



HAL
open science

NIVEAUX DE VIE BIOLOGIQUES, DISPONIBILITÉS ALIMENTAIRES ET CONSOMMATIONS POPULAIRES EN FRANCE AU MILIEU DU XIX^e SIÈCLE

Laurent Heyberger

► **To cite this version:**

Laurent Heyberger. NIVEAUX DE VIE BIOLOGIQUES, DISPONIBILITÉS ALIMENTAIRES ET CONSOMMATIONS POPULAIRES EN FRANCE AU MILIEU DU XIX^e SIÈCLE. *Annales de démographie historique*, 2009, 2009 (2), pp.167-191. halshs-04299859

HAL Id: halshs-04299859

<https://shs.hal.science/halshs-04299859>

Submitted on 24 Nov 2023

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.

Niveaux de vie biologiques, disponibilités alimentaires et consommations populaires en France au milieu du XIX^e siècle

Laurent Heyberger¹

Résumé : Le milieu du XIX^e siècle est marqué en France par des écarts anthropométriques importants, une intégration des marchés encore imparfaite, une alimentation encore peu riche en protéines d'origine animale et un maximum de population dans les campagnes. La confrontation de l'indice anthropométrique et des données sur l'alimentation permet de préciser les rapports entre nutrition et niveau de vie biologique à un moment clef de l'industrialisation en montrant notamment l'importance d'un régime riche en protéines. Elle amène également à préférer les budgets populaires aux disponibilités alimentaires dans l'estimation des apports en nutriments. Le lien entre alphabétisation et indice anthropométrique apparaît très fort. L'approche à l'échelle individuelle (81 605 dossiers de conscrits nés en 1848) puis de l'arrondissement (111 unités) amène aussi à reconsidérer l'impact de l'urbanisation sur la stature à un moment critique de l'histoire urbaine.

Abstract : The middle of the 19th century in France is characterized by large anthropometric inequalities, an imperfect market integration, an unbalanced diet, and a maximum of rural population. The comparison of stature with nutritional supply allows us to clarify the relationships between nutrition and the biological standard of living during a key period of the industrial revolution, showing the importance of a diet rich in protein. It also brings us to prefer to use household budget rather than food availabilities when estimating nutritional supply. The link between literacy and stature is very strong. The use of individual data (81 605 conscripts born in 1848) and of French districts (111 *arrondissements*) also brings us

to reconsider the impact of urbanization on stature during a critical period of urban history.

Le milieu du XIX^e siècle : un moment clef de l'histoire économique et sociale de la France ?

Le milieu du XIX^e siècle constitue à plusieurs égards un moment privilégié pour étudier les disparités de niveau de vie en France, particulièrement dans les campagnes où l'on assiste à l'« apogée du système classique » (Juillard, 1992, 199). La France est alors un « monde plein » qui ne commence à se vider réellement que sous le second Empire. Les années 1845-1847 voient la dernière crise frumentaire de type ancien, puis les dernières difficultés alimentaires de grande ampleur disparaissent au prix d'une simplification séculaire du régime alimentaire en dépit d'une dernière crise de cherté de longue durée (1853-1857, Montanari, 1995, 196). Cependant les échanges commerciaux entre départements et même entre arrondissements sont encore modestes² car, en dépit de l'extension des canaux et de l'amélioration du réseau routier, le prix du roulage et dans une moindre mesure celui de la batellerie rend encore peu attractif le commerce des céréales sur longues distances (Renouard, 1960, 41-43, 58-59 et 68, Grantham, 1997, 695, Laurent, 1977, 115-117, Margairaz 1982, Demonet 1990, 18-20). On ne compte en 1852 que 3 500 km de voies ferrées qui ne forment pas encore un réseau national d'approvisionnement à bon marché : l'essentiel des 17 000 km construits entre 1842 et 1870 est postérieur à l'enquête agricole de 1852 qui constitue une source privilégiée pour brosser un tableau de l'agriculture française au milieu du siècle (Demonet, 1990, Ministère de l'agriculture, du commerce et des travaux publics, 1858 et 1860). L'espace économique français est donc encore relativement cloisonné (Lévy-Leboyer, 1982, 29-32). En 1850, les Français tirent encore

l'essentiel de leurs protéines des céréales, avant que la seconde moitié du siècle voie l'essor sans précédent de la consommation de protéines d'origine animale (Toutain, 1971). De plus, pour Michel Morineau –dont l'analyse a souvent été critiquée–, les rendements en blé et la consommation alimentaire des Français stagnent entre 1740 et 1840 (Morineau, 1971, 1972 et 1974), ce qui confirme les inquiétudes malthusiennes de nombre de témoignages contemporains. Toutefois, pour Jean-Claude Toutain, la consommation alimentaire augmente modestement durant la première moitié du siècle (Toutain, 1971, 1992-1993, 1995, Grantham, 1995). Toujours est-il qu'au milieu du siècle, l'ensemble des régions rurales françaises vit encore dans un système alimentaire archaïque de pénurie relative (Bonnain-Moerdijk, 1975, 30).

Les indices anthropométriques confirment cette impression générale de monde rural en changement lent, encore marqué fortement du sceau de la tradition. À l'échelle nationale, la stature moyenne des conscrits, puis la part des réformés pour défaut de taille, se dégagent progressivement de l'influence des prix du blé (Heyberger, 2003, 63-80). Parallèlement, la stature moyenne des Français augmente légèrement durant la première moitié du siècle (Weir, 1997, 191) alors que dans les autres pays en voie d'industrialisation on assiste au contraire à une baisse du niveau de vie biologique (Komlos, 2003, 7-8). Cependant, à l'échelle locale, des sondages sur des espaces aux profils socio-économiques contrastés ont montré que la France connaissait alors un creusement des écarts anthropométriques (Heyberger, 2005)³.

Les problèmes posés : stature, nutrition et urbanisation

Observer et tenter d'expliquer les variations de stature en France au milieu du XIX^e siècle semble donc judicieux tant du point de vue de l'intégration au marché, de l'histoire alimentaire, de l'histoire de la population que de l'histoire anthropométrique⁴. De plus, on dispose avec l'enquête agricole de 1852 d'un

document de grande qualité qui permet de saisir les disponibilités alimentaires et les consommations populaires à l'échelle de l'arrondissement⁵. La stature moyenne est désormais largement considérée dans la communauté scientifique internationale comme un indice de niveau de vie biologique très fiable, elle peut être utilisée pour vérifier la cohérence des apports nutritionnels calculés d'après la production agricole ou les budgets⁶. On se propose ainsi de vérifier à un niveau d'analyse assez fin quelles estimations donnent les meilleurs résultats : les disponibilités ou les consommations ? D'autre part, les apports en protéines d'origine animale, et plus particulièrement le lait, constituent-ils un élément essentiel de la croissance staturale ? Baten a déjà montré le rôle positif de la disponibilité en lait sur la taille des conscrits pour la France à l'échelle des départements et pour les Länder de Bade et du Wurtemberg à l'échelle plus fine des districts (Baten, 1999). La prise en compte de variables démographiques permet par ailleurs de vérifier à l'échelle locale une hypothèse originale de Weir, à savoir l'influence positive qu'aurait l'urbanisation en France sur la stature moyenne *mesurée à l'échelle du département* (Weir, 1997, 180-183). La France se trouverait alors dans une position singulière, car lors de la première vague d'industrialisation, l'urbanisation s'accompagne plutôt d'une baisse de la stature, en l'absence de révolution des transports permettant de nourrir des citadins de plus en plus nombreux. Dans les deux cas –lait et urbanisation-, le changement d'échelle permet de voir si la relation envisagée n'est pas due à une simple illusion d'optique associée à une unité statistique trop vaste.

La classe 1868 : les raisons d'un choix

Pour confronter disponibilités alimentaires et consommations populaires, tirées de l'enquête agricole de 1852, et indices anthropométriques, il est nécessaire de considérer une cohorte de naissance chronologiquement proche de cette source. En effet, les influences socio-économiques sur la stature moyenne atteinte à l'âge adulte sont particulièrement sensibles durant la croissance de la petite enfance,

lorsque la croissance naturelle est spécialement importante. Pour cette raison, les études d'histoire anthropométrique citent les statures moyennes observées à l'âge de la conscription à l'année de naissance et non à l'année d'examen. La cohorte de naissance 1848 a donc été retenue⁷. On a procédé au relevé des dossiers individuels de conscrits dans les listes de tirage au sort de la classe 1868 dans 36 départements, parmi lesquels on a sélectionné 81 605 individus toisés, répartis en 111 arrondissements⁸. Outre la stature, le degré d'instruction, le canton de résidence légale et la profession des conscrits ont été relevés à l'échelle individuelle. On dispose ainsi de données anthropométriques et socio-économiques sommaires pour près d'un tiers des arrondissements existant en 1848-1852 et plus du quart des conscrits de la classe 1868. La stature moyenne de l'échantillon s'élève à 165,82 cm, mais les valeurs moyennes extrêmes s'échelonnent de 161,51 dans l'arrondissement de Guingamp (N = 1 211) à 169,28 (N = 533) dans l'arrondissement de Baume-les-Dames. Cette différence très sensible -près de 8 cm- confirme le grand écart qui caractérise alors les niveaux de vie biologiques en France.

Disponibilités moyennes et consommations populaires : problèmes méthodologiques et résultats

Le calcul de la disponibilité alimentaire moyenne par arrondissement à partir de l'enquête agricole de 1852 se heurte à plusieurs problèmes. Les deux principales sources de protéines et calories⁹, les céréales d'une part, les viandes et poissons d'autre part, sont connues à travers ce que l'enquête présente comme des consommations. La consommation est en effet supérieure à la production dans les arrondissements urbains. Pour chaque aliment, et lorsque cela est nécessaire, les disponibilités sont calculées nettes de la consommation animale et des pertes dues au stockage et seule la partie comestible est prise en compte¹⁰. Dans le cas plus spécifique du lait, dont on ne connaît que la production, on suit Demonet qui suggère de défalquer de la production laitière la consommation des veaux. La

consommation parisienne en produits laitiers nous est par ailleurs connue grâce à Armand Husson (Husson, 1856). Confrontée à l'enquête agricole qui fournit les quantités de lait nécessaires à la confection des beurres et fromages locaux, elle permet de proposer une disponibilité en lait par arrondissement nette de la consommation parisienne en produits laitiers¹¹. Ceci permet de prendre en compte une des hypothèses de Baten qui a observé des résidus dans sa corrélation entre stature et disponibilités en lait pour deux régions d'élevage : la Basse-Normandie (négatifs) et le Jura (positifs). Pour cet historien, ces résidus s'expliquent pour les premiers par l'exportation des produits laitiers sous forme de beurre et de fromage, notamment vers la capitale et pour les seconds par un isolement relatif de la région par rapport aux grands marchés urbains (Baten, 1999, 106)¹². Enfin, le lait de vache constitue un aliment complet pour la croissance harmonieuse du corps humain : il renferme des protides mais aussi du calcium en grande quantité¹³. Nous avons donc créé une variable « calcium » afin de tester l'hypothèse selon laquelle le lait de vache constituerait un aliment important par rapport aux autres sources animales de protides.

Pour d'autres aliments, les disponibilités nous sont connues à partir de la production. C'est le cas des pommes de terre, des légumes de plein champ –nets de la consommation animale- et des légumes secs. Enfin, pour d'autres aliments, on a dû recourir à une estimation selon la valeur de la production. C'est le cas des légumes du jardin¹⁴, des châtaignes¹⁵, de la volaille¹⁶ et des œufs¹⁷. Le degré d'incertitude qui entache ces estimations est donc plus important, mais les aliments concernés jouent un rôle très secondaire dans les disponibilités en calories et en protides en comparaison des précédents aliments.

D'autre part, certains aliments sont exclus des estimations finales, bien que présents dans l'enquête de 1852 : fruits¹⁸, sucre¹⁹ et graisses d'origine végétale²⁰. Enfin, les denrées coloniales, à la consommation encore très marginale, tel le chocolat, n'ont pas été incluses dans les estimations, car en l'absence de données

sur les consommations locales, on aurait alors procédé à une répartition proportionnelle à la population de chaque arrondissement qui n'aurait rien ajouté à la variance des disponibilités²¹.

L'enquête agricole de 1852 offre également l'opportunité d'évaluer les consommations populaires grâce au budget type d'une famille de cinq journaliers. Ce budget, estimé par les notables locaux, constitue une approche alternative aux disponibilités alimentaires. Ces dernières présentent l'avantage d'être calculées à partir de quantités consommées ou produites, ou encore de valeurs qui peuvent sembler plus précises que de simples estimations de consommations par des notables.

Cependant précision n'est pas synonyme de vérité. On peut en effet penser que les disponibilités alimentaires ainsi obtenues reposent elles-mêmes davantage sur des estimations de consommations et de productions plutôt que sur de réelles mesures. De plus, ces estimations des disponibilités alimentaires ne prennent pas en compte un certain nombre de phénomènes qui interdisent d'évoquer des *consommations* plutôt que des *disponibilités*. Tout d'abord, les disponibilités ne tiennent pas compte du commerce inter-arrondissement ainsi que du rôle inégal joué par les importations pour les disponibilités calculées d'après la production (à l'exception notoire mais partielle du lait). On a toutefois déjà noté que le commerce entre arrondissement est assez limité. De plus, les denrées concernées par ce phénomène sont périssables –le lait- ou sont des pondéreux –pommes de terre, châtaignes, légumes- qui s'exportent de ce fait moins que les denrées connues par leur consommation. D'autre part, les disponibilités ne tiennent pas compte de l'autoconsommation pour les disponibilités calculées d'après des consommations, en particulier pour la viande dans les campagnes. Il y a là un risque bien connu : la sous-estimation de la consommation rurale en viande.

Les budgets populaires présenteraient alors l'intérêt d'avoir pour but de donner une image proche de la réalité des conditions de vie d'une part importante

de la population rurale²². Ils peuvent théoriquement être traduits en apports caloriques et protéiques selon deux hypothèses. En effet, pour la partie alimentation, ils sont divisés suivant six postes aux définitions génériques qui laissent place à l'interrogation²³. La première hypothèse, haute, consiste à suivre l'école classique et à postuler un comportement « rationnel » des journaliers où ceux-ci optimisent leurs apports alimentaires en fonction des prix du marché. Cela signifie que la totalité de la somme dévolue aux dépenses pour la viande sera allouée à l'achat de la viande la moins chère. La seconde hypothèse, basse, consiste à suivre une approche plus pragmatique et plus culturelle de l'histoire de l'alimentation en attribuant pour chaque poste la structure de consommation qui apparaît lors de l'étude des disponibilités moyennes pour chaque arrondissement (cas des céréales et de la viande). Cette seconde hypothèse, retenue, présente deux avantages principaux. Tout d'abord, elle est sans conteste plus réaliste que la première qui donne des consommations par journalier en général très nettement supérieures aux disponibilités moyennes par habitant. Ensuite, en tenant compte de la structure des disponibilités de la moyenne de l'arrondissement, la consommation estimée des journaliers rend davantage compte des différences d'*habitus* alimentaires qui existent de manière très prononcée dans une France à la nourriture certes très monotone mais aux marchés encore fortement cloisonnés²⁴.

Le budget tel qu'il est donné ne peut toutefois satisfaire pleinement l'historien. Tout d'abord, dans quelle mesure le budget d'une famille type de journaliers rend-il compte des conditions de vie des plus démunis et au-delà de la moyenne de chaque arrondissement ? Il s'agit d'une « catégorie importante du monde paysan, puisqu'elle représente près de quatre millions et demi d'actifs et 2,7 millions de personnes à charge » (Demonet, 1990, 117), soit près de 20 % de la population française. Le tableau 1, qui compare pour les arrondissements retenus les disponibilités alimentaires et les consommations des journaliers peut surprendre au premier abord. Le Français moyen y paraît moins bien loti que le journalier²⁵.

Cela tient essentiellement au fait que l'on défalque pour les céréales les traditionnels 10 % de poids pour pertes de stockage et de transport mais non pour le budget des journaliers²⁶. Cette soustraction est d'autant plus importante que les céréales constituent de loin la première source de calories²⁷. Sans la soustraction de ces 10%, la disponibilité calorique moyenne remonte à 2 426 calories, repasse devant la ration du journalier et devient très proche de la consommation estimée à l'échelle nationale par Toutain. La richesse du « régime » moyen –à strictement parler, il s'agit de disponibilités- en protides et en lait vient par ailleurs confirmer la robustesse de nos calculs. De plus, l'ajout ou la soustraction de ces 10% *uniformément* pour tous les arrondissements ne joue en rien sur la variance des disponibilités alimentaires entre arrondissements et donc sur le but du présent travail.

Tableau 1 : consommations et disponibilités alimentaires

	Calories	Protides (g)	Calcium (mg)
Journalier (consommation, 111 arrondissements)	2334	67	292
Moyenne (disponibilités, 111 arrondissements)	2262	74	474
Moyenne nationale (Toutain, pour 1845-1854)	2480		
Moyenne nationale (Demonet, pour 1852)	2579		

Notes : pour les valeurs des 111 arrondissements, moyennes pondérées par la population du recensement de 1851. Rappel : pour la moyenne des disponibilités, les estimations excluent les graisses d'origine végétale.

D'autre part, le budget du journalier semble ne donner à voir qu'un rapport au marché : il ne renseigne donc peut-être pas sur la consommation *totale* des familles des plus démunis, à une époque où l'autoconsommation est encore présente, bien que de façon moins importante qu'on ne l'a souvent décrit avec

complaisance²⁸. La chose semble confirmée par le dépouillement –pour les départements étudiés- des bordereaux cantonaux de l'enquête agricole : dans certains cantons, les enquêteurs précisent que la dépense pour le poste considéré est nulle du fait que le journalier n'a pas recours au marché pour subvenir à ce besoin. Ce type d'annotation est toutefois rarissime. Il laisse cependant planer un doute sur les colonnes restées vierges pour certaines dépenses dans quelques rares arrondissements (logement, alcools, lait) : absence totale de consommation ou recours à l'autoconsommation ?

En dernier lieu, l'utilisation parallèle des budgets et des disponibilités moyennes permet d'estimer l'importance des inégalités dans la détermination de la stature moyenne²⁹, suivant une interprétation anthropométrique de la théorie de Kuznets. Il est probable que la stature moyenne réagisse davantage aux inégalités nutritionnelles exprimées en termes de budgets populaires qu'en termes de disponibilités moyennes. En effet, dans les premiers temps de l'industrialisation, une faible augmentation des revenus de la part de la population la plus défavorisée peut avoir des manifestations anthropométriques nettement plus sensibles qu'une augmentation identique concernant des couches plus aisées de la population, car les plus pauvres investissent directement dans l'achat de nutriments essentiels à leur santé et dont ils étaient auparavant privés.

L'importance du choix des variables mesurant l'urbanisation

Afin de cerner l'influence de l'urbanisation, la population a été répartie en quatre catégories de milieux de vie selon le tableau 2³⁰. Le seuil traditionnel et légal de 2 000 habitants agglomérés n'a pas été retenu pour définir la population urbaine. Il apparaît en effet comme très bas, on préfère donc adopter le seuil de 5 000 qui est couramment retenu dans les études historiques³¹. On peut en effet supposer que l'impact débilant des conditions de vie urbaine sur le corps des conscrits durant la

première révolution industrielle ne s'exprime qu'à partir d'un seuil nettement plus élevé que le seuil légal. Ce dernier amène à considérer comme villes un grand nombre de bourgs aux fonctions et aux conditions de vie éloignées de ce que l'on peut considérer comme véritablement urbain. Plus la ville est petite, plus le contact entre ville et campagne est étroit, plus on doit s'attendre à ce que l'approvisionnement de la ville se fasse facilement et à ce que les conditions hygiéniques et épidémiologiques soient proches des campagnes.

Tableau 2 : ventilation de la population par rangs de villes

Nombre de citadins	type de milieu	effectif de conscrits toisés
moins de 5 000	rural	55 551
de 5 000 à 19 999	petites villes	15 439
de 20 000 à 74 999	villes moyennes	6 889
75 000 et plus	grandes villes	3 726

Note : lorsque les régressions sont envisagées avec comme variable expliquée la stature individuelle, les variables rangs de ville sont les seules observées à l'échelle du canton (rappel : les variables extraites de l'enquête agricole sont observées à l'échelle de l'arrondissement). Lorsque les régressions sont envisagées avec comme variable expliquée la stature moyenne par arrondissement, ces variables sont considérées à l'échelle de l'arrondissement.

L'importance d'un régime alimentaire équilibré et abondant et du choix des sources

Conformément à l'hypothèse émise, pour l'ensemble des analyses envisagées (modèles 2 à 4 des tableaux 3 à 6), l'apport en protides joue un rôle positif et statistiquement significatif dans l'explication des variations de la stature individuelle ou moyenne (sauf modèle 2 du tableau 6)³². L'apport en calories, considéré

séparément (modèle 1 des tableaux 3 à 6) joue également un rôle positif, mais pas toujours (tableau 6) ou de manière non significative (tableau 5). De plus, le rôle des apports en calories est moins sensible. Ainsi, dans le tableau 3, toutes choses étant égales par ailleurs, une disponibilité supplémentaire de 2 500 calories par jour –deux fois plus dans le tableau 5- correspond à un gain statural d'un centimètre. En revanche, l'arrondissement qui gagne « seulement » 37 grammes de protides – contre 90 g dans le tableau 5-, voit les conscrits obtenir le même gain. Ces chiffres, qui correspondent presque à des rations complètes, constituent, au risque de surprendre, des chiffres plausibles³³. Ils invitent à prendre en compte l'équilibre du régime alimentaire, puisque les protides semblent jouer un rôle plus sensible que les calories.

La prise en compte simultanée de l'apport en calories et en protides précise le phénomène. Le signe négatif attribué au coefficient de la variable calories, aussi bien dans les régressions menées à l'échelle individuelle qu'agglomérée (modèles 3 et 4 des tableaux 4 à 6), montre qu'à apport en protides identique, une consommation supplémentaire de calories exerce un effet négatif sur la stature. Ce résultat semble robuste : il se retrouve aussi bien dans les analyses menées avec les disponibilités alimentaires moyennes que dans celles menées avec le budget des journaliers.

Dans le cas des régressions menées avec comme individus statistiques le conscrit (tableau 3 et 4) ou l'arrondissement (tableaux 5 et 6), les coefficients associés aux variables protides et calories sont plus élevés avec les consommations des journaliers qu'avec les disponibilités moyennes. Les variations de la stature moyenne s'expliquent donc mieux au moyen des consommations populaires (budget des journaliers) que des disponibilités alimentaires moyennes (R^2 également plus élevé) ce qui tendrait à montrer la meilleure qualité des consommations estimées par rapport aux disponibilités³⁴. Ces résultats confirment également que la stature moyenne observée au début de l'industrialisation est plus sensible à une

augmentation des apports nutritionnels chez les plus défavorisés (journaliers) qu'à une augmentation identique qui concerne la moyenne de la population (disponibilités). Il ne suffit donc pas d'étudier l'augmentation –ou la diminution- de la ration moyenne pour rendre compte de l'amélioration –ou la dégradation- des niveaux de vie biologiques durant la première révolution industrielle, il faut aussi tenir compte de la répartition des apports nutritionnels au sein même de la population. Cependant, les consommations alimentaires semblent de moins bonne qualité lorsque l'on considère calories et protides séparément dans les tableaux 5 et 6. Les consommations rendent mieux compte du déséquilibre alimentaire (malnutrition) à l'échelle individuelle ou de l'arrondissement ainsi que des apports globaux (sous-nutrition) à l'échelle individuelle, alors que les disponibilités renseignent mieux sur les apports globaux à l'échelle de l'arrondissement. Dans un siècle où le problème alimentaire n'est plus la sous-nutrition mais plutôt la malnutrition, les budgets des journaliers sont plus riches en enseignement que les disponibilités moyennes calculées principalement d'après la consommation et la production.

En effet, l'apport en calories ne joue pas à lui seul une influence négative sur la stature, mais seulement en regard de l'apport en protides. On aurait pu craindre que l'ajout de la variable calories à la variable protides dans les régressions n'amène à un résultat statistiquement non significatif en raison de la forte proximité de ces deux variables. Le régime des Français étant alors encore essentiellement basé sur la consommation de céréales, ces dernières constituent la principale source de calories et de protides, et, avec les légumes, jusqu'aux quatre cinquièmes dans le cas des journaliers³⁵. On peut donc supposer que l'apport en calories est étroitement corrélé à l'apport en protides³⁶. Cependant, dans cette France de semi-végétaliens, les modestes gains nutritionnels qu'assure la consommation de viande et de produits laitiers n'en paraissent que plus importants. Ils déterminent un régime

relativement plus équilibré que celui des mangeurs de céréales et apportent ainsi un gain statural.

Le rôle ambigu du lait

Conformément à l'hypothèse émise, les analyses menées montrent que le lait joue un rôle important dans la nutrition des Français au milieu du XIX^e siècle. À considérer les disponibilités alimentaires moyennes, il représente près de la moitié des protides d'origine animale et encore plus dans la consommation des journaliers³⁷. Si on considère les apports en lait (calcium) relativement aux apports en calories, les conclusions sont un peu différentes qu'avec l'apport total en protides, car le lait joue un rôle somme toute secondaire par rapport à l'ensemble des protéines végétales et animales (régressions non reproduites ici). Pour les régressions menées avec la stature individuelle et où l'on utilise simultanément les calories et le calcium, les deux variables jouent un rôle positif et significatif dans les variations de la stature, plus sensible pour le lait. Dans le cas d'une régression n'envisageant que le rôle des disponibilités en lait dans les variations de la stature individuelle, les arrondissements qui bénéficient d'un apport supplémentaire de 555 mg de calcium par jour, soit environ 44 cl de lait entier cru, voient les conscrits gagner un centimètre, toutes choses étant égales par ailleurs.

Dans le cas des régressions menées avec la stature moyenne par arrondissement et où l'on utilise simultanément les calories et le calcium, seuls les apports en calcium jouent un rôle positif et significatif sur la stature. Dans le cas des modèles qui ne retiennent que le calcium, l'hypothèse « lait » de Jörg Baten, émise à l'échelle départementale, est à nouveau validée à l'échelle de l'arrondissement avec les disponibilités moyennes, mais beaucoup moins avec les consommations populaires³⁸. La consommation estimée de lait est peut-être de mauvaise qualité : l'autoconsommation est un phénomène à prendre en

considération. De plus, si le lait représente plus de la moitié des protides d'origine animale pour les journaliers, ces derniers tirent plus de 80 % de leurs protides des végétaux. Enfin, il ne faut pas oublier l'importance du lait maternel. Il n'est au final pas surprenant que l'influence du lait sur la taille se lise moins au moyen des budgets populaires que des disponibilités alimentaires moyennes.

L'instruction : retour sur investissement et IDH

La première étude ayant mis en évidence la relation entre stature et instruction, avant les travaux de l'équipe d'Emmanuel Le Roy Ladurie, remonte à 1882 mais est restée longtemps méconnue (Carret, 1882). Ce lien fait désormais partie des fondamentaux de l'histoire anthropométrique. Le principe déclaratif sur lequel repose notre connaissance de l'instruction des conscrits ne pose pas problème³⁹. À l'échelle individuelle, le degré d'instruction joue un rôle sensible –et statistiquement significatif- sur la stature. Les conscrits analphabètes mesurent de 1,9 à 2,5 cm de moins que les conscrits instruits, toutes choses étant égales par ailleurs (tableau 4 modèle 3 et tableau 3, modèle 1, même référence pour les données suivantes). Ceux n'ayant reçu qu'une instruction très sommaire –conscrits ne sachant que lire- occupent une position intermédiaire. Les plus grands, ici le groupe de référence, sont les conscrits sachant lire et écrire. Il s'agit de différences importantes, sachant qu'à titre de comparaison la stature médiane à l'échelle nationale progresse de 3,4 cm entre 1784 et 1902 (années de naissance, Weir, 1997, 191).

À l'échelle de l'arrondissement, l'influence de l'instruction a été saisie au moyen du pourcentage de conscrits sachant lire et écrire. À elle seule, cette variable rend compte de plus de la moitié des variations de la stature moyenne⁴⁰. La formation du « capital humain » semble donc constituer le meilleur facteur explicatif des inégalités staturales observées⁴¹. D'une part, dans une perspective

bourdieusienne, le degré d'instruction du conscrit reflète le capital culturel, social et économique de sa famille d'origine. Les « héritiers » sont ici favorisés : ils sont nés dans un milieu plus aisé, qui leur assure une meilleure instruction, mais aussi de meilleurs soins et une meilleure nutrition. D'autre part, ce capital culturel leur permet également, à l'adolescence, de mieux s'insérer sur le marché du travail et ainsi de bénéficier de plus forts revenus leur garantissant à nouveau de meilleurs soins, un régime alimentaire plus varié et un travail physique moins pénible. La chose est d'autant plus importante que la croissance de l'adolescence, qui se déroule au XX^e siècle plus précocément, est plus tardive au XIX^e siècle : l'impact des revenus *peu avant* l'âge d'examen est donc très probablement plus fort au XIX^e siècle qu'au XX^e siècle.

Cependant, il ne faut pas envisager l'instruction seulement en tant que facteur explicatif de la stature moyenne. En effet, l'instruction constitue actuellement l'une des composantes de l'IDH (Indice de Développement Humain) défini par les Nations Unies. Elle est donc considérée à part entière comme un indice du niveau de vie, au même titre que la stature moyenne (OMS, 1995). La forte corrélation entre stature et taux d'alphabétisation à l'échelle de l'arrondissement donne donc aussi à voir la forte proximité de ces deux indices de développement humain au milieu du XIX^e siècle.

Des campagnes aux grandes métropoles : le rôle de l'urbanisation

Dans les régressions calculées à l'échelle individuelle, le milieu de vie exerce une influence sensible et significative sur la stature à l'exception notoire des petites villes, telles Alençon, Beaune, Epinal, Quimper ou Rodez, où les conscrits ont la même taille que dans les campagnes, ce qui semble alors rejoindre un modèle méditerranéen d'urbanisation faible sans industrialisation, où les citadins sont plus grands que les ruraux ou aussi grands qu'eux⁴². Ceci vient confirmer que la

définition légale de la ville n'est pas pertinente lorsque l'on étudie les niveaux de vie biologiques puisque même avec un seuil largement supérieur au seuil légal, l'influence du milieu urbain n'est pas évidente. Seules les villes d'une taille conséquente –au-delà de 20 000 habitants- exercent une influence débilante sur la croissance des corps. Par rapport au groupe de référence, vivant en milieu rural, les habitants de villes moyennes telles qu'Aix, Mulhouse, Cambrai, Brest ou Poitiers perdent environ 0,3 cm (de 2 à 6 mm selon les modèles). Ceux des grandes métropoles (Rouen, Lille, Lyon et Marseille) perdent environ 0,8 cm (d'un demi à un centimètre selon les modèles). La perte est donc réduite, même pour les habitants des plus grandes villes du pays, surtout si l'on compare ces différences de stature aux inégalités socioprofessionnelles.

La France a donc la chance de s'industrialiser sans connaître l'essor de grands centres industriels et urbains trop nombreux. Ce résultat vient nuancer les conclusions de Weir qui observe toutefois l'influence de la variable urbanisation à l'échelle du département et au moyen du pourcentage de la population urbaine ou de son logarithme, ce qui vient justement gommer l'effet de seuil mis ici en évidence⁴³. Ainsi, même si les quatre métropoles citées sont reliées à un réseau de chemin de fer dès la petite enfance des conscrits –bien qu'à l'état embryonnaire pour Marseille et surtout pour Lyon-, cela n'empêche pas le milieu urbain d'exercer une influence négative sur la taille. D'ailleurs les réseaux traditionnels d'approvisionnement qui déterminent le semi urbain européen supportent tant bien que mal la croissance urbaine avant l'arrivée du train (Grantham, 1997, 714 et Bairoch, 1990). Davantage qu'à une déficience technique de l'approvisionnement en nutriment, la plus petite taille de ces citoyens pourrait donc renvoyer à d'autres problèmes spécifiquement métropolitains comme les mauvaises conditions hygiéniques et épidémiologiques résultant de l'hyper-densification de la ville historique ou, plus généralement, les prix relatifs plus élevés des aliments qui désavantagent les citoyens.

Stature et profession : entre tradition et modernité

Hormis les professions dont les conscrits ont en moyenne moins d'un millimètre d'écart avec les exploitants agricoles, groupe le plus nombreux et donc groupe de référence, ces dernières jouent un rôle sensible et significatif dans les variations de stature⁴⁴. La définition de ces groupes est très problématique car elle doit répondre à certaines questions propres à l'histoire anthropométrique tout en essayant de respecter les hiérarchies sociales contemporaines, exercice toujours difficile pour l'historien⁴⁵. Ainsi, outre le foisonnement extrême des activités, on a dû composer avec le fait que certains préfèrent s'identifier par leur statut plutôt que par leur branche d'activité.

Les groupes de l'alimentation et des commerçants de l'alimentation testent l'hypothèse d'un avantage que tireraient les conscrits de leur proximité aux sources de nutriments. De même, la distinction entre « artisans » spécialisés (bois, métallurgie, etc) ou non et « industrie » vise à cerner l'influence de la taille de l'entreprise et de l'organisation du travail en milieu industriel. Seuls les conscrits dont la profession indiquait sans doute possible l'appartenance à la grande industrie naissante⁴⁶ ont été agrégés à la catégorie « industrie » alors que de nombreux autres conscrits auraient pu l'être si on avait connu leur entreprise d'activité. Il y a donc des ouvriers de grandes unités de production (plutôt qualifiés) rattachés en nombre inconnu aux catégories « artisans ». Toutefois ce phénomène reste modeste dans une France encore très largement dominée par la petite unité de production, tant dans l'agriculture que dans l'industrie. La distinction entre « étudiants » et « professions libérales » prête elle aussi à discussion. Pour la plupart des conscrits de ce dernier groupe, l'activité déclarée est en fait celle d'étudiant en droit⁴⁷, le premier groupe réunissant les étudiants sans précision supplémentaire ou les étudiants en sciences. L'historien est par ailleurs tributaire de sa source. Par exemple, trop de conscrits sont, dans certaines régions, enregistrés comme simples

« cultivateurs » alors que dans d'autres, tout aussi viticoles, les vigneronns sont recensés comme tels⁴⁸.

L'influence de la profession du conscrit sur la taille rend compte de plusieurs phénomènes complexes. Tout d'abord, dans une société aux mobilités socioprofessionnelles réelles mais inégales, elle renvoie pour beaucoup à la profession des parents et donc *in fine* au milieu social d'origine⁴⁹. Utiliser la profession du conscrit en tant qu'approximation de son milieu d'origine constitue donc une approche pertinente en l'absence de mention de la profession des parents dans nos sources. De plus, une analyse récente sur des données bavaroises montre qu'après contrôle pour la profession des parents, la profession du conscrit joue un rôle propre qui renvoie notamment aux bonnes ou aux mauvaises conditions de travail durant l'adolescence (Lantzsch et Schuster, 2009, 53).

La hiérarchie anthropométrique qui se dégage de l'analyse professionnelle confirme très nettement l'influence du capital culturel sur la taille moyenne : les futurs avocats ou ingénieurs dominant de 3,5 cm les tailleurs et autres conscrits de l'habillement (tableau 3, modèle 1). Il s'agit là d'une différence considérable comparée au gain séculaire de la moyenne nationale (rappel : 3,4 cm entre 1784 et 1902). De manière générale, les cols blancs sont tous nettement favorisés par rapport aux agriculteurs exploitants : ils sont plus instruits mais exercent également des métiers moins fatigants. Gage d'un certain archaïsme, les commerçants de l'alimentaire tirent un profit de leur proximité aux nutriments, ce qui est moins le cas des commerçants en général et encore moins des professions de bouche (boulangers, bouchers, charcutiers, etc) qui, pour beaucoup –cas des ouvriers-, voient les aliments transiter devant eux sans en bénéficier. Au sommet de la hiérarchie anthropométrique des manuels, les artisans du bois et de la métallurgie dominant de très peu les exploitants agricoles. Ces derniers sont en définitive relativement proches des non exploitants. Les salaires agricoles ont sensiblement

augmenté durant la période de croissance de l'adolescence des conscrits et expliquent peut-être la chose.

On retrouve en bas de la hiérarchie anthropométrique des professions traditionnellement tenues pour mal payées et en général à faible qualification : habillement, textile, bâtiment. La taille de l'échantillon permet de faire apparaître les ouvriers peu qualifiés de la grande industrie naissante : ceux-ci sont parmi les plus mal lotis, mais ils sont aussi peu nombreux, contrairement aux professions plus traditionnelles de l'habillement et du bâtiment. Les cas du textile et de la mine sont plus délicats. D'une part ces deux branches comportent en leur sein aussi bien des actifs travaillant dans de petites unités de production traditionnelles que dans de grands ensembles modernes –encore peu nombreux-, d'autre part les mineurs peuvent devoir leur petite taille aussi bien à leur faible salaire –cas le plus probable- qu'à une sélection sur critère anthropométrique⁵⁰.

Au total, la hiérarchie anthropométrique qui se dégage de l'analyse par profession est frappée du sceau de la tradition mais laisse apparaître, au-delà des nombreux artisans⁵¹ et cultivateurs au niveau de vie biologique assez médiocre, des traces de modernité urbaine, industrielle et tertiaire où les écarts entre professions semblent davantage marqués.

La confrontation de l'enquête agricole de 1852 et d'une partie des listes de tirage au sort de la classe 1868 permet de déterminer assez précisément les facteurs explicatifs de la stature à l'échelle individuelle ou de l'arrondissement, à un moment où les inégalités spatiales de statures sont considérables, où le marché national est en voie d'unification, les sources de protides encore essentiellement végétales et les campagnes à leur apogée démographique. Considérés séparément, les apports en calories, protides et calcium jouent un rôle dans les variations de la stature. Davantage que les seules disponibilités ou consommations en lait ou en protides, la

combinaison des apports en protides et en calories rend compte de près d'un tiers (disponibilités) à deux cinquièmes (consommations des journaliers) des variations de stature moyenne. Le budget d'une famille de cinq journaliers, estimé par les notables de l'époque, semble donc constituer un bon outil pour expliquer la stature moyenne et individuelle des Français nés en 1848, en comparaison des disponibilités alimentaires, elles aussi tirées de l'enquête de 1852. La stature réagit davantage aux variations des consommations populaires qu'aux variations des disponibilités moyennes. Les inégalités nutritionnelles semblent jouer un rôle important pour expliquer cette différence. Une augmentation identique en valeur absolue de l'apport nutritionnel a davantage de conséquences anthropométriques sur la stature moyenne lorsqu'elle est le fait des populations les plus défavorisées car elle vient combler les carences alimentaires les plus criantes, ce qui n'est pas le cas des populations plus aisées. Par ailleurs, les régimes relativement riches en protides pour un apport calorique identique, qui se trouvent au nord de la fameuse ligne Saint-Malo-Genève, semblent plus propices au développement des corps. Le taux d'alphabétisation, composante actuelle de l'IDH, paraît également étroitement corrélé à la stature moyenne.

Le rôle de l'urbanisation doit être traité avec précaution. À l'échelle du département et au moyen de taux d'urbanisation ou de leurs logarithmes, Weir montre une relation entre forte urbanisation et haute stature moyenne. Cependant avec comme individu statistique l'arrondissement, la corrélation devient négative mais non significative –analyse non reproduite ici-. Enfin, avec comme individu statistique le conscrit et une variable urbanisation discrétisée à l'échelle du canton, la corrélation est négative et significative. Ainsi, à mesure que l'on descend dans les unités écologiques d'observation, la relation entre urbanisation et stature se voit profondément modifiée : il y a là *ecological fallacy*. Il n'y aurait donc pas d'exception française concernant le rôle de l'urbanisation durant la première révolution industrielle, sinon par le fait que le pays s'est peu urbanisé tout en s'industrialisant,

ce qui lui a vraisemblablement valu de ne pas connaître de baisse de stature aussi sensible que dans d'autres pays. En ce qui concerne l'histoire urbaine du pays, il en va de la stature comme d'autres phénomènes socio-économiques : pour John Merrinam, la France « reste une nation de paysans » (ou plutôt de ruraux) mais « l'impact de l'urbanisation est aussi important en France que dans d'autres nations plus urbanisées » (Bourillon, 1995, 7). Dans les quatre grandes métropoles (Rouen, Lille, Lyon et Marseille), la stature atteint un minimum : la métropolisation n'est pas au milieu du XIX^e siècle un facteur de mieux être, en France comme à l'étranger, même si la baisse staturale reste modeste.

Au vu de ces résultats, on peut supposer que l'unification du marché national et l'enrichissement du régime alimentaire, tous deux favorisés par la construction d'un réseau ferré national et d'intérêt local, mais également l'achèvement de la scolarisation primaire des Français et des Françaises et les améliorations hygiéniques en ville contribuent fortement à modifier la géographie anthropométrique de la France à la fin du XIX^e siècle et au début du XX^e siècle.

Tableau 3 : régression à l'échelle individuelle, disponibilités alimentaires moyennes

	modèle 1	P	modèle 2	P	modèle 3	P
constante (cm)	165,55	0	164,64	0	164,98	0
disponibilités moyennes en calories (cal)	0,0004	0			-0,0029	0
disponibilités moyennes en protides (g)			0,0268	0	0,1123	0
agriculteurs exploitants	référence		référence		référence	
non exploitants	-0,311	0	-0,4986	0	-0,7957	0
alimentaire	-0,0924	0,485	-0,1861	0,159	-0,3225	0,014
artisans divers	-0,0709	0,569	-0,1719	0,167	-0,3625	0,003
bâtiment	-0,5372	0	-0,5606	0	-0,5202	0
bois	0,1677	0,088	0,0832	0,396	-0,033	0,736
commerce alimentaire	0,8065	0,014	0,5992	0,066	0,3703	0,254
commerce	0,5229	0	0,4251	0,004	0,2354	0,111
divers	0,4824	0	0,4034	0,003	0,2297	0,091
employé	1,3482	0	1,2016	0	1,0463	0
étudiant	0,9659	0	0,9423	0,001	0,9242	0,001
habillement	-1,1513	0	-1,2248	0	-1,3213	0
industrie	-0,9092	0	-1,0241	0	-1,3326	0
instruction publique/clergé	0,9349	0,001	0,8645	0,002	0,7489	0,008
métallurgie	0,0995	0,36	0,0046	0,966	-0,1571	0,146
mines	-0,6298	0,001	-0,7513	0	-0,7681	0
profession inconnue	-0,0776	0,707	-0,095	0,645	-0,1913	0,351
profession libérale	2,332	0	2,2447	0	2,1355	0
textile	-0,5287	0	-0,6867	0	-1,0297	0
transport	-0,0997	0,464	-0,2243	0,099	-0,4207	0,002
analphabète	-2,5116	0	-2,4201	0	-2,1596	0
sait lire	-1,7418	0	-1,6208	0	-1,3374	0
sait lire et écrire	référence		référence		référence	
instruction inconnue	-1,6591	0	-1,5138	0	-1,3883	0
campagnes	référence		référence		référence	
petites villes	-0,0012	0,984	-0,0146	0,802	-0,146	0,012
villes moyennes	-0,169	0,043	-0,2055	0,013	-0,5879	0
grandes villes	-0,5465	0	-0,5591	0	-1,0852	0
R ² ajusté	0,0346		0,0386		0,0468	
N observations (conscrits)	81605		81605		81605	

Note : les variables disponibilités en calories et en protides sont calculées à l'échelle de l'arrondissement. Les variables professions et degrés d'instruction sont observées à l'échelle du conscrit. Les variables villes/campagne sont observées à l'échelle du canton.

**Tableau 4 : régression à l'échelle individuelle, consommation par journalier
d'après le budget d'une famille de cinq journaliers**

	modèle 1	P	modèle 2	P	modèle 3	P
constante (cm)	164,81	0	162,97	0	163,84	0
consommation de calories (cal)	0,0008	0			-0,0042	0
consommation de protides (g)			0,0548	0	0,1889	0
agriculteurs exploitants	référence		référence		référence	
non exploitants	-0,3187	0	-0,5461	0	-0,7919	0
alimentaire	-0,0912	0,491	-0,1816	0,169	-0,2518	0,055
artisans divers	-0,1084	0,385	-0,2638	0,034	-0,4035	0,001
bâtiment	-0,623	0	-0,7493	0	-0,6851	0
bois	0,1554	0,114	0,038	0,699	-0,0657	0,501
commerce alimentaire	0,8136	0,013	0,5911	0,07	0,4365	0,178
commerce	0,492	0,001	0,3462	0,019	0,2015	0,172
divers	0,4417	0,001	0,3099	0,023	0,1876	0,167
employé	1,369	0	1,214	0	1,0684	0
étudiant	0,9728	0	0,949	0,001	0,9244	0,001
habillement	-1,1705	0	-1,2829	0	-1,3676	0
industrie	-0,9753	0	-1,2554	0	-1,6825	0
instruction publique/clergé	0,9039	0,001	0,8336	0,003	0,8608	0,002
métallurgie	0,0957	0,378	-0,0524	0,629	-0,2686	0,013
mines	-0,6197	0,002	-0,7814	0	-0,8554	0
profession inconnue	-0,0982	0,635	-0,1443	0,484	-0,2325	0,257
profession libérale	2,3171	0	2,2129	0	2,1652	0
textile	-0,5924	0	-0,8557	0	-1,1502	0
transport	-0,1094	0,422	-0,1746	0,198	-0,1126	0,405
analphabète	-2,4509	0	-2,2325	0	-1,9151	0
sait lire	-1,7168	0	-1,5525	0	-1,325	0
sait lire et écrire	référence		référence		référence	
instruction inconnue	-1,6436	0	-1,4726	0	-1,4238	0
campagnes	référence		référence		référence	
petites villes	-0,0528	0,366	-0,075	0,198	-0,0547	0,345
villes moyennes	-0,308	0	-0,3635	0	-0,3249	0
grandes villes	-0,8087	0	-0,8792	0	-0,708	0
R ² ajusté	0,0344		0,0401		0,0488	
N observations (conscrits)	81605		81605		81605	

Note : voir tableau 3.

Tableau 5 : régressions à l'échelle de l'arrondissement, disponibilités alimentaires moyennes

	modèle 1	P	modèle 2	P	modèle 3	P	modèle 4	P
Constante (cm)	160,03	0	159,88	0	164,57	0	160,59	0
disponibilités moyennes en calories (cal)	0,0002	0,187			-0,0036	0	-0,0014	0,005
disponibilités moyennes en protides (g)			0,0111	0,024	0,1287	0	0,0541	0,001
alphabétisation	0,0698	0	0,0672	0			0,0594	0
R ² ajusté	0,5903		0,6028		0,312		0,6277	
N observations (arrondissements)	111		111		111		111	

Tableau 6 : régressions à l'échelle de l'arrondissement, consommations par journalier d'après le budget d'une famille de cinq journaliers

	modèle 1	P	modèle 2	P	modèle 3	P	modèle 4	P
Constante (cm)	160,8	0	160,28	0	163,42	0	161,18	0
consommation de calories (cal)	-0,0002	0,553			0,0063	0	-0,0025	0,004
consommation de protides (g)			0,0037	0,732	0,2555	0	0,0929	0,005
alphabétisation	0,0713	0	0,0695	0			0,0565	0
R ² ajusté	0,585		0,5841		0,4166		0,6112	
N observations (arrondissements)	111		111		111		111	

¹ Ce travail a bénéficié du support financier du programme franco-japonais Chorus sur les niveaux de vie en France et au Japon. Je tiens à remercier l'ensemble des intervenants de ce programme pour leurs remarques et suggestions, et tout particulièrement Jean-Pierre Dormois, de même que les membres du workshop sur les niveaux de vie en France et en Espagne organisé par l'AEHE et l'AFHE (Aix, 2008), et tout spécialement le regretté Gérard Gayot. Merci également à Robert Allen, Jean-Pascal Bassino, Vincent Bignon, Matthieu Bunel, Michel Hau, Alexander Moradi, Gilles Postel-Vinay et aux auditeurs du workshop d'histoire économique du Nuffield College qui ont contribué à préciser certaines hypothèses, notamment dans le traitement statistique des données. **Je remercie également les rapporteurs pour leurs suggestions.** Enfin, cette étude n'aurait pu se faire sans la collaboration passionnée des élèves-ingénieurs de l'UTBM qui se sont penchés sur les listes de tirage au sort, travail parfois ingrat car les sources ne permettent pas toujours d'aboutir : Olivier Alquier, Pierre-Étienne Ballant, Romain Besesty, Timothée Birckel, Lionel Bousquet, Jean-Charles Cancian, Michaël Casaux, Thomas Chabanne, Romain Coisne, Émilien Colmagne, Thomas Croizé, Clément Dague, Yves Derkac, Clément Despeyroux, Alexis Dolé, Julien Ehrhart, Nicolas Emery, Nicolas Fariault, Vincent Féry, Nicolas Galmiche, Aurélien Gruny, Kianouch Hargou, Pierre Haritchabalet, Alexandre Honoré, Nicolas Karmann, Johan Laroche, Amaury Leroux de Lens, Jean-Baptiste Lombard, Sébastien Lombard, Thomas Martzolff, Frédéric Mille, François Minaud, Michaël Monnier, Mehdi Moutamani, Bernard Paris, Bruno Ronzani, Pierre-Yves Savary, Dora Louisa Songo-Kette, Thomas Spitz, Jean-Baptiste Staebler, Delphine Terrier, Solange Umuhire et Claire Visot.

² Demonet (1990, p. 214-215) estime que seuls 13 % du froment produit dans les arrondissements sont exportés hors de ceux-ci. Or les bleds fournissent plus du tiers du commerce au-delà de l'arrondissement. En tout, environ 19 % des denrées où le calcul est possible ne sont pas utilisées sur place. Ce fort pourcentage s'explique surtout du fait que le vin s'exporte pour moitié, mais il n'entre pas en compte dans le calcul des rations alimentaires.

³ La stature semble par ailleurs atteindre un minimum séculaire, voire millénaire, à la fin du XVII^e siècle (Steckel, 2009, 15) : au milieu du XIX^e siècle, la menace de crise malthusienne est passée. Ce n'est « que » dans la période 1800-2000 que le milieu du XIX^e siècle apparaît comme un moment de fortes inégalités anthropométriques.

⁴ D'autres études d'histoire anthropométrique envisageant spécifiquement les rapports entre nutrition et stature : Alter, 2004, Baten et Murray, 2000, **Baten 2009**, Craig, Goodwin et alii, 2004, Federico, 2003, Fogel, 2004, Schneider 1996. Avant même le développement de la nouvelle histoire anthropométrique, Toutain avait prudemment émis l'hypothèse d'un lien entre disponibilités alimentaires et stature pour la France (Toutain, 1971, 1992-1995).

⁵ L'enquête agricole a fait l'objet d'une première exploitation en ce sens par Gabriel Désert : (Désert, 1975); voir aussi les analyses de Demonet, 1990, ainsi que Postel-Vinay et Robin, 1992.

⁶ A l'échelle historique –sans contrôle par l'anthropométrie–, voir Vecchi et Coppola, 2006. Pour une approche de données contemporaines (FAO) **éclairées** par l'anthropométrie, voir Svedberg, 2002.

⁷ Les historiens débattent de la période la plus importante à considérer pour déterminer une influence des conditions de vie sur la taille adulte. Ainsi, conformément à « l'hypothèse Barker », Baten et Murray (Baten et Murray, 2000, 367) mettent en évidence une influence maximale des disponibilités alimentaires durant l'année même de naissance alors que Banerjee, Duflo, Postel-Vinay *et alii* montrent l'impact du phylloxera pour la seule année de naissance (Banerjee, Duflo et Postel-Vinay, 2007, 4). Cependant les spécialistes en auxologie insistent généralement sur l'importance de l'ensemble de la petite enfance (de la croissance *in utero* à l'âge de 3 ans). Les jeunes gens nés en 1848 sont âgés de 4 ans lors de l'enquête agricole de 1852 : cette dernière rend donc bien compte des conditions de vie de l'ensemble de la petite enfance de la cohorte considérée. **La cohorte née en 1848 a par ailleurs peut-être particulièrement souffert durant sa période de croissance initiale, car elle fut exposée à l'épidémie de choléra de 1849. Toutefois, les nourrissons ont pu être épargnés grâce à l'allaitement maternel. De plus, bien que la moyenne nationale pour les années 1849 et 1850 ne soit pas calculée par David Weir, les données à l'échelle locale (Heyberger 2005, 605) ne permettent pas de conclure à une baisse générale de la stature en 1848 par rapport aux années antérieures ou postérieures.**

⁸ Les départements concernés sont : l'Aube, l'Aude, l'Aveyron, les Bouches-du-Rhône, le Calvados, la Corrèze, La Côte d'Or, les Côtes-du-Nord, la Creuse, le Doubs, la Drôme, le Finistère, le Gard, le Gers, l'Hérault, l'Indre, le Jura, la Loire-Inférieure, le Maine-et-Loire, la Marne, la Haute-Marne, la Meurthe, le Morbihan, la Moselle, le Nord, l'Orne, le Bas-Rhin, le Haut-Rhin, le Rhône, La Haute-Saône, la Seine-et-Marne, la Seine-Inférieure, la Somme, la Vienne, la Haute-Vienne et les Vosges. Certains dossiers de conscrits ne comportent pas de mention de stature, c'est parfois le cas d'arrondissements entiers. D'autres –très rarement– mentionnent des tailles douteuses (très faibles) et ont été éliminés. La vérification de la normalité de la distribution de taille pour chaque arrondissement amène par ailleurs à éliminer quelques arrondissements où les effectifs en-deçà de deux écarts-types sont trop faibles (existence d'une taille minimale légale, fixée à 155 cm). De plus, les arrondissements où il restait moins de 100 conscrits toisés ont été éliminés des observations. Enfin, on a dû éliminer un arrondissement où le degré d'instruction des conscrits n'était pas renseigné, ce qui interdisait de calculer un taux d'alphabétisation.

⁹ La stature est un indice *synthétique* du niveau de vie. L'alimentation est elle-même un phénomène complexe où il serait vain de vouloir isoler un aliment plutôt qu'un autre selon l'importance supposée qu'on lui accorderait dans le retard ou l'avance de croissance en raison de sa composition nutritionnelle. Plutôt que de tenter de saisir l'influence de la consommation d'aliments réputés mauvais pour la croissance (pommes de terre, châtaignes, etc) mieux vaut donc confronter un indice synthétique du niveau de vie biologique à un indice synthétique des apports *nutritionnels*. Nous conservons toutefois par convention le terme disponibilités *alimentaires* bien qu'à strictement parler il s'agisse plutôt de disponibilités *nutritionnelles*. Sur le rapport non linéaire entre apports (ou disponibilités) en aliments et apports en nutriments, voir Logan, 2006.

¹⁰ Suivant le plus souvent les hypothèses de Demonet, 1990, qui nous paraissent les plus plausibles et plus rarement celles de Toutain, 1971. Pour les parties comestibles de chaque denrée

et la composition nutritionnelle des aliments, voir Randouin *et alii*, 1961 (ouvrage utilisé par J.-C. Toutain). Des tables plus récentes ont été consultées, mais elles fournissent des teneurs en calories et protides encore plus éloignées de ce que devaient être les teneurs au XIX^e siècle (même entre les différentes tables actuelles, les teneurs peuvent varier sensiblement entre pays). Par ailleurs, même si les dictionnaires médicaux et autres ouvrages scientifiques du XIX^e siècle donnent des indications peut-être plus proches de la réalité contemporaine, il n'a pas été possible de reconstituer pour tous les aliments les indications nécessaires. Quand bien même cela aurait été possible, cela n'aurait pas constitué une garantie suffisante : dans un monde encore très cloisonné, il est plus que probable que les teneurs effectives variaient fortement d'une région à l'autre du fait d'une biodiversité bien plus forte que de nos jours et d'une standardisation des semences encore à venir. Vision plus optimiste de ce problème de la conversion en apports nutritionnels d'après des tables actuelles (pour une période un peu plus récente) dans Logan, 2006, 531.

¹¹ Les disponibilités locales en lait ont été conservées telles quelles : on n'a pas essayé de prendre en compte les pertes inégales –surtout pour la teneur en calcium et en protides- qui résultent des processus de transformation en beurre et en fromage. Nos estimations sont en ce sens des hypothèses hautes. Il en va de même pour les autres denrées : on n'a pas considéré les modes de préparation culinaires qui viennent inégalement diminuer la quantité de calories et de protides – sans parler des vitamines- effectivement absorbée.

¹² Le Doubs, le Jura et le Calvados font partie de notre échantillon.

¹³ Cependant le lait de brebis, très consommé notamment dans le Massif central, contient plus de protides et de calcium. Il n'est pas inclus dans les présentes estimations, faute de données sur la productivité des brebis.

¹⁴ Disponibilité déduite de la production et de la valeur des légumes de plein champ, bien qu'il soit évident que la valeur des légumes du jardin est supérieure à celle des légumes de plein champ.

¹⁵ Déduit de la production nationale donnée par d'Angeville, 1836, 116. Vue l'inertie qui caractérise la production des « arbres à pain » avant la grande maladie qui s'abat sur ces derniers après 1875, la date de 1836 ne paraît pas trop éloignée de 1852.

¹⁶ Déduit des prix et des poids donnés par Armand Husson.

¹⁷ Également d'après la productivité annuelle des poules de l'enquête agricole de 1862 donnée par département. C'est là la moins bonne série concernant les aliments d'origine animale.

¹⁸ Car il était impossible de déterminer la nature de ceux-ci à l'échelle locale. Toutefois, comme pour les légumes, l'apport calorique et protéique des fruits est très faible en comparaison des aliments précédents. Il s'agit d'un problème très courant : de nos jours, la FAO, faute de sources, n'inclut ni les fruits ni les légumes dans ces estimations.

¹⁹ Le sucre de betterave est produit dans un nombre très réduit d'arrondissements puis exporté dans le reste du pays. Attribuer la totalité de la production de sucre à la consommation de l'arrondissement producteur constituerait une aberration.

²⁰ Pour la même raison que pour le sucre.

²¹ Cette remarque vaut également pour les importations –encore modestes- prises dans leur ensemble.

²² Les agriculteurs non exploitants (salariés agricoles, dont journaliers -4,9% de l'échantillon des conscrits toisés-, domestiques -5,9%-, bergers, manouvriers, etc) représentent 13,9 % de notre échantillon de conscrits toisés. Compte tenu des cycles de vie, ils sont moins nombreux dans la population totale : voir Demonet, 1990, 43 ainsi que Marchand et Thélot, 1997. Une approche antérieure des consommations populaires dans Postel-Vinay et Robin, 1992.

²³ Ce sont dans l'ordre : le pain, les légumes, la viande, les alcools (lait, vin, bière et cidre) et le sel.

²⁴ Ainsi, pour le « pain », on considère, suivant Eugen Weber, que ce mot générique désigne davantage les farines que le pain proprement dit, encore peu commercialisé tel quel (Weber, 2005, 171-174). Le budget pain a lui-même été subdivisé en consommation de farine de froment, de seigle, de méteil, etc. Les estimations de consommations populaires de Michel Demonet (Demonet, 1990, 120) appliquent un panier national identique à tous les arrondissements et ne retiennent comme valeurs locales que les prix. Pour le poste « légumes », on retient l'hypothèse de Demonet, à savoir une assimilation totale de ce poste à l'achat de pommes de terre.

²⁵ La confrontation des disponibilités (d'après la production) et des consommations populaires (d'après budgets) peut amener à remettre en question des idées préconçues. Voir note 6.

²⁶ Il est évident que les phénomènes de stockage et de transport jouent de fait des rôles forts différents d'une région à l'autre, dans un siècle où les conditions de stockage évoluent inégalement mais, faute de mieux, on est obligé d'appliquer un taux de perte uniforme pour tous les arrondissements.

²⁷ Toujours pour les 111 arrondissements étudiés, les céréales représentent 72.6 % des disponibilités totales en calories.

²⁸ Notamment chez Eugen Weber. Pour une remise en cause statistique de cette thèse, voir Gilles Postel-Vinay et Jean-Marc Robin. Selon ces auteurs, la consommation est extrêmement localisée mais fait appel au marché : 70% de la production nette de blé est commercialisée (Postel-Vinay et Robin, 1992, 497).

²⁹ Des modèles –non reproduits ici- ont été construits avec comme variable dépendante non plus la stature de l'ensemble de la population de l'arrondissement, mais avec la stature des seuls journaliers ou assimilés. En effet, on peut supposer que l'influence des apports nutritionnels tirés du budget d'une famille de cinq journaliers se fait davantage sentir sur cette population que sur l'ensemble des conscrits. Toutefois, les résultats obtenus ne sont pas satisfaisants, notamment en

raison du nombre beaucoup trop réduit de conscrits journaliers ou assimilés toisés par arrondissement.

³⁰ Les populations totales par arrondissement sont empruntées au recensement de 1851, les populations urbaines à René Le Mée (Le Mée, 1989, 332-393). Les régressions ont également été calculées en exprimant la variable urbanisation en pourcentage de la population totale. Les conclusions restent les mêmes, que l'on envisage un pourcentage ou un logarithme du pourcentage : l'urbanisation exerce une influence négative sur la stature. En dépit d'un classement qui peut paraître sommaire et prêter à discussion, la discrétisation de la variable urbanisation en quatre catégories permet de saisir immédiatement et concrètement l'influence du milieu urbain exprimée en centimètres.

³¹ Que ce soit par les historiens économistes comme Paul Bairoch depuis 1985, par les historiens des villes (Pinol et Walter, 2003, 25-26) ou encore par les chercheurs en histoire anthropométrique (Baten et Murray, 2000, 362).

³² Les régressions sont calculées avec des observations à l'échelle individuelle et à l'échelle agglomérée (arrondissement), chaque méthode présentant son propre intérêt. La première permet de saisir au degré d'analyse le plus fin l'influence de l'un ou l'autre facteur explicatif. Cependant, compte tenu du très grand nombre d'observations individuelles, la variance totale de la stature est davantage le fait de la génétique que de facteurs socio-économiques. Le R^2 ajusté est donc très faible, même si les coefficients pris individuellement présentent un intérêt. Les analyses à l'échelle agglomérée permettent au contraire de voir pleinement jouer le rôle plus ou moins important des facteurs socio-économiques dans la mesure où la stature moyenne, contrairement à la stature individuelle, constitue un indice bien plus socio-économique que génétique. Sur ce problème méthodologique, voir Baten et Murray, 2000, 363.

³³ Voir des résultats similaires avec une approche un peu différente : Haines, Craig et Weiss, 2003, 404.

³⁴ Sur le problème de la validation de la qualité des estimations alimentaires par les données anthropométriques, nous renvoyons à Peter Svedberg, 2002.

³⁵ Les protides d'origine animale ne représentent que 32,2 % des protides totales (disponibilités alimentaires) pour la moyenne de la population et –assez logiquement– encore moins chez les journaliers : 18,3 % (moyennes pondérées pour les 111 arrondissements).

³⁶ La régression protides/calories donne $R^2 = 0,89$ pour les disponibilités moyennes et $R^2 = 0,85$ pour les consommations des journaliers.

³⁷ Respectivement 49,4 et 60,6 % (moyennes pondérées pour les 111 arrondissements).

³⁸ La corrélation entre disponibilités moyennes en calcium (lait d'origine bovine)-nettes de la consommation parisienne- et stature moyenne pour 111 arrondissements donne $R^2 = 0,25$ au seuil de rejet de l'hypothèse nulle de 0,1 %. Il faut 36 cl de lait (454 mg de calcium) pour gagner

un centimètre de taille moyenne. Contrairement aux analyses de Baten, la corrélation, bien que statistiquement significative au seuil de rejet de 0,1 %, est beaucoup plus faible avec la consommation de calcium des journaliers : $R^2 = 0,08$.

³⁹ Sur la fiabilité et la signification de cette variable, voir Furet et Ozouf, 1977, 18-24.

⁴⁰ $R^2 = 0,59$, probabilité de l'hypothèse nulle inférieure à 0,1 % pour 111 arrondissements.

⁴¹ Sur la relation entre stature et instruction (des parents ou de l'individu toisé), voir Steckel, 2009, 8-9, ainsi que Meyer et Selmer, 1999, pour une régression contrôlant l'influence de la durée des études par les revenus sur un échantillon norvégien du XX^e siècle.

⁴² Pour l'Espagne, faiblement urbanisée et industrialisée, Martinez-Carrion et Moreno-Lazaro (2007) concluent, avec la même définition de la population urbaine, à une influence positive de l'urbanisation au milieu du XIX^e siècle.

⁴³ Les corrélations –non reproduites ici- calculées avec une variable urbanisation observée à l'échelle de l'arrondissement (variable expliquée : stature moyenne) et non plus du canton (variable expliquée : stature individuelle) donnent des résultats par ailleurs non significatifs, signe supplémentaire que le département ou l'arrondissement constituent des entités trop vastes pour cerner avec pertinence l'influence du milieu urbain sur la stature.

⁴⁴ L'introduction de deux variables professionnelles (groupes « textile » et « agriculteurs non exploitants ») dans les régressions calculées à l'échelle de l'arrondissement ne donne cependant pas de résultats satisfaisants. La répartition spatiale des groupes professionnels est trop complexe pour pouvoir rendre compte des différences de taille moyenne entre arrondissement.

⁴⁵ Voir notamment Desrosières, 1987, 156-165, Desrosières, 2000, 289-342 ; Marchand et Thépot, 1997. Nous avons rencontré les mêmes difficultés et avons adopté en grande partie la même stratégie que Jacques Dupâquier et Jean-Pierre Pélissier (Dupâquier et Pélissier, 1992, 125-177). Pour une approche différente du même type de source, voir Farcy et Faure, 2003, 48-50 et 106-110.

⁴⁶ Contremaître, dessinateur, ouvrier de fabrique, etc.

⁴⁷ En dépit de quelques conscrits qui se déclarent déjà à 20 ans avocats ou architectes. Les futurs ingénieurs font également partie de cette catégorie.

⁴⁸ Ceci est d'autant plus gênant que le vignoble français est alors à son apogée...

⁴⁹ Sur la corrélation entre profession des enfants et profession des parents en France, voir Dupâquier et Pélissier, 1992, 149-153.

⁵⁰ Sur ce point, voir le débat anglo-saxon : P. Kirby, 1995 et 1997, ainsi que J. Humphries, 1997.

⁵¹ La présence conséquente des artisans dans un pays encore fortement rural peut être perçue comme un indice supplémentaire de « monde plein » : au-delà de 50/60 hab./km², la diversification des activités semble devenir une nécessité (cf. Gavignaud, 1990, 12).

Références bibliographiques

ALTER, George, (2004), « Height, frailty, and the standard of living : modelling the effects of diet and disease on declining mortality and increasing height », *Population Studies*, 58 (3), 265-279.

ANGEVILLE, Adolphe d', (1836), *Essai sur la statistique de la population française considérée sous quelques-uns de ses rapports physiques et moraux*, Bourg-en-Bresse, F. Dufour, réédition, Paris, New York, La Haye, Mouton, 1969.

BAIROCH, Paul, (1990), « The Impact of Crop Yields, Agricultural Productivity, and Transports Costs on Urban Growth between 1800 and 1910 », 134-151, in *Urbanization in History. A Process of Dynamic Interactions*, éd. par Akira Hayami, Adrianus M. van der Woude et Jan de Vries, Oxford, Clarendon Press (col. « International studies in demography »).

BANERJEE, Abhijit, DUFLO, Esther, POSTEL-VINAY, Gilles *et alii*, (2007), *Long Run health Impacts of Income Shocks : Wine and Phylloxera in 19th century France*, NBER working paper W12895, Cambridge, EUA.

BATEN, Jörg, (1999), « Kartographische Residuenanalyse am Beispiel der Regionalökonomischen Lebensstandardforschung über Baden, Württemberg und Frankreich », 98-109, in *Historisch-thematische Kartographie. Konzepte-Methoden-Anwendungen*, éd. par Dietrich Ebeling, Bielefeld, Vg. für Regionalgeschichte.

BATEN, Jörg, (2009), « Protein supply and nutritional status in nineteenth century Bavaria, Prussia and France », *Economics and Human Biology*, 7, 2, 165-180.

BATEN, Jörg, MURRAY, John. E., (2000), « Heights of men and women in 19th-century Bavaria: economic, nutritional and diseases influences », *Exploration in Economic History*, 37 (4), 351-369.

BONNAIN-MOERDIJK, Rolande, (1975), « L'alimentation paysanne en France entre 1850 et 1936 », *Études rurales*, 58, 29-49.

BOURILLON, Florence, (1992), *Les Villes en France au XIX^e siècle*, Paris, Ophrys, réédition, Paris, Ophrys, 1995.

CARRET, Jules, (1882), *Études sur les Savoyards*, Chambéry, sans éditeur.

CRAIG, Lee A., GOODWIN, B. *et alii*, (2004), « The effect of mechanical refrigeration on nutrition in the United States », *Social Science History*, 28 (2), 325-336.

DEMONET, Michel, (1990), *Tableau de l'agriculture française au milieu du 19^e siècle. L'enquête agricole de 1852*, Paris, EHESS.

DESERT, Gabriel, (1975), « Viande et poisson dans l'alimentation des Français au milieu du XIX^e siècle », *Annales Économies Sociétés Civilisations*, 30, 519-536.

DESROSIERES Alain, (1987), « éléments pour l'histoire des nomenclatures socioprofessionnelles », 155-194, in *Pour une histoire de la statistique*, t. 1, contributions, éd. par INSEE, Paris, Economica.

DESROSIERES Alain, (1993), *La Politique des grands nombres. Histoire de la raison statistique*, Paris, La Découverte, réédition, Paris, La Découverte, 2000 (col. « Sciences humaines et sociales »).

DUPAQUIER, Jacques, PELISSIER, Jean-Pierre, (1992), « mutation d'une société : la mobilité professionnelle », 121-179, in *La Société française au XIX^e siècle. Tradition, transition, transformations*, Paris, éd. Par Jacques Dupâquier et Denis Kessler, Fayard (col. « Pluriel »).

FARCY, Jean-Claude, FAURE, Alain, (2003), *La Mobilité d'une génération de Français. Recherche sur les migrations et les déménagements vers et dans Paris à la fin du XIX^e siècle*, Paris, INED.

FEDERICO, Giovanni, (2003), « Heights, calories and welfare: a new perspective on Italian Industrialization, 1854-1913 », *Economics and Human Biology*, 3 (1), 289-308.

FOGEL, Robert W., (2004), « Health, nutrition and economic growth », *Economic Development and Cultural Change*, 52 (3), 643-658.

FURET, François, OZOUF, Jacques, (1977), « l'alphabétisation sans retour », 13-68, in *Lire et écrire. L'alphabétisation des Français de Calvin à Jules Ferry*, éd. par François Furet et Jacques Ozouf, Paris, Les éditions de Minuit, vol. 1 (col. « Le sens commun »).

GAVIGNAUD, Geneviève, (1990), *Les Campagnes en France au 19^e siècle (1780-1914)*, Paris, Ophrys.

GRANTHAM, George W., (1995), « Food rations in France in the eighteenth and early nineteenth century : a reply », *Economic History Review*, 48, 774-777.

GRANTHAM, George W., (1997), « Espaces privilégiés : productivité agraire et zone d'approvisionnement des villes dans l'Europe préindustrielle », *Annales Histoire, Sciences Sociales*, 52 (3), 695-725.

HAINES, Michael R., CRAIG, Lee A., WEISS, Thomas, (2003), « The Short and the Dead : Nutrition, Mortality and the « Antebellum Puzzle » in the United States », *Journal of Economic History*, 63 (2), 382-413.

HEYBERGER, Laurent, (2003), *Santé et développement économique en France au XIX^e siècle. Essai d'histoire anthropométrique*, Paris, L'Harmattan (col. « Acteur de la Science »).

HEYBERGER, Laurent, (2005), *La Révolution des corps. Décroissance et croissance staturale des habitants des villes et des campagnes en France, 1780-1940*, Belfort, UTBM, Strasbourg, Presses Universitaires de Strasbourg (col. « Sciences humaines et technologie »).

HUMPHRIES, J.,(1997), « Short Stature among Coalmining Children : a Comment », *The Economic History Review*, 50, 531-537.

HUSSON, Armand, (1856), *Les Consommations de Paris*, Paris, Guillaumin.

JUILLARD, Étienne, (1953), *La Vie rurale de la plaine de Basse-Alsace. Essai de géographie sociale*, Paris, Société d'édition des Belles Lettres, réédition, Strasbourg, Presses universitaires de Strasbourg, 1992.

KIRBY, P., (1995), « Causes of Short Stature among Coalmining Children, 1823-1850 », *The Economic History Review*, 48, 687-699.

KIRBY, P., (1997), « Short Stature among Coalmining Children: a Rejoinder », *The Economic History Review*, 50, 538-541.

KOMLOS, John, (2003), « Histoire anthropométrique : bilan de deux décennies de recherche », *Cahiers de l'ISMEA, Economies et Sociétés, Série histoire économique quantitative*, AF 29.

LANTZSCH, Jana, SCHUSTER, Klaus, (2009), « Socioeconomic status and physical stature in 19th century Bavaria », *Economics and Human Biology*, 7, 46-54.

LAURENT, Robert, (1978), « Les variations départementales du prix du froment en France (1801-1870) », in *Histoire, économies, sociétés. Journées d'études en l'honneur de Pierre Léon (6-7 mai 1977)*, éd. par Centre Pierre Léon, Lyon, Presses universitaires de Lyon.

LE MEE, René, (1989), « les villes de France et leur population de 1806 à 1851 », dans *Annales de démographie historique*, 321-394.

LEVY-LEBOYER, Maurice, (1982), « Les inégalités interrégionales : évolution au XIX^e siècle », dans *Économie rurale*, 152.

LOGAN, Trevon D., (2006), « Food, nutrition and substitution in the late nineteenth century », *Explorations in Economic History*, 43, 527-545.

MARCHAND, Olivier, THELOT, Claude, (1997), *Le Travail en France (1800-2000)*, Paris, Nathan.

MARGAIRAZ, Dominique, (1982), *Les Dénivellations interrégionales des prix du froment en France, 1756-1870*, th. Paris I, Paris.

MARTINEZ-CARRION, José-Miguel, MORENO-LAZARO, Javier, (2007), « Was there an urban height penalty in Spain, 1840-1913 ? », *Economics and Human Biology*, 5, 144-164.

MEYER, Haakon E., SELMER, Randi, (1999), « Income, educational level and body height », *Annals of Human Biology*, 26 (3), 219-227.

MINISTÈRE DE L'AGRICULTURE, DU COMMERCE ET DES TRAVAUX PUBLICS, (1858-Première partie-, 1860 -Deuxième partie-), *Statistique de la France. Deuxième série. Statistique agricole*, Paris, Imprimerie impériale.

MONTANARI, Massimo, (1995), *La Faim et l'abondance. Histoire de l'alimentation en Europe*, Paris, Seuil (col. « Faire l'Europe »).

MORINEAU, Michel, (1971), *Les Faux-semblants d'un démarrage économique : agriculture et démographie en France au XVIII^e siècle*, Paris, A. Colin, (Cahiers des Annales, 30).

MORINEAU, Michel, (1972), « Budgets populaires en France au XVIII^e siècle », *Revue d'Histoire Economique et Sociale*, 203-237 et 449-481.

MORINEAU, Michel, (1974), « Révolution agricole, révolution alimentaire, révolution démographique », *Annales de démographie historique*, 335-371.

ORGANISATION MONDIALE DE LA SANTE, série des rapports techniques, 854, (1995), *Utilisation et interprétation de l'anthropométrie. Rapport d'un comité OMS d'experts*, OMS, Genève.

PINOL, Jean-Luc, WALTER, François, (2003), « la ville contemporaine jusqu'à la Seconde Guerre mondiale », 11-275, in *Histoire de l'Europe urbaine II de l'Ancien Régime à nos jours*, éd. par Jean-Luc Pinol, Paris, Seuil.

POSTEL-VINAY, Gilles, ROBIN, Jean-Marc, (1992), « Eating, working and saving in an unstable world : consumers in nineteenth-century France », *The Economic History Review*, 45, 494-513.

RANDOUIN, Lucie, BERNARDIN, André, DUPUIS, Yvon *et alii*, (1961), *Tables de composition des aliments*, Paris, Jacques Lanore éditeur.

RENOUARD, Dominique, (1960), *Les Transports de marchandises par fer, route et eau depuis 1850*, Paris, Armand Colin, Fondation nationale des sciences politiques (col. « Recherches sur l'économie française »).

SCHNEIDER, R., (1996), « Historical note on height and parental consumption decisions », *Economic Letters*, 50 (2), 279-283.

STECKEL, Richard H., (2009), « Heights and human welfare : Recent developments and new directions », *Explorations in Economic History*, 46, 1-23.

SVEDBERG, Peter, (2002), « Undernutrition Overestimated », *Economic Development and Cultural Changes*, 51 (1), 5-36.

TOUTAIN, Jean-Claude, (1971), « La consommation alimentaire en France de 1789 à 1964 », *Cahiers de l'ISEA, Economies et Sociétés*, t. V, 9, 1909-2049.

TOUTAIN, Jean-Claude, (1992 et 1993), « La production agricole de la France de 1810 à 1990 : départements et régions. Croissance, productivité, structures », *Cahiers de l'ISMEA, Economies et Sociétés. Histoire quantitative de l'économie française*, AF 17, 3 vol.

TOUTAIN, Jean-Claude, (1995), « Food rations in France in the eighteenth and early nineteenth centuries : a comment », *Economic History Review*, 48, 769-773.

VECCHI, Giovanni, COPPOLA, Michela, (2006), « Nutrition and growth in Italy, 1861-1911 : what macroeconomic data hide ? », *Exploration in Economic History*, 43, 438-464.

WEBER, Eugen, (1983), *La Fin des terroirs. La modernisation de la France rurale 1870-1914*, Paris, Fayard, réédition, Paris Fayard, 2005.

WEIR, David R., (1997), « Economic Welfare and Physical Well-Being in France, 1750-1990 », 161-200, in *Health and Welfare during Industrialization*, éd. par Richard H. Steckel et Roderick Floud, Chicago, NBER.