

Bessan

Correction des données relevées les naissances en 1863-1872 ont été augmentés de 100 et les décès en 1853-1862 de 100 individus ; en outre, 67 décès de 1833-1842 ont été transférés vers 1843-1852, le tout pour des raisons de cohérence des flux naturels et migratoires. Comme population comptée à part, une hospice accueille, de 1901 à 1926, de 3 à 7 pensionnaires.

Bessan a connu une faible émigration en 1801-1850, une immigration modérée en 1851-1910, puis forte en 1911-1925, suivie par un reflux important en 1931-1945 ; ensuite une faible immigration de 1951 à 1980, puis forte en 1981-1990. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 35.7 ans et un taux de

croissance annuel de 0.2%, pour les femmes 39 ans et 0.2 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 12.8 % pour les hommes et de 11.9 % pour les femmes. L'attrait des âges ronds relevé sur la récapitulation communale en 1851 est de 20 %. Le RP des hommes semble sous-estimer les 0-4 ans et sur-estimer les 50-54 ans. Le RP des femmes semble plausible.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 10.5% pour les hommes, à 7.8% pour les femmes. Les RP des hommes et des femmes semblent plausibles.

Le RP 1861 confirme la reconstitution l'attrait des âges ronds est de + 35 % mais aux âges .4 et .9, indiquant un décalage de ligne. La correction apportée par la reconstitution est de 14.1 % aux hommes, de 8.2 % aux femmes.

Si la reconstitution du XIXe siècle est bien confirmée par les RP ; le mouvement de la population semble néanmoins perturbé en 1833-1872.

L'écart moyen constaté en 1961 est de 11.9 % pour les hommes comme pour les femmes. La reconstitution de la première moitié du XXe siècle paraît donc relativement assurée.

Marseillan

Correction des données relevées la population totale en 1801 a été augmentée de 90 individus, pour cohérence de flux migratoires. De 1901 à 1931, entre 20 et 30 "nomades" ou "forains" sont notés comme population comptée à part. Nous ne les prenons pas en compte.

Marseillan a connu une émigration modérée de 1801 à 1865, une immigration forte de 1881 à 1906, suivi d'un reflux important de 1921 à 1940, puis une faible immigration en 1956-1975, devenant forte. Le profil utilisé est celui avec retour à 60 ans. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 34.5 ans et un taux de croissance annuel de 0.2%, pour les femmes 36.8 ans et 0.2 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 12.8 % (hommes) et 10.2 % (femmes). L'attrait des âges ronds relevé sur la récapitulation communale en 1851 est de 35 %. Les RP des hommes et des femmes semblent plausibles.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 16.4 % (hommes) et 7.6 % (femmes). Le RP des hommes semble sous-estimer les 10-24 ans, celui des femmes semble plausible.

Le RP 1861 confirme la reconstitution des femmes (correction 11.5 %, l'attrait des âges ronds 25 %) ; le RP du sexe masculin est moins sûr l'attrait des âges ronds est de 5 %, la correction de 17.8 %).

Au total, la reconstitution du XIXe siècle semble cohérente et plausible.

L'écart moyen constaté en 1961 est de 14.3 % pour les hommes, 11.6 % pour les femmes. La reconstitution de la première moitié du XXe siècle paraît donc moins assurée pour les hommes que pour les femmes.

Vias

Correction des données relevées la population totale en 1801 a été augmentée de 150 individus, les décès et naissances en 1803-1812 respectivement de 200 et 100 individus, pour cohérence de flux naturels et migratoires. De 1896 à 1931, la population comptée à part compte entre 20 et 30 pensionnaires. Nous les avons exclus de la population municipale.

Vias a connu une migration fortement fluctuante émigration faible en 1801-1840, plus forte en 1896-1910 et 1926-1945 ; immigration faible en 1851-1895, plus forte en 1911-1925 et 1946-1990. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 30 ans et un taux de croissance annuel de 0.2%, pour les

femmes 32 ans et 0.2 %. En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 17.6 % pour les hommes et de 20.7 % pour les femmes. L'attrait des âges ronds relevé sur la récapitulation communale en 1851 est de 35 %. Le RP des hommes semble sur-estimer les 35-39 ans, et sous-estimer fortement les 60-69 ans. Le RP des femmes est perturbé après l'âge de 60 ans.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 14.8 % pour les hommes, à 5.9 % pour les femmes. Le RP des hommes semble sous-estimer les 20-29 ans, celui des femmes semble plausible.

Le RP 1866 est introuvable, le RP 1861 a été retrouvé rempli jusqu'à l'âge de 45 ans (avec décalage de ligne). La correction apportée est de 17.2 % pour les hommes, 13.3 % pour les femmes.

La reconstitution du XIXe siècle semble confirmée par le RP de 1881, par les 0-45 ans en 1861 et les 0-60 ans en 1851 ; le RP 1851 est fortement perturbé après 60 ans.

L'écart moyen constaté en 1961 est parmi les plus élevés du département 17.6 % pour les hommes, 14.8 % pour les femmes. La reconstitution de la première moitié du XXe siècle n'est donc pas mieux assurée par les recensements que celle du XIXe siècle. Seule une étude plus approfondie, monographique, pourrait conclure s'il s'agit d'une série de recensements suspects, d'un mouvement de la population par trop mouvementé ou d'un profil migratoire tout à fait particulier.

Bédarieux

Une population comptée à part (50 à 200 personnes) est constituée principalement par des élèves d'internat, par des orphelins et par des pensionnaires d'hospices. Considérant qu'une majorité vient de Bédarieux, nous les intégrons à la population municipale.

Bédarieux a connu une migration en 4 temps très forte immigration en 1801-1850 et en 1896-1930 ; émigration modérée en 1851-1880 et en 1936-1975. Le profil utilisé est celui avec retour à 60 ans. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 35.5 ans et un taux de croissance annuel de 0.3%, pour les femmes 35 ans et 0.2 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 21.2 % pour les hommes et de 17.7 % pour les femmes. L'attrait des âges ronds relevé sur la récapitulation communale en 1851 est énorme 85 %. Le RP des hommes semble suspect, celui des femmes pour le moins très perturbé.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 51.1 % pour les hommes, à 61.9 % pour les femmes. La population résidente (que nous reconstituons) diffère de la population présente (figurant sur la récapitulation) de 6 %. Les RP des hommes et des femmes semblent totalement fantaisistes.

Le RP de 1886 est plus réaliste, quoique perturbé pour le sexe féminin la correction est de 19.2 %.

La vérification du RP 1861 montre que celui-ci est tout aussi fantaisiste l'attrait des âges ronds s'élève à 105 %, la correction apportée par la reconstitution est de 39.1 (hommes) et 31.2 (femmes) %.

Aucun recensement disponible avant le RP 1954 ne semble donc plausible, sauf peut-être les femmes de 1851 ; le mouvement de la population est également perturbé. La reconstitution ne peut être confirmée au XIXe siècle.

L'écart moyen constaté en 1961, par contre, est tout à fait ordinaire 11.2 % pour les hommes, 9.6 % pour les femmes. Cela confirme donc la cohérence de la reconstitution de la première moitié du XXe siècle, et on peut également y voir une confirmation - tardive - de la reconstitution du XIXe siècle, faute d'appui dans le siècle même.

Camplong4

Correction des données relevées la population totale en 1801 a été augmentée de 200 individus,

pour cohérence de flux migratoires. Comme seule population comptée à part figurent 37 réfugiés français, en 1921, au RP de la commune du Bousquet d'Orb. Nous les avons exclus.

Camplong4 a connu une migration en cinq temps émigration modérée en 1801-1840, très forte immigration en 1856-1880, suivie d'une forte émigration en 1886-1900 ; nouvelle immigration en 1911-1925, suivie d'une très forte émigration en 1956-1975. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 39 ans et un taux de croissance annuel de 0.2%, pour les femmes 41 ans et 0.2 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 11.3 % pour les hommes et de 11.6 % pour les femmes. L'attrait des âges ronds relevé sur la récapitulation communale en 1851 est de 75 %. Les RP des hommes et des femmes semblent plausibles.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 14.4 % pour les hommes, à 14.7 % pour les femmes. Le RP des hommes semble sous-estimer les 20-24 ans, et sur-estimer les 0-9 ans. Le RP des femmes semble sur-estimer les 0-9 ans.

La reconstitution du XIXe siècle semble cohérente ; l'étonnante remontée de la mortalité de 1856 à 1880 semble bien réelle.

L'écart moyen constaté en 1961 est élevé 14.1 % pour les hommes, 14.2 % pour les femmes. Il s'explique par la soudaine vague d'émigration des années 1950, suite à la fermeture des mines. Les profils migratoires (flux et reflux), dont la rigueur de la reconstitution exige qu'on les laisse inchangés sur toute la période de 1801 à 1961, n'ont pu rendre compte du profil réel des années 1950, tel que la fermeture de la mine l'a transformé.

Bédarieux-rural

Bédarieux-rural a connu une émigration quasi-constante mais modérée de 1801 à 1890, puis de 1931 à 1970 ; une courte période d'immigration en 1911-1926, puis une forte immigration de 1971 à 1990. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 38.5 ans et un taux de croissance annuel de 0.2%, pour les femmes 37.5 ans et 0.2 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 7.9 % pour les hommes et de 7.6 % pour les femmes. Le RP des hommes et des femmes semble plausible.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 11.5 % pour les hommes, à 15.3 % pour les femmes. A Carlencas, la population résidente (que nous reconstituons) diffère de la population présente (figurant sur la récapitulation) de 9 %. Le RP des hommes semble plausible, mais celui des femmes est perturbé.

Toutes les sources étant cohérentes, la reconstitution du XIXe siècle semble plausible et bien assurée.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme la reconstitution jusqu'en 1961 6.8 % pour les hommes, 8.6 % pour les femmes.

Béziers

Jusqu'à 1911, la population comptée à part compte environ 1500 militaires, de 300 à 800 élèves et pensionnaires, de 200 à 800 personnes en hospice, puis des orphelins, religieux, détenus, etc. Ensemble de 2500 à 3000 individus. Nous les avons exclus de la population municipale résidente. Pour tenir compte des décès imputables à la population comptée à part, nous avons diminué les décès de 0.02 (début du siècle) à 0.01 (fin de siècle) fois la population comptée à part par an.

Béziers a connu une forte à très forte immigration de 1846 à 1900, puis de 1911 à 1930 et de 1956 à 1965 ; une émigration modérée de 1936 à 1950, plus forte de 1975 à 1990. Le profil utilisé est celui avec retour à 60 ans pour les hommes seulement.

Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 26.9 ans et un taux de croissance annuel de 0.05%, pour les femmes 34 ans et 0.1 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 24 % pour les hommes et de 22.4 % pour les femmes. L'attrait des âges ronds relevé sur la récapitulation communale en 1851 est fantastique 65 %. Le RP des hommes semble sous-estimer fortement les 0-14 et 65-69 ans, et sur-estimer les 50-54 ans. Celui des femmes semble sous-estimer fortement, comme pour les hommes, les 0-14 ans.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 16.9 % pour les hommes, à 10.4 % pour les femmes. Le RP des hommes semble plausible. Le RP 1886 est une répétition camouflée du RP 1881, mais où l'on a oublié une grande partie des hommes mariés de 25-34 ans. Le RP 1881 comporte une erreur les hommes mariés de 25-29 ans sont notés 206 au lieu de 906.

La reconstitution du XIXe est assurée quant aux femmes, beaucoup moins bien pour les hommes.

La reconstitution de la première moitié du XXe siècle paraît mieux assurée. L'écart moyen constaté respectivement en 1946, 1951, 1956 et 1961 est de 11.8, 9.2, 11.6 et 8.4 % pour les hommes, de 8.4, 7.4, 9.1 et 10.8 % pour les femmes.

Villeneuve-lès-Béziers

Correction des données relevées la population totale en 1801 a été augmentée de 200 individus, pour cohérence de flux migratoires. Villeneuve-lès-Béziers a connu une immigration modérée de 1881 à 1900, suivie d'un faible reflux de 1901 à 1920 ; puis une reprise d'une immigration modérée à forte de 1961 à 1990. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 37 ans et un taux de croissance annuel de 0.2%, pour les femmes 36.3 ans et 0.1 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 15.8 % pour les hommes et de 12.8 % pour les femmes. L'attrait des âges ronds relevé sur la récapitulation communale en 1851 est de 45 %. Le RP des hommes et des femmes semble plausible.

Le RP 1881 étant visiblement fantaisiste, nous avons préféré utiliser celui de 1886. En 1886, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 12.8 % pour les hommes, à 14.3 % pour les femmes. La population résidente (que nous reconstituons) diffère de la population présente (figurant sur la récapitulation) de 6 %. Le RP 1886 des hommes semble plausible, celui des femmes semble sous-estimer les 35-39 et les 55-64 ans.

La reconstitution du XIXe siècle est confirmée en 1851 et en 1886, un peu moins bien pour les hommes que pour les femmes.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 9.4 % pour les hommes, 10.7 % pour les femmes.

Béziers1-rural

Correction des données relevées la population totale en 1801 a été augmentée de 130 individus, pour cohérence de flux migratoires. Des travaux publics comptabilisent 43 personnes (comptées à part) en 1881 (Cers) et 44 en 1896 (Lieuran). Au total, 21 réfugiés étrangers et 2 réfugiés français sont comptés en 1921. Tous ont été exclus de la reconstitution.

Béziers1-rural a connu une une immigration forte de 1856 à 1900 suivie d'un faible reflux de 1931 à 1945 ; l'immigration reprend fortement de 1961 à 1990. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 41 ans et un taux de croissance annuel de 0.2%, pour les femmes 43 ans et 0.2 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 12.9 % pour les hommes et de 7.8 % pour les femmes. Le RP des hommes et des femmes semble plausible.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 12.8 % pour les hommes, à 10.7 % pour les femmes. Le RP des hommes semble sous-estimer les 20-24 ans. Celui des femmes semble plausible.

La reconstitution du XIXe siècle est bien confirmée.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 10.2 % pour les hommes, 8.1 % pour les femmes.

Cazouls-lès-Béziers

Correction des données relevées la population totale en 1801 a été augmentée de 200 individus, pour cohérence de flux migratoires. De 1876 à 1896, des travaux publics comptent entre 65 et 122 ouvriers, en 1926 à nouveau 17 ouvriers. Cazouls-lès-Béziers a connu une émigration modérée de 1801 à 1820, suivie d'un immigration forte de 1846 à 1900 ; celle-ci reprend fortement en 1976-1990. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 37.2 ans et un taux de croissance annuel de 0.1%, pour les femmes 40 ans et 0.1 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 10.7 % pour les hommes et de 11.7 % pour les femmes. L'attrait des âges ronds relevé sur la récapitulation communale en 1851 est de 60 %. Le RP des hommes et des femmes semble plausible.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 19.1 % pour les hommes, le recensement des femmes est perdu. Le RP des hommes semble perturbé.

Le RP 1861, quoique peu minutieux (l'attrait des âges de 50 % se situe à .4 et .9 ans), confirme la reconstitution des femmes (correction hommes 23.3 %, femmes 15.2 %).

La reconstitution du XIXe est confirmée en 1851 et en 1861 (femmes). Le RP 1881 semble fantaisiste.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 8.7 % pour les hommes, 7.4 % pour les femmes.

Lespignan

Correction des données relevées les décès en 1813-1832 ont été augmentés de 50 et 50 individus, pour cohérence de flux naturels et migratoires. A part 17 réfugiés en 1921 (dont 5 étrangers), il n'y a pas de population comptée à part. Lespignan a connu une L'immigration forte en 1871-1895, suivie d'une émigration modérée en 1896-1905 et 1936-1950 ; l'immigration reprend fortement en 1961-1970 et 1976-1990. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 33 ans et un taux de croissance annuel de 0.3%, pour les femmes 34.8 ans et 0.3 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 16.3 % pour les hommes et de 14.3 % pour les femmes. Le RP des hommes semble sous-estimer fortement les 20-24 et les 55-59 ans. Celui des femmes semble perturbé, mais non fantaisiste.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 17.2 % pour les hommes, à 21.1 % pour les femmes. Le RP des hommes semble sur-estimer les 30-34 ans, et sous-estimer les 50-54 ans. A nouveau, le RP des femmes semble fortement perturbé.

La reconstitution est mieux confirmée en 1861 (hommes 12.6 %, femmes 13 %). L'attrait des âges ronds est important (40 %).

La reconstitution du XIXe siècle est surtout confirmée par le RP 1861.

L'écart moyen constaté en 1961 est relativement élevé 13.9 % pour les hommes, 14.5 % pour les femmes. Il indique peut-être un profil migratoire particulier à la période la plus récente, quand Lespignan commence à être intégré dans la banlieue de Béziers.

Sérignan2

Correction des données relevées la population totale en 1801 a été augmentée de 150 individus, pour cohérence de flux migratoires.

Sérignan2 a connu une forte immigration de 1851 à 1890, suivie d'un faible reflux en 1896-1905 ; nouvelle immigration en 1911-1930 et, surtout, de 1946 à 1990. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 35.4 ans et un taux de croissance annuel de 0.2%, pour les femmes 37 ans et 0.2 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 17.5 % pour les hommes et de 11.9 % pour les femmes. L'attrait des âges ronds relevé sur la récapitulation communale en 1851 est de 90 %. Le RP des hommes semble sous-estimer les 20-24 ans, et sur-estimer les 30-44 et 60-64 ans. Celui des femmes semble plausible.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 12.9 % pour les hommes, à 10 % pour les femmes. Le RP des hommes et des femmes semble sur-estimer les 20-24 ans.

Le RP 1861 confirme la reconstitution la correction apportée aux hommes et femmes est de 10.2 et 10.2 %. Comme en 1851, l'attrait des âges est fort (40 %), mais concerne les .4-.9 ans, ce qui traduit un décalage de ligne.

La reconstitution du XIXe siècle est bien confirmée en 1861 et 1881, moins bien en 1851 pour ce qui concerne le sexe masculin.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme moins bien la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 13.2 % pour les hommes, 11.9 % pour les femmes.

Béziers2-rural

Correction des données relevées la population totale en 1801 a été augmentée de 300 individus, pour cohérence de flux migratoires.

Béziers2-rural a connu une émigration modérée de 1801 à 1820 ; une forte immigration en 1851-1895, un reflux modéré en 1906-1950, puis une forte reprise de l'immigration en 1961-1990. Le profil utilisé est celui avec retour à 60 ans. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 31.7 ans et un taux de croissance annuel de 0.2 %, les femmes 32.5 ans et 0.2 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 10.8 % pour les hommes et de 15.9 % pour les femmes. Le RP des hommes semble plausible, celui des femmes semble sur-estimer les 15-19 et les 45-49 ans, et sous-estimer les 35-39 ans.

En 1881, la population résidente (que nous reconstituons) diffère de la population présente (figurant sur la récapitulation) de 6 % à Colombiers. Le RP de 1881 est incomplet. La commune de Sauvian semble avoir décalé les lignes des garçons et des femmes mariées ; le RP 1886 de la commune de Sauvian n'a pas été retrouvé.

L'absence d'un RP complet en 1881-1886 et la médiocre approximation du RP 1851 féminin font que la reconstitution du XIXe siècle est peu assûrée.

L'écart moyen constaté en 1961, par contre, confirme la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 10.2 % pour les hommes, 8.2 % pour les femmes.

Capestang

Correction des données relevées la population totale en 1801 a été augmentée de 100 individus, pour cohérence de flux migratoires.

30 Réfugiés (dont 9 étrangers) en 1921 forment la seule population comptée à part. Capestang a

connu une immigration constante et importante en 1821-1895, suivie d'une émigration aussi importante en 1926-1950 et en 1966-1975 ; forte reprise de l'immigration en 1976-1990. Le profil utilisé est celui avec retour à 60 ans.

Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 31 ans et un taux de croissance annuel de 0.2%, pour les femmes 33 ans et 0.2 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 16.5 % pour les hommes et de 19.7 % pour les femmes. L'attrait des âges ronds relevé sur la récapitulation communale en 1851 est de 65 %. Le RP des hommes semble suspect, celui des femmes semble sous-estimer les 55-59 ans.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 21.6 % pour les hommes, à 21 % pour les femmes. Le RP des femmes semble suspect à plusieurs égards, celui des hommes est encore plus suspect.

En 1861, le RP est suspect l'attrait des âges égale -10 %, la correction apportée par la reconstitution pour les hommes 16.7 %, pour les femmes 22.1 %. La perturbation se trouve surtout après l'âge de 45 ans.

Une forte mortalité et des recensements suspects font que la reconstitution manque de repères solides.

L'écart moyen constaté en 1961 prolonge l'incertitude de la reconstitution 13.7 % pour les hommes, 12.2 % pour les femmes.

Nissan

Correction des données relevées la population totale en 1801 a été augmentée de 100 individus, pour cohérence de flux migratoires. Nissan a connu une forte immigration en 1851-1895, suivie d'un reflux modéré en 1901-1910 ; enfin, une forte reprise de l'immigration en 1976-1990. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 32 ans et un taux de croissance annuel de 0.3%, pour les femmes 35 ans et 0.3 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 11.7 % pour les hommes et de 13.3 % pour les femmes. Le RP des hommes et des femmes semble plausible.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 11 % pour les hommes, à 9.8 % pour les femmes. Le RP des hommes semble plausible, celui des femmes semble sur-estimer les 15-45 ans.

Les sources semblent cohérentes et la reconstitution du XIXe siècle plausible.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 10.8 % pour les hommes, 9.4 % pour les femmes.

Puisserguier

La population comptée à part se limite à 11 ouvriers de travaux publics en 1911 et 25 réfugiés français en 1921. Nous les avons exclus. Puisserguier a connu trois périodes de forte immigration 1821-1835, 1851-1895 et 1976-1990 ; émigration faible à modérée de 1896 à 1955. Le profil utilisé est celui avec retour à 60 ans. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 34 ans et un taux de croissance annuel de 0.2%, pour les femmes 35.7 ans et 0.2 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 12.5 % pour les hommes et de 10.4 % pour les femmes. L'attrait des âges ronds relevé sur la récapitulation communale en 1851 est de 65 %. Le RP des hommes semble plausible, à l'exception d'un fort sous-enregistrement des 0-9 ans. Le RP des femmes est globalement satisfaisant avant l'âge de 55 ans.

Les RP 1881 et 1886 de Puisserguier n'ont pas été retrouvés.

Le RP 1861 confirme celui de 1851 l'attrait des âges ronds égale 55 %, la correction moyenne hommes 14.7 %, femmes 12.9 %.

Malgré la perte des recensements en 1866, 1881 et 1886, la reconstitution du XIXe siècle semble suffisamment confirmée en 1851 et 1861.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 8.3 % pour les hommes, 8.8 % pour les femmes.

Quarante

Correction des données relevées la population totale en 1801 a été augmentée de 50 individus, pour cohérence de flux migratoires. Au recensement de 1911, pas moins de 90 ouvriers de travaux publics (dont 78 étrangers), forment la population comptée à part, que nous avons exclue de la reconstitution. Quarante a connu une migration en deux temps une immigration modérée et assez fluctuante de 1851 à 1920, une émigration faible à modérée de 1931 à 1975 ; reprise de l'immigration en 1976-1990. Le profil utilisé est celui avec retour à 60 ans. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 34 ans et un taux de croissance annuel de 0.4%, pour les femmes 34 ans et 0.3 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 15 % pour les hommes et de 13 % pour les femmes. L'attrait des âges ronds s'élève à 30 %. La récapitulation de 1851, fantaisiste, a été refaite à l'aide de la liste nominative. Le RP des hommes semble plausible avant l'âge de 55 ans, très perturbé au-delà, celui des femmes semble plausible.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 22.9 % pour les hommes, à 11.7 % pour les femmes. Le RP des hommes semble sur-estimer les 15-39 ans, sous-estimer les 0-9 ans. Le RP des femmes semble plausible.

Le RP 1861 confirme la reconstitution. La correction des hommes et des femmes est de 12.4 et 11.9 %, l'attrait des âges ronds est de 55 %.

A l'exception de la récapitulation de 1851, les données semblent cohérentes et la reconstitution plausible.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 8 % pour les hommes, 8.8 % pour les femmes.

Capestang-rural

Un contingent de 28 ouvriers de travaux publics forme la population comptée à part de la commune de Poilhes en 1881. Il est également responsable de la forte différence entre la population résidente et celle présente à Poilhes, en 1881. Capestang-rural a connu une migration alternante en 1801-1855. Puis en trois temps forte immigration en 1856-1900, émigration faible en 1901-1955, reprise de la forte immigration en 1861-1990. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 34 ans et un taux de croissance annuel de 0.2%, pour les femmes 34 ans et 0.2 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 12.7 % pour les hommes et de 11.2 % pour les femmes. Le RP des hommes semble sur-estimer les 35-49 ans, sous-estimer les 55-69 ans. Le RP des femmes semble sur-estimer les 10-19 ans, sous-estimer les 55-69 ans.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 13.6 % pour les hommes, à 15.8 % pour les femmes. Le RP des hommes semble sur-estimer les 40-49 ans. Le RP des femmes semble sous-estimer les 0-34 ans.

En 1881, Creissan semble avoir décalé les lignes des femmes mariées ; nous avons préféré utiliser le RP 1886. Poilhes est perturbé par une erreur sur les veuves (35-39 ans) et par la présence d'un

grand nombre d'ouvriers agricoles (garçons 23-49 ans).

La reconstitution du XIXe siècle est bien assurée par le RP 1851 ; un peu moins bien par celui de 1881.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 7.8 % pour les hommes, 10.2 % pour les femmes.

Florensac

Correction des données relevées la population totale en 1801 a été augmentée de 350 individus, pour cohérence de flux migratoires. De 1926 à 1936, la commune compte de 15 à 30 pensionnaires et religieux. Florensac a connu une émigration très faible mais quasi-constante de 1801 à 1955 ; une immigration faible devenant forte de 1956 à 1990. Le profil utilisé est celui sans retour ni pause. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 33.5 ans et un taux de croissance annuel de 0.2%, pour les femmes 37 ans et 0.2 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 16 % pour les hommes et de 14.6 % pour les femmes. L'attrait des âges ronds relevé sur la récapitulation communale en 1851 est de 30 %. Le RP des hommes semble sous-estimer les 20-29 ans, sur-estimer les 40-54 ans. Le RP des femmes semble sur-estimer les 45-54 ans, sous-estimer les 55-59 ans.

La récapitulation par âge du RP 1881 a été retrouvée vide ; elle n'a probablement jamais été réalisée. Nous avons utilisé celui de 1886. En 1886, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 9.1 % pour les hommes, à 8.8 % pour les femmes. Le RP des hommes semble sous-estimer les 30-39 ans. Le RP des femmes semble sous-estimer les 0-9 et 30-34 ans.

Le RP 1866 est perdu ; en 1861, l'attrait des âges se confirme à 35 %, la correction des femmes se situe à 10.7 % ; celle des hommes (18.4 %) semble prolonger la perturbation de 1851.

La reconstitution du XIXe siècle semble plausible.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme bien la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 9.2 % pour les hommes, 4.9 % pour les femmes.

Pomérols

Correction des données relevées la population totale en 1801 a été augmentée de 50 individus, pour cohérence de flux migratoires.

Pomérols a connu une migration en trois temps émigration faible de 1801 à 1880, immigration importante de 1886 à 1920, reprise de l'émigration de 1921 à 1950, enfin forte immigration de 1976 à 1990. Le profil utilisé est celui avec retour à 60 ans. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 31 ans et un taux de croissance annuel de 0.2%, pour les femmes 34.7 ans et 0.2 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 32.7 % pour les hommes et de 10.9 % pour les femmes. L'attrait des âges ronds relevé sur la récapitulation communale en 1851 est de 20 %. Le RP des hommes semble totalement incohérent, celui des femmes semble plausible.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 32.5 % pour les hommes, à 16.4 % pour les femmes. Le RP des hommes semble aussi incohérent qu'en 1851, celui des femmes, encore une fois, semble plausible.

Le RP 1861 est apparemment réel les totaux correspondent et l'attrait des âges ronds est de 55 %. La reconstitution paraît bonne en 1861 correction hommes 14.3 %, femmes 8.8 %.

Les RP hommes 1851 et 1881 étant visiblement erronés, il est réconfortant de voir la reconstitution du XIXe être confirmée par le RP 1861 hommes et par les RP femmes de 1851, 1861 et 1881.

L'écart moyen constaté en 1961 ne confirme pas la reconstitution de la première moitié du XXe

siècle 14.6 % pour les hommes, 18.7 % pour les femmes. Nous ignorons pour quelle raison.

Florensac-rural

Florensac-rural a connu une migration fluctuante émigration modérée en 1831-1855, 1871-1885 et 1926-1955 ; immigration en 1856-1870, 1886-1920 et 1976-1990. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 32 ans et un taux de croissance annuel de 0.2%, pour les femmes 37 ans et 0.2 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 16.6 % pour les hommes et de 14.2 % pour les femmes. Le RP des hommes est plausible de 0 à 50 ans, très perturbé après, celui des femmes semble sur-estimer les 20-24 ans, et sous-estimer les 30-39 ans.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 9.6 % pour les hommes, à 16.2 % pour les femmes. Le RP des hommes est plausible, celui des femmes semble sous-estimer les 25-29 et les 65-69 ans.

Malgré la perturbation des hommes de plus de 50 ans au recensement de 1851, la reconstitution du XIXe paraît bien assurée.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 11.4 % pour les hommes, 12.7 % pour les femmes.

Montagnac

Correction des données relevées les décès de 1803-1812 ont été augmentés de 100 individus, pour cohérence de flux naturels et migratoires. Un pensionnat de jeunes filles et un hospice hébergent au total une population comptée à part de 30 à 50 personnes. Nous les avons exclus de la population municipale.

Montagnac a connu une migration peu importante faible émigration en 1871-1890, 1931-1955 et 1965-1975 ; faible immigration en 1856-1870, 1891-1920 et 1976-1990. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 39.2 ans et un taux de croissance annuel de 0.2%, pour les femmes 42.7 ans et 0.2 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 14.1 % pour les hommes et de 8.9 % pour les femmes. L'attrait des âges ronds relevé sur la récapitulation communale en 1851 est de 25 %. Le RP des hommes semble sous-estimer les 25-29 et les 60-64 ans, et surestimer les 45-54 ans, celui des femmes semble plausible.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 17.4 % pour les hommes, à 16.9 % pour les femmes. Le RP des hommes semble sous-estimer les 10-24 et 55-59 ans. Le RP des femmes semble incohérent à plusieurs égards.

Quoique décalé d'une ligne (l'attrait des âges de 50 % se trouve aux âges .4 et .9), le RP 1861 confirme la reconstitution. La correction apportée est de 14 % pour les hommes, de 10.2 % pour les femmes.

La reconstitution du XIXe siècle est confirmée par les RP 1851 et 1861 ; le RP 1881 contient plusieurs incohérences. L'immigration en 1856-1870 semble du profil reflux, c'est-à-dire concentrée aux âges adultes et plus âgés, simultanée d'une émigration adolescente.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 10.1 % pour les hommes, 11.4 % pour les femmes.

Montagnac-rural

Correction des données relevées la population totale en 1801 a été augmentée de 300 individus, pour cohérence de flux migratoires. Montagnac-rural a connu une migration très peu importante

très faible émigration en 1801-1885 et 1931-1975 ; immigration modérée devenant faible en 1886-1930, modérée en 1976-1990. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 34.3 ans et un taux de croissance annuel de 0.2%, pour les femmes 36.1 ans et 0.2 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 9.9 % pour les hommes et de 7.8 % pour les femmes. Le RP des hommes semble sous-estimer fortement les 0-4 ans, et sur-estimer les 45-49 ans. Le RP des femmes semble très proche de la reconstitution, du moins avant l'âge de 50 ans.

En 1881, les communes de Lieuran-Cabrières et Péret semblent avoir décalé les lignes.

La faible migration uni-directionnelle et l'apparente bonne qualité du RP de 1851 (celui de 1881 est incomplet) rendent la reconstitution du XIXe siècle plausible.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 11.6 % pour les hommes, 10.8 % pour les femmes.

Murviel-lès-Béziers

Correction des données relevées la population totale en 1801 a été augmentée de 150 individus, pour cohérence de flux migratoires. Murviel-lès-Béziers a connu une émigration importante en 1801-1825, suivie d'une immigration modérée à forte de 1826 à 1900 ; stabilité, puis reprise de l'immigration en 1976-1990. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 40 ans et un taux de croissance annuel de 0.14%, pour les femmes 40 ans et 0.15 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 12.6 % pour les hommes et de 9.7 % pour les femmes. L'attrait des âges ronds relevé sur la récapitulation communale en 1851 est de 20 %. Le RP des hommes semble sous-estimer fortement les 25-29 ans, et sur-estimer les 40-49 ans. Le RP des femmes semble plausible.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 20.3 % pour les hommes, à 11.8 % pour les femmes. Le RP des hommes semble sous-estimer fortement les 10-14 et 20-24 ans. Le RP des femmes semble sous-estimer très fortement les 0-4 ans.

La reconstitution du XIXe siècle semble bien assurée, malgré l'écart entre les hommes reconstitués et recensés en 1881.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme bien la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 7.8 % pour les hommes, 8.5 % pour les femmes.

Thézan-lès-Béziers

Correction des données relevées la population totale en 1801 a été augmentée de 50 individus, pour cohérence de flux migratoires. Dix à quinze élèves et quinze à vingt militaires forment la population comptée à part aux RP de 1891 à 1936. S'agit-il d'une erreur ? Des jeunes de la commune, élève ou militaire à Béziers, comptés "en bloc" dans la commune de résidence, comme cela arrive fréquemment ?

Thézan-lès-Béziers a connu une migration dominée par deux vagues de forte immigration de 1856 à 1900 et de 1961 à 1985. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 35 ans et un taux de croissance annuel de 0.12%, pour les femmes 35 ans et 0.1 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 17.1 % pour les hommes et de 21.3 % pour les femmes. L'attrait des âges ronds relevé sur la récapitulation communale en 1851 est de 10 %. Le RP des hommes semble sur-estimer très fortement les 65-69 ans. Le RP des femmes semble peu plausible.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 12.8 % pour les hommes, à 15.4 % pour les femmes. Le RP des hommes semble moins perturbé qu'en 1851. Le RP des femmes semble également perturbé.

Le RP 1861 montre les mêmes défauts que le RP 1851, que nous avons entièrement recompté à partir de la liste nominative l'attrait des âges ronds = -25 % ; la correction 24 et 18 %. Tout porte à croire que le premier RP réel est celui de 1881.

La reconstitution n'a pas de repères solides avant 1881 ; le MP en 1833-1852 semble suspect ; les flux migratoires après 1851 très importants.

L'écart moyen constaté en 1961, notamment des hommes, ne permettent pas de confirmer la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 19 % pour les hommes, 12.9 % pour les femmes. Nous n'en connaissons pas les raisons.

Murviel-rural

Correction des données relevées la population totale en 1801 a été augmentée de 150 individus, les nés vivants en 1803-12 diminué de 100, les décès en 1803-12 augmenté de 200 individus, pour cohérence de flux naturels et migratoires.

Murviel-rural a connu trois périodes d'immigration modérée de 1856 à 1870, de 1886 à 1900 et de 1976 à 1990. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 39.2 ans et un taux de croissance annuel de 0.2%, pour les femmes 36.6 ans et 0.2 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 12.3 % pour les hommes et de 15.9 % pour les femmes. La commune de Laurens a été recomptée en 1851. Le RP des hommes semble sous-estimer fortement les 60-64 ans, celui des femmes semble sous-estimer fortement les 60-69 ans, et sur-estimer les 30-44 ans.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 6.8 % pour les hommes, à 11 % pour les femmes. Le RP des hommes semble sous-estimer les 10-29 ans. Le RP des femmes semble assez plausible.

La reconstitution du XIXe siècle semble plausible, même si le MP en 1803-1812 paraît perturbé.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 8.8 % pour les hommes, 10.9 % pour les femmes.

Caux

La population comptée à part est constituée, jusqu'en 1901, d'une communité de 25 à 45 religieux. Nous les avons exclus de la population municipale.

Caux a connu une migration très fluctuante immigration faible en 1821-1835, modérée en 1851-1870, forte en 1886-1895, modérée en 1911-1925, forte en 1976-1990 ; émigration modérée en 1806-1820, 1871-1880, faible en 1936-1975. Le profil utilisé est celui avec retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 31 ans et un taux de croissance annuel de 0.2%, pour les femmes 33 ans et 0.2 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 24.2 % pour les hommes et de 12.5 % pour les femmes. L'attrait des âges ronds relevé sur la récapitulation communale en 1851 est de 5 %. Le RP des hommes semble sous-estimer fortement les 40-44 et 55-64 ans. Le RP des femmes semble très proche de la reconstitution entre 10 et 60 ans.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 17.5 % pour les hommes, à 12.1 % pour les femmes. Le RP des hommes semble incohérent. Le RP des femmes semble sous-estimer les 10-14 et les 65-69 ans, sur-estimer les 20-24.

Le RP 1861 confirme les RP 1851 et 1881 pour l'attrait des âges ronds (35 %), la bonne approche

du sexe féminin (correction 14.1 %) et la moins bonne des hommes (correction 15.4 %).

La reconstitution du XIXe féminin est bien confirmée, la reconstitution des hommes l'est moins.

L'écart moyen constaté en 1961 répète la différence entre reconstitution masculine et féminine durant la première moitié du XXe siècle 13.7 % pour les hommes, 9 % pour les femmes.

Pézenas

Correction des données relevées la population totale en 1801 a été augmentée de 1000 individus, pour cohérence de flux migratoires. De 100 à 150 pensionnaires d'hospices et de 100 à 130 élèves à l'école primaire supérieure constituent la population comptée à part. Nous les avons exclus de la population municipale. Pour tenir compte des décès imputables à la population comptée à part, nous avons diminué le nombre de décès par 0.02 (début de siècle) puis 0.01 (fin de siècle) fois la population comptée à part par an.

Pézenas a connu une migration peu importante immigration faible à modérée en 1856-1870 et en 1891-1925, immigration forte en 1956-1965 ; une seule période de forte émigration en 1971-1975. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 36.6 ans et un taux de croissance annuel de 0.1%, pour les femmes 37.7 ans et 0 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 15.4 % pour les hommes et de 15.7 % pour les femmes. L'attrait des âges ronds relevé sur la récapitulation communale en 1851 est de 25 %. Le RP des hommes semble sous-estimer fortement les 0-4 et les 60-69 ans, celui des femmes semble sur-estimer les 45-49 ans.

La récapitulation par âge du RP 1881 a été retrouvée vide ; elle n'a probablement jamais été réalisée. Nous avons utilisé le RP 1886. En 1886, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 16 % pour les hommes, à 68.1 % pour les femmes. Le RP des hommes semble sur-estimer considérablement les 0-19 et plus encore les 20-24 ans. Le RP des femmes semble même fantaisiste.

En 1861, l'attrait des âges ronds confirme le caractère suspect du RP (0 %). La correction moyenne indique un peu moins de perturbation qu'en 1851 hommes 15.9 %, femmes 8.4 %.

La reconstitution du XIXe paraît confirmée en 1851 et 1861. Les RP 1881 et 1886 (sexe féminin) sont fantaisistes. Un problème supplémentaire est posé par l'apparent déséquilibre des sexes.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme bien la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 8.1 % pour les hommes, 6.5 % pour les femmes.

St-Thibéry

St-Thibéry a connu une émigration importante en 1801-1825 et 1926-1950 ; une immigration faible en 1826-1900, plus importante en 1961-1990. Le profil utilisé est celui avec retour à 60 ans. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 36.1 ans et un taux de croissance annuel de 0.2%, pour les femmes 38.8 ans et 0.2 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 14.6 % pour les hommes et de 8.5 % pour les femmes. L'attrait des âges ronds relevé sur la récapitulation communale en 1851 est de 30 %. Le RP des hommes semble sous-estimer fortement les 20-24 et 60-64 ans, celui des femmes semble plausible.

Le RP de 1881 est suspect quant aux garçons et filles. Celui de 1886 n'a pas été retrouvé.

Le RP 1861 confirme l'attrait des âges ronds constaté en 1851 (30 %), tout comme la plausibilité de la reconstitution (hommes 12.8 %, femmes 13 %).

La reconstitution du XIXe siècle est bien confirmée par les RP 1851 et 1861.

L'écart moyen constaté en 1961, par contre, ne permet pas de confirmer la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 16.6 % pour les hommes, 14.7 % pour les femmes.

Pézenas-rural

Correction des données relevées la population totale en 1801 a été augmentée de 300 individus, les décès en 1803-12 et 1813-22 de 100 et 50 individus, pour cohérence de flux naturels et migratoires.

Pézenas-rural a connu une migration en quatre temps émigration faible en 1801-1850, immigration faible à modérée en 1856-1925, émigration modérée en 1936-1955, immigration modérée à forte en 1966-1990. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 42 ans et un taux de croissance annuel de 0.15%, pour les femmes 43.5 ans et 0.1 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 22 % pour les hommes et de 14.9 % pour les femmes. Le RP des hommes semble très perturbé, celui des femmes semble sous-estimer les 10-14 ans.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 13.4 % pour les hommes, à 13.6 % pour les femmes. Le RP des hommes semble sous-estimer les 30-34 ans, celui des femmes les 40-44 ans.

Malgré la perturbation du RP 1851 sexe masculin, la reconstitution du XIXe siècle semble confirmée par les recensements.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 14 % pour les hommes, 12.2 % pour les femmes.

Magalas

Magalas a connu trois périodes de forte immigration 1851-1870, 1886-1900 et 1971-1990 ; et deux périodes de faible émigration 1831-1840 et 1936-1955. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 29 ans et un taux de croissance annuel de 0.2%, pour les femmes 33 ans et 0.2 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 19.2 % pour les hommes et de 10.3 % pour les femmes. L'attrait des âges ronds relevé sur la récapitulation communale en 1851 est de 15 %. Le RP des hommes semble sous-estimer fortement les 0-4 et 60-64 ans, celui des femmes correspond bien à la reconstitution.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 23.4 % pour les hommes, à 15.7 % pour les femmes. Le RP des hommes semble sous-estimer fortement les 20-24 ans, celui des femmes les 0-4 ans.

Le RP 1861 confirme l'état de fait en 1851 et 1881 les hommes semblent mal recensés (correction 20.7 %), les femmes, au contraire, correctement (correction 9.6 %).

La reconstitution de la population féminine au XIXe est bien confirmée par les trois RP ; celle de la population masculine au XIXe n'est confirmée par aucun RP.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme la reconstitution de la première moitié du XXe siècle aux deux sexes 8.5 % pour les hommes, 11.6 % pour les femmes.

Roujan

Correction des données relevées la population totale en 1801 a été augmentée de 0 individus, les décès en 1803-1812 de 80 individus, pour cohérence de flux naturels et migratoires.

Roujan a connu une migration de faible importance immigration modérée en 1891-1900 et en 1976-1990, émigration modérée en 1951-1960. Le profil utilisé est celui sans retour. Les

populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 33 ans et un taux de croissance annuel de 0.2%, pour les femmes 36 ans et 0.2 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 12.1 % pour les hommes et de 14.8 % pour les femmes. L'attrait des âges ronds relevé sur la récapitulation communale en 1851 est de 45 %. Le RP des hommes semble plausible, celui des femmes semble sous-estimer les 20-24 ans, et sur-estimer les 40-49 ans.

En 1881, le RP est fantaisiste. Nous avons utilisé le RP 1886, mais celui-ci est également suspect. En 1886, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 27.4 % pour les hommes, à 18.6 % pour les femmes. Le RP des hommes semble contenir une erreur d'écriture pour les 20-24 ans. Le RP des femmes semble sous-estimer les 0-4, 20-24 ans, et sur-estimer les 40-44 et 55-64 ans. Le RP Le RP de 1861 montre plusieurs défauts un très fort attrait des âges (75 %) aux âges .4 et .9 ans, et un écart relativement important vis-à-vis de la reconstitution (hommes 16.2 %, femmes 18 %), où frappe surtout l'apparent sur-enregistrement des 0-4 ans.

Le RP 1851, réaliste, semble suivi par une série de RP incohérents (1861, 1881 et 1886). Par conséquent, la reconstitution du XIXe siècle est peu assurée.

L'écart moyen constaté en 1961 ne permet pas de bien confirmer la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 14.6 % pour les hommes, 16.9 % pour les femmes.

Roujan1-rural

Correction des données relevées la population totale en 1801 a été augmentée de 220 individus, pour cohérence de flux migratoires.

Roujan1-rural a connu une migration alternante faible émigration en 1806-1835, 1876-1885 et 1926-1955 ; immigration modérée en 1846-1870, forte en 1886-1900, modérée en 1911-1920, forte en 1981-1990. Le profil utilisé est celui avec retour à 60 ans. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 39 ans et un taux de croissance annuel de 0.2%, pour les femmes 41.5 ans et 0.2 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 13.7 % pour les hommes et de 14.4 % pour les femmes. La récapitulation de Gabian, en 1851, a dû être refaite à l'aide de la liste nominative. Le RP des hommes semble plausible, celui des femmes semble sous-estimer les 10-19 et 55-59 ans.

Les RP 1881 et 1886 n'ont pas été retrouvés pour toutes les communes.

La reconstitution du XIXe siècle, s'appuyant sur le RP 1851corrigé, semble néanmoins cohérente.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 9.1 % pour les hommes, 9.7 % pour les femmes.

Roujan2-rural

Correction des données relevées la population totale en 1801 a été augmentée de 100 individus, pour cohérence de flux migratoires.

Roujan2-rural a connu une émigration faible à modérée ; seules périodes de faible immigration 1851-1860 et 1891-1900, d'immigration forte 1976-1990. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 41.4 ans et un taux de croissance annuel de 0.2%, pour les femmes 39.5 ans et 0.2 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 31.1 % pour les hommes et de 23 % pour les femmes. Le RP des hommes semble plausible entre 5 et 45 ans. Le RP des femmes semble sous-estimer fortement les 20-24 ans.

En 1881, les communes de Montesquieu et de Roquessels ont probablement décalé les lignes ; les RP 1886 de ces communes n'ont pas été retrouvés.

La reconstitution du XIXe siècle n'est pas assurée mauvaise approximation du RP 1851 ; les RP 1881 et 1886 sont incomplets.

L'écart moyen constaté en 1961 permet toutefois de confirmer la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 14.2 % pour les hommes, 11.1 % pour les femmes.

Hérépian

302 Ouvriers de travaux publics forment, en 1881, la population comptée à part de la commune. Nous les avons exclus de la population municipale résidente.

Hérépian a connu une migration peu importante émigration modérée en 1806-1820, faible en 1871-1885 ; immigration modérée en 1891-1905 et 1966-1990. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 31 ans et un taux de croissance annuel de 0.2%, pour les femmes 33 ans et 0.2 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 16.4 % pour les hommes et de 17.8 % pour les femmes. L'attrait des âges ronds relevé sur la récapitulation communale en 1851 est de 45 %. Le RP des hommes semble sous-estimer les 25-29 et 55-64 ans, celui des femmes fortement les 60-64 ans.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 18.2 % pour les hommes, à 17.3 % pour les femmes. Le RP des hommes et des femmes semble perturbé.

Le RP 1861 (l'attrait des âges .4-.9 ans est de 50 %) confirme mieux la reconstitution féminine (correction 12.4 %), mais semble toujours perturbé quant aux hommes (correction 18.1 %).

La reconstitution du XIXe siècle se trouve peu confirmée par les RP, qui semblent généralement perturbés. Le MP pourrait l'être également.

L'écart moyen constaté en 1961 ne confirme pas non plus très bien la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 14.5 % pour les hommes, 12.3 % pour les femmes.

Lamalou2

Correction des données relevées la population totale en 1801 a été augmentée de 50 individus, pour cohérence de flux migratoires.

Après une émigration modérée en 1806-1825, Lamalou2 a connu deux périodes de forte immigration 1866-1925 et 1936-1960, puis immigration modérée en 1971-1990. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 34.6 ans et un taux de croissance annuel de 0.2%, pour les femmes 37 ans et 0.2 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 17.8 % pour les hommes et de 27.7 % pour les femmes. Le RP des hommes semble raisonnable, à l'exception de la forte sous-estimation des 25-29 ans. Le RP des femmes semble sous-estimer fortement les 0-4 et les 55-59 ans.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 24.1 % pour les hommes, à 16.9 % pour les femmes. Le RP des hommes semble fortement sous-estimer les 20-24 et 55-59 ans. Le RP des femmes semble également assez perturbé.

La reconstitution du XIXe siècle n'est assurée par aucun repère fiable. Il est possible que le caractère balnéaire implique un profil migratoire spécifique que nous n'avons pu déceler.

Même cause, mêmes effets ? En tout cas, la reconstitution de la première moitié du XXe siècle n'est pas mieux assurée par le recensement de 1961. L'écart moyen constaté est de 14.1 % pour les hommes, de 16.5 % pour les femmes.

St-Gervais2

Correction des données relevées la population totale en 1801 a été augmentée de 450 individus, les nés vivants et décès en 1803-12 chacun de 200 individus, pour cohérence de flux naturels et migratoires.

St-Gervais2 a connu une émigration de faible à modérée entre 1801 et 1900, très forte de 1951 à 1970, suivie par une forte immigration en 1976-1990. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 42 ans et un taux de croissance annuel de 0.1%, pour les femmes 42.8 ans et 0.1 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 17.7 % pour les hommes et de 19.7 % pour les femmes. L'attrait des âges ronds relevé sur la récapitulation communale en 1851 est de 35 %. Le RP des hommes semble sous-estimer les 60-64 ans, et sur-estimer les 40-49 ans. Le RP des femmes semble également assez perturbé.

En 1881 et en 1886, les RP sont incomplets. En 1881, le RP de St-Gervais-sur-Mare semble suspect. En 1886, celui de Rosis est perdu.

Au XIXe, la reconstitution n'est assurée que faiblement par le RP 1851. En outre, l'enregistrement au début du XIXe semble incomplet.

L'écart moyen constaté en 1961 ne confirme pas très bien la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 14.2 % pour les hommes, 14.5 % pour les femmes.

St-Gervais-rural

Correction des données relevées la population totale en 1801 a été augmentée de 250 individus, pour cohérence de flux migratoires. 116 Ouvriers de travaux publics ont été comptés à part à Poujol-sur-Orb, en 1881. Nous les avons exclus.

St-Gervais-rural a connu une émigration faible à modérée de 1801 à 1885 et de 1936 à 1950 ; une immigration modérée en 1911-1930, modérée à forte en 1976-1990. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 40 ans et un taux de croissance annuel de 0.1%, pour les femmes 40 ans et 0.1 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 14.6 % pour les hommes et de 9.7 % pour les femmes. Le RP des hommes semble sous-estimer les 25-29, 55-64 ans, et sur-estimer les 45-54 ans. Le RP des femmes semble sous-estimer les 30-34 et 55-59 ans.

En 1881, les communes de Castanet-le-Haut, St-Gervais-de-Varensal et Taussac ont probablement décalé les lignes ; les RP 1886 de ces communes n'ont pas été retrouvés.

La reconstitution du XIXe siècle repose sur le seul RP 1851. Toutefois, elle paraît cohérente.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 12.6 % pour les hommes, 8.2 % pour les femmes.

Alignan-du-Vent

Alignan-du-Vent a connu une migration en trois temps émigration faible en 1836-1850, immigration faible en 1851-1860, modérée en 1881-1920, émigration modérée en 1946-1975, immigration forte en 1976-1990. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 34 ans et un taux de croissance annuel de 0.3%, pour les femmes 36 ans et 0.3 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 12.2 % pour les hommes et de 18.9 % pour les femmes. L'attrait des âges ronds relevé sur la récapitulation communale en 1851 est de 35 %. Le RP des hommes semble sur-estimer fortement les 50-54 ans. Le RP des femmes semble sur-estimer les 40-54 ans, sous-estimer les 10-14, 20-29 et 55-64 ans.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 17.8 % pour les hommes, à 16.5 % pour les femmes. Le RP des hommes semble sous-estimer fortement les 25-29 ans. Le RP des femmes semble sur-estimer les 20-24, sous-estimer les 25-29 ans.

Le RP 1861 (attrait des âges 10 %) confirme bien la reconstitution des hommes (correction 10.6 %) et des femmes (correction 19.6 %, mais 11.9% à 0-64 ans).

La reconstitution du XIXe siècle est relativement bien confirmée en 1851 et 1861, moins bien en 1881.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 7.4 % pour les hommes, 12.4 % pour les femmes.

Montblanc

Correction des données relevées la population totale en 1801 a été augmentée de 110 individus, les décès en 1803-1812 et 1813-1822 resp. de 60 et 90 individus, pour cohérence de flux naturels et migratoires.

Montblanc a connu une migration en trois temps faible émigration en 1821-1840 et 1901-1950 ; immigration faible à modérée en 1841-1900, modérée à forte en 1961-1990. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 38 ans et un taux de croissance annuel de 0.2%, pour les femmes 39.5 ans et 0.2 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 14.4 % pour les hommes et de 10.6 % pour les femmes. L'attrait des âges ronds relevé sur la récapitulation communale en 1851 est de 40 %. Le RP des hommes et des femmes semble plausible.

En 1881, le RP semble suspect. Nous avons utilisé le RP 1886, dont le sexe masculin semble plausible. En 1886, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 9.5 % pour les hommes, à 23.4 % pour les femmes. La population résidente (que nous reconstituons) diffère de la population présente (figurant sur la récapitulation) de 8 %. Le RP des hommes semble plausible. Le RP des femmes semble sous-estimer les 30-34 ans.

En 1861, le RP semble bien confirmer la reconstitution des hommes (correction 13.7 %), mais non celle des femmes (correction 26.7 %) ; le RP est fortement perturbé après l'âge de 50 ans.

La reconstitution du XIXe siècle est bien assurée pour le sexe masculin ; les RP féminins, au contraire, semblent fantaisistes de 1861 à 1886.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 10.8 % pour les hommes, 9.2 % pour les femmes.

Servian

Servian a connu une migration alternante émigration modérée en 1806-1820, immigration faible, puis modérée à forte en 1821-1900, émigration faible, puis modérée à forte en 1901-1955 ; reprise d'une immigration modérée en 1981-1990. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 38.8 ans et un taux de croissance annuel de 0.2%, pour les femmes 40.6 ans et 0.2 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 11.2 % pour les hommes et de 15.3 % pour les femmes. L'attrait des âges ronds relevé sur la récapitulation communale en 1851 est de 55 %. Le RP des hommes semble sous-estimer les 20-24 ans, sur-estimer les 45-54 ans. Le RP des femmes semble sur-estimer les 10-19 ans, sous-estimer les 20-24 et 30-34 ans.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 10.3 % pour les hommes, à 15.7 % pour les femmes. La population résidente (que nous reconstituons) diffère de la population présente (figurant sur la récapitulation) de 11 %. Le RP des hommes semble sous-estimer les 50-54

et 65-69 ans, celui des femmes fortement les 0-4, 55-59 et 65-69 ans.

Le RP 1861 confirme la reconstitution (correction hommes 12.4 %, femmes 17.1 %). L'attrait des âges ronds est le même qu'en 1851 55 %

La reconstitution du XIXe est perturbée par les forts flux migratoires, mais globalement plausible. Le MP pourrait être incomplet en 1863-1872.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 10.9 % pour les hommes, 12.9 % pour les femmes.

Servian-rural

Correction des données relevées la population totale en 1801 a été augmentée de 100 individus, pour cohérence de flux migratoires.

Servian-rural a connu une immigration modérée en 1851-1870, forte en 1886-1900, une émigration faible à modérée en 1926-1950 et en 1966-1970, puis une forte immigration en 1976-1990. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 40 ans et un taux de croissance annuel de 0.2%, pour les femmes 38 ans et 0.1 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 13.7 % pour les hommes et de 11.2 % pour les femmes. La commune de Puissalicon a été entièrement recomptée à partir de la liste nominative. Le RP des hommes semble sous-estimer les 20-24 ans, sur-estimer les 35-49 ans, celui des femmes semble sous-estimer les 65-69 ans.

En 1881, les communes de Abeilhan, Valros et Alignan-du-Vent ont probablement décalé les lignes ; les RP 1886 des 2 premières communes n'ont pas été retrouvés.

Le RP 1881 et 1886 sont perdus, mais la reconstitution du XIXe semble cohérente. Les données INSEE 1954 semblent avoir inclus la commune de Servian dans la population rurale du canton.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 10.1 % pour les hommes, 12.1 % pour les femmes.

Le-Caylar-rural

Correction des données relevées la population totale en 1801 a été augmentée de 250 individus, pour cohérence de flux migratoires.

En 1921-1926, un contingent de 90, puis 25 ouvriers de travaux publics, en majorité des étrangers, sont comptés à part à St-Maurice-de-Navacelles. Nous les avons exlus de la population municipale.

Le-Caylar-rural a connu une émigration modérée à forte de 1801 à 1975, suivie par une immigration importante en 1976-1990. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 43.7 ans et un taux de croissance annuel de 0.15%, pour les femmes 47 ans et 0.3 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 17.7 % pour les hommes et de 12.9 % pour les femmes. Le RP des hommes semble sur-estimer les 50-54 ans,celui des femmes les 50-54 ans.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 20.1 % pour les hommes, à 8.4 % pour les femmes. Le RP des hommes semble sous-estimer les 20-29 et 35-39 ans, celui des femmes semble plausible. En 1881, la commune de St-Maurice-Navacelles a probablement décalé les lignes ; nous avons utilisé le RP 1886.

La reconstitution du XIXe sècle semble bien assurée pour les femmes, beaucoup moins bien pour les hommes.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme le constat fait au XIXe sècle 18 % pour les hommes,

13.9 % pour les femmes.

Aspiran

Correction des données relevées la population totale en 1801 a été augmentée de 50 individus, pour cohérence de flux migratoires.

Aspiran a connu une migration alternante émigration faible à modérée de 1801 à 1885, suivie d'une immigration importante de 1886 à 1905 ; nouvelle vague de forte émigration en 1936-1955 et en 1966-1975 (sexe féminin seulement), suivie d'immigration en 1876-1990. Le profil appliqué est celui avec retour à l'âge de 60 ans. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 29.5 ans et un taux de croissance annuel de 0.2%, pour les femmes 30.5 ans et 0.2 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 17.2 % pour les hommes et de 11.9 % pour les femmes. L'attrait des âges ronds relevé sur la récapitulation communale en 1851 est de 40 %. Le RP des hommes semble sous-estimer fortement les 60-64 ans, celui des femmes fortement les 55-59 ans.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 33.7 % pour les hommes, à 21.6 % pour les femmes. Le RP des hommes semble incohérent. Le RP des femmes semble sous-estimer fortement les 0-4 ans.

Les RP 1861 et 1866 (attrait des âges ronds 50 % et 40 %) confirment la reconstitution féminine (correction 13.7 % et 10.9 %), mais non pas la reconstitution masculine (correction 20.8 % et 18.3 %).

La reconstitution du XIXe siècle repose sur le sexe féminin, les RP hommes semblent perturbés.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 13.7 % pour les hommes, 14.2 % pour les femmes.

Clermont-l'Hérault

Correction des données relevées la population totale en 1801 a été augmentée de 330 individus, pour cohérence de flux migratoires. De 50 à 250 personnes sont comptées à part ; une moitié étant des élèves, l'autre moitié des pensionnaires d'hospices. Pour tenir compte des décès imputables à la population comptée à part, nous avons diminué les décès de 0.01 fois la population comptée à part par an.

Clermont-l'Hérault a connu une migration peu importante émigration modérée en 1836-1850, immigration modérée en 1891-1945, 1956-1965 et 1976-1985, reflux important en 1951-1955 et 1971-1975. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 32 ans et un taux de croissance annuel de 0.17%, pour les femmes 31 ans et 0.05 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 12.4 % pour les hommes et de 10.5 % pour les femmes. L'attrait des âges ronds relevé sur la récapitulation communale en 1851 est de 85 %. Le RP des hommes semble sur-estimer les 40-49 ans, celui des femmes les 40-49 ans.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 7 % pour les hommes, à 8.8 % pour les femmes. Le RP des hommes semble plausible. Le RP des femmes semble sous-estimer les 55-59 ans.

Les RP 1861 et 1866 montrent un attrait des âges fort et inconstant (1851 85%, 1861 30%, 1866 65%). Les RP hommes sont loins de la reconstitution (17.7 et 22.1%), les femmes plus proches (14.5 et 14.6%).

La reconstitution du XIXe siècle semble plausible, les RP assez fiables, exception faite des hommes en 1861 et, surtout, 1866.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme moins bien la reconstitution des hommes de la première moitié du XXe siècle, mieux celle des femmes 15.5 % pour les hommes, 11.6 % pour les femmes.

Paulhan

Correction des données relevées la population totale en 1801 a été augmentée de 150 individus, pour cohérence de flux migratoires.

Paulhan a connu une en quatre temps émigration modérée à faible en 1801-1850, modérée à forte en 1931-1955 ; immigration faible à modérée en 1856-1930 et en 1961-1990. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 40 ans et un taux de croissance annuel de 0.2%, pour les femmes 42 ans et 0.2 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 22.9 % pour les hommes et de 13.6 % pour les femmes. L'attrait des âges ronds relevé sur la récapitulation communale en 1851 est de 10 %. Le RP des hommes semble sous-estimer les 10-14 et 60-64 ans, et sur-estimer les 40-44 ans. Le RP des femmes semble sous-estimer les 50-54 ans.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 28.5 % pour les hommes, à 16.3 % pour les femmes. Le RP des hommes semble sous-estimer fortement les 20-29 ans. Le RP des femmes semble sur-estimer les 55-59 et 65-69 ans.

Les RP 1861 et 1866 confirment moins la reconstitution masculine (correction 15.2 % et 17.4 %) que la reconstitution féminine (correction 15.4 % et 9.6 %).

La reconstitution du XIXe siècle féminin est confirmée aux 4 RP (1851, 1861, 1866 et 1881) ; celle des hommes repose essentiellement sur les RP de 1861 et 1866.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 12.4 % pour les hommes, 9.1 % pour les femmes.

Clermont1-rural

Correction des données relevées les décès en 1803-1812 ont été augmentés de 100 individus, pour cohérence de flux naturel.

Clermont1-rural a connu une en quatre temps émigration faible en 1831-1845, plus forte en 1861-1885 ; immigration importante en 1886-1930 et en 1976-1990. Le profil utilisé est celui avec retour à l'âge de 60 ans pour les hommes, sans retour pour les femmes. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 32.5 ans et un taux de croissance annuel de 0.3%, pour les femmes 34 ans et 0.3 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 19.8 % pour les hommes et de 14.5 % pour les femmes. Le RP 1851 de Nébian ne contient aucun état matrimonial fiable, nous avons refait la récapitulation à partir de la liste nominative. Le RP des hommes semble sous-estimer fortement les 60-69 ans, celui des femmes fortement les 65-69 ans.

En 1881, le RP de Nébian semble avoir décalé les lignes et rempli les veufs et veuves de façon fantaisiste. Nous avons utilisé le RP 1886. La correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 16.7 % pour les hommes, à 26.2 % pour les femmes. A Nébian, la population résidente (que nous reconstituons) diffère de la population présente (figurant sur la récapitulation) de 11 %. Le RP des hommes semble sous-estimer les 15-19 et 25-29 ans, celui des femmes les 25-29 ans.

La commune de Nébian semble avoir accumulé les erreurs et nonchalances aux RP. Néanmoins, la reconstitution du XIXe est plausible, grâce à la récapitulation refaite de Nébian en 1851.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 10.3 % pour les hommes, 9.9 % pour les femmes.

Clermont2-rural

Correction des données relevées la population totale en 1801 a été augmentée de 200, les décès en 1803-1812 et 1813-1822 respectivement de 100 et 60 individus, pour cohérence de flux naturels et migratoires.

Clermont2-rural a connu une migration en sens unique, celui de l'émigration faible mais constante de 1801 à 1970 ; puis forte immigration en 1976-1990. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 37.3 ans et un taux de croissance annuel de 0.1%, pour les femmes 36.5 ans et 0.1 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 21.1 % pour les hommes et de 16.7 % pour les femmes. Le RP des hommes semble sous-estimer fortement les 60-64 ans, les autres groupes d'âge sont proches de la reconstitution. Le RP des femmes semble sous-estimer fortement les 55-69 ans.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 12.8 % pour les hommes, à 8.9 % pour les femmes. Le RP des hommes semble sous-estimer les 25-29 ans. Le RP des femmes semble sous-estimer les 25-29 et les 35-39 ans.

La reconstitution du XIXe siècle est confirmée par le RP 1881 et par le RP 1851 jusqu'à l'âge de 55 ans.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 9.5 % pour les hommes, 12.1 % pour les femmes.

Gignac

Correction des données relevées les décès en 1803-1812 de 80 individus, pour cohérence de flux naturel. Seule population comptée à part 13 (en 1931) et 16 (en 1936) personnes en convalescence.

Gignac a connu une migration en quatre temps faible émigration en 1801-1885, faible immigration en 1886-1930, faible émigration en 1936-1955, puis immigration modérée à forte de 1956 à 1990. Le profil utilisé est celui avec retour à l'âge de 60 ans. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 35.8 ans et un taux de croissance annuel de 0.2%, pour les femmes 37 ans et 0.14 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 15.2 % pour les hommes et de 10.1 % pour les femmes. L'attrait des âges ronds relevé sur la récapitulation communale en 1851 est de 50 %. Le RP des hommes semble sous-estimer les 60-64 ans. Le RP des femmes les 55-59 ans.

En 1881, le RP est suspect. En 1886, il semble l'être également. La correction moyenne apportée, en 1886, par la reconstitution s'élève à 33.2 en 1886 % pour les hommes, à 19.4 en 1886 % pour les femmes. Le RP 1886 semble fantaisiste.

Les RP 1861 et 1866 sont cohérents et confirment la reconstitution l'attrait des âges ronds est successivement 40 et 20 %, la correction du sexe masculin 18.9 et 11.9 %, du sexe féminin 13.1 et 10.2 %.

Les RP 1881 et 1886 sont fantaisistes, mais la reconstitution du XIXe est bien confirmée par les RP 1851, 1861 et 1866.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 9.3 % pour les hommes, 9.1 % pour les femmes.

St-André-de-Sangonis

Correction des données relevées la population totale en 1801 a été augmentée de 80 individus, pour cohérence de flux migratoires.

St-André-de-Sangonis a connu une migration peu importante faible immigration en 1846-1895 et 1921-1930, émigration modérée en 1936-1955, puis immigration modérée à forte en 1961-1990. Le profil utilisé est celui avec retour à l'âge de 60 ans. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 35.9 ans et un taux de croissance annuel de 0.1%, pour les femmes 37.6 ans et 0.1 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 12.9 % pour les hommes et de 9.6 % pour les femmes. L'attrait des âges ronds relevé sur la récapitulation communale en 1851 est de 115 %. Le RP des hommes semble surtout perturbé après l'âge de 50 ans, celui des femmes semble plausible.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 22.4 % pour les hommes, à 14.9 % pour les femmes. Le RP des hommes est suspect à l'âge de 20-29 ans. Le RP des femmes semble plausible.

La reconstitution du XIXe siècle semble bien confirmée par le RP 1851, moins par celui de 1881.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 7 % pour les hommes, 8.3 % pour les femmes.

St-Pargoire

Correction des données relevées la population totale en 1801 a été augmentée de 150 individus, pour cohérence de flux migratoires.

St-Pargoire a connu une émigration modérée à forte en 1806-1825, 1841-1850, 1871-1885 et 1936-1950 ; une immigration faible en 1856-1870 et en 1886-1920, modérée en 1976-1990. Le profil utilisé est celui avec retour à l'âge de 60 ans. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 38 ans et un taux de croissance annuel de 0.3%, pour les femmes 39.3 ans et 0.3 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 16 % pour les hommes et de 15.9 % pour les femmes. L'attrait des âges ronds relevé sur la récapitulation communale en 1851 est de 45 %. Le RP des hommes semble sous-estimer les 20-24, et sur-estimer les 45-49 ans. Le RP des femmes semble perturbé seulement après l'âge de 50 ans.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 55 % pour les hommes, à 20.9 % pour les femmes. Le RP des hommes semble avoir oublié la majorité des 20-29 ans, celui des femmes semble avoir oublié des 20-29 ans.

Les RP 1861 et 1866 (attrait des âges ronds très - trop ? - vite diminuant + 15 % et 0 %) semblent globalement confirmer la reconstitution correction hommes 17.5 et 15.1 %, femmes 15.7 et 11.3 %.

Le RP 1881 a omis une partie des 20-29 ans, mais la reconstitution du XIXe siècle semble suffisamment confirmée par les RP 1851, 1861 et 1866.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 8.1 % pour les hommes, 8.1 % pour les femmes.

Gignac1-rural

Correction des données relevées la population totale en 1801 a été augmentée de 250 individus, les décès en 1803-1812 de 300 individus, pour cohérence de flux naturels et migratoires.

Gignac1-rural a connu une émigration faible à modérée quasiment ininterrompue de 1801 à 1955, puis une immigration modérée à forte en 1976-1990. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 38 ans et un taux de croissance annuel de 0.2%, pour les femmes 36 ans et 0.1 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 18 % pour les hommes et de

15.9 % pour les femmes. Le RP des hommes semble sous-estimer les 20-24 et 35-39 ans, sur-estimer les 50-54 ans. Le RP des femmes semble sous-estimer les 20-24 ans, et sur-estimer les 45-49 ans.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 13.9 % pour les hommes, à 13.6 % pour les femmes. Le RP des hommes semble sous-estimer les 25-29 ans. Le RP des femmes semble sous-estimer les 45-49 et 55-59 ans.

La reconstitution du XIXe siècle semble cohérente, même si elle n'est pas très proche des RP.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 10.9 % pour les hommes, 13.1 % pour les femmes.

Gignac2-rural

Correction des données relevées la population totale en 1801 a été augmentée de 500 individus, pour cohérence de flux migratoires.

Gignac2-rural a connu une migration fluctuante périodes de forte immigration (1886-1905 et 1976-1990) alternent avec périodes de faible émigration (1801-1860, 1876-1885 et 1931-1975). Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 38.8 ans et un taux de croissance annuel de 0.1%, pour les femmes 39.5 ans et 0.1 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 13.2 % pour les hommes et de 8.9 % pour les femmes. La commune de St-Guiraud, en 1851, a été corrigée à l'aide de la liste nominative. Le RP des hommes semble proche de la reconstitution, celui des femmes semble très proche de la reconstitution jusqu'à l'âge de 50 ans.

En 1881, les communes d'Aumelas et St-Bauzille-de-la-Sylve manquent ; celles du Pouget et de Vendémian semblent avoir décalé les lignes des garçons.

Les RP 1881 et 1886 manquant ou suspects, la reconstitution du XIXe siècle n'a pu être confirmée que par le RP 1851.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 8.3 % pour les hommes, 6.2 % pour les femmes.

Lodeve

Correction des données relevées la population totale en 1801 a été augmentée de 400 individus, pour cohérence de flux migratoires. De 1851 à 1911, un contingent de 300 à 1000 militaires domine la population comptée à part ; s'y ajoutent une centaine de pensionnaires d'hospices et quelques élèves, religieux etc. Pour tenir compte des décès imputables à la population comptée à part, nous avons diminué les décès de 0.01 fois la population comptée à part par an.

Lodeve a connu une migration très fluctuante faible immigration en 1801-1855, reflux important en 1861-1870, immigration en 1876-1880, reflux en 1886-1900, immigration modérée en 1901-1945, reflux faible en 1946-1955, immigration forte en 1956-1980, reflux en 1981-1990. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 28.6 ans et un taux de croissance annuel de 0.2%, pour les femmes 30.7 ans et 0.1 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 16.9 % pour les hommes et de 16.2 % pour les femmes. L'attrait des âges ronds relevé sur la récapitulation communale en 1851 est de 110 %. Le RP des hommes et des femmes semble néanmoins plausible.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 19.8 % pour les hommes, à 9.8 % pour les femmes. Si le RP des hommes est suspect, celui des femmes semble plausible.

Les RP 1861 et 1866 n'ont pas été retrouvés.

Plus cohérente pour le sexe féminin, la reconstitution du sexe masculin est compliquée par la présence des population comptées à part.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 10.5 % pour les hommes, 7.9 % pour les femmes.

Lodève-rural

Lodève-rural a connu une migration en deux temps, celui de l'émigration faible à modérée de 1801 à 1965, puis de l'immigration forte en 1976-1990. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 38.8 ans et un taux de croissance annuel de 0.05%, pour les femmes 38.8 ans et 0.1 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 10.6 % pour les hommes et de 10.9 % pour les femmes. Le RP des hommes semble sur-estimer les 45-54 ans, celui des femmes semble sous-estimer les 0-4 et 65-69 ans, sur-estimer les 45-49 ans.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 12.8 % pour les hommes, à 7.4 % pour les femmes. La population résidente (que nous reconstituons) diffère de la population présente (figurant sur la récapitulation) de 6 % à St-Privat et 10 % à La-Vacquerie. Le RP des hommes semble sous-estimer les 20-29 ans, celui des femmes est très proche de la reconstitution.

Les RP 1881 suspects de Poujols (lignes sexe masculin) et de S-Privat (lignes sexe féminin) ont été remplacés par ceux de 1886.

La reconstitution est cohérente et confirmée par les RP.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme la reconstitution de la première moitié du XXe siècle, moins bien pour les femmes que pour les hommes 11.7 % pour les hommes, 13.9 % pour les femmes.

Lunas

Correction des données relevées la population totale en 1801 a été augmentée de 260 individus, pour cohérence de flux migratoires.

Lunas a connu une faible émigration de 1801 à 1900, une immigration modérée de 1911 à 1930, puis une très forte émigration en 1951-1970, suivie d'une faible reprise de l'immigration. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 45.7 ans et un taux de croissance annuel de 0.2%, pour les femmes 43 ans et 0.2 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 14.1 % pour les hommes et de 14.6 % pour les femmes. L'attrait des âges ronds relevé sur la récapitulation communale en 1851 est de 45 %. Le RP des hommes semble sur-estimer les 45-54 ans, celui des femmes semble sur-estimer les 45-54 ans.

En 1881, la récapitulation semble avoir décalé les lignes des hommes mariés. Nous avons préféré utiliser le RP 1886, mais celui-ci se révèle également incohérent. En 1886, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 22.2 % pour les hommes, à 19.7 % pour les femmes. Le RP des hommes et des femmes semble incohérent.

Les RP 1861 et 1866 semblent incohérents les totaux en 1861 ne correspondent pas du tout, l'attrait des âges ronds est successivement de 15 % et 125 %, les corrections hommes 22.1 et 23.9 %, femmes 36.8 et 28.4 %.

Le MP en 1801-1850 est suspect et les RP 1861, 1866, 1881 et 1886 sont incohérents ; par conséquent, la reconstitution du XIXe siècle est mal assurée.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme la reconstitution féminine de la première moitié du XXe siècle, mais prolonge l'incertitude pour les hommes 17.1 % pour les hommes, 11.8 % pour les

femmes.

Lunas-rural

Correction des données relevées la population totale en 1801 a été augmentée de 50 individus, pour cohérence de flux migratoires.

Lunas-rural a connu une émigration faible à modérée de 1801 à 1935, puis forte de 1951 à 1980 ; reprise modérée de l'immigration en 1981-1990. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 43.7 ans et un taux de croissance annuel de 0.1%, pour les femmes 39.8 ans et 0.1 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 10.7 % pour les hommes et de 9.8 % pour les femmes. Le RP des hommes et des femmes semble plausible.

Les RP 1881 suspects de Mérifons, Octon et Roqueredonde ont été remplacés par ceux de 1886, mais à Octon et Roqueredonde les RP 1886 ne semblent pas plus fiables. Les RP de Joncels et Lavalette, également suspects en 1881, n'ont pas été retrouvés en 1886. A Mérifons, la population résidente (que nous reconstituons) diffère de la population présente (figurant sur la récapitulation) de 59 %.

La reconstitution, s'appuyant sur le seul RP 1851, semble néanmoins plausible.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme mal la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 17.8 % pour les hommes, 15.6 % pour les femmes.

Aniane

Correction des données relevées la population totale en 1806 a été augmentée de 100 individus, pour cohérence de flux migratoires. De 1851 à 1881, 500-750 détenus, encadrés par 150-200 militaires, forment la population comptée à part. De 1886 à 1936, le centre de détention est transformé en une colonie pénitentiaire de 200-250 enfants et 100-150 militaires. Pour tenir compte de la colonie pénitentiaire, les décès en 1801-1900 ont été diminués de 43, 64, 71, 113, 197, 377, 274, 210, 56 et 55 décès.

Aniane a connu une fluctuante émigration modérée en 1821-1845, forte en 1866-1870, 1896-1910 et 1946-1955 ; immigration modérée en 1851-1866, 1871-1885, 1921-1945 et 1981-1990. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 32 ans et un taux de croissance annuel de 0.42%, pour les femmes 32 ans et 0.38 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 14.7 % pour les hommes et de 9.9 % pour les femmes. Le RP des hommes et des femmes semble plausible.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 23.6 % pour les hommes, à 14.8 % pour les femmes. Le RP des hommes est suspect, celui des femmes semble plausible.

En 1861, les détenus présents sur le tableau empêchent de vérifier la reconstitution des hommes ; en 1866 elle est confirmée (13.5 %). Celle des femmes est bien vérifiée (11.4 et 11.3). L'attrait des âges est à .4 et .9 ans (+30 et +55%) ; les lignes ont vraisemblablement été décalées.

La reconstitution a été rendue particulièrement difficile par la présence du centre de détention, foyer de forte mortalité et cible d'épidémie comme celle du choléra en 1854. Nous avons tenté de séparer le centre et leurs décès de la population municipale résidente, mais les sources ne le permettent pas toujours. Toutefois, la reconstitution du XIXe siècle semble plausible. La correction apparemment plus élevée aux RP 1861 et 1881, sexe masculin, est due (1861 sûrement, 1881 vraisemblablement) par l'inclusion de la population comptée à part dans la récapitulation communale.

L'écart moyen constaté en 1961 retrouve les difficultés de la reconstitution durant la première moitié du XXe siècle 18.8 % pour les hommes, 19 % pour les femmes.

Aniane-rural

Correction des données relevées la population totale en 1801 a été augmentée de 150 individus, pour cohérence de flux migratoires. Une vingtaine d'ouvriers de travaux publics et autant de séminaristes ont été comptés, et exclus, en 1921-1936.

Aniane-rural a connu une migration en sens unique, celui de l'émigration faible à modérée de 1801 à 1960 ; puis forte immigration de 1966 à 1990. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 36 ans et un taux de croissance annuel de 0.24 %, pour les femmes 38 ans et 0.25 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 10 % pour les hommes et de 12 % pour les femmes. Le RP des hommes semble plausible, celui des femmes est proche de la reconstitution jusqu'à l'âge de 55 ans.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 12.9 % pour les hommes, à 8.6 % pour les femmes. Le RP des hommes semble sous-estimer les 20-29 ans, celui des femmes semble plausible.

La constitution du XIXe siècle est bien assurée.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 12.5 % pour les hommes, 15.8 % pour les femmes.

Castries1-rural

Castries1-rural a connu une immigration faible à modérée en 1801-1865, forte en 1886-1900 et en 1961-1990 ; une émigration forte en 1871-1880, modérée en 1931-1945. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 36 ans et un taux de croissance annuel de 0.14%, pour les femmes 36 ans et 0.17 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 13.7 % pour les hommes et de 9.3 % pour les femmes. Le RP des hommes est proche de la reconstitution jusqu'à l'âge de 55 ans, celui des femmes jusqu'à l'âge de 45 ans.

En 1881, la commune de Castries semble avoir décalé les lignes du sexe féminin. Les totaux des hommes et femmes mariés ne correspondent pas avec le contenu des colonnes. La commune de Vendargues est également suspect. Nous avons utilisé les RP 1886. En 1886, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 15 % pour les hommes, à 17.9 % pour les femmes. Le RP des hommes semble sous-estimer les 20-24 ans ; le RP des femmes les 55-64 ans.

La reconstitution du XIXe siècle semble cohérente et bien assurée.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 9.7 % pour les hommes, 12 % pour les femmes.

Castries2-rural

Correction des données relevées la population totale en 1801 a été augmentée de 600 individus, pour cohérence de flux migratoires.

Castries2-rural a connu une migration peu importante immigration modérée en 1856-1865 et 1886-1900, forte à très forte en 1961-1990 ; émigration modérée en 1871-1880 et 1926-1945. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 40.5 ans et un taux de croissance annuel de 0.2%, pour les femmes 38 ans et 0.2 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 18.1 % pour les hommes et de 6.7 % pour les femmes. Le RP des hommes semble sous-estimer fortement les 60-69 ans. Le RP des femmes semble sous-estimer les 65-69 ans.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 13.6 % pour les hommes, à 11 % pour les femmes. A St-Jean-de-Cornies, la population résidente (que nous reconstituons) diffère de la population présente (figurant sur la récapitulation) de 12 %. Le RP des hommes semble sous-estimer les 20-24 et 30-34 ans, celui des femmes les 30-34 ans.

La reconstitution du XIXe est proche des RP femmes, un peu moins des RP hommes.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 9.8 % pour les hommes, 8.6 % pour les femmes.

Claret-rural

Correction des données relevées la population totale en 1801 a été augmentée de 200 individus, pour cohérence de flux migratoires.

Claret-rural a connu une émigration faible à modérée de 1801 à 1880, faible immigration en 1886-1905, émigration modérée à forte en 1926-1965, très forte reprise de l'immigration en 1976-1990. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 40 ans et un taux de croissance annuel de 0.2%, pour les femmes 36.5 ans et 0.2 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 13.4 % pour les hommes et de 14.1 % pour les femmes. Le RP des hommes semble sur-estimer les 45-49 ans, et sous-estimer les 60-64 ans. Le RP des femmes semble sous-estimer les 25-34 ans.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 13 % pour les hommes, à 17.5 % pour les femmes. A Ferrières-lès-Verreries, la population résidente (que nous reconstituons) diffère de la population présente (figurant sur la récapitulation) de 9 %. Le RP des hommes semble sous-estimer les 0-4 ans, celui des femmes les 30-39 et 65-69 ans. Le RP 1881 de la commune de Claret semble fantaisiste, nous avons utilisé le RP 1886.

La reconstitution du XIXe siècle semble plausible.

L'écart moyen constaté en 1961 indique une reconstitution moins fiable de la première moitié du XXe siècle 17.7 % pour les hommes, 12.3 % pour les femmes.

Frontignan

Frontignan a connu une immigration forte en 1851-1870, 1886-1905 et 1956-1985. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 33 ans et un taux de croissance annuel de 0.2 %, pour les femmes 33.5 ans et 0.2 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 16.7 % pour les hommes et de 14.5 % pour les femmes. L'attrait des âges ronds relevé sur la récapitulation communale en 1851 est de 25 %. Le RP des hommes semble sur-estimer les 40-49 ans, celui des femmes est particulièrement perturbé après l'âge de 50 ans.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 14.8 % pour les hommes, à 14 % pour les femmes. Le RP des hommes semble sous-estimer les 20-24 ans, celui des femmes est à nouveau plus perturbé.

Vérification de la reconstitution en 1861 et 1866 - l'attrait des âges ronds est 30 et 20 % - donne pour les hommes 13.1 et 14.2 % de correction, pour les femmes 11.5 et 12.3 %.

La reconstitution du XIXe est confirmée par les RP en 1861, 1866 et 1881. La mortalité très élevée en 1800-1850 pose le problème de l'extrapolation des tables-types.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme très bien la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 7.6 % pour les hommes, 6 % pour les femmes.

Villeneuve-lès-Maguelonne

Correction des données relevées la population totale en 1801 a été augmentée de 140 individus, pour cohérence de flux migratoires.

Villeneuve-lès-Maguelonne a connu une faible émigration en 1826-1850, suivie d'un reflux modéré en 1856-1864 ; une forte émigration en 1871-1880, suivie d'un fort reflux en 1886-1895 ; émigration modérée en 1936-1945, puis forte reprise de l'immigration en 1956-1990. Le profil appliqué est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 30 ans et un taux de croissance annuel de 0.2 %, pour les femmes 30 ans et 0.1 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 38.3 % pour les hommes et de 25.1 % pour les femmes. Nous avons corrigé la récapitulation en 1851 à l'aide de la liste nominative, mais celle-ci semble également entachée d'erreurs. Le RP des hommes est fantaisiste., celui des femmes semble sous-estimer fortement les 20-24 ans, et sur-estimer autant les 25-29 ans.

Le RP 1881 est suspect, nous avons utilisé celui de 1886, mais le sexe masculin de 1886 est également suspect. En 1886, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 67.7 % pour les hommes, à 14 % pour les femmes. La population résidente (que nous reconstituons) diffère de la population présente (figurant sur la récapitulation) de 12 %. Le RP des femmes semble perturbé, mais non pas fantaisiste.

Le RP 1861 semble être le premier RP réel l'attrait des âges est de 5 %, la correction hommes 12.4 %, femmes 14.2 %. Le RP 1866 est fantaisiste le détail par année d'âge manque, les groupes d'âge hommes et femmes sont identiques et irréels.

La reconstitution du XIXe a comme repères les RP 1861 et 1886 (femmes) ; ceux de 1866, 1881 et 1886 (hommes) sont fantaisistes, celui de 1851 l'est peut-être. Dans un contexte de très forte mortalité et de migration fluctuante, la reconstitution est peu assurée.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme beaucoup mieux la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 9.9 % pour les hommes, 9.6 % pour les femmes.

Frontignan-rural

Correction des données relevées la population totale en 1801 et en 1806 a été augmentée de 200 individus, pour cohérence de flux migratoires. Depuis 1881, de 100 à 200 "baigneurs" de Balaruc-les-Bains, parfois intégrés dans la population présente, parfois non, perturbent les RP.

Frontignan-rural a connu une immigration faible à modérée en 1801-1885, forte en 1886-1905 ; une émigration faible à modérée en 1926-1945 ; une immigration faible, puis forte en 1951-1990. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 32 ans et un taux de croissance annuel de 0.2 %, pour les femmes 32 ans et 0.2 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 31.6 % pour les hommes et de 36 % pour les femmes. Le RP des hommes et des femmes semble incohérent.

En 1881, le RP de Miréval semble avoir décalé les lignes, et celui de 1886 n'a pas été retrouvé.

La reconstitution du XIXe siècle n'est confirmée par aucun recensement.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme bien la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 11.9 % pour les hommes, 9 % pour les femmes.

Ganges

Correction des données relevées la population totale en 1801 a été augmentée de 300 individus, pour cohérence de flux migratoires. Jusqu'en 1936, on compte de 25 à 100 pensionnaires et religieux recensés comme population comptée à part.

Ganges a connu une faible à très faible immigration de 1801 à 1965, une forte émigration en 1966-1980. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 34.8 ans et un taux de croissance annuel de 0.2 %, pour les femmes 38.5 ans et 0.15 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 12.6 % pour les hommes et de 15.7 % pour les femmes. L'attrait des âges ronds relevé sur la récapitulation communale en 1851 est de 75 %. Le RP des hommes semble plausible, celui des femmes semble sous-estimer les 55-59 ans.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 24.1 % pour les hommes, à 11.5 % pour les femmes. Le RP des hommes semble sous-estimer les 20-24, sur-estimer les 60-64 ans. Le RP des femmes semble perturbé, mais non pas fantaisiste. Les hommes et femmes mariés en 1881 semblent perturbés.

En 1861 et 1866, l'attrait des âges ronds est confirmé (25 % et 25 %), tout comme la plausibilité de la reconstitution (femmes 12.9 et 14.6 %, hommes 11.6 et 15.3 %).

La reconstitution du XIXe siècle semble plausible.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme bien la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 9.5 % pour les hommes, 5.3 % pour les femmes.

St-Bauzille-de-Putois

Correction des données relevées la population totale en 1801 a été augmentée de 100 individus, pour cohérence de flux migratoires.

St-Bauzille-de-Putois a connu une faible à très faible émigration de 1801 à 1960, modérée à forte en 1961-1975. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 33.3 ans et un taux de croissance annuel de 0.2 %, pour les femmes 37 ans et 0.2 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 8.8 % pour les hommes et de 15.1 % pour les femmes. L'attrait des âges ronds relevé sur la récapitulation communale en 1851 est de 45 %. Le RP des hommes et des femmes semble plausible.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 17 % pour les hommes, à 12.1 % pour les femmes. Le RP des hommes semble sous-estimer les 40-44 ans, celui des femmes les 35-39 et 45-49 ans.

La reconstitution du XIXe siècle semble plausible.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme bien la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 10.7 % pour les hommes, 10.5 % pour les femmes.

Ganges-rural

Correction des données relevées la population totale en 1801 a été augmentée de 250 individus, pour cohérence de flux migratoires.

Ganges-rural a connu une faible émigration de 1801 à 1960, suivie d'une faible, puis forte immigration en 1961-1990. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 39.5 ans et un taux de croissance annuel de 0.2 %, pour les femmes 38 ans et 0.2 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 8.8 % pour les hommes et de 15.4 % pour les femmes. Le RP des hommes semble proche de la reconstitution jusqu'à l'âge de 55 ans. Le RP des femmes est perturbé après l'âge de 55 ans.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 10.8 % pour les hommes, à 13.3 % pour les femmes. Le RP des hommes semble plausible. Le RP des femmes, par contre, semble assez perturbé. Le RP 1881 de Cazilhac semble avoir décalé les lignes des femmes mariées. Nous avons utilisé le RP 1886.

La reconstitution du XIXe semble confirmée par les RP 1851 et 1881. Le nombre de décès avant 1833 paraît - trop ? - faible ; toutefois, augmentation pour sous-enregistrement détériore l'approche en 1851 et 1881.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme bien la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 12.5 % pour les hommes, 9.4 % pour les femmes.

Lunel

Jusqu'en 1926, la population comptée à part est formée par 200 à 1000 militaires et une centaine de pensionnaires d'hospices. Les décès en 1836-1936 ont été minorés de 1 (début de siècle) à 0,5 % (fin de siècle) de la population comptée à part annuellement.

Lunel a connu une émigration modérée en 1831-1850 et en 1876-1885 ; une immigration modérée en 1861-1870 et 1886-1895, forte en 1956-1990. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 29.5 ans et un taux de croissance annuel de 0.3 %, pour les femmes 32.5 ans et 0.3 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 18.2 % pour les hommes et de 14 % pour les femmes. L'attrait des âges ronds relevé sur la récapitulation communale en 1851 est de 35 %. Le RP des hommes et des femmes est perturbé, mais non pas fantaisiste.

Le RP 1881 est fantaisiste ; nous avons utilisé celui de 1886, mais il semble également perturbé. En 1886, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 21.7 % pour les hommes, à 25.1 % pour les femmes. Le RP des hommes semble sur-estimer fortement les 15-24 ans et sous-estimer d'autant les 25-34 ans.

Les RP 1861 et 1866 ne confirment pas vraiment la reconstitution l'attrait des âges ronds (25 et 15 %) est cohérent avec 1851, mais la correction apportée est importante (hommes 18.7 et 17.5 %, femmes 17.2 et 24.5 %).

La reconstitution du XIXe siècle est peu assurée les RP 1881 et 1886 sont fantaisistes, ceux de 1851, 1861 et 1866 pour le moins perturbés.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme très bien la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 6.7 % pour les hommes, 7.1 % pour les femmes.

Marsillargues

Marsillargues a connu une faible émigration de 1801 à 1950, interrompue par une seule période d'immigration 1886-1895 ; puis une période de forte immigration en 1961-1990. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 33.7 ans et un taux de croissance annuel de 0.2 %, pour les femmes 37 ans et 0.2 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 10.9 % pour les hommes et de 10.6 % pour les femmes. L'attrait des âges ronds relevé sur la récapitulation communale en 1851 est de 15 %. Le RP des hommes semble sur-estimer les 45-49 ans, celui des femmes semble plausible.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 10.1 % pour les hommes, à

11.7 % pour les femmes. Le RP des hommes semble sous-estimer les 25-29 ans, celui des femmes les 0-4 ans. Le RP 1881 contient une erreur de totalisation (2327 au lieu de 3227), qui n'affecte pas la pyramide recensée.

La reconstitution du XIXe siècle est bien assurée.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme bien la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 12.2 % pour les hommes, 8.7 % pour les femmes.

Lunel-rural

Lunel-rural a connu une émigration modérée en 1871-1880, un reflux en 1886-1895 ; une émigration faible en 1936-1945, puis une forte immigration en 1961-1990. Le profil utilisé est celui avec retour à l'âge de 60 ans. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 32.7 ans et un taux de croissance annuel de 0.2 %, pour les femmes 34.5 ans et 0.2 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 9.6 % pour les hommes et de 10.7 % pour les femmes. Le RP des hommes et des femmes semble plausible.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 11.3 % pour les hommes, à 11.5 % pour les femmes. La population résidente (que nous reconstituons) diffère de la population présente (figurant sur la récapitulation) de 47 % à Boisseron, 6 % à Saussines et 9 % à Valergues. Le RP des hommes et des femmes semble plausible. En 1881, la commune de Saussines a décalé les lignes. Nous avons utilisé le RP 1886.

La reconstitution du XIXe siècle est cohérente et bien assurée.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 12.2 % pour les hommes, 8.7 % pour les femmes.

Les-Matelles-rural

Correction des données relevées la population totale en 1801 a été augmentée de 50 individus, pour cohérence de flux migratoires. La commune des Matelles héberge 50 à 120 (220 en 1861) individus, religieux et jeunes détenus, successivement pensionnaires, que nous avons exclus.

Les-Matelles-rural a connu une immigration modérée en 1886-1900, forte à très forte en 1961-1990. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 37.6 ans et un taux de croissance annuel de 0.2 %, pour les femmes 36 ans et 0.2 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 17.4 % pour les hommes et de 13.7 % pour les femmes. Le RP des hommes semble sous-estimer les 50-54 ans. Le RP des femmes semble plausible avant l'âge de 65 ans.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 17 % pour les hommes, à 7.8 % pour les femmes. Au Triadou, la population résidente (que nous reconstituons) diffère de la population présente (figurant sur la récapitulation) de 8 %.

La reconstitution du XIXe est bien assurée, même si celle des hommes est perturbée par la présence de la colonie pénitentiaire de garçons.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme bien la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 8.1 % pour les hommes, 7.6 % pour les femmes.

Mauguio4

Correction des données relevées la population totale en 1801 a été augmentée de 90 individus, pour cohérence de flux migratoires.

La commune de Palavas compte, depuis 1921, un sanatorium où sont soignés d'abord 70 (en 1921) puis 200 à 300 personnes.

Mauguio4 a connu une immigration modérée en 1836-1865, 1881-1900 et 1911-1930, forte à très forte en 1961-1990. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 38.7 ans et un taux de croissance annuel de 0.2 %, pour les femmes 36.5 ans et 0.2 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 21 % pour les hommes et de 11.3 % pour les femmes. La commune de Mauguio a constitué une récapitulation entièrement fantaisiste en 1851 ; nous l'avons refaite à partir de la liste nominative. Le RP des hommes semble perturbé surtout après l'âge de 65 ans. Le RP des femmes semble sous-estimer les 0-4 et 65-69 ans.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 17.7 % pour les hommes, à 9.3 % pour les femmes. Le RP des hommes semble sous-estimer les 10-14, 20-24 et 50-54 ans. Le RP des femmes semble plausible. La commune de Mauguio a décalé les lignes des hommes et femmes mariés en 1881 ; nous avons pu les corriger.

La reconstitution est bien assurée pour les femmes, moins bien pour les hommes, dont les RP semblent plus perturbés.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme bien la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 8.4 % pour les hommes, 8.4 % pour les femmes.

Mauguio-rural

Mauguio-rural a connu une migration fluctuante immigration faible en 1801-1840, modérée en 1856-1870, reflux modéré en 1871-1880 ; immigration forte en 1886-1900 et rn 1976-1990. Le profil utilisé est celui avec retour à l'âge de 60 ans pour les femmes, sans retour pour les hommes. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 33.5 ans et un taux de croissance annuel de 0.2 %, pour les femmes 36.5 ans et 0.2 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 10.5 % pour les hommes et de 19.7 % pour les femmes. La récapitulation de la commune de Mudaison, en 1851, a dûe être corrigée entièrement à l'aide de la liste nominative. Le RP des hommes semble sous-estimer les 65-69 ans. Le RP des femmes semble sur-estimer les 20-29 ans, sous-estimer fortement les 60-64 ans.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 32.5 % pour les hommes, à 22.8 % pour les femmes. Le RP des hommes et des femmes semble fantaisiste.

Les RP du XIXe étant de maivaise qualité ; nous n'avons pu confirmer la reconstitution du XIXe que pour le sexe masculin en 1851.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme bien la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 9.6 % pour les hommes, 9.3 % pour les femmes.

Gigean

Gigean a connu une migration alternante immigration modérée en 1856-1870, reflux important en 1871-1880 ; forte reprise de l'immigration en 1886-1895, reflux modéré mais permanent de 1901 à 1945 ; reprise de l'immigration modérée à forte en 1946-1990. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 37 ans et un taux de croissance annuel de 0.2 %, pour les femmes 38.5 ans et 0.2 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 19.2 % pour les hommes et de 10.5 % pour les femmes. Le RP des hommes semble perturbé après 55 ans, celui des femmes semble plausible.

Le RP 1881 est fantaisiste, nous avons utilisé celui de 1886, qui paraît également suspect. En 1886, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 20.3 % pour les hommes, à 16.9 %

pour les femmes. Le RP des hommes et des femmes semble très perturbé.

Le RP 1866 ne confirme ni la reconstitution masculine (correction 17.7 %), ni la reconstitution féminine (correction 18.1 %) ; l'attrait des âges ronds est de 30 %.

La reconstitution est globalement confirmée pour le sexe féminin ; les RP 1881 et 1886 sont suspects, le MP en 1863-1872 également.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme mieux la reconstitution masculine que féminine de la première moitié du XXe siècle 14.7 % pour les hommes, 11.3 % pour les femmes.

Mèze

Correction des données relevées la population totale en 1801 a été augmentée de 400 individus, pour cohérence de flux migratoires.

Mèze a connu une migration alternante émigration modérée en 1806-1820, immigration modérée en 1856-1865, reflux modéré en 1871-1885 ; émigration modérée en 1911-1945, immigration modérée en 1961-1990. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 32 ans et un taux de croissance annuel de 0.2 %, pour les femmes 34.5 ans et 0.2 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 15.7 % pour les hommes et de 13.8 % pour les femmes. L'attrait des âges ronds relevé sur la récapitulation communale en 1851 est de 65 %. Le RP des hommes semble sous-estimer les 65-69 ans, mais il paraît plausible par ailleurs. Le RP des femmes est assez perturbé.

Le RP 1881 est fantaisiste, nous utilisons celui de 1886 mais celui de 1886 est pour le moins suspect. En 1886, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 20.9 % pour les hommes, à 19.9 % pour les femmes. Le RP des hommes et des femmes semble fantaisiste.

Les RP 1861 et 1866 sont également tous deux suspects l'attrait des âges est absent, en 1861 la pyramide est irréaliste par sa trop grande régularité, en 1866 les veuf(ve)s sont distribués au hasard, etc. Correction hommes 16.9 et 15.9 %, femmes 25.3 et 25 %.

Les RP 1861-1881 étant fantaisistes, la reconstitution du XIXe n'est confirmée que par le RP 1851.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme bien la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 9.5 % pour les hommes, 10 % pour les femmes.

Poussan

Correction des données relevées la population totale en 1801 a été augmentée de 100 individus, pour cohérence de flux migratoires. La commune a un population comptée à part de 25 à 100 individus, dont aucun détail n'est donné.

Poussan a connu une migration alternante faible émigration en 1801-1885, reflux important en 1886-1895, reprise de l'émigration faible à modérée en 1901-1945, reprise de l'immigration modérée à forte en 1951-1990. Le profil utilisé est celui avec retour à l'âge de 60 ans. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 38 ans et un taux de croissance annuel de 0.2 %, pour les femmes 40.5 ans et 0.2 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 16.6 % pour les hommes et de 14.3 % pour les femmes. L'attrait des âges ronds relevé sur la récapitulation communale en 1851 est de 15 %. Le RP des hommes semble perturbé après l'âge de 45 ans, celui des femmes après l'âge de 55 ans.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 17.5 % pour les hommes, à 22.2 % pour les femmes. Le RP des hommes comme celui des femmes semble très perturbé.

Le RP 1861 semble confirmer la reconstitution correction hommes 15.4 %, femmes 16.2 %.

La reconstitution du XIXe siècle est moyennement confirmée par les RP 1851 et 1861.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme bien la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 11.3 % pour les hommes, 11.5 % pour les femmes.

Villeveyrac

Correction des données relevées la population totale en 1801 a été augmentée de 250 individus, pour cohérence de flux migratoires.

Villeveyrac a connu une migration fluctuante émigration faible à modérée en 1801-1825, immigration faible en 1826-1865 ; émigration modérée à forte en 1866-1885, reflux important en 1886-1900 ; émigration faible à modérée en 1906-1965, reprise de l'immigration modérée en 1976-1990. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 32 ans et un taux de croissance annuel de 0.2 %, pour les femmes 34 ans et 0.2 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 12.9 % pour les hommes et de 9.2 % pour les femmes. L'attrait des âges ronds relevé sur la récapitulation communale en 1851 est de 50 %. Le RP des hommes semble sous-estimer les 25-29 et 60-64 ans, celui des femmes est plausible.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 17.5 % pour les hommes, à 18.3 % pour les femmes. Le RP des hommes semble sous-estimer fortement les 0-4 et 30-34 ans. Le RP des femmes semble perturbé par la forte émigration apparente de 1876-1881.

Le RP 1861 confirme le RP 1851 bonne approche pour le sexe féminin (correction 12 %), moins bonne pour les hommes (correction 18.5 %). L'attrait des âges se poursuit (55 %), les hommes aux âges ronds, les femmes à .4-.9 ans, traduisant une ligne décalée.

La reconstitution du XIXe semble confirmée pour les femmes, moins bien assurée pour les hommes.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 9.3 % pour les hommes, 14 % pour les femmes.

Mèze-rural

Mèze-rural a connu une faible émigration en 1801-1870, modérée en 1871-1885, puis un reflux modéré en 1886-1895 ; reprise de l'émigration modérée en 1926-1945, reprise de l'immigration modérée, puis forte, en 1951-1990. Le profil utilisé est celui avec retour à l'âge de 60 ans. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 30 ans et un taux de croissance annuel de 0.2 %, pour les femmes 30.7 ans et 0.2 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 11.5 % pour les hommes et de 11.8 % pour les femmes. Le RP des hommes semble sur-estimer les 50-54 ans, et sous-estimer les 55-59 ans. Le RP des femmes semble sur-estimer les 20-24 et sous-estimer les 65-69 ans.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 16.5 % pour les hommes, à 17 % pour les femmes. A Loupian, la population résidente (que nous reconstituons) diffère de la population présente (figurant sur la récapitulation) de 15 %. Le RP des hommes semble perturbé, celui des femmes semble sous-estimer fortement les 10-14 et les 40-44 ans.

Confirmée par le RP de 1851, la reconstitution du XIXe siècle l'est moins en 1881.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme bien la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 9.2 % pour les hommes, 9.6 % pour les femmes.

Montpellier

Une population comptée à part de 5000 à 9000 individus est principalement composée de militaires. Pour tenir compte de leurs décès, nous avons minorés le total des décès de 2 (début de siècle) à 1.5 % (fin de siècle) de la population comptée à part par an.

Montpellier a connu une migration à dominance immigratoire faible en 1901-1930, forte en 1831-1850, modérée en 1856-1870, forte en 1881-1900, faible en 1901-1955, forte en 1956-1975 ; seule période de faible émigration (hommes seulement) 1976-1990. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 29.9 ans et un taux de croissance annuel de 0.2 %, pour les femmes 37.4 ans et 0.2 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 18.3 % pour les hommes et de 25.8 % pour les femmes. L'attrait des âges ronds relevé sur la récapitulation communale en 1851 est de 15 %. Le RP des hommes semble relativement inexacte, comme ceux de 1866 et 1881, mais la présence de la population comptée à part empêche une bonne mesure. En outre, les veufs et veuves au recensement de 1881 sont fantaisistes et les garçons semblent peu probables.

Dès 1886, l'écart entre reconstitution et recensement se réduit brusquement 8.4 % pour les hommes, 10.8 % pour les femmes ; en 1896 11.9 % pour les hommes, 10.6 % pour les femmes. Tout porte à croire, que le recensement de 1886 est le premier recensement réaliste pour la ville de Montpellier.

La reconstitution du XIXe siècle semble cohérente, même si la population comptée à part, la médiocrité des recensements et la très forte mortalité du début du siècle la rendent difficile.

L'écart moyen constaté en 1946, 1951, 1956 et 1961 confirme très bien la reconstitution de la première moitié du XXe siècle respectivement 6.6 %, 2.6 %, 7.2 % et 8.1 % pour les hommes, 9.8 %, 6.3 %, 6.6 % et 6.8 % pour les femmes.

Montpellier2a-rural

Montpellier2a-rural a connu une immigration faible à modérée de 1801 à 1920, forte à très forte de 1921 à 1990. Le profil utilisé est celui sans retour, et très aplati. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 30 ans et un taux de croissance annuel de 0.2 %, pour les femmes 31.3 ans et 0.2 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 17.4 % pour les hommes et de 12.9 % pour les femmes. Le RP des hommes semble sous-estimer fortement les 65-69 ans. Le RP des femmes semble assez plausible.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 28.4 % pour les hommes, à 15.4 % pour les femmes. Le RP des hommes semble sous-estimer fortement les 20-29 ans, celui des femmes semble sous-estimer les 25-29 ans et sur-estimer les 60-64 ans.

La reconstitution du XIXe siècle n'est confirmée que pour le sexe féminin.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme bien la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 12.5 % pour les hommes, 12.2 % pour les femmes.

Montpellier2b-rural

Correction des données relevées la population totale en 1801 a été augmentée de 60 individus, pour cohérence de flux migratoires.

Montpellier2b-rural a connu une forte immigration en 1881-1900, modérée en 1901-1960, très forte en 1961-1990. Le profil utilisé est celui avec retour pour les hommes, sans retour pour les femmes. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 37.5 ans et un taux de croissance annuel de 0.2 %, pour les femmes 36 ans et 0.2 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 19.4 % pour les hommes et de 19.8 % pour les femmes. Le RP des hommes comme des femmes semble perturbé.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 14.3 % pour les hommes, à 16.5 % pour les femmes. Le RP des hommes et des femmes semble plausible.

La reconstitution du XIXe siècle n'a trouvé qu'un appui faible dans le RP de 1881.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme bien la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 8.6 % pour les hommes, 13.2 % pour les femmes.

Cournonterral

En 1901, 68 ouvriers de travaux publics forment la population comptée à part. Nous les avons exclus de la population municipale résidente.

Cournonterral a connu une émigration modérée en 1801-1820, immigration modérée en 1856-1870 et 1886-1895, émigration modérée en 1926-1945, immigration modérée à forte en 1951-1990. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 36.5 ans et un taux de croissance annuel de 0.2%, pour les femmes 40 ans et 0.2 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 17.4 % pour les hommes et de 17.5 % pour les femmes. La récapitulation du RP 1851 étant entièrement fantaisiste, nous l'avons refaite à partir de la liste nominative. Le RP des hommes semble perturbé après l'âge de 50 ans, celui des femmes après l'âge de 55 ans.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 17.8 % pour les hommes, à 15.4 % pour les femmes. Le RP des hommes comme des femmes semble perturbé.

Les RP 1861 et 1866 montrent des incohérences l'attrait des âges (45 % aux âges ronds en 1851) devient 15 % aux âges .1 et .6 ans en 1861, et 55 % aux âges .4 et .9 ans en 1866. La correction des hommes est de 18.6 et 16.5 %, celle des femmes de 28.4 et 9.1 %.

La reconstitution du XIXe s'appuie sur les RP 1851 et 1866 ; ceux de 1861 et 1881 semblent suspects. Le MP paraît également perturbé.

L'écart moyen constaté en 1961 ne confirme pas très bien la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 15.1 % pour les hommes, 15.4 % pour les femmes.

Fabrègues

Fabrègues a connu une migration fluctuante immigration modérée en 1806-1820, reflux en 1831-1840, immigration modérée en 1846-1870, reflux important en 1871-1880, forte immigration en 1881-1895 et en 1956-1990. Le profil utilisé est celui avec retour pour les hommes, sans retour pour les femmes. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 33 ans et un taux de croissance annuel de 0.2 %, pour les femmes 36 ans et 0.2 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 18.2 % pour les hommes et de 17.7 % pour les femmes. Le RP des hommes semble perturbé après l'âge de 45 ans, celui des femmes après l'âge de 55 ans.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 25.9 % pour les hommes, à 17.7 % pour les femmes. Le RP des hommes est fantaisiste. Le RP des femmes semble sous-estimer fortement les 0-4 et 25-29 ans.

Les RP 1861 et 1866 confirment mieux la reconstitution des femmes (correction 12.6 et 10.7 %), moins celle des hommes (correction 14.8 et 20.4 %). L'attrait des âges est constant (30 %), mais aux âges .0 et .5 en 1861, .4 et .9 en 1866.

La reconstitution des femmes du XIXe peut être considérée assurée, celle des hommes est perturbée, peut-être par le grand nombre d'ouvriers agricoles aux domaines viticoles.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 12.8 % pour les hommes, 13.9 % pour les femmes.

Pignan

En 1901, une vingtaine d'ouvriers de travaux publics, en 1921-1936 autant de réfugiés forment la population comptée à part.

Pignan a connu une migration alternante faible émigration en 1801-1855, 1871-1885 et 1901-1945 ; immigration modérée en 1856-1870, 1886-1895 et 1946-1960, forte immigration en 1961-1990. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie à la naissance de 34.2 ans et un taux de croissance annuel de 0.2 %, pour les femmes 38.5 ans et 0.2 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 18.5 % pour les hommes et de 9.7 % pour les femmes. L'attrait des âges ronds relevé sur la récapitulation communale en 1851 est de 50 %. Le RP des hommes comme des femmes semble plausible.

En 1881, les lignes des garçons ont probablement été décalées ; nous avons utilisé le RP 1886. En 1886, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 16.7 % pour les hommes, à 16.5 % pour les femmes. Le RP des hommes semble sous-estimer les 35-39 ans, celui des femmes les 0-4 et les 25-29 ans.

La reconstitution n'est pas confirmée en 1861 (correction 18.5 et 19.7 %). Il s'agit probablement d'une perturbation du RP, mais elle n'est pas apparente.

La reconstitution du XIXe siècle est confirmée par les RP 1851 et 1886, ceux de 1881 et 1861 semblent peu fiables.

L'écart moyen constaté en 1961 ne permet pas de confirmer la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 16.7 % pour les hommes, 13.9 % pour les femmes.

Montpellier3-rural

Montpellier3-rural a connu une migration peu importante et fluctuante de 1801 à 1950, puis une forte à très forte immigration de 1951 à 1990. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 34.3 ans et un taux de croissance annuel de 0.2 %, pour les femmes 38 ans et 0.2 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 13.8 % pour les hommes et de 9 % pour les femmes. Le RP des hommes est particulièrement perturbé après l'âge de 45 ans, celui des femmes semble plausible.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 20.5 % pour les hommes, à 11.6 % pour les femmes. Le RP des hommes semble sous-estimer fortement les 20-24 ans. Le RP des femmes semble plausible.

La reconstitution du XIXe siècle est plausible, même si le sexe masculin en 1881 est suspect.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 13.7 % pour les hommes, 12.8 % pour les femmes.

St-Martin-rural

Correction des données relevées la population totale en 1801 a été augmentée de 200 individus, pour cohérence de flux migratoires.

St-Martin-rural a connu une émigration modérée en 1841-1870, 1896-1911, forte en 1926-1955 ; forte immigration en 1971-1990. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 33 ans et un taux de croissance

annuel de 0.2 %, pour les femmes 36 ans et 0.29 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 9.4 % pour les hommes et de 7.1 % pour les femmes. Le RP des hommes comme des femmes semble plausible.

En 1881, les communes de Rouet et de St-André-de-Buèges ont décalé des lignes ; les RP 1886 de ces communes n'ont pas été retrouvés.

La reconstitution est confirmée par le RP 1851, celui de 1881 est incomplet.

L'écart moyen constaté en 1961 ne permet pas de bien confirmer la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 14.1 % pour les hommes, 17.1 % pour les femmes.

Sète

Correction des données relevées la population totale en 1801 a été augmentée de 800 individus, les décès en 1803-1902 ont été minorés de 80 par décennie, pour tenir compte de la population comptée à part et pour cohérence de flux migratoires. Nous avons exclus de la reconstitution non seulement 400 à 800 militaires, marins, élèves etc, mais aussi les personnes de passage, abusivement incluses dans la population comptée à part.

Sète a connu une migration fluctuante forte immigration en 1826-1850 et 1856-1885. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 31 ans et un taux de croissance annuel de 0.3 %, pour les femmes 33.5 ans et 0.3 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 8.7 % pour les hommes et de 6.7 % pour les femmes. L'attrait des âges ronds relevé sur la récapitulation communale en 1851 est de 35 %.

En 1856, la correction moyenne apportée est de 6.9 % pour les hommes et de 9.5 % pour les femmes.

En 1861, la correction moyenne apportée est de 9.7 % pour les hommes et de 10.6 % pour les femmes.

En 1866, la correction moyenne apportée est de 8.3 % pour les hommes et de 8.8 % pour les femmes.

En 1881, la correction moyenne apportée s'élève à 9.8 % pour les hommes, à 4.2 % pour les femmes.

En 1886, la correction moyenne apportée est de 14 % pour les hommes et de 13.6 % pour les femmes.

En 1891, la correction moyenne apportée est de 23 % pour les hommes et de 18.9 % pour les femmes.

En 1896, la correction moyenne apportée est de 5 % pour les hommes et de 10.4 % pour les femmes.

La reconstitution du XIXe siècle est cohérente et plausible ; le seul recensement qui se dégage comme incohérent celui de 1891.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 9.3 % pour les hommes, 6.1 % pour les femmes. (Pour les recensements de 1946 et 1954, voir le chapitre I.7.)

Olargues-rural

Correction des données relevées la population totale en 1801 a été augmentée de 600 individus, pour cohérence de flux migratoires. En 1886, au total 582 ouvriers de travaux publics ont été

comptés à part dans les communes du canton. Nous les avons exclus de la population municipale résidente.

Olargues-rural a connu une migration en deux temps, faible émigration de 1801 à 1975 ; immigration modérée à forte de 1975 à 1990. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 35.2 ans et un taux de croissance annuel de 0.2 %, pour les femmes 35.8 ans et 0.2 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 10.9 % pour les hommes et de 11.1 % pour les femmes. Nous avons corrigé la récapitulation de la commune de Prémian, en 1851, à l'aide de la liste nominative. Le RP des hommes semble plausible, celui des femmes semble perturbé après l'âge de 55 ans.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 13.6 % pour les hommes, à 13.2 % pour les femmes. Le RP des hommes semble sous-estimer les 25-39 ans, dû aux données peu fiables de St-Vincent. Le RP des femmes semble perturbé comme pour le sexe masculin. Les lignes des communes de Prémian et St-Martin-de-l'Arçon ont été décalées, mais les RP 1886 de ces communes sont autant suspects.

La reconstitution du XIXe siècle est cohérente et plausible.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 10.9 % pour les hommes, 8.6 % pour les femmes.

Olonzac

De 1881 à 1891, respectivement 68, 85 et 23 ouvriers de travaux publics ont été comptés à part ; ils ont été exclus par nous.

Olonzac a connu une immigration modérée de 1801 à 1930, avec comme seul moment de reflux 1886-1890 ; stabilité depuis 1930. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 38 ans et un taux de croissance annuel de 0.2 %, pour les femmes 40 ans et 0.2 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 7.3 % pour les hommes et de 18.5 % pour les femmes. L'attrait des âges ronds relevé sur la récapitulation communale en 1851 est de 15 %. Le RP des hommes est plausible, celui des femmes semble sous-estimer fortement les 0-4 et les 55-64 ans.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 15.7 % pour les hommes, à 18.9 % pour les femmes. Le RP des hommes semble sous-estimer les 10-14 ans, sur-estimer les plus de 50 ans. Le RP des femmes semble perturbé. Les lignes des femmes mariées et des veuves, en 1881, ont pu être décalées.

La reconstitution du XIXe semble confirmée pour les hommes ; par contre, les RP femmes sont suspects.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 12.5 % pour les hommes, 7.7 % pour les femmes.

Olonzac1-rural

Correction des données relevées la population totale en 1801 a été augmentée de 200 individus, pour cohérence de flux migratoires.

Olonzac1-rural a connu une migration en sens unique, celui de l'émigration faible à modérée de 1801 à 1990. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 37 ans et un taux de croissance annuel de 0.3 %, pour les femmes 36.5 ans et 0.3 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 15.4 % pour les hommes et de

13.2 % pour les femmes. Le RP des hommes semble sous-estimer les 25-29 ans, celui des femmes semble plausible.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 8.5 % pour les hommes, à 13.3 % pour les femmes. Le RP des hommes et des femmes semble plausible. Le RP 1881 de Félines-Minervois est suspect, le RP 1886 l'est également.

La reconstitution du XIXe siècle semble plausible.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 13.4 % pour les hommes, 15.2 % pour les femmes.

Olonzac2-rural

Correction des données relevées la population totale en 1801 a été augmentée de 200 individus, pour cohérence de flux migratoires.

Olonzac2-rural a connu une faible immigration en 1856-1885 ; émigration faible avant, modérée après, reprise d'un faible immigration en 1976-1990. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 38.3 ans et un taux de croissance annuel de 0.2 %, pour les femmes 40 ans et 0.2 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 9.3 % pour les hommes et de 8.5 % pour les femmes. Le RP des hommes comme des femmes semble plausible.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 9.2 % pour les hommes, à 9.5 % pour les femmes. Le RP des hommes comme des femmes semble plausible, même si la commune de Félines semble suspecte. Le RP 1881 de La-Livinière est suspect, nous avons utilisé le RP 1886.

Malgré le RP 1881 suspect de Félines, la reconstitution du XIXe siècle est confirmée par les RP 1851 et 1881.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 9.6 % pour les hommes, 9.4 % pour les femmes.

Cessenon3

Correction des données relevées la population totale en 1801 a été augmentée de 150 individus, pour cohérence de flux migratoires.

Cessenon3 a connu une immigration modérée en 1856-1925 ; faible émigration en 1926-1975, reprise d'une immigration modérée en 1981-1990. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 32 ans et un taux de croissance annuel de 0.3 %, pour les femmes 35 ans et 0.3 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 17.4 % pour les hommes et de 11.6 % pour les femmes. L'attrait des âges ronds relevé sur la récapitulation communale en 1851 est de 45 %. Le RP des hommes est peu fiable, celui des femmes semble sous-estimer les 25-29 et les 60-64 ans.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 23.2 % pour les hommes, à 16.1 % pour les femmes. Le RP des hommes est peu fiable. Le RP des femmes semble sous-estimer les 0-14 et les 55-59 ans.

La reconstitution du XIXe siècle n'est confirmée que pour le sexe féminin, notamment en 1851.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 8.9 % pour les hommes, 9.9 % pour les femmes.

Cruzy

Cruzy a connu une immigration modérée en 1821-1840, forte en 1851-1875. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 34.5 ans et un taux de croissance annuel de 0.2 %, pour les femmes 36.8 ans et 0.2 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 10.5 % pour les hommes et de 15.7 % pour les femmes. L'attrait des âges ronds relevé sur la récapitulation communale en 1851 est de 45 %. Le RP des hommes semble sous-estimer fortement les 0-4 ans. Le RP des femmes semble sur-estimer les 30-34 ans, sous-estimer les 35-39 et les 45-49 ans.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 20.6 % pour les hommes, à 7.8 % pour les femmes. Le RP des hommes semble perturbé à 0-4 et à 60-69 ans. Le RP des femmes semble sous-estimer fortement les 40-45 ans.

La reconstitution du XIXe est bien confirmée pour les femmes, un peu moins bien pour les hommes.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 10 % pour les hommes, 11.9 % pour les femmes.

St-Chinian2

Correction des données relevées la population totale en 1801 a été augmentée de 200 individus, pour cohérence de flux migratoires. Un pensionnat de jeunes filles compte une vingtaine de pensionnaires et quelques religieuses à chaque recensement. Nous les avons exclus de la population municipale résidente.

St-Chinian2 a connu une immigration modérée en 1821-1850 et 1911-1930. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 37.3 ans et un taux de croissance annuel de 0.2 %, pour les femmes 35.9 ans et 0.12 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 11.2 % pour les hommes et de 10.9 % pour les femmes. L'attrait des âges ronds relevé sur la récapitulation communale en 1851 est de 50 %. Le RP des hommes comme des femmes semble plausible.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 18.7 % pour les hommes, à 13.1 % pour les femmes. Le RP des hommes semble sous-estimer les 10-14 ans. Le RP des femmes semble plausible.

La reconstitution du XIXe siècle semble cohérente et plausible.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 12.1 % pour les hommes, 12.1 % pour les femmes.

St-Chinian-rural

Correction des données relevées la population totale en 1801 a été augmentée de 350 individus, pour cohérence de flux migratoires.

St-Chinian-rural a connu une immigration modérée en 1861-1880, émigration modérée en 1961-1975 ; reprise d'une immigration modérée en 1976-1990. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 43.5 ans et un taux de croissance annuel de 0.2 %, pour les femmes 43.5 ans et 0.2 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 13.8 % pour les hommes et de 9.9 % pour les femmes. Le RP des hommes semble sous-estimer les 65-69 ans. Le RP des femmes semble plausible.

En 1881, il manque une partie des filles de la commune de Cébazan, les lignes de Montouliers, Pierrerue et Villespassans ont pu être décalées. Le RP 1886 de Cébazan n'a pas été retrouvé.

La reconstitution du XIXe siècle, confirmée par le seul RP 1851 - il manque la commune de Cébazan -, semble cohérente.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 10.7 % pour les hommes, 8.4 % pour les femmes.

St-Pons4

La commune de St-Pons connaît une population comptée à part permanente de 100-200 personnes, majoritairement des séminaristes.

St-Pons4 a connu une émigration modérée de 1826 à 1855, faible à modérée de 1856 à 1920, modérée en 1971-1980. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 33 ans et un taux de croissance annuel de 0.155 %, pour les femmes 33.3 ans et 0.1 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 16.1 % pour les hommes et de 10.9 % pour les femmes. L'attrait des âges ronds relevé sur la récapitulation communale en 1851 est de 115 %. Le RP des hommes semble sous-estimer les 20-24 ans, et sur-estimer les 40-54 ans. Le RP des femmes semble plausible.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 9.2 % pour les hommes, à 10.5 % pour les femmes. Le RP des hommes semble plausible, celui des femmes semble sur-estimer les 20-24 ans, et sous-estimer les 25-29 ans.

La reconstitution du XIXe siècle semble cohérente et plausible, même si le MP en 1803-1812 peut paraître incomplet.

L'écart moyen constaté en 1961 confirme la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 12.8 % pour les hommes, 13.7 % pour les femmes.

St-Pons-rural

La commune de Riols connaît une population comptée à part de 20-120 personnes, séminaristes et jeunes filles en pensionnat. En 1881, il s'y ajoute 70 ouvriers de travaux publics. Tous ont été exlus de la reconstitution.

St-Pons-rural a connu une émigration modérée en 1866-1890, 1931-1950 et 1961-1970 ; une forte reprise de l'immigration en 1976-1990. Le profil utilisé est celui sans retour. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 42 ans et un taux de croissance annuel de 0.15 %, pour les femmes 42 ans et 0.15 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 19.2 % pour les hommes et de 11.6 % pour les femmes. Le RP des hommes semble sous-estimer les 0-4 ans, et sur-estimer les 40-54 ans. Le RP des femmes semble sous-estimer les 0-4 ans, et sur-estimer les 50-54 ans.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 11.5 % pour les hommes, à 10.5 % pour les femmes. Le RP des hommes comme des femmes semble plausible.

La reconstitution du XIXe siècle est confirmée pour le sexe féminin, moins pour le sexe masculin. Il existe un doute sur le MP en 1803-1812.

L'écart moyen constaté en 1961 ne confirme pas très bien la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 14.4 % pour les hommes, 14.4 % pour les femmes.

Salvetat-rural

Correction des données relevées la population totale en 1801 a été augmentée de 300 individus, pour cohérence de flux migratoires. La-Salvetat compte une vingtaine de pensionnaires d'hospice et de pensionnat ; en 1886 il s'y ajoute une centaine d'ouvriers de travaux publics. Tous ont été exclus de la population municipale.

Salvetat-rural a connu une migration en deux temps émigration modérée de 1806 à 1975 ; reflux important en 1976-1990. Le profil utilisé est celui avec retour à l'âge de 60 ans. Les populations stables, en 1801, sont définies pour les hommes par une espérance de vie de 37.5 ans et un taux de croissance annuel de 0.15 %, pour les femmes 37.8 ans et 0.15 %.

En 1851, la correction moyenne apportée par la reconstitution est de 13.4 % pour les hommes et de 14.1 % pour les femmes. Le RP des hommes semble sous-estimer les 25-29 ans, et sur-estimer les 50-54 ans. Le RP des femmes semble sous-estimer les 25-29 et les 55-69 ans.

En 1881, la correction moyenne apportée par la reconstitution s'élève à 24.7 % pour les hommes, à 9.7 % pour les femmes. Le RP des hommes est incomplet. Le RP des femmes semble plausible.

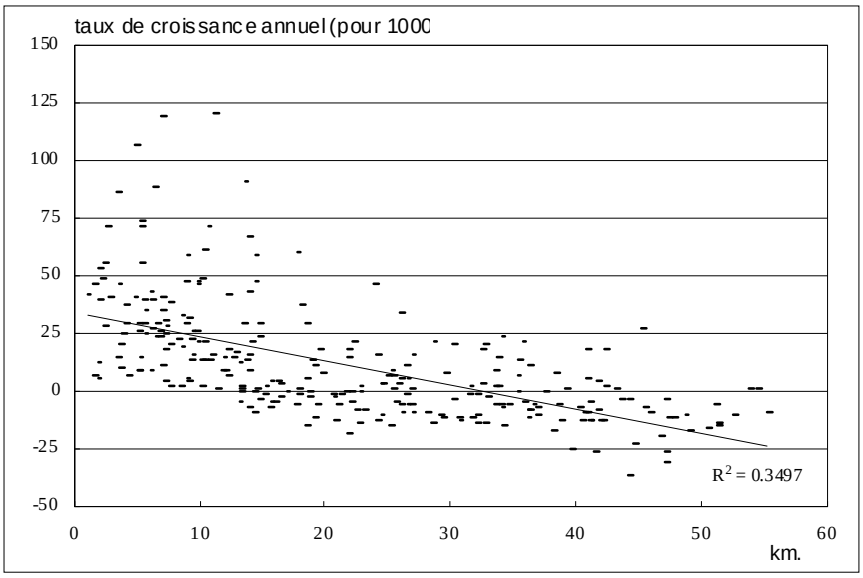
La reconstitution du XIXe siècle est assez bien assurée ; le RP des hommes en 1881 semble perturbé.

L'écart moyen constaté en 1961 ne permet pas de confirmer la reconstitution de la première moitié du XXe siècle 17.8 % pour les hommes, 16.4 % pour les femmes.

Annexe 2.1.1 L'influence des routes sur le peuplement récent

La vision "routière" du développement, selon laquelle le réseau de communications en général, des routes en particulier, seraient l'un des principaux éléments de développement d'un territoire, a de quoi étonner dans le contexte héraultais. Elle entre en conflit avec le constat d'un développement récent très différent entre l'Est et l'Ouest, entre le Montpelliérais et le Biterrois, qui se trouvent sur le même couloir littoral et qui ont été servis par l'autoroute à peu près au même moment.

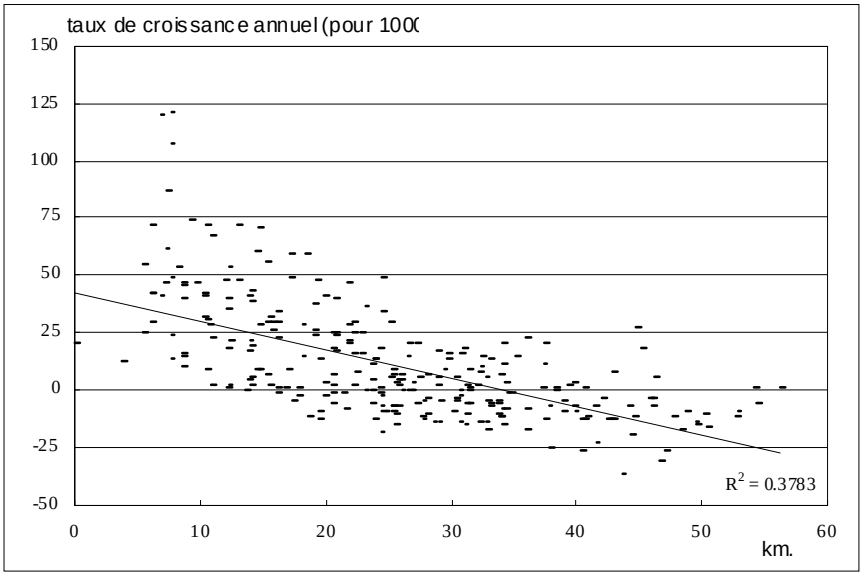
Pour étudier l'impact de l'autoroute, on peut aller plus loin, car ses accès sont restés longtemps les mêmes. Le graphique 1 montre le taux de croissance annuel moyen communal, entre 1962 et 1990, en fonction de la distance de la commune à l'accès d'autoroute le plus proche.



Graphique 1. Taux de croissance annuel moyen (1962-1990) en fonction de la distance entre la commune et l'accès d'autoroute le plus proche ; droite de régression et taux de détermination (R^2) ; communes de l'Hérault.

A première vue, le graphique semble donner à la vision routière du développement plus l'accès est proche, plus le taux de croissance est élevé. Toutefois, on ne saurait se laisser leurrer trop facilement. La majorité des accès d'autoroute se trouvent près des grandes villes et les communes autour de ces villes ont bénéficié d'une croissance péri-urbaine qui n'a pas forcément de rapport avec l'autoroute. Prenons, par exemple, les trois communes qui ont connu le taux de croissance moyen le plus élevé (plus de 100 pour 1000) St-Clément-la-Rivière,

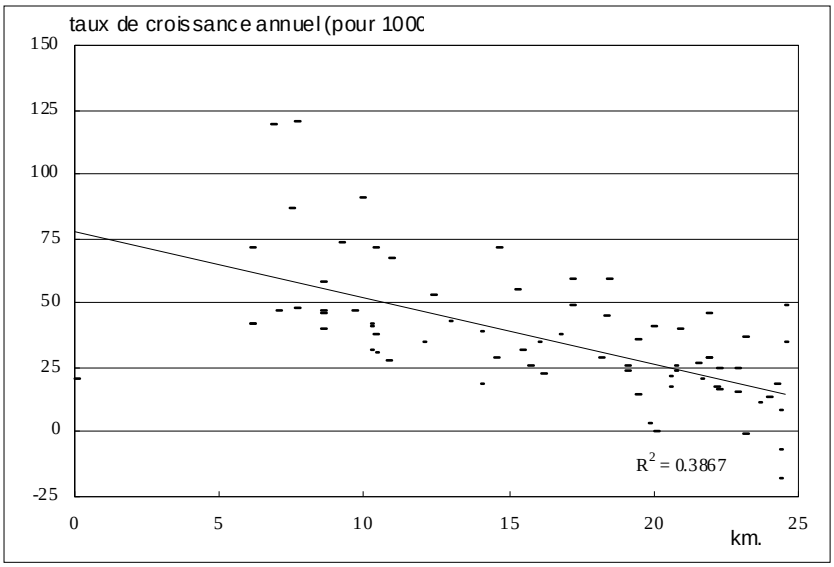
Juvignac et Jacou. Aucune des trois n'utilise l'autoroute pour sa communication avec Montpellier. Elles ont crû par leur position géographique, à faible distance de Montpellier. Voyons alors, comment cette distance se rapporte aux taux de croissances (le graphique 2).



Graphique 2. Taux de croissance annuel moyen (1962-1990) en fonction de la distance entre la commune et Montpellier ou Béziers ; droite de régression et taux de détermination (R^2) ; communes de l'Hérault.

Le résultat est presque le même qu'au graphique 1 ! Plus une commune est proche d'une des deux grandes villes, plus son taux de croissance est élevé. La distance vers l'accès d'autoroute expliquait 35 % de la variation, celle vers les deux grande villes 38 %. La raison en est simple la distance envers les villes et celle envers l'autoroute sont fortement corrélées entre elles (r = 0,92).

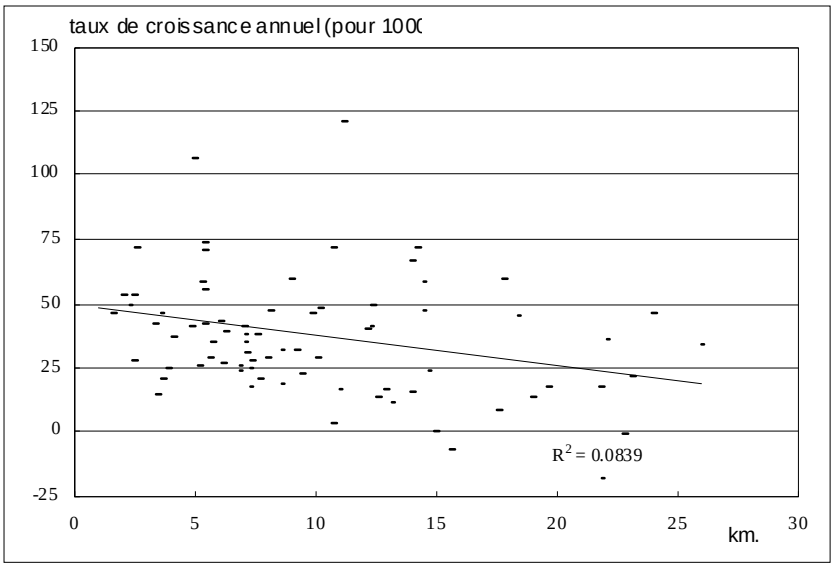
La question est les communes, croissent-elles parce qu'elles sont proches des villes ou parce qu'elles sont proches d'un accès d'autoroute ? Pour répondre à cette question, il faudra séparer le Biterrois du Montpelliérais, car dans le Montpelliérais, nous avons la chance de pouvoir observer l'impact de quelques accès d'autoroute qui sont légèrement plus éloignés de la ville de Montpellier. Ainsi, dans le Montpelliérais, distance à l'autoroute et distance à la ville ne sont pas entièrement identiques (r = 0,48 "seulement").



Graphique 3. Taux de croissance annuel moyen (1962-1990) en fonction de la distance avec la commune et Montpellier ; droite de régression et taux de détermination (R^2) ; communes à moins de 25 km de Montpellier.

Le graphique 3 montre les taux de croissance moyens en fonction de la distance (en vol d'oiseau) envers Montpellier pour toutes les communes à moins de 25 km de Montpellier. La distance envers Montpellier explique 39 % de la variation du taux de croissance. Les communes de la première couronne s'écartent le plus de la tendance. On peut chercher une régression non-linéaire qui augmenterait probablement la part expliquée, mais là n'est pas notre propos. Nous voulons simplement vérifier les deux hypothèses distance envers la ville ou distance envers l'autoroute ? Le graphique 4 montre cette dernière.

Le nuage de points a perdu sa forme allongée. La part expliquée tombe à 8 %. Une analyse statistique permet de séparer l'impact des deux distances. Une régression du taux de croissance sur les deux distances (envers Montpellier et envers l'autoroute) établit que l'ensemble de l'explication est produite par la distance envers Montpellier (variable significative à plus de 99,95 %) ; la distance envers l'autoroute, quant à elle, ne fournit aucune explication supplémentaire (variable significative à 20 % seulement, laissant une probabilité de 80 % que la distance envers l'autoroute est entièrement indifférente). *A distance égale envers Montpellier, la proximité d'un accès d'autoroute n'a eu aucune influence sur le développement des communes dans le Montpelliérais.*



Graphique 4. Taux de croissance annuel (1962-1990) en fonction de la distance envers le premier accès d'autoroute ; droite de régression et taux de détermination (R^2) ; communes < 25 km de Montpellier.

Pour l'ensemble des communes départementales, la conclusion statistique est également sans équivoque la distance vers la ville (Béziers ou Montpellier) est seule significative dans l'explication des taux de croissance communaux (seuil de signification à plus de 99,95 %). La distance vers l'accès de l'autoroute ne peut pas être retenue comme significative (significative à 91,05 % seulement). Le constat s'impose *les communes de de l'Hérault ont crû en fonction de leur distance envers une des deux grandes villes et non pas en fonction de leur distance envers l'accès d'autoroute. La notion de "couloir" est donc trompeur. Il s'agit, en matière de peuplement, toujours de bassins de peuplement "traditionnels", principalement dans les plaines fluviales et structurés par les grandes villes. Attendre de la nouvelle autoroute (l'A 75), qu'elle transforme la structure du peuplement, qu'elle apporte du développement là où celui-ci ne serait pas venu sans elle, serait surestimer très largement le rôle que peuvent jouer les routes.*

Le tableau 1 résume les distances et les taux de croissance des communes du Montpelliérais. On note que les communes proches des accès d'autoroutes ne sont pas mieux situées que les autres. De surcroît, un grand nombre d'entre elles (Lattes, Pérols, Le Crès, Juvignac, etc.) sont effectivement proches d'un accès d'autoroute, mais ne tirent nullement leur croissance de ce fait. N'utilisant pas l'autoroute pour leur communication avec Montpellier, leur croissance est exclusivement due à la présence de Montpellier. D'autre part, des communes très proches d'un accès d'autoroute (Gigean, Poussan), mais éloignées de Montpellier, n'ont enregistré des taux de croissance très modestes. Rien ne les distingue de leur voisinage. Incontestablement, l'A6 n'a pas apporté de développement aux communes qu'elle dessert. L'A75, le pourrait-elle ?

		distance envers :					distance envers :		
n°	Commune	MTP	AR	Tx cr.	n°	Commune	MTP	AR	Tx cr.
1	S-Clément	7,6	11,1	120,1	51	S-MartinLo	24,5	25,9	34
2	Juvignac	6,8	7	118,8	52	Candillarg	15,4	8,5	31,8
3	Jacou	7,6	4,9	106,4	53	Murviel-M	10,2	9,1	31,6
4	S-Gely	9,9	13,5	90,3	54	Palavas-les-Fl	10,4	7,1	30
5	Clapiers	5,4	6,3	88,1	55	Castelna2	6,1	5,1	28,9
6	Le Crès	7,4	3,4	86,3	56	Cournonsec	16	6,6	28,9
7	Teyran	9,2	5,3	73,5	57	S-Paul	15,3	13,4	28,9
8	Vailhauq	12,9	14,1	71,6	58	Valflaunes	22,2	18,4	28,9
9	PradesL	10,3	10,6	71,4	59	S-JeanCu	15,7	14,6	28,8
10	Lattes	6,1	2,5	71,1	60	S-Series	21,8	5,5	28,6
11	Sussargues	14,6	5,3	70,7	61	Beaulieu	18,1	7,9	28,3
12	Combaill	10,9	13,9	66,6	62	Cournonte	14,5	10	28,2
13	Murles	14,4	17,7	59,4	63	Poussan	21,8	2,4	27,9
14	S-JeanCo	18,4	8,9	58,9	64	Pignan	10,8	7,3	27,6
15	S-Mathieu	17,1	14,4	58,6	65	Lunel	21,5	6,1	26,4
16	Perols	8,5	5,2	58,2	66	Montbazin	19	6,8	25,7
17	S-Brès	15,2	5,3	55	67	S-GeniesdM	15,7	5,1	25,7
18	Saint-Aunès	8,2	2,4	53,3	68	S-NazaireP	20,7	9,4	25
19	Baillarg	12,3	1,9	53	69	Saturarg	22,2	3,8	24,5
20	S-Croix	17,1	12,3	48,7	70	Frontignan	22,8	7,2	24,4
21	Villetelle	24,5	2,2	48,5	71	Fontanes	20,7	14,6	23,2
22	Grabels	7,6	10,1	48,2	72	Lunel-Viel	19	6,8	23,2
23	S-VincentB	11,9	9,8	47,4	73	Montaud	16,1	9,3	22,5
24	Restinclè	19,2	8,8	47,3	74	ViolsFort	20,5	23	21,5
25	Matelles	12,9	14,4	47,1	75	Saussines	21,8	9,8	20,7
26	S-Georges	8,5	8	46,4	76	Montpell	0	3,6	20,2
27	Montferr	7	9,8	46,3	77	Boisseron	21,6	7,6	20,1
28	Vendargues	9,6	1,5	46,3	78	Guzargues	14	8,5	18,4
29	Argelliers	21,8	23,9	45,7	79	Sauteyrargues	24,2	19,5	17,7
30	Saussan	8,5	3,5	45,6	80	S-Christol	20,5	7,2	17,5
31	Cazevieille	18,3	18,3	44,5	81	Mas-dL	22,1	21,7	17,2
32	Montarnaud	14	13,9	43,1	82	Aumelas	20,7	12,8	16,5
33	Mireval	12,9	6	42,4	83	Marsill	22,2	10,9	15,8
34	Laverune	6,1	3,2	41,8	84	Galargues	22,8	13,9	15,2
35	VillenM	10,2	5,3	41,8	85	Gigean	18,1	3,4	14,4
36	S-JeanV	6,1	1	41,3	86	S-BauzdM	19,4	12,5	13,6
37	Triadou	13,7	12,2	41	87	Gignac	23,9	18,9	13,3
38	S-Just	19,9	6,9	40,8	88	Lansargues	17,3	9,3	12,7
39	Mauguio4	10,2	4,8	40,4	89	Campagne	23,6	13,1	11,3
40	Vic	8,5	12,1	39,7	90	Lauret2	23,8	19,1	10,5
41	Verargues	20,8	5,4	39,3	91	Vacquieres	24,3	17,5	7,8
42	Castries	12	1,9	39	92	Buzignarg	20,5	12,1	6,6
43	Mudaison	14	6,2	38,7	93	S-Hilaire	19,8	10,6	3,1
44	Assas	10,3	7,5	37,8	94	La Grande Motte	20	14,9	0
45	Valergues	16,7	7	37,6	95	Aniane	23,1	22,7	-0,8
46	Boissiere	19	18	37	96	Gamigues	24,3	15,5	-7,2
47	Balaruc2	23,1	4	36,4	97	Rouet	24,3	21,8	-19
48	ViolsLaval	19,4	22	35,4					
49	Fabregues	12	5,6	34,6					
50	S-Drezery	16	7	34,1					

Tableau 1. Distances envers Montpellier (MTP) et envers le premier accès d'autoroute (AR), taux de croissance annuel moyen (1962-1990) ; communes à moins de 25 km de Montpellier, classées selon le taux de croissance annuel moyen.

Annexe 2.3.1 L'estimation des femmes par âge et par état matrimonial

Retournons au tableau 3 du chapitre II.4. Il donne une indication de la qualité des recensements publiés à l'échelon départemental et celui des arrondissements. En outre, il vérifie d'autres indicateurs de qualité étudiés au chap. II.4, notamment celui de l'absence de l'attrait des âges ronds (voir chap. II.4).

		1851	51rec	1856	1861	1866	1872	1876	1881	1886	1891	1896	1901	1906	1911
DÚp	H	32,35	9,82	9,21	10,79	12,58	13,5	5,82	5,73	11,03	6,2	7,32	5,46	5,99	6,42
	F	39,74	8,52	12,4	13,19	16,01	13,64	5,51	11,24	14,18	7,36	5,51	6,72	6,49	7,19
Arr.															
BÚziers	H		10,67	23,74	8,85	11,65	35,07	7,2				8,15			
	F		8,42	19,95	8,19	18,66	33,26	10,5				8,41			
Lodève	H		8,33	8,84	8,16	10,06	4,92	5,21	5,96			6,43			
	F		6,81	7,74	7,29	5,17	8,01	8,46	6,04			5,32			
"MTP"	H		11,01	*21,61*	*27,29*	*45,72*	*28,34*	11,7			6,1	7,3			
	F		12,14	*17,16*	*23,92*	*30,26*	*24,86*	11,61			14,35	6,19			
St-Pons	H		12,37	7,28	12,31	10,1	11,9	10,12	26,78			6,89			
	F		9,06	8,3	9,6	4,92	8,46	9,11	19,5			10,41			

Tableau 3, chap. II.4. Correction moyenne apportée, entre 0 et 69 ans, à l'effectif recensé (en % de l'effectif recensé); de 1856 à 1872, les effectifs recensés de l'arrondissement de Montpellier ont été obtenus par soustraction.

Les récapitulations départementales de 1851 à 1872 et celle de 1886 ont été jugées non-fiables, celle du sexe féminin en 1881 a été jugée suspecte. Les autres recensements ont paru corrects, mis à part le sous-enregistrement aux jeunes âges, ce qui n'intervient pas dans l'estimation des femmes mariées de 15 à 49 ans. Pour vérifier l'enregistrement par état matrimonial, nous comparons les taux de non-célibat par âge au modèle proposé par Coale (1971). Le modèle s'écrit

$$TNC = 5{,}747C*0{,}174\exp[-4{,}411\exp[(-0{,}309x]]$$

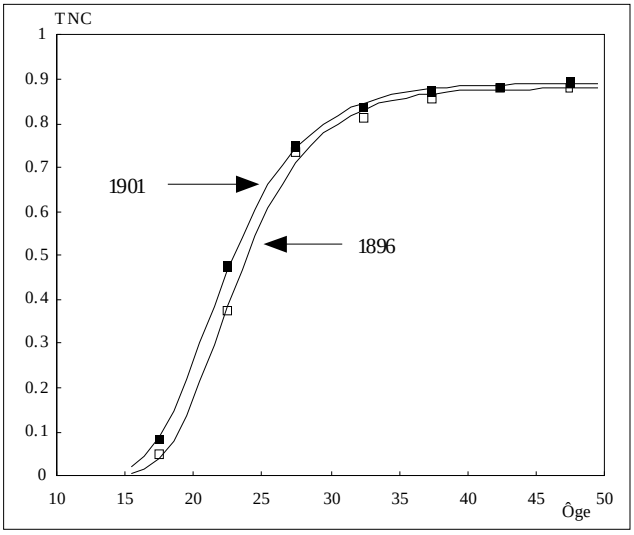
où TNC est le taux de non-célibat, C le célibat définitif (mesuré à l'âge de 50 ans), x l'âge normalisé ;

la normalisation de l'âge est définie par $x = (a-a_o)/k$

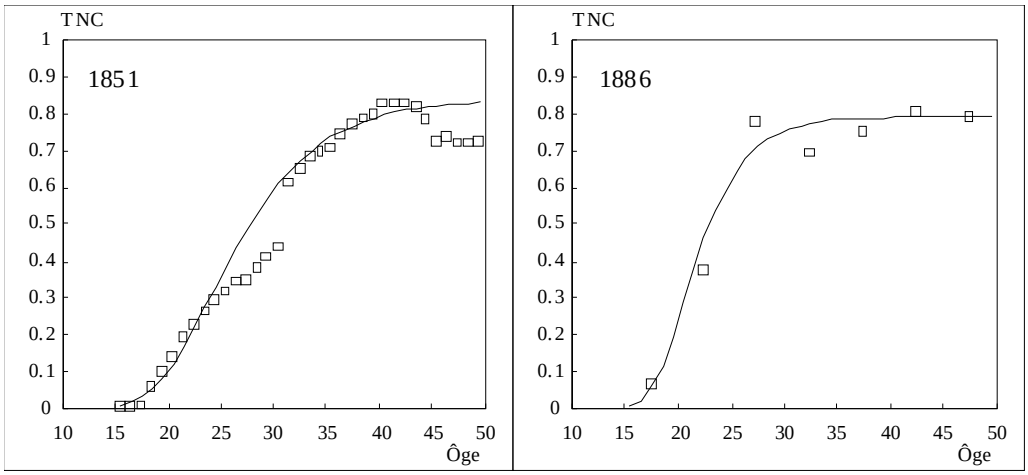
où k est un accélérateur de la variable âge ; il est 1 si le rythme de nuptialité est égal à celui des femmes Suédoises en 1901-1910, à la base du modèle, > 1 s'il est plus lent, < 1 s'il est plus rapide ;

enfin, a_o est l'âge théorique du premier mariage, c'est-à-dire le point de départ de la courbe.

Déterminé par les trois paramètres C, k et a, le modèle sait rendre compte du comportement nuptial des populations à travers le monde et les différentes époques. Il s'applique aussi bien de façon transversale que longitudinale, tant que des événements extérieurs ne perturbent pas durablement le calendrier nuptial. (Voir Coale 1971.)



Graphique 1. Taux de non-célibat par âge pour deux recensements jugés fiables ; sexe féminin, ensemble du département

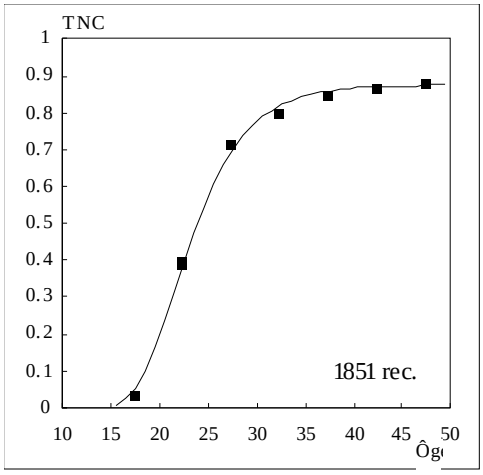


Graphique 2. Taux de non-célibat par âge pour deux recensements jugés non-fiables ; sexe féminin, ensemble du département en 1851 (années d'âge) et en 1886 (groupes d'âge)

Le graphique 1 permet de constater la qualité satisfaisante des recensements ; il permet également de vérifier la validité du modèle de Coale. La qualité des recensements de 1851 et 1886 fait défaut, comme le montre le graphique 2. Cela

ne fait que confirmer les conclusions de l'analyse menée au chapitre II.4.

Le recensement de 1851 a été recompté sur la base des récapitulations communales. Nous disposons donc d'une deuxième estimation, par groupe d'âge cette fois-ci.



Graphique 3. Taux de non-célibat par âge selon le recensement recompté de 1851 ; sexe féminin, ensemble du département.

Le graphique 3 confirme la validité du modèle, ainsi que la bonne qualité des récapitulations communales.

On dispose des estimations départementales données par le tableau 1. Les estimations non-fiables sont mentionnées en italiques. Les taux ne peuvent être calculés aux recensements de 1906, et de 1921 à 1936, faute d'une publication des femmes par état matrimonial et groupe d'âge quinquennal.

A l'exception du recensement de 1881 (classé "suspect"), le taux de célibat féminin définitif (défini comme $1 - C$ à 47,5 ans) des recensements fiables est compris entre 10,1 et 12,4 %. Aux âges de 27,5 à 42,5 ans, le taux est tout aussi stable l'écart type ne dépasse pas 0,032. C'est aux âges avant 25 ans que l'estimation varie le plus. Le premier groupe d'âge ne contribuant pas beaucoup au calcul de I_m et de I_g, seule la variation importante à l'âge de 20-24 ans (contribuant pour environ 20 % aux indices) perturbe réellement l'estimation des indices de Coale. Un écart de 0,068 aux âges de 20-24 ans amène donc un écart de 0,014 des indices I_m et I_g.

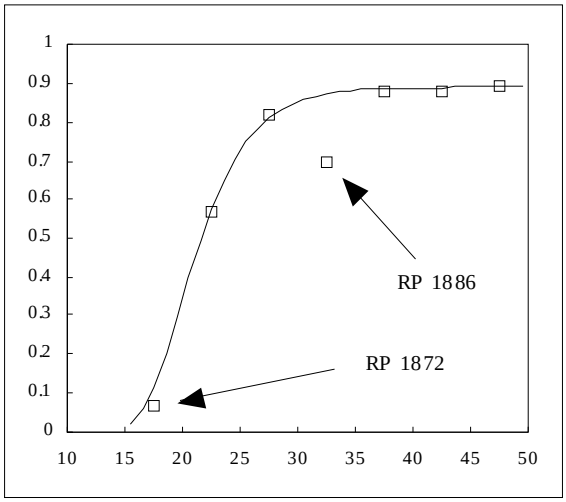
année	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	C	k	ao
1851*	0,032	0,392	0,712	0,797	0,841	0,864	0,876	0,876	1,22	15,7
1856	*0,085*	*0,431*	*0,635*	*0,727*	*0,774*	*0,821*	*0,839*	*0,839*	*1,35*	*14*
1861	*0,057*	*0,415*	*0,61*	*0,701*	*0,768*	*0,831*	*0,873*	*0,873*	*1,6*	*14,5*
1866	*0,069*	*0,401*	*0,62*	*0,709*	*0,785*	*0,839*	*0,872*	*0,872*	*1,64*	*14,2*
1872	*0,061*	*0,444*	*0,709*	*0,703*	*0,77*	*0,804*	*0,88*	*0,88*	*1,654*	*13,24*
1876	0,09	0,565	0,808	0,865	0,862	0,891	0,893	0,893	0,982	15,36
1881	0,042	0,43	0,813	0,863	0,877	0,909	0,912	0,912	0,976	16,8
1886	*0,063*	*0,374*	*0,776*	*0,692*	*0,753*	*0,804*	*0,793*	*0,793*	*0,503*	*19,62*
1891	0,053	0,458	0,741	0,835	0,877	0,899	0,899	0,899	1,178	15,49
1896	0,045	0,374	0,734	0,81	0,852	0,877	0,88	0,88	1,148	16,28
1901	0,079	0,472	0,746	0,834	0,871	0,88	0,891	0,891	1,205	15,02
1906										
1911	0,08	0,472	0,747	0,833	0,869	0,879	0,892	0,892	1,211	14,99
Ec. typ "fiable"	0,023	0,068	0,032	0,023	0,013	0,012	0,009	0,009	0,09	0,48

Tableau 1. Taux de non-célibat par âge selon les recensements publiés (1851* étant recompté) ; valeurs de *C*, *k* et a_o ; sexe féminin, ensemble du département ; écarts types calculés sur les recensements jugés fiables 1851*, 1876, 1891, 1896, 1901 et 1911.

Grâce à la relative stabilité des taux au cours de la deuxième moitié du XIXe siècle, on obtient une première estimation des taux jugés non-fiables par simple interpolation des taux par âge entre recensements fiables. Ainsi, les taux en 1906, 1886 et 1856-1871 sont estimés respectivement à partir de ceux observés en 1901 et 1911, en 1881 et 1891, en 1851 et 1876.

Une deuxième méthode est théoriquement plus satisfaisante par interpolation longitudinale suivant le modèle de Coale. Le graphique 4 vérifie que le modèle d'ajustement est valable aussi en longitudinal.

La valeur estimée en 1886, à 32,5 ans, par la méthode longitudinale est de 0,87. Elle est très proche de la valeur obtenue par l'interpolation entre recensements 0,85. Pour l'estimation des années 1886 et 1906, les deux méthodes sont applicables et leurs résultats sont très proches. Pour l'estimation des années 1856-1871, par contre, la méthode longitudinale n'est pas applicable. L'ajustement par le modèle de Coale nécessite des estimations valables à quatre dates, dont trois doivent se trouver entre l'âge de 15 et 35 ans. Sinon, l'estimation du paramètre *k* devient hasardeuse. Pour de nombreuses cohortes traversant les recensements à estimer l'ajustement est impossible. L'estimation de ces recensements devient donc impossible.



Graphique 4. Taux de non-célibat par âge, femmes nées en 1851-55 ; les valeurs observées en 1872 et 1886 n'ont pas été prises en compte pour l'ajustement.

Une troisième méthode est employée par Van de Walle. Elle s'appuie sur les statistiques des mariages par âge. Celles-ci sont publiées depuis 1861, et aux archives départementales nous trouvons les données de 1854 à 1860. A partir des mariages par âge des femmes célibataires et des effectifs féminins reconstitués aux dates des recensements, nous pouvons calculer la probabilité d'un premier mariage par âge aux dates de recensements (les mariages par âge annuels ont été regroupés en groupes de cinq ans autour de l'année centrale qui est celle du recensement). La relation entre la probabilité de premier mariage et le taux de non-célibat est

$$TNC(a) = \sum_{o}^{a} m(x)dx$$

et

$$m(x) = M(x)/E(x)$$

où $TNC(a)$ est le taux de non-célibat à l'âge a ; $m(x)$ est la probabilité de premier mariage à l'âge x ; $M(x)$ est le nombre de premiers mariages à l'âge x ; $E(x)$ est l'effectif de femmes à l'âge x .

La relation n'est valable qu'en observant une cohorte, c'est-à-dire en longitudinal, et sous deux hypothèses fortes (1) tous les mariages enregistrés sont domiciliés dans le département et inversement aucune femme domiciliée dans l'Hérault ne se marie à l'extérieur du département ; (2) le comportement migratoire des femmes mariées est le même que celui des femmes célibataires.

Les valeurs de $m(x)$ observées sont les suivantes :

	1854-58	1859-63	1864-68	1869-73	1874-78	1879-83	1884-88
15-19	0,211	0,264	0,263	0,247	0,22	0,224	0,213
20-24	0,468	0,421	0,416	0,382	0,398	0,36	0,421
25-29	0,211	0,211	0,2	0,214	0,16	0,15	0,13
30-34	0,067	0,073	0,104	0,086	0,06	0,052	0,042
35-39	0,025	0,028	0,033	0,044	0,031	0,019	0,019
40-49	0,01	0,009	0,008	0,007	0,006	0,007	0,008

Tableau 2. Sexe féminin, probabilités de premier mariage par âge, ensemble du département.

Les données du tableau permettent de ré-estimer les taux de non-célibat de six cohortes, partiellement ou entièrement. A l'aide du modèle de Coale et d'une estimation indépendante du taux de célibat définitif C (fixé à 12 %), nous pouvons compléter les cohortes qui ont commencé leur carrière nuptiale avant 1854. A leur tour, ces estimations permettent l'estimation des données manquantes aux recensements de 1851 à 1866, selon le tableau suivant.

	1841	1846	1851	1856	1861	1866	1871
15-19	0,326	0,214	0,086	0,129	0,175	0,262	0,185
20-24		0,652	0,565	0,665	0,634	0,646	0,665
25-29			0,808	0,77	0,835	0,839	0,836
30-34			*0,87*	0,864	0,85	0,881	0,881
35-39			*0,88*	*0,89*	0,882	0,877	0,888
40-44			*0,88*	*0,89*	*0,89*	0,887	0,886
45-49			*0,88*	*0,89*	*0,89*	*0,89*	0,889

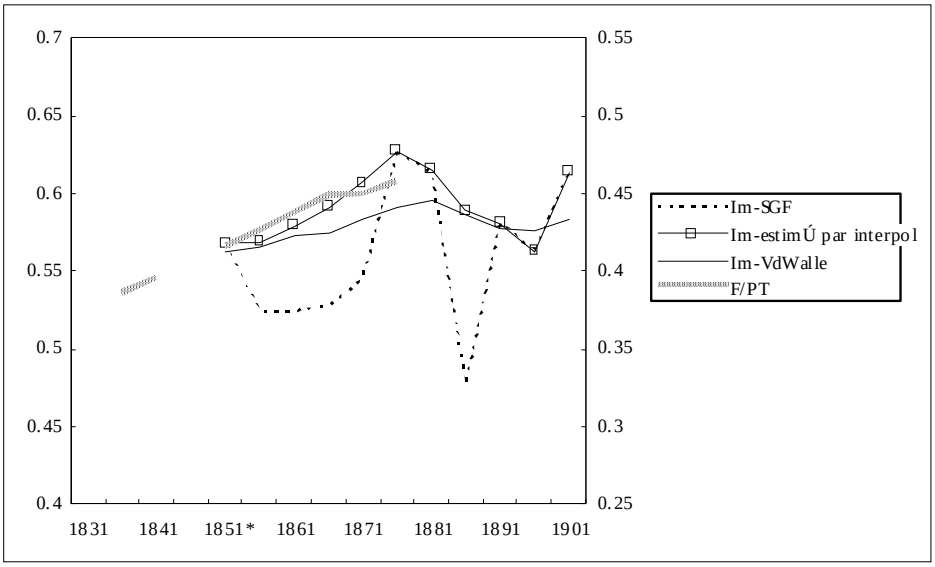
Tableau 3. Taux de non-célibat estimés par l'état civil, sexe féminin, ensemble du département.

Les deux hypothèses concernant la relation entre l'état civil et le taux de non-célibat, ainsi que les deux ajustements successifs pour estimer les données manquantes des cohortes ayant commencé leur carrière nuptiale avant 1854, font que les valeurs du tableau 3, notamment celles des premiers recensements, sont peu sûres. Cette estimation s'écarte trop des autres pour qu'on puisse la prendre en compte dans l'étude des indices de Coale.

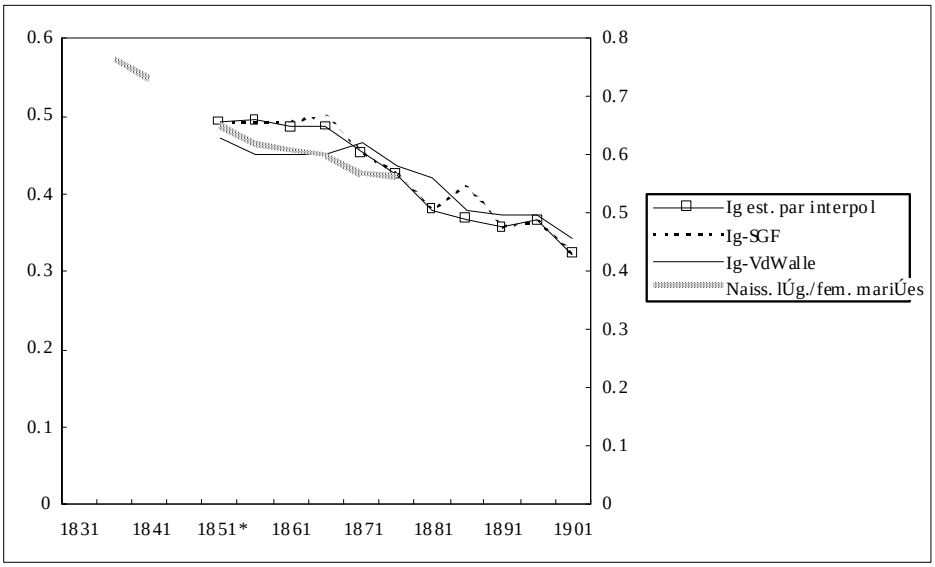
D'autres indicateurs de nuptialité et de fécondité légitime

Pour la période de 1836 à 1976, nous disposons du nombre de femmes par état

matrimonial. Le taux de femmes mariées et le taux de naissances légitimes par femme mariée peuvent être comparés aux indices de nuptialité et de fécondité légitime de Coale. Accessoirement, nous y avons ajouté les indices estimés par Van de Walle et ceux obtenus sur la base non corrigée des données publiées par la SGF.



Graphique 5. Indicateurs de nuptialité estimés selon différentes méthodes (par interpolation, et par le rapport entre les femmes mariées et le total des femmes (F/PT)) et par différents auteurs (Statistique Générale de France, E. Van de Walle) ; ensemble du département.



Graphique 6. Indicateurs de fécondité légitime estimés selon différentes méthodes (par interpolation, et par le rapport entre les naissances légitimes et le total des femmes mariées) et par différents auteurs (Statistique Générale de France, E. Van de Walle) ; ensemble du département.

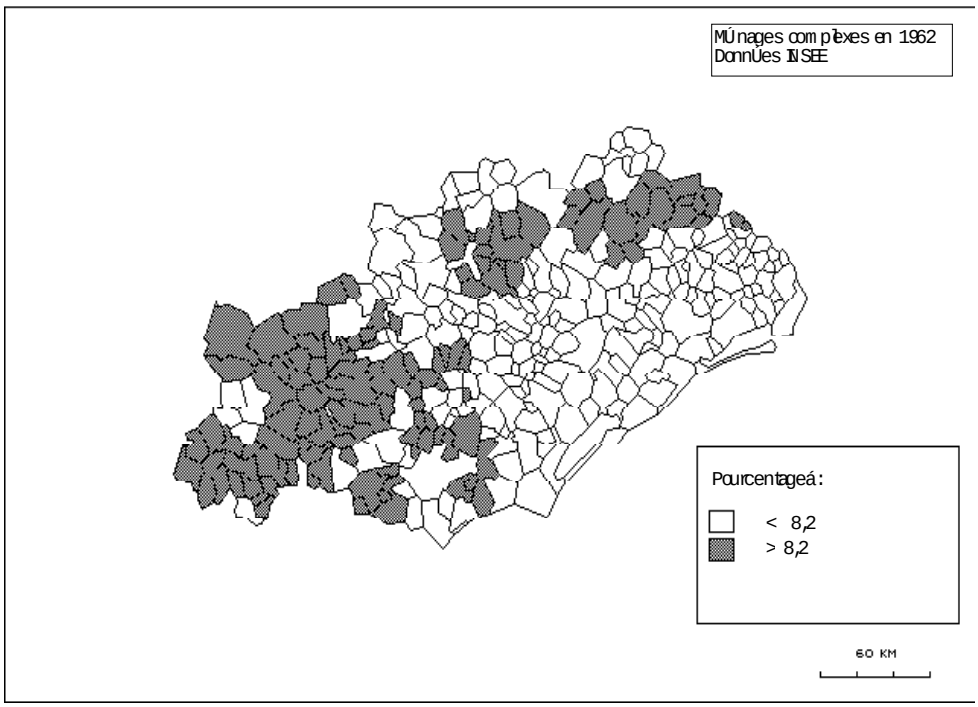
L'information principale des deux graphiques est la bonne correspondance entre les taux de femmes mariées et de naissances légitimes par femme mariée avec les indices de Coale obtenus par interpolation (la méthode retenue par nous). Si cette correspondance était fiable, et constante dans le temps, il en résulterait une augmentation de 10 % environ de la nuptialité entre 1836 et 1851, et une diminution de 10 % de la fécondité légitime au cours de cette même période.

Annexe 2.3.2 La structure des ménages

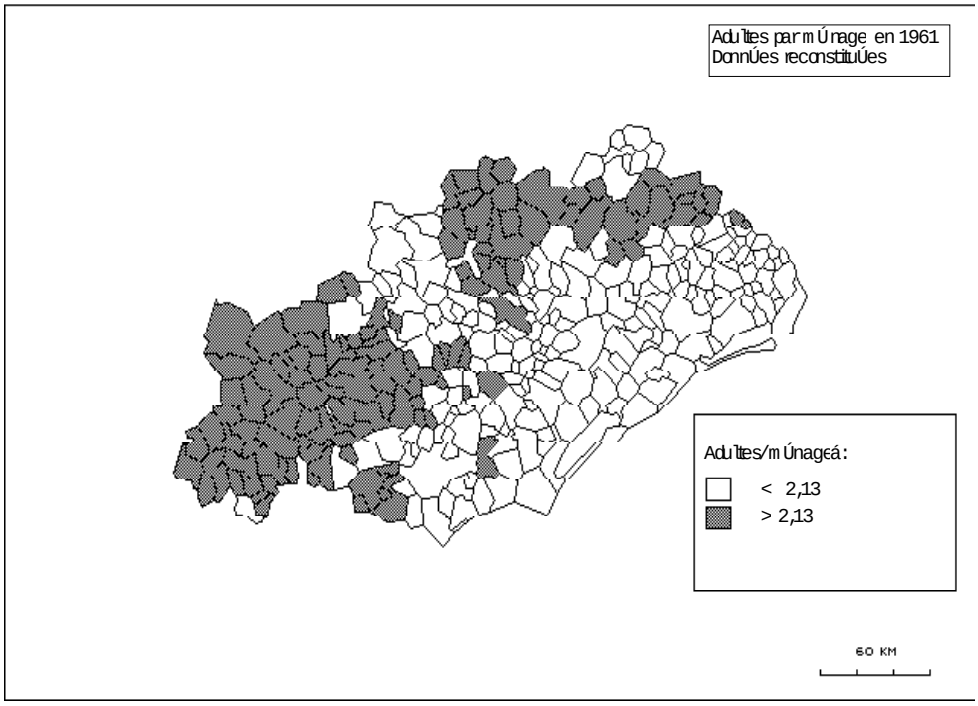
On connaît la structure anthropologique telle que Le Bras et Todd (1981, 1986) et Todd (1983) l'ont définie autour de la cohabitation des générations et l'(in)égalité entre les héritiers. La première des deux caractéristiques, recensée et publiée aux recensements de 1962 et 1975, sert généralement d'indicateur statistique pour dresser la carte de la structure anthropologique. Sur la carte cantonale (Le Bras et Todd, 1986), l'Hérault apparaît comme une zone intermédiaire, une "contact region" (p. 386), où l'aire des ménages complexes, dont l'épicentre se trouve dans le Sud-Ouest, affronte l'aire des ménages nucléaires, dominante dans la Vallée du Rhône et sur le pourtour méditerranéen. Loic Ravenel (1994) a dressé la carte communale des ménages complexes du département de l'Hérault aux recensements de 1962 et 1975. Elle confirme la division du département et s'avère assez constante de 1962 à 1975.

Pour vérifier la structure anthropologique à une période avant 1962, nous ne disposons pas des mêmes données. Il faut donc concevoir d'autres indicateurs de la structure des ménages, qui correspondent bien aux cartes de 1962 et 1975, mais dont on peut suivre l'évolution dans le temps. L'un de ces indicateurs est le nombre d'adultes (25 ans et plus) par ménage, que nous pouvons calculer depuis 1836, grâce à la reconstitution. Les cartes 1 et 2 montrent la concordance des deux indicateurs en 1961-1962. Les taux élevés de familles secondaires par ménage (carte 1) couvrent toutes les populations rurales de l'arrondissement de Saint-Pons, du canton de Lodève, de Saint-Martin-de-Londres et de Claret. Le nombre élevé d'adultes par ménage (carte 2) couvre ces mêmes populations, et y ajoute le canton du Caylar. La concordance est donc plus que satisfaisante.

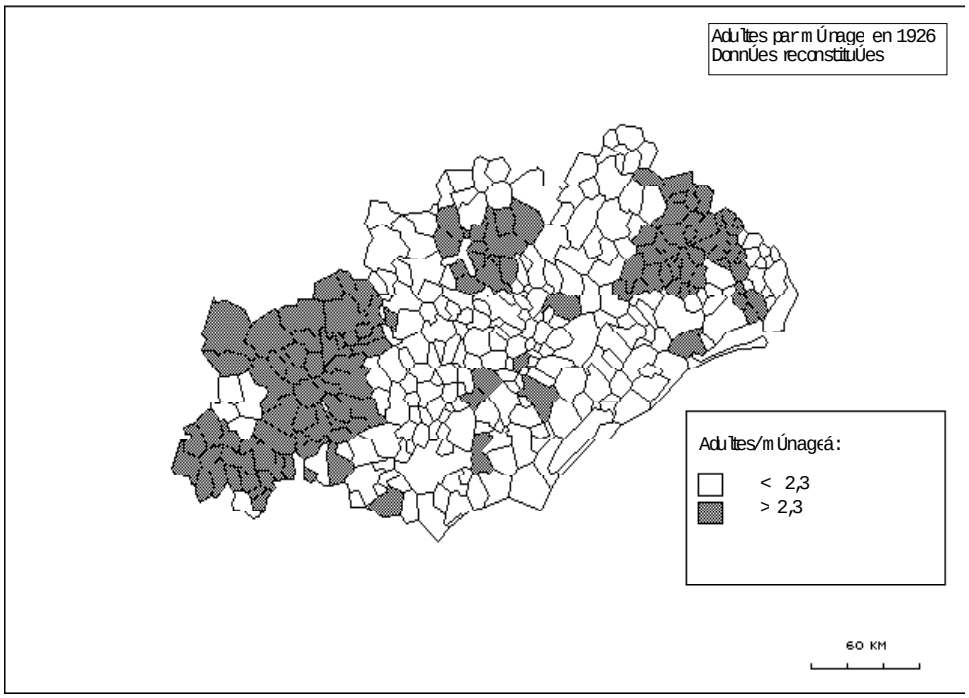
La concordance établie en 1961-1962, il s'agit ensuite de vérifier si la carte est effectivement stable dans le temps, comme le suppose l'hypothèse de Le Bras et Todd. En effet, on ne saurait parler de structure anthropologique, si la carte s'avérait éphémère. C'est l'objet des cartes 3 à 7. Elles représentent le nombre d'adultes par ménage en remontant dans le temps, en 1926, 1901, 1876, 1851 et 1836.



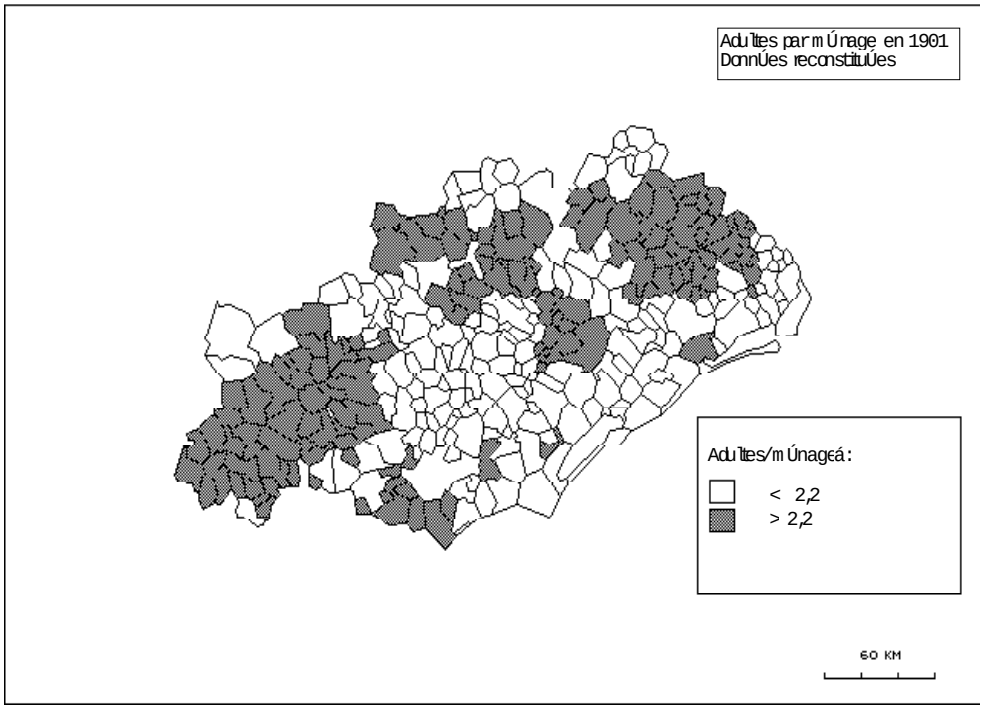
Carte 1. Taux de ménages comportant une famille secondaire. Données INSEE, mises à disposition par Loic Ravenel.



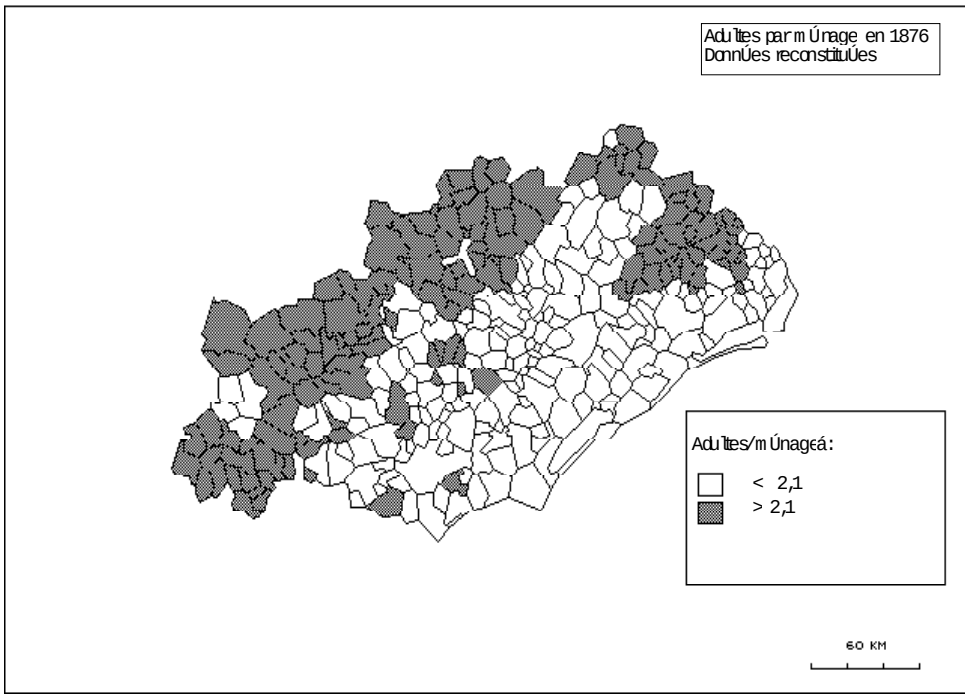
Carte 2. Nombre d'adultes (25 ans et plus) par ménage en 1961 ; données reconstituées à partir des recensements publiés par l'INSEE.



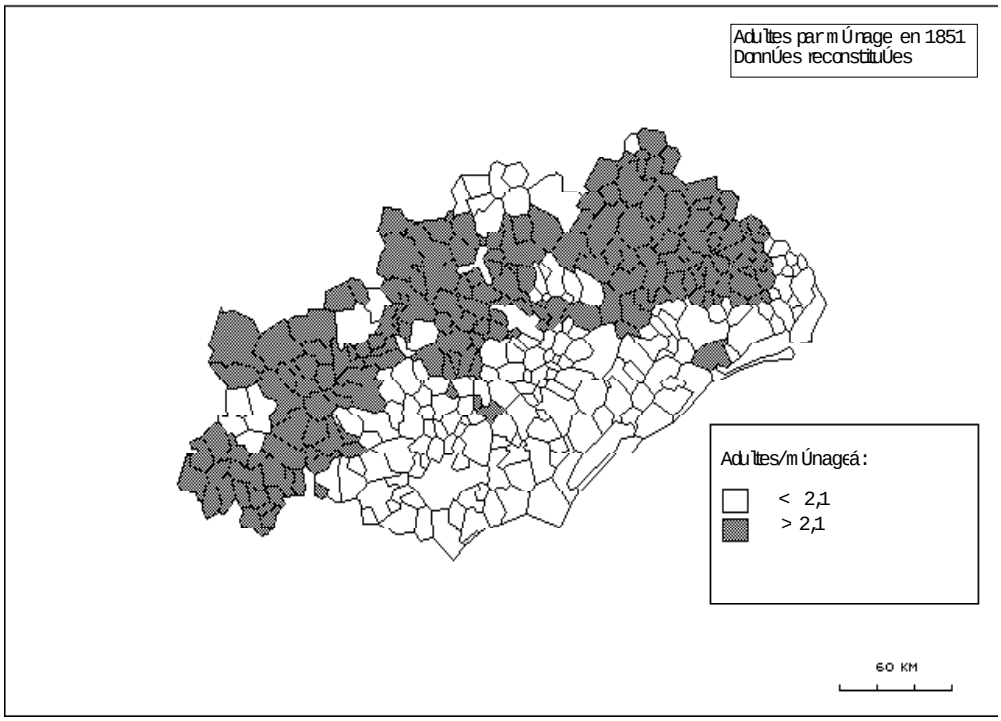
Carte 3. Nombre d'adultes (25 ans et plus) par ménage en 1926 ; données reconstituées.



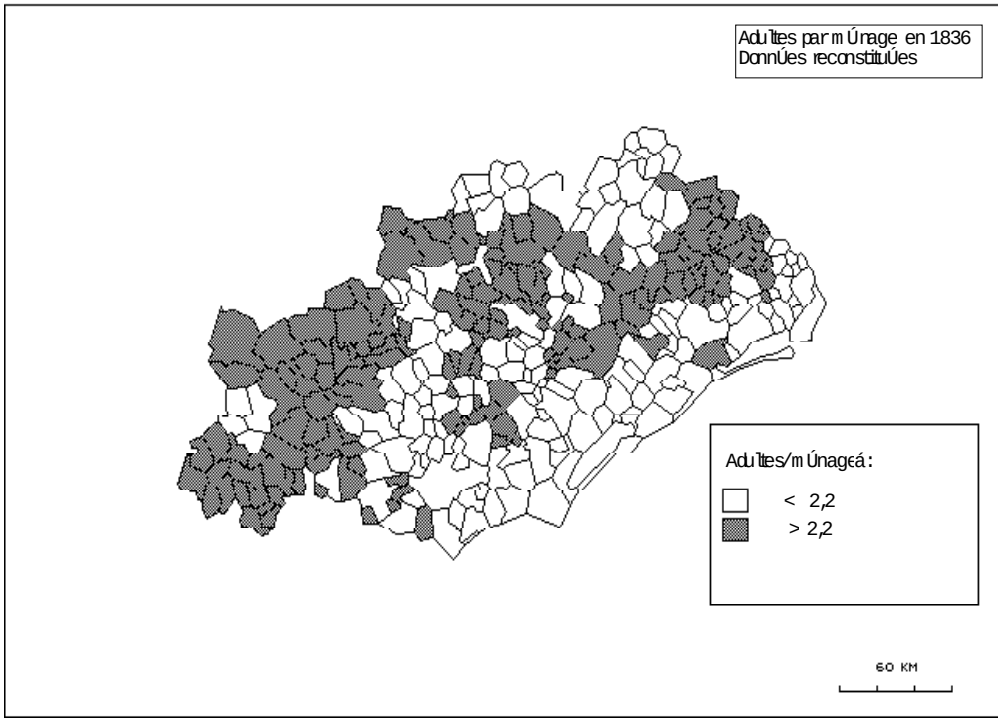
Carte 4. Nombre d'adultes (25 ans et plus) par ménage en 1901 ; données reconstituées.



Carte 5. Nombre d'adultes (25 ans et plus) par ménage en 1876 ; données reconstituées.



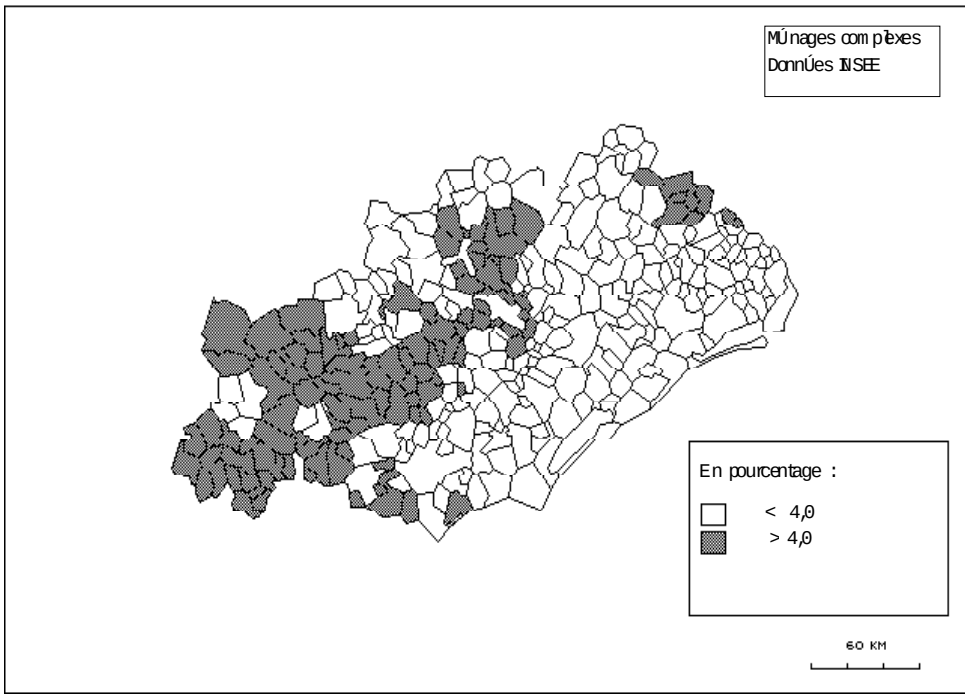
Carte 6. Nombre d'adultes (25 ans et plus) par ménage en 1851 ; données reconstituées.



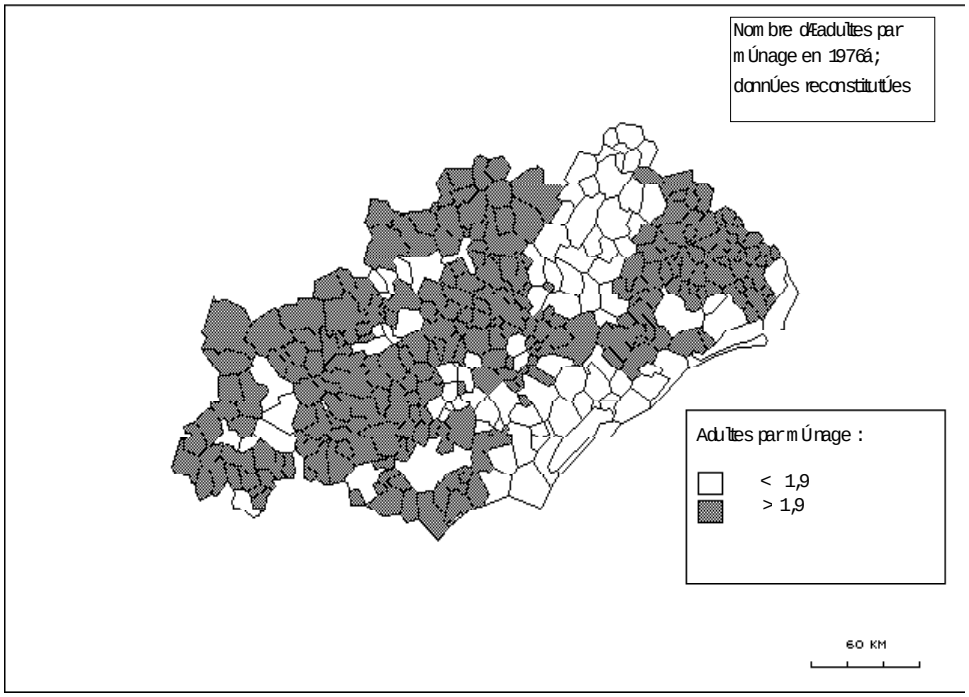
Carte 7. Nombre d'adultes (25 ans et plus) par ménage en 1836 ; données reconstituées.

La plus grande partie de l'arrondissement de Saint-Pons, les cantons ruraux de Lodève et de Claret affichent systématiquement un nombre d'adultes par ménage élevé. Quelques populations limitrophes y participent de temps en temps : les cantons de Saint-Martin-de-Londres, du Caylar, des Matelles, de Lunas et de Ganges. La dernière carte (1836) s'éloigne le plus de celle de 1962. Elle est également la moins fiable, datant d'avant la ré-organisation de la Statistique Générale de France.

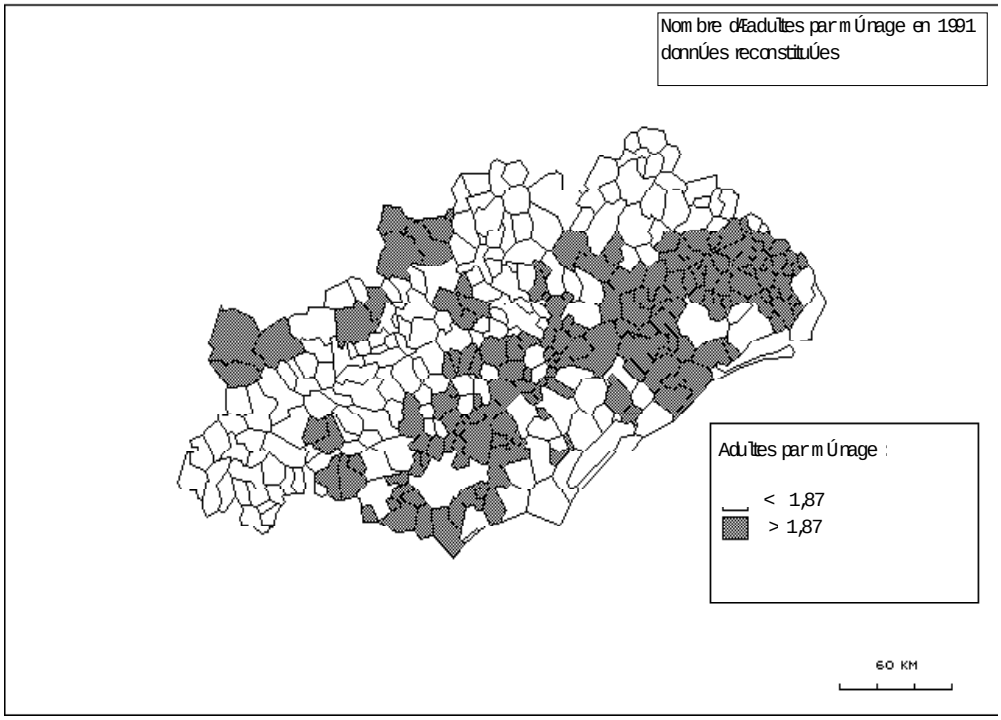
Il faudrait également étudier la stabilité géographique du nombre d'adultes par ménage en aval de la date 1962. Les cartes 8 et 9 comparent le nombre d'adultes par ménage avec le taux de familles secondaires par ménage. On remarque que les deux indicateurs s'écartent considérablement. On comprend aisément pourquoi avec la carte 10 : le nombre d'adultes par ménage en 1991. C'est la carte des communes péri-urbaines. Elles ont un plus grand nombre d'adultes par ménage, parce que les célibataires y sont moins nombreux, ainsi que les personnes âgées, souvent veufs ou veuves. La carte 9 se révèle, a posteriori, une carte de transition entre les cartes traditionnelles de 1836 à 1961 et celles, actuelles, perturbées par la péri-urbanisation.



Carte 8. Taux de ménages comportant une famille secondaire ; Hérault 1975. Données INSEE, mises à disposition par Loic Ravenel.



Carte 9. Nombre d'adultes (25 ans et plus) par ménage en 1976 ; données reconstituées à partir des recensements publiés par l'INSEE.



Carte 10. Nombre d'adultes (25 ans et plus) par ménage en 1991 ; données reconstituées à partir des recensements publiés par l'INSEE.

En tant qu'indicateur de la complexité des ménages, le nombre d'adultes (25 ans et plus) par ménage semble donc valable jusqu'en 1962. Mais sa mésaventure progressive en 1975 et 1991 rappelle justement qu'il ne mesure pas directement la complexité des ménages et qu'il peut être perturbé facilement. Actuellement, il l'est par ce que nous avons appelé la spécialisation du peuplement. Au XIXe siècle, il l'a été sûrement par d'autres phénomènes : la migration, le niveau différentiel de la mortalité, l'âge au mariage ; mais aussi la présence de servantes, d'apprentis, d'ouvriers agricoles ou de bergers dans les ménages, etc.

Le tableau de corrélation entre le nombre d'adultes par ménage avec l'espérance de vie et le rapport d'adultes jeunes / adultes âgés est très significatif à ce sujet.

	e0-r	e0-m25+			e0-r	e0-m25+
1801-05	-420			1871-75	-342	299
1806-10	-351			1876-80	-414	412
1811-15	-428			1881-85	-453	431
1816-20	-433			1886-90	-423	407
1821-25	-360			1891-95	-487	439
1826-30	-221			1896-00	-308	476
1831-35	-246	400		1956-60	-180	256
1836-40	-408	541		1961-65	-320	327
1841-45	-389			1966-70	-379	235
1846-50	-463	383		1971-75	-307	291
1851-55	-361	458		1976-80	-106	174
1856-60	-434	394		1981-85	-49	77
1861-65	-465	378		1986-90	-340	3
1866-70	-411	437		moy	-352	341

e0 Espérance de vie à la naissance
r Rapport 15-34 / 45-64 ans
m25+ Nombre de 25 ans et plus / ménage

Tableau 1. Coefficients de corrélation (x1000), par période, entre l'espérance de vie à la naissance et le rapport de 15-34 / 45-64 ans et le nombre de 25 ans et plus par ménage.

Plus l'espérance de vie est élevée, plus les adultes sont nombreux par ménage, moins les jeunes adultes le sont par rapport à leurs aînés. Les deux corrélations ne perdent leur signification qu'après 1975.

Pour cerner la complexité des ménages, il conviendrait d'utiliser plusieurs indicateurs simultanément. Un deuxième indicateur, que nous avons calculé, est le rapport entre la somme des veufs, veuves et femmes mariées, et le nombre ménage. Si la structure de ménages était parfaitement nucléaire, ce rapport serait très proche de 1, car le nombre de célibataires ou d'hommes mariés vivants sans femmes reste, au XIXe siècle, limité à quelques ménages de curé ou de fratries statistiquement négligeables. Cet indicateur a l'avantage d'éviter les biais de l'âge au mariage, de la migration et mortalité et de la présence de célibataires extra-familiaux dans les ménages.

La corrélation entre le nombre d'adultes par ménage et le nombre de veufs/veuves/femmes mariées par ménage n'est pas parfaite. En 1836 - 1841 - 1851 - 1856 - 1861 - 1866 - 1871 - 1876, elle est, respectivement 0,66 - 0,512 - 0,365 - 0,36 - 0,455 - 0,369 - 0,346 - 0,407. Une étude approfondie de la correspondance et non-correspondance, en rapport avec les activités socio-professionnelles, la migration et la mortalité, permettrait peut-être de dégager la structure des ménages dans l'Hérault du XIXe siècle. Cette étude dépasse notre sujet.