HAL
open science

Peut-on modéliser la répartition de la croissance urbaine?

Denise Pumain

To cite this version:

Denise Pumain. Peut-on modéliser la répartition de la croissance urbaine?. Informatique et Sciences Humaines, 1981, 50, pp.61-81. halshs-01565074

HAL Id: halshs-01565074

https://shs.hal.science/halshs-01565074v1

Submitted on 27 Oct 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.

Inf. Sci. Hum. (12e année, n°50, p61-81)

PEUT-ON MODELISER LA REPARTITION DE LA CROISSANCE URBAINE ?

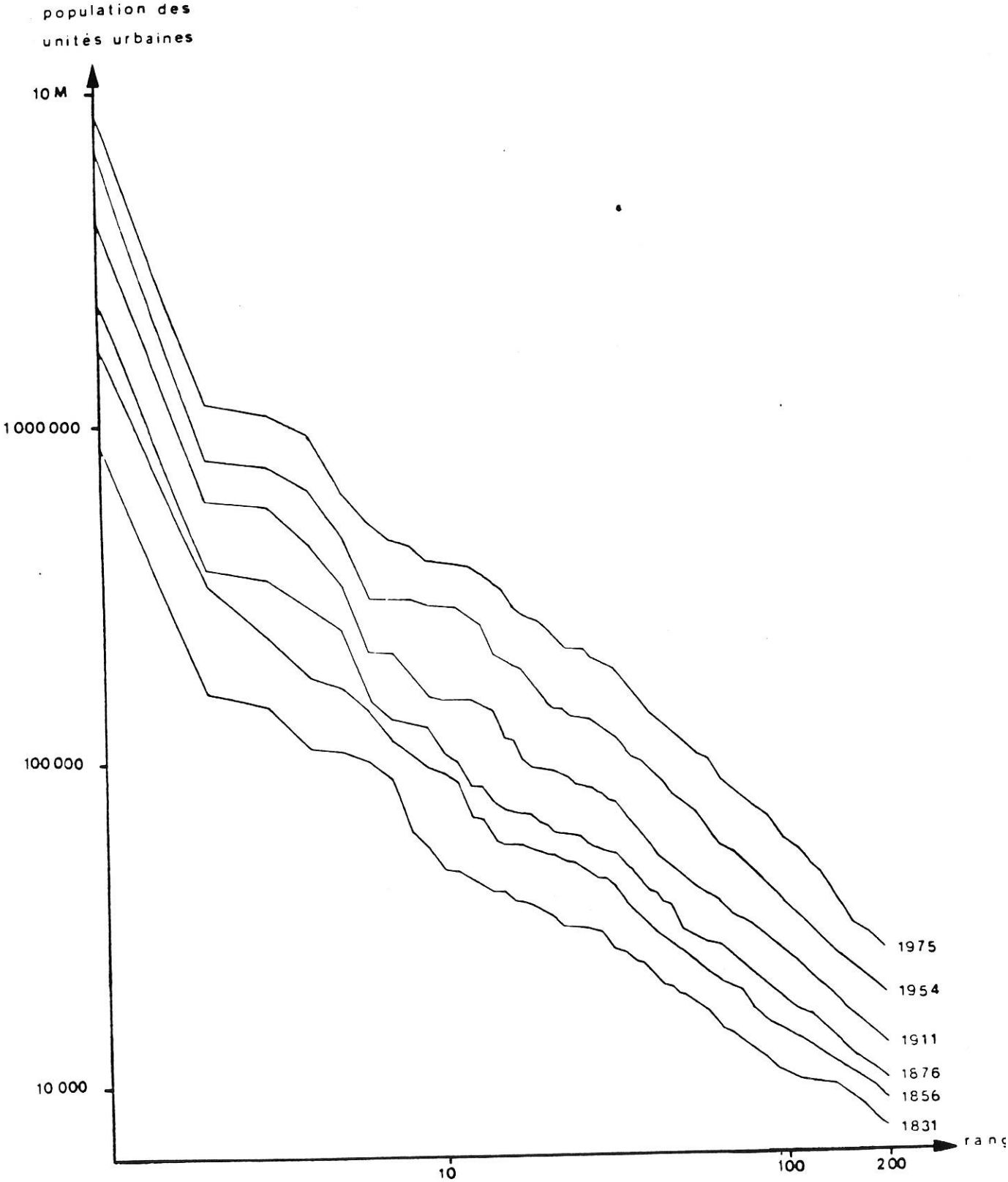
La croissance des villes est un phénomène très général et très ancien qui s'est accéléré dans les pays actuellement développés à l'époque de la révolution industrielle et qui s'est étendu au cours des trente dernières années pratiquement à tous les pays. On a souvent tenté de dégager la signification du processus d'urbanisation, dans ses rapports avec le développement économique, avec les conditions naturelles, historiques et culturelles prévalant dans différentes parties du monde. A l'échelon d'une ville, de nombreuses monographies ont décrit les aspects démographiques, économiques et spatiaux de la croissance et recherché les facteurs susceptibles d'expliquer cette évolution. Cependant, on ne dispose que d'un tout petit nombre d'études systématiques relatives à la répartition de la croissance urbaine dans un ensemble régional ou national de villes. Ce n'est pas que ce niveau d'analyse ait été jugé non pertinent : depuis longtemps, des typologies fonctionnelles de villes, des études d'organisation hiérarchique des réseaux urbains en ont montré l'intérêt. C'est très certainement l'importance des calculs requis qui est en partie à l'origine de ce retard. On a même là un exemple où l'ordinateur a permis à la fois d'établir des régularités empiriques mal connues et de tester des hypothèses émises longtemps auparavant.

Pour déterminer si les inégalités observées dans la croissance des villes se répartissent selon certaines régularités, en particulier pour répondre à la question souvent posée concernant les relations entre la croissance et la taille des villes, nous avons choisi de mesurer cette croissance pour chaque ville, et non pas globalement ou par classe de taille. A notre connaissance, les seuls travaux qui aient ainsi systématiquement analysé les distributions des taux de croissance d'un grand ensemble de villes sur les intervalles successifs d'une longue période sont ceux de MADDEN (1955 et 1958) pour les Etats-Unis et ceux de ROBSON (1973) pour l'Angleterre et le Pays de Galle au XIXème siècle. Nous nous sommes inspirés de leur démarche, ainsi que d'un certain nombre d'études théoriques ayant proposé des modèles de croissance *(1)*.

---

(1) D'autres cadres d'analyse ont été proposés. Voir les références dans PUMAIN (1980).

FIGURE 1 - EVOLUTION DE LA DISTRIBUTION RANG-TAILLE DES UNITES URBAINES FRANÇAISES ENTRE 1831 et 1975



1. LES PRINCIPAUX MODELES

Nous ne donnons ici de ces modèles qu'une présentation très simplifiée, limitée aux seuls éléments nécessaires dans le cadre de l'étude. Tous se fondent sur l'hypothèse qu'il existe une tendance généralisée à la croissance de la population des villes et que cet accroissement est proportionnel à la taille des villes. Tous se sont donnés comme contrainte la compatibilité entre le processus de croissance qu'ils décrivent et la distribution des tailles de villes qui en résulte. Celle-ci a en effet, dans la plupart des pays, une forme caractéristique, de type Pareto ou de type lognormal, et qui demeure stable au cours du temps. Elle a été popularisée par ZIPF (1949), sous l'appellation "loi rang-taille", comme une relation linéaire entre le logarithme de la taille des villes et celui de leur rang par ordre décroissant (figure 1).

1.1. Le modèle de STEINDL (1965)

Deux hypothèses simples sous-tendent ce modèle déterministe :

1. Toutes les villes de l'ensemble considéré ont le même taux de variation de population ;
2. Il existe un rapport constant au cours du temps entre le taux r de variation de la population des villes et le taux g d'apparition de nouvelles villes dans le système (g et r pouvant varier au cours du temps).

On montre facilement qu'il suffit que deux grandeurs, population et nombre des villes, croissent chacune exponentiellement et avec des taux qui restent dans un rapport constant pour que s'établisse une relation loglinéaire entre leurs fréquences cumulées, et donc que la distribution des tailles de villes soit conforme à la "loi rang-taille". Pour irréalistes qu'elles soient, les hypothèses de ce modèle ont l'intérêt de figurer en quelque sorte la quintessence des modèles de croissance urbaine plus sophistiqués.

1.2. Le modèle de SIMON-YULE

Ayant d'abord formulé un modèle analogue à celui de STEINDL (WILLIS et YULE, 1922), le statisticien anglais YULE avait proposé dès 1924 un modèle probabiliste décrivant la division des genres biologiques en un certain nombre d'espèces.
H. SIMON (1955) a repris ce modèle, pour diverses distributions - dont celle de la taille des villes - toutes très dissymétriques et qui peuvent être approchées par

une fonction de la forme $f(i) = \frac{a}{i^q} \cdot b^i$ où a, b et q sont des constantes et $f(i)$ par exemple le nombre des villes de taille i. SIMON fait remarquer que cette forme de distribution est caractéristique des processus aléatoires qui procèdent par "contagion". C'est à dire que, lors de la croissance d'un système, lorsqu'un sous-ensemble a atteint une certaine taille, la probabilité qu'un élément vienne s'y ajouter est d'autant plus grande que le sous-ensemble est déjà important. Dans son modèle de répartition progressive d'une population de k individus parmi des villes de taille i, SIMON montre que deux hypothèses suffisent à engendrer une distribution qui, après un long déroulement du processus, converge vers un état d'équilibre proche d'une distribution de YULE :

1. La probabilité que le $k+1$ème individu aille dans une ville de taille i est proportionnelle à $if(i,k)$ c'est-à-dire au nombre total d'habitants de toutes les villes de taille i.
2. La probabilité que le $k+1$ème individu aille dans une ville non encore créée est constante au cours du temps.

1.3. Le modèle de GIBRAT (1931)

GIBRAT propose, comme "loi statistique régissant l'ensemble" de la croissance des villes, la "loi de l'effet proportionnel". La distribution du nombre des villes en fonction de leur taille est une loi lognormale, lorsque le processus de croissance des villes vérifie les hypothèses suivantes :

1. La période de temps considérée est divisée en très nombreux intervalles.
2. Il existe un grand nombre de causes de variation de la population des villes. Elles sont indépendantes, et l'effet de chacune est petit vis-à-vis de l'effet de toutes (c'est-à-dire de la taille des villes).
3. Leur effet relatif sur la taille des villes ne dépend pas de cette taille (ou encore, la variation absolue de la population d'une ville est en moyenne proportionnelle à sa taille). Soit encore :

   le taux de croissance de chaque ville entre le temps $t-1$ et le temps t (désigné par r_t), petit par rapport à la taille des villes, est une proportion aléatoire de la population de la ville au temps $t-1$, la probabilité d'un certain taux de croissance étant la même, quelle que soit la taille de la ville. Les variables r_t sont des variables aléatoires indépendantes.

2. L'ECHANTILLON OBSERVE

Nous avons relevé, pour tous les recensements quinquennaux compris entre 1831 et 1911, la population totale de chaque commune française *(1)* lorsque celles-ci avait plus de 2.500 habitants agglomérés : la taille de l'échantillon varie de 635 communes en 1831 à 1.354 en 1911. Pour tenir compte de l'insuffisance du cadre communal dans l'analyse du fait urbain, nous avons constitué un second fichier dans lequel ont été réunies en une seule unité urbaine une commune-centre et les communes de banlieue qui lui sont contiguës, lorsqu'elles deviennent des communes urbaines. Les unités ainsi constituées peuvent donc avoir des limites variables à chaque recensement. Nous avons cependant préféré cette solution à celle qui consisterait à définir des agglomérations à territoire constant, et à considérer comme urbaines dès le début du XIXème siècle des communes qui ne le deviennent qu'à la fin. Le nombre des unités de ce fichier varie de 619 en 1831 à 1.185 en 1911 - à cette date, la plupart des unités sont encore monocommunales.

Les perturbations apportées par les guerres interrompent la série et certains des recensements de la période 1921 - 1946 ne sont guère utilisables. Par ailleurs, le nombre des communes urbaines augmente considérablement : il dépasse 4.000 en 1975 ! De plus, depuis les années 1950 surtout, l'extension des agglomérations sur le territoire de plusieurs communes a été souvent considérable, et prise en compte selon des critères différents par les recensements successifs. L'observation d'agglomérations à territoire variable conduirait à des aberrations dans la mesure de la croissance urbaine. Aussi avons-nous constitué un troisième fichier seulement pour la période récente 1954-1975 et pour les seules unités urbaines qui avaient plus de 10.000 habitants en 1975, avec leur population totale en 1954, 1962, 1968 et 1975, dans leur délimitation de 1975 (soit 409 unités) *(2)*.

---

(1) Source : Bulletin des Lois et Statistique Générale de la France. Les données concernant la période 1871-1911 pour la Lorraine et l'Alsace nous ont été communiquées par les Observatoires Economiques Régionaux.

(2) Les données ont été enregistrées sur un fichier cartes et traitées principalement à l'aide du logiciel SPSS, sur l'ordinateur IBM 370 du CIRCE. On familiarise très vite avec le maniement de ce logiciel, simple à utiliser et très riche de possibilités. Son principal inconvénient, pour les géographes, est de ne pas permettre aisément l'identification des éléments qui, par exemple, ont des valeurs extrêmes pour une distribution, ou qui se retrouvent dans telle ou telle case d'un tableau croisé ou qui s'écartent plus ou moins d'une droite de régression (les résidus ne sont repérés que par le numéro d'ordre des éléments dans le fichier). Par ailleurs, pour l'étude présente, SPSS ne permet pas de considérer comme une nouvelle variable le rang des villes établi à partir de leur population. Il ne permet pas non plus d'effectuer des simulations mettant en jeu des variables aléatoires ...

Le premier échantillon nous a permis de tester les hypothèses des modèles de la croissance urbaine, sans que soit biaisée dès le départ l'étude des relations entre la taille des communes urbaines et leur taux de croissance. Les résultats obtenus à partir du deuxième échantillon ne modifient cependant pas les conclusions essentielles de cette étude. Aussi ne présenterons-nous ici que des résultats relatifs aux unités urbaines, qui sont plus pertinents d'un point de vue géographique. Nous en avons extrait à chaque date le sous-ensemble des unités qui avaient plus de 10.000 habitants, afin de permettre les comparaisons avec les données le plus récentes.

3. TEST DES HYPOTHESES DES MODELES

3.1. Forme de la distribution des tailles de villes

Pour des raisons tenant essentiellement à la disproportion de la taille de l'agglomération parisienne, qui représente en 1831, comme en 1911 ou comme aujourd'hui près de 8 fois la population de la deuxième ville, cette distribution s'ajuste moins bien à la "loi rang-taille" de ZIPF (figure 1) qu'à une loi lognormale à 3 paramètres (le 3ème paramètre étant la valeur minimale du seuil de taille retenu, soit 2.500 habitants ; cf. tableau 1).

3.2. Forme de la distribution des taux de variation de la population des villes

Le tableau 2 donne les caractéristiques de la distribution des taux moyens annuels de variation de la population des villes pour chaque période intercensitaire. La moyenne de ces taux oscille entre 0,4 et 0,8 % *(1)*, si l'on excepte le taux "aberrant" (lié à la mauvaise qualité du recensement de 1841) de la période 1836-1841, rattrapé par celui de la période suivante, ainsi que le taux nul : 0,0 % de la période incluant la guerre de 1870.

Les distributions de ces taux de croissance sont extrêmement dispersées. Elles sont presque symétriques (les coefficients S sont voisins de 0 , valeur correspondant à la loi normale). Elles sont à la fois groupées autour de la valeur moyenne (les coefficients d'aplatissement K , élevés, indiquent qu'elles sont plus étroites qu'une distribution normale) et très étalées pour un petit nombre de communes qui atteignent, voire même dépassent, des taux de variation de population annuels de plus ou moins 15 % ! Si en général les taux de variation négatifs extrêmes

---

(1) Pendant tout le XIXème siècle, le taux de croissance de la population urbaine française, de l'ordre de 1 % par an, est faible comparé à celui de l'Angleterre qui est de 2 % .

s'écartent moins du taux moyen que les taux positifs, ils sont loin d'être en quantité négligeable : à chaque période, près du tiers des unités urbaines ont perdu de la population.

Ces formes de distribution de taux de croissance apparaissent très semblables à celles que ROBSON a pu observer, par périodes décennales, sur les villes d'Angleterre et du Pays de Galles. En revanche, des résultats sensiblement différents ont été obtenus par MADDEN (1955) à propos des taux décennaux de variation de la population des villes des Etats-Unis qui avaient plus de 10.000 habitants en 1950, entre 1790 et 1950. Les taux moyens sont plus élevés qu'en France ou même qu'en Grande-Bretagne (entre 30 et 80 % pour 10 ans), leur dispersion est sensiblement du même ordre (coefficients de variation voisins de 2). Mais la forme de ces distributions est très différente ; elles sont très fortement dissymétriques, avec des taux extrêmes peu nombreux mais très élevés (jusqu'à 1000 % pour 10 ans), à tel point que l'auteur propose de les ajuster par des distributions lognormales. De plus, une étroite relation s'établit entre la dispersion des taux de croissance et l'intensité de cette croissance (corrélation de 0,91 entre la dispersion et la moyenne de ces taux). Rien de tel n'apparaît en France et en Grande-Bretagne. Une partie de ces différences peut provenir du biais dans la définition de l'échantillon étudié par MADDEN : il n'observe que les villes qui ont "réussi" (c'est-à-dire dépassé le seuil de 10.000 habitants en 1950). Mais ce facteur aurait pu jouer aussi bien dans le sens d'une régularisation de la forme de la distribution que dans celui d'une dissymétrie accrue. L'explication réside peut-être dans le niveau moyen plus élevé de la croissance urbaine aux Etats-Unis, plus difficile à suivre par l'ensemble des villes, mais aussi sans doute dans la spécificité du processus d'urbanisation américain au XIXe siècle, en vagues spatiales successives. A chaque décennie, la croissance brutale de villes demeurées jusque là très petites assure la persistance au cours du temps de taux de croissance extrêmes. D'ailleurs, un article ultérieur de MADDEN (1958) confirme cette interprétation, dans la mesure où il montre un ralentissement général du taux de croissance des villes américaines, au fur et à mesure que leur taille s'élève, pendant toute cette période.

Lorsqu'on observe le phénomène de croissance dans des systèmes urbains déjà constitués dans leur plus grande partie, les distributions des taux de variation des populations des villes sur des périodes courtes (quinquennales ou décennales), tout en étant très dispersées, ont donc une forme assez simple, à peu près symétrique et plus regroupée autour de la moyenne qu'une distribution normale. Cette forme de distribution des taux de variation de la population des villes n'est donc pas absolument incompatible avec celles prévues par les divers modèles de croissance que nous avons examinés précédemment.

TABLEAU 1 - CARACTERISTIQUES STATISTIQUES DE LA DISTRIBUTION DE LA POPULATION DES UNITES URBAINES

Dates	Nombre d'unités urbaines	Population urbaine totale en milliers	Population P				Logarithme décimal de (P-2500)			
			$\bar{x}$	σ	S	K	$\bar{x}$	σ	S	K
1831	619	6160	9951	3625	20,3	462,6	3,417	0,570	0,17	0,6
1836	659	6699	10165	4198	21,7	517,9	3,405	0,578	0,20	0,6
1841	691	6743	9759	4099	22,3	545,7	3,374	0,571	0,32	0,6
1846	728	8035	11036	5039	22,9	577,1	3,428	0,576	0,32	0,8
1851	771	8546	11084	5147	23,3	597,7	3,415	0,588	0,31	0,7
1856	805	9450	11739	6157	24,3	646,5	3,412	0,610	0,27	0,7
1861	850	10303	12121	6818	25,1	686,5	3,408	0,608	0,36	0,7
1866	891	11028	12377	7360	25,8	724,8	3,396	0,620	0,34	0,7
1872	918	11365	12381	7507	26,2	747,0	3,387	0,634	0,28	0,7
1876	943	12189	12926	8021	26,7	770,8	3,411	0,630	0,34	0,6
1881	978	13315	13614	9188	27,6	818,7	3,412	0,643	0,31	0,7
1886	1002	14027	13999	9613	27,9	835,1	3,432	0,638	0,36	0,7
1891	1024	14716	14371	10111	28,1	848,6	3,444	0,634	0,43	0,7
1896	1055	15479	13672	10619	28,4	871,3	3,444	0,643	0,40	0,7
1901	1103	16557	15011	11414	29,3	924,3	3,435	0,651	0,38	0,7
1906	1137	17255	15176	11825	29,9	957,5	3,451	0,639	0,44	0,8
1911	1185	18334	15472	12520	30,5	1000,0	3,446	0,650	0,43	0,7

$\bar{x}$ = moyenne

σ = écart-type

S = coefficient d'asymétrie

K = coefficient d'aplatissement

TABLEAU 2 - Caractéristiques de la distribution des taux de variation moyens annuels de la population des villes par périodes intercensitaires (en %).

Période	Minimum	Moyenne	Maximum	Ecart-type	S	K
1831-36	- 8,9	0,5	9,7	1,7	- 0,3	8,2
1836-41	- 9,2	- 0,2	9,2	1,7	0,7	6,6
1841-46	- 4,0	1,8	13,5	1,9	1,5	4,4
1846-51	- 8,0	0,4	17,2	1,5	2,8	28,2
1851-56	- 9,1	0,4	15,8	2,0	1,6	8,9
1856-61	- 6,4	0,7	10,6	1,6	0,4	6,3
1861-66	-12,3	0,5	11,8	1,6	0,4	9,3
1866-72	- 6,6	0,0	15,2	1,7	1,6	10,8
1872-76	-12,2	0,8	12,4	1,9	0,0	9,4
1876-81	-18,6	0,6	18,8	2,0	- 0,1	21,4
1881-86	-12,6	0,4	17,2	1,7	0,6	20,6
1886-91	- 9,4	0,2	14,2	1,6	1,3	12,5
1891-96	-13,9	0,3	13,8	1,7	- 0,1	15,0
1896-1901	- 8,2	0,5	11,2	1,6	1,3	7,0
1901-06	- 5,1	0,3	11,5	1,4	1,6	7,9
1906-11	- 7,0	0,4	15,3	1,6	1,7	11,3
1954-62	- 0,6	2,0	19,5	1,6	4,5	40,1
1962-68	- 2,4	2,1	14,5	1,7	2,1	10,5
1968-75	- 3,0	1,6	23,1	2,0	5,0	41,3

3.3. Degré de constance de l'apport des communes franchissant le seuil de taille minimal

Le tableau 3 indique quel est le nombre des communes qui atteignent le seuil des 2.500 habitants entre deux recensements, ainsi que le volume de population qu'elles ajoutent de ce fait à la population urbaine. L'apport en nombre oscille entre 25 et 60, soit 2 à 7 % de l'effectif des communes à chaque période *(1)*. Il est beaucoup plus variable que l'apport en population, qui se situe entre 1 et 3 % de la population urbaine totale. Ce mouvement d'apparition d'unités nouvelles dans l'ensemble des communes urbanisées représente une part non négligeable du processus d'urbanisation : il contribue pour environ 20 % à l'accroissement du volume de la population urbaine, tout au long du XIXème siècle.

Les modèles de croissance que nous avons décrits précédemment, lorsqu'ils intègrent ce processus, supposent généralement que son intensité demeure constante au cours du temps. Dans le modèle de SIMON, c'est cette contribution à la croissance qui doit demeurer constante *(2)*. Selon les hypothèses du modèle de STEINDL, c'est le rapport entre le taux de variation moyen de la population r et le taux d'entrée des nouvelles communes g qui doit demeurer constant. Dans les deux cas, on observe pour les communes françaises (cf. 6ème et 3ème colonnes du tableau 3) des fluctuations des valeurs des rapports, sans qu'une tendance en fonction du temps puisse être dégagée.

Dans quelle mesure ces fluctuations sont-elles négligeables, et est-il possible de considérer que l'entrée des communes s'effectue dans le système à un taux relativement constant - quelle qu'en soit la mesure choisie ?

3.4. Relation entre la croissance et la taille des unités urbaines

Tous les modèles de croissance stipulent qu'en moyenne les unités urbaines s'accroissent à chaque intervalle de temps d'une quantité proportionnelle à la population qu'elles avaient au début de cet intervalle. La première colonne du tableau

---

(1) Cette part des nouvelles communes dans le nombre total des communes urbaines est du même ordre que celle que ROBSON a calculée, par périodes décennales, pour l'Angleterre (ROBSON, 1973, p. 70) : environ 12 % pour les décennies comprises entre 1831 et 1861, de 5 à 9 % ensuite (avant 1831, elle atteignait jusqu'à 20 % dans le cas des villes anglaises).

(2) VINING (1974) trouve une proportion de 0,21 et 0,16 pour l'échantillon des villes américaines de plus de 250.000 habitants et les périodes 1950-60 et 1960-70.

TABLEAU 3 - UNITÉS URBAINES ENTRANT DANS L'ECHANTILLON

Période	Nombre d'unités urbaines entrant dans l'échantillon	Taux de variation du nombre d'unités urbaines g	Rapport entre le taux de variation moyen annuel r et g	Population des nouvelles unités urbaines	Part de ces unités dans la population urbaine totale	Part de ces nouvelles unités dans l'accroissement total
1831-1836	45	0,07	7,2	146400	0,024	0,28
1836-1841	38	0,056	1,8	146900	0,022	
1841-1846	45	0,062	30,6	166000	0,025	
1846-1851	45	0,059	6,8	150900	0,019	0,38
1851-1856	45	0,056	8,9	173900	0,021	0,19
1856-1861	61	0,072	9,7	283600	0,031	0,17
1861-1866	49	0,054	11,1	181400	0,018	0,25
1866-1872	35	0,036	2,8	135400	0,012	0,38
1872-1876	33	0,033	24,2	110100	0,010	0,15
1876-1881	49	0,048	16,7	176200	0,015	0,16
1881-1886	33	0,031	19,4	117800	0,009	0,17
1886-1891	26	0,023	17,4	102900	0,007	0,15
1891-1896	45	0,040	10,0	170800	0,011	0,22
1896-1901	61	0,052	13,5	228100	0,014	0,22
1901-1906	48	0,039	12,8	178400	0,010	0,26
1906-1011	59	0,046	15,2	198900	0,011	0,18

TABLEAU 4 - Corrélations entre croissance et taille et entre taux de croissance successifs des unités urbaines

	Toutes unités urbaines Corrélations entre				Unités > 10000 habitants Corrélations entre	
	ΔP et P	P et r	Log P et r	r et r+1	P et r	r et r+1
1831-1836	.39	.11	.14	-.25	0,12	-0,24
1836-1841	-.38	-.01	-.13	-.09	0,03	0,03
1841-1846	.89	.15	.41	.12	0,10	-0,05
1846-1851	.76	.05	.17	.15	0,04	0,21
1851-1856	.78	.13	.28	.07	0,20	0,09
1856-1861	.66	.08	.11	.16	0,11	0,26
1861-1866	.63	.06	.13	.10	0,08	0,05
1866-1872	.33	.03	.11	-.04	0,03	-0,08
1872-1876	.64	.04	.16	.23	0,01	0,23
1876-1881	.82	.07	.18	.02	0,11	0,18
1881-1886	.79	.03	.14	.10	0,04	0,21
1886-1891	.78	.05	.16	.09	0,05	0,22
1891-1896	.73	.05	.15	.20	0,06	0,10
1896-1901	.53	.05	.14	.36	0,06	0,35
1901-1906	.43	.03	.09	.42	0,04	0,32
1906-1911	.72	.05	.18		0,06	
1954-1962					0,00	0,46
1962-1968					-0,02	0,57
1968-1975					-0,03	

P : Population au début de la période intercensitaire considérée
ΔP : Variation de population au cours de la période
r : Taux de variation moyen annuel d'une unité urbaine par période intercensitaire
r + 1 : Taux de variation moyen annuel de la période suivante
log P : Logarithme décimal de P

4 indique les valeurs d'un coefficient de corrélation calculé entre la variation brute de population des unités urbaines entre deux recensements ($\Delta P = P_2 - P_1$) et leur population initiale P_1 . Il est clair que la proportionnalité n'est pas parfaite. Cependant, les coefficients sont assez élevés, indiquant une nette tendance des unités urbaines à gagner une quantité de nouveaux habitants d'autant plus considérable que leur population était initialement importante.

Une autre manière de tester la loi de l'effet proportionnel consiste à calculer la corrélation entre taux de variation et taille des unités urbaines : si la loi est vérifiée, la corrélation doit être nulle. La deuxième colonne du tableau 4 montre que ces coefficients sont effectivement demeurés très faibles (inférieurs à 0,2), quelle que soit la période considérée (la corrélation légèrement plus élevée : 0,15 observée pour 1841-46 signifie sans doute que, lors du dénombrement à objectif fiscal de 1841, les déclarations avaient été plus systématiquement sous-estimées dans les grandes communes que dans les petites, ce que confirme la corrélation négative (colonne 1 du tableau 4) pour 1836-41 entre variation absolue de population et taille des villes). Ces coefficients sont cependant toujours positifs et ne fluctuent pas autour de 0 . La corrélation entre log P et r , très légèrement supérieure, souligne qu'il existe une infime tendance à l'élévation des taux de variation de population avec la taille des villes.

Sur le plan strictement statistique, l'hypothèse fondamentale de la loi de l'effet proportionnel devrait être rejetée. Il reste cependant à affiner l'analyse de la relation existant entre le taux de croissance et la taille des villes. ROBSON (1973) a montré que, pour l'Angleterre et le Pays de Galles au XIXème siècle, une absence de corrélation générale entre le taux de croissance des villes et leur taille pouvait cependant s'accompagner de différences significatives entre les taux de croissance moyens par classe de taille de ville (le plus souvent dans le sens d'une augmentation des taux avec la taille, sauf après 1901 où l'inverse se produit). Son rejet des hypothèses de GIBRAT s'appuie aussi sur l'observation d'une diminution systématique de la variance des taux de croissance lorsque la taille des villes augmente, quelle que soit la période décennale considérée entre 1801 et 1911. Cette diminution de la variance signifie que la probabilité d'avoir un certain taux de croissance n'est pas la même pour toutes les villes ; plus les villes sont grandes, et moins elles ont de chance d'être affectées par des taux de variation extrêmes (très positifs ou négatifs).

Aussi avons-nous calculé, pour chaque intervalle intercensal et pour 8 classes de taille définies selon une progression géométrique, les moyennes des taux de variation moyens annuels des unités urbaines et les écarts-types de leurs distributions

(tableau 5) ainsi que le degré de signification de la différence des moyennes de classes (tableau 6). On observe que :

- il existe une légère tendance à l'augmentation des taux moyens avec la classe de taille, mais elle n'est pas systématique.

- les taux extrêmes affectent aussi bien des villes "moyennes" que "petites". Une légère tendance à une variance plus faible existe pour les deux ou trois catégories de taille supérieure (au-delà de 80.000 habitants). La tendance est beaucoup moins marquée que celle décrite par ROBSON pour les villes d'Angleterre et du Pays de Galles.

- les différences significatives entre taux moyens par classes de taille traduisent, pour plus de la moitié d'entre-elles, la croissance plus lente des deux groupes d'unités urbaines de moins de 10.000 habitants. Parmi les autres classes de taille, même si l'on n'observe presque aucune différence significative en sens inverse, les indications d'une progression sensible avec la taille sont plus rares et plus discontinues (environ le quart du nombre des comparaisons). Si on refait les calculs par périodes décennales pour comparer ces résultats à ceux de ROBSON, on trouve à peu près autant de différences significatives que cet auteur, mais leur répartition est différente, plus systématiquement concentrée sur les deux premiers groupes de taille en France qu'en Angleterre.

- le caractère plus ou moins dispersé de la distribution des taux de croissance, l'importance de ces inégalités par classes de taille, ne dépendent pas des fluctuations de la croissance urbaine au cours du temps. De plus, lorsqu'on étudie des sous-ensembles régionaux, on retrouve les mêmes modalités de répartition de la croissance en fonction de la taille des villes que celles observées à l'échelon national, qu'il s'agisse des régions où la croissance urbaine a été systématiquement plus forte (Région Parisienne, Nord, Est) ou plus faible (Sud-Ouest, Sud-Est, Centre-est).

- enfin, au cours de la période récente, on a pu observer que si une tendance systématique à l'élévation du taux de croissance moyen avec la classe de taille des villes a existé entre 1954 et 1962, elle ne s'exerçait qu'en-deçà du seuil de 200.000 habitants. Son intensité s'est considérablement réduite entre 1962 et 1968, et entre 1968 et 1975, il n'existe pratiquement aucune différence significative dans les moyennes des taux de croissance par classe de taille des villes (à l'exception de celle de l'agglomération parisienne, nettement plus faible). Ces fluctuations sont vraisemblablement à rapprocher, comme d'ailleurs le fait ROBSON, des théories de PRED (1975) sur la diffusion des innovations dans le système urbain.

TABLEAU 5 - Moyenne et dispersion des taux de variation moyens annuels par classe de taille d'unités urbaines.

Périodes	Classes de taille																	Ensemble des agglomérations	
	1		2		3		4		5		6		7		8		9		
	$\bar{x}$	σ	$\bar{x}$	σ	$\bar{x}$	σ	$\bar{x}$	σ	$\bar{x}$	σ	$\bar{x}$	σ	$\bar{x}$	σ	$\bar{x}$	σ		$\bar{x}$	σ
1831-1836	0,4	1,3	0,4	1,7	1,0	1,5	0,8	3,5	1,6	2,4	-0,4	1,9	4,3				3,8	0,5	1,7
1836-1841	0,1	1,7	-0,6	1,5	-0,3	1,9	-0,6	1,9	-0,6	1,6	-0,0	0,2	-0,6				0,0	-0,2	1,7
1841-1846	1,3	1,7	1,9	1,9	2,9	1,5	4,1	2,4	4,2	2,1	3,9	1,3	4,5				4,6	1,8	1,9
1846-1851	0,4	0,8	0,3	1,4	0,4	1,7	0,9	1,3	0,8	1,5	0,9	1,1	1,7	1,3	1,8	0,8	0,9	0,5	1,5
1851-1856	-0,0	1,8	0,6	2,3	0,9	1,4	1,6	2,0	1,8	2,6	1,7	0,8	3,1	0,7			4,2	0,4	2,0
1856-1861	0,6	1,4	0,6	1,7	0,8	2,1	1,1	1,2	1,2	1,3	0,8	0,8	3,5	2,9			2,6	0,7	1,6
1861-1866	0,3	1,5	0,5	1,8	0,9	1,7	0,9	1,2	0,8	1,4	0,3	1,4	2,9	0,7	0,5		2,0	0,5	1,6
1866-1872	-0,1	1,5	0,1	2,0	0,3	1,7	0,2	1,6	0,8	1,9	0,4	1,6	1,0	0,7	-0,1		0,7	0,0	1,7
1872-1876	0,5	1,7	0,8	1,9	1,3	2,3	1,6	2,1	1,3	1,9	1,4	0,8	1,4	0,9	1,4		1,6	0,8	1,9
1876-1881	0,3	1,8	0,5	2,2	1,2	1,6	1,4	1,4	1,5	1,2	1,3	1,2	1,6	1,1	2,1	0,1	3,2	0,6	2,0
1881-1886	0,3	1,9	0,4	1,9	0,7	1,3	1,1	1,0	1,2	1,1	0,8	0,8	2,1		1,3	0,4	1,1	0,4	1,8
1886-1891	0,1	1,7	0,1	1,5	0,6	1,5	0,8	1,0	0,9	1,0	1,2	1,5	1,0	0,3	1,7	0,3	1,2	0,2	1,6
1891-1896	0,1	1,2	0,4	1,8	0,7	1,3	0,4	1,7	0,7	0,8	1,5	1,1	0,7	0,1	1,7	0,4	1,3	0,3	1,7
1896-1901	0,4	1,7	0,5	1,5	0,7	1,5	1,1	1,7	1,0	0,9	1,4	0,8	0,7	0,4	1,2	1,0	2,0	0,5	1,6
1901-1906	0,3	1,6	0,4	1,5	0,5	1,2	0,5	1,1	0,6	0,9	0,7	1,3	1,4	1,3	0,6	0,5	1,0	0,3	1,4
1906-1911	0,3	1,6	0,6	1,7	0,7	1,6	0,7	1,1	1,1	0,9	1,1	1,1	1,4	0,2	1,4	0,6	1,6	0,4	1,6

$\bar{x}$ = moyenne σ = écart-type de la distribution des taux de variation moyens annuels

Classes de taille :

1 2500-5000 habitants
2 5000-10000 "
3 10000-20000 "
4 20000-40000 "
5 40000-80000
6 80000-160000
7 160000-320000
8 320000-640000
9 plus de 640000

TABLEAU 6 - DEGRE DE SIGNIFICATION DE LA DIFFERENCE DES MOYENNES DES TAUX DE VARIATION DES UNITES URBAINES PAR CLASSES DE TAILLE

1831-1836

	2	3	4	5	6	7	8	9
1	0	++++	0	0	0	++++		++++
2		++++	0	0	0	++++		++++
3			0	0	0	++++		++++
4				0	0	++++		++++
5					0	+		0
6						+++		+++
7								

1836-1841

	2	3	4	5	6	7	8	9
1	----	0	0	0	0	----		0
2		0	0	0	++++	0		++++
3			0	0	0	0		0
4				0	0	0		0
5					0	0		0
6						--		0
7								

1841-1846

	2	3	4	5	6	7	8	9
1	++++	++++	++++	++++	+	++++		++++
2		++++	++++	+++	0	++++		++++
3			+++	0	0	++++		++++
4				0	0	0		0
5					0	0		0
6						0		0
7								0

1846-1851

	2	3	4	5	6	7	8	9
1	0	++++	0	+	0	0		++++
2		+	0	0	0	0		++++
3			0	0	0	0		0
4				0	0	0		0
5					0	0		0
6						0		0
7								0

1851-1856

	2	3	4	5	6	7	8	9
1	++++	++++	++++	+++	++++	0		++++
2		0	+++	0	++	0		++++
3			0	0	0	0		++++
4				0	0	0		++++
5					0	0		++++
6						0		++++
7								0

1856-1861

	2	3	4	5	6	7	8	9
1	0	0	+	0	0	0		++++
2		0	+	0	0	0		++++
3			0	0	0	0		++++
4				0	0	0		++++
5					0	0		++++
6						0		++++
7								0

1861-1866

	2	3	4	5	6	7	8	9
1	0	++++	++	0	0	++	0	++++
2		+	0	0	0	+	0	++++
3			0	0	0	++	---	++++
4				0	0	++	-	++++
5					0	+++	0	++++
6						+++	0	+
7							--	0
8								.

1866-1872

	2	3	4	5	6	7	8	9
1	0	+++	0	+++	0	0	0	++++
2		0	0	0	0	0	0	++++
3			0	0	0	0	----	+
4				0	0	0	0	+
5					0	0	--	0
6						0	0	0
7							0	0
8								.

1872-1876

	2	3	4	5	6	7	8	9
1	0	++++	++++	0	+	0	++++	++++
2		+	++	0	0	0	++++	++++
3			0	0	0	0	0	0
4				0	0	0	0	0
5					0	0	0	0
6						0	0	0
7							0	0
8								

1876-1881

	2	3	4	5	6	7	8	9
1	0	++++	++++	++++	+	0	++++	++++
2		++++	++++	++++	0	0	++++	++++
3			0	0	0	0	++++	++++
4				0	0	0	+++	++++
5					0	0	+	++++
6						0	0	++++
7							0	0
8								+

1881-1886

	2	3	4	5	6	7	8	9
1	0	++	+++	++++	0	++++	0	++++
2		0	++++	++++	0	++++	+	++++
3			+	+	0	++++	0	++++
4				0	0	++++	0	0
5					0	++++	0	0
6						++++	0	0
7							0	.
8								0

1886-1891

	2	3	4	5	6	7	8	9
1	0	++++	++++	++++	++	0	++++	++++
2		++++	++++	++++	+	0	++++	++++
3			0	0	0	0	++++	++++
4				0	0	0	+++	+++
5					0	0	++	0
6						0	0	0
7							0	0
8								0

1891-1896

	2	3	4	5	6	7	8	9
1	+	++++	0	++++	++++	++++	++++	++++
2		0	0	0	+++	+	++	++++
3			0	0	+	0	++	++++
4				0	++	0	++++	++++
5					+	0	++	++++
6						-	0	0
7							+	0
8								0

1896-1901

	2	3	4	5	6	7	8	9
1	0	0	++++	++++	++++	0	0	++++
2		0	++	++	++++	0	0	++++
3			0	0	+	0	0	++++
4				0	0	0	0	++++
5					0	0	0	++++
6						0	0	++
7							0	0
8								0

1901-1906

	2	3	4	5	6	7	8	9
1	0	0	0	0	0	0	0	++++
2		0	0	0	0	0	0	++++
3			0	0	0	0	0	0
4				0	0	0	0	++++
5					0	0	0	+++
6						0	0	0
7							0	0
8								0

1906-1911

	2	3	4	5	6	7	8	9
1	++++	++++	++++	++++	++	++	+	++++
2		0	0	+	0	++	0	++++
3			0	0	0	+++	0	++++
4				0	0	+++	0	++++
5					0	0	0	+++
6						0	0	0
7							0	0
8								0

Classes de taille des communes

1	2500 - 5000
2	5000 - 10000
3	10000 - 20000
4	20000 - 40000
5	40000 - 80000
6	80000 - 160000
7	160000 - 320000
8	320000 - 640000

Seuils de signification

(+ si valeur de la classe en colonne est > à celle de la classe en ligne
- si valeur de la classe en colonne est < à celle de la classe en ligne)

++++	à 0,5%
+++	1%
++	2,5%
+	5%
0	différence non significative à 5%

Test

$$t = \frac{(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{s_1^2/n_1 + s_2^2/n_2}$$

x_1, x_2, moyenne des groupes 1 et 2
s_1, s_2, erreur-type
n_1, n_2, nombre de communes

3.5. Degré de dépendance entre les taux de variation successifs des unités urbaines

Le modèle de GIBRAT suppose que la répartition des taux de croissance d'une période donnée est indépendante de la répartition antérieure, ce que l'on peut tester en vérifiant l'absence de corrélation entre les taux de croissance des intervalles intercensitaires successifs. Le tableau 4 montre que ces coefficients ont toujours été plutôt positifs. De plus, cette "autocorrélation temporelle" *(1)* des taux de croissance devient de plus en plus importante vers la fin du XIXème siècle. Elle atteint des valeurs encore plus fortes (.5) pour les 409 unités urbaines considérées depuis 1954.

Le tableau 7 montre que cette forme de persistance spatiale de l'intensité de la croissance urbaine va au-delà d'un simple report d'une période quinquennale à l'autre. Tous les coefficients de corrélation des taux de croissance d'une période du XIXème siècle avec ceux d'une autre période (à l'exception de 1836-41) sont en effet positifs. Certes, leurs valeurs sont très faibles, et on ne peut considérer le seuil minimal de 0,20 retenu dans ce tableau comme indicatif d'une relation forte. Néanmoins, il permet de montrer la "ressemblance" croissante des distributions des taux de croissance des villes après 1880, selon des tendances de sélectivité qui se faisaient jour dès 1856-61 ou 1866-72. Il ne faut pas en déduire que la croissance a systématiquement favorisé ou négligé les mêmes unités urbaines tout au long du siècle. Néanmoins, on ne peut pas non plus considérer que la répartition des taux de variation est parfaitement aléatoire d'une période intercensitaire à une autre. Cette constatation est renforcée si l'on considère les taux de variation décennaux (tableau 7).

On pourrait penser que cette légère autocorrélation temporelle des taux de variation de la population des villes n'est que le reflet des différences observées entre le niveau des taux de croissance moyens des classes de taille. Si cela était, on ne devrait pas trouver de corrélation entre les taux de croissance successifs à l'intérieur d'une même classe de taille. Or cette corrélation existe, dans toutes les classes de taille, avec une intensité voisine de celle que l'on a mesurée sur l'ensemble des villes. Ces deux modalités particulières de la répartition de la croissance urbaine - selon la taille des villes et selon un processus de sélection entre les villes - sont bien distinctes l'une de l'autre.

---

(1) Est-il licite d'assimiler ainsi une mesure faite sur l'ensemble des villes à celle qui est généralement pratiquée sur une seule ? Nous pensons que le résultat obtenu ici est de même nature, le petit nombre des intervalles de temps (16) ne nous permettant pas d'utiliser les techniques employées pour l'analyse des séries chronologiques.

TABLEAU 7 - Corrélations des taux de variation de population des unités urbaines ent
toutes les périodes intercensales (coefficients > 0,20).

PERIODES QUINQUENNALES

		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
1831-1836	1		-30			20											
1836-1841	2																
1841-1846	3					23											
1846-1851	4							23									
1851-1856	5							26	22								
1856-1861	6							24						22	21		22
1861-1866	7																
1866-1872	8											21			20	22	21
1872-1876	9																
1876-1881	10														23	24	31
1881-1886	11													28	30	27	34
1886-1891	12														26		
1891-1896	13														28	29	33
1896-1901	14															41	44
1901-1906	15																42
1906-1911	16																

PERIODES DECENNALES

		1	2	3	4	5	6	7
1836-1846	1		31	23	21		21	
1846-1856	2			25	25	20	22	24
1856-1866	3				27	30	30	24
1866-1876	4					38	34	35
1876-1886	5						36	42
1886-1896	6							40
1896-1906	7							

Ce phénomène d'autocorrélation temporelle est pratiquement inexistant dans les régions où la croissance urbaine est plus faible, et au contraire beaucoup plus intense et plus précoce dans les régions de développement urbain rapide. Ainsi, si la corrélation entre taux de croissance successifs n'apparaît même pas sensiblement après 1890 dans certaines régions (Ouest, Sud-Est, ...), on l'observe avec une assez forte intensité dans la région du Nord dès 1850 (coefficients de 0,3 à 0,5). Après 1890, c'est dans cette région que la corrélation atteint son niveau le plus élevé (0,68). Les coefficients y sont toujours positifs lorsqu'ils sont élevés, traduisant le caractère sélectif du phénomène de croissance urbaine qui différencie fortement l'évolution des villes.

Avec davantage de fluctuations, mais plus de précocité, on observe aussi dans la Région Parisienne une persistance du niveau relatif de la croissance dans les mêmes unités urbaines, d'une période à l'autre. Cette tendance apparaît enfin dans l'Est vers les années 1880, au moment où la croissance urbaine de cette région devient significativement supérieure à celle des autres régions françaises.

Il ne faudrait cependant pas conclure à un déterminisme absolu dans la persistance du taux relatif de croissance des villes, d'une période quinquennale sur l'autre. HENRY et GUTIERREZ (1977) ont montré que cette autocorrélation n'était pas suffisante pour permettre une bonne prédiction - où plutôt postdiction - de l'évolution de la population des villes : pour les 91 plus grandes agglomérations de 1968, la différence entre le taux d'accroissement observé lors d'une période quinquennale (entre 1821 et 1975) et celui de la période suivante est souvent considérable ; l'erreur commise en utilisant le premier pour prédire le second est donc grande. Les auteurs concluent "que la grande instabilité du taux d'accroissement quinquennal des villes ne résulte ni de la mauvaise qualité des recensements ni de situations économiques exceptionnelles et qu'elle est, par conséquent, une caractéristique des villes" (p. 637).

VINING (1976) a montré par simulation que l'existence d'une autocorrélation des taux de croissance pas trop élevée était compatible avec les hypothèses du modèle de SIMON, et ne conduisait pas à une déformation trop importante de la distribution des tailles de villes observée en fin de processus. C'est donc essentiellement le modèle de GIBRAT qui se trouverait remis en cause par cette observation.

CONCLUSION

Ces résultats ont, sur le plan géographique, un double intérêt : d'une part ils confirment l'importance, dans la répartition de la croissance urbaine, du principe d'agglomération, auquel se réfèrent toutes les constructions théoriques jusqu'ici proposées pour rendre compte du phénomène (théorie de la base économique, modèles de gravité, théorie des services locaux, ...), principe selon lequel la variation brute de population d'une ville est en moyenne proportionnelle à sa taille ; d'autre part, ils justifient l'intérêt porté par les géographes aux facteurs de croissance urbaine : situation, fonction, initiative locale ... qui peuvent rendre compte du caractère temporairement autocorrélé de la croissance des villes. Nous devons précisément poursuivre notre analyse en essayant de déterminer l'importance de chacun de ces facteurs dans les inégalités de croissance à l'échelon de l'ensemble des villes françaises.

Sur le plan statistique, ces résultats conduisent plutôt à des interrogations : si le test de leurs hypothèses amène à rejeter les modèles de croissance jusqu'ici proposés, les relations qu'ils ne prenaient pas en compte et qui ont été mises en évidence ont-elles une intensité suffisante pour permettre de les modifier, ou d'en proposer de nouveaux ? Compte tenu des variations observées d'un pays à l'autre ou au cours du temps dans les relations entre la taille des villes et leur taux de croissance, ou de la persistance dans les niveaux relatifs de croissance de certaines villes, nous inclinerions à penser qu'il convient de conserver comme référence ces modèles établis à partir d'hypothèses simples et qui rendent compte de la modalité majeure selon laquelle se répartit la croissance urbaine. Ce sont les déviations constatées par rapport à ces modèles qui devraient permettre de caractériser l'originalité de la croissance d'un ensemble de villes données à une certaine période. Peut-on alors se contenter des mesures telles que celles qui ont été utilisées ici ? Ou faut-il mieux analyser les composantes de ces déviations, et les conséquences qu'elles ont chacune sur la distribution des tailles de villes, par exemple en ayant recours à la simulation ?

Denise PUMAIN

Université de Paris I
Institut de Géographie
191, rue Saint Jacques
75005 PARIS 5e

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES :

GIBRAT, R. (1931) *Les inégalités économiques*. Paris, Sirey, 296 p.

HENRY, L. , GUTIERREZ, H. (1977) Qualité des prévisions démographiques à court terme. *Population*, n° 3, pp. 625-647.

MADDEN, C.H., (1955) On some indications of stability in the growth of cities in the United States. *Economic Development and Cultural Change,* vol. 4, pp. 236-252.

MADDEN, C.H., (1958) Some temporal aspects of the growth of cities in the United States. *Economic Development and Cultural Change,* pp. 143-170.

PRED, A.R., (1975) Diffusion, organizational spatial structure and city system development. *Economic Geography*, n° 3, pp. 252-268.

PUMAIN, D., (1980) *Contribution à l'étude de la croissance urbaine dans le système urbain français*. Université de Paris I, Thèse de Doctorat d'Etat, 492 p.

ROBSON, B.T.,(1973) *Urban growth, an approach*. London, Methuen, 268 p.

SIMON, H., (1955) On a Class of Skew Distributions. *Biometrika,* 42, pp. 425-440.

STEINDL, J., (1965) *Random processes and the growth of firms*. New-York, Hofnur, 249 p.

VINING, D.R., (1974) On the sources of instability in the Rank-size rule : some simple tests of Gibrat's law. *Geographical Analysis,* n° 4, pp. 313-329.

VINING, D.R., (1976) Autocorrelated growth rates and the Pareto law : a further analysis. *Journal of Political Economy,* 84, pp. 369-380.

WILLIS, J., YULE, G., (1922) Some statistics of evolution and geographical distributions in plants and animals, and their significance. *Nature*, n° 109, pp. 177-179.

ZIPF, G.K., (1949) *Human behavior and the principle of least effort.* Cambridge (Mass.), Addison-Wesley Press.

* *

*