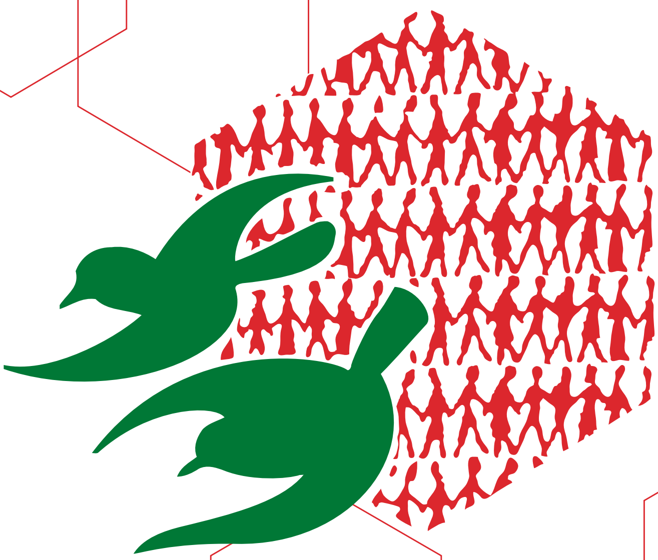
Croissance démographique et urbanisation

Politiques de peuplement et aménagement du territoire

Séminaire international de Rabat (15-17 mai 1990)



ASSOCIATION INTERNATIONALE DES DÉMOGRAPHES DE LANGUE FRANÇAISE

AIDELF

AIDELF. 1993. Croissance démographique et urbanisation - Actes du colloque de Rabat, mai 1990, Association internationale des démographes de langue française, ISBN : 2-7332-7012-5, 435 pages.

Un modèle dynamique de l'évolution du système urbain français

Lena SANDERS[*] et Denise PUMAIN[**]
[*] Centre National de la Recherche Scientifique
[**] Institut National d'Etudes Démographiques

I.– Introduction

Paradoxalement, la recherche théorique urbaine a encore peu formalisé la dynamique des ensembles de villes. Les études empiriques ont cependant montré de très importantes régularités dans l'évolution des populations des villes sur le moyen et le long terme. Aux fluctuations locales, momentanées et relativement imprévisibles de la population de chaque ville, s'oppose la très grande stabilité de l'organisation hiérarchique que constituent ces villes, tant dans la forme de la distribution statistique des tailles que dans la trame géographique (Robson, 1973, Pumain, 1982, Guérin-Pace, 1990). La cohérence dynamique est telle que les géographes ont développé le concept de « système de villes » (Berry, 1964).

Les méthodes de projection de population urbaine, encore très incertaines, doivent pouvoir tenir compte de ces régularités de long terme, tout en incorporant les fluctuations de court terme caractéristiques de la dynamique urbaine. L'expérience a montré que, en raison de l'instabilité temporelle des taux de croissance, il était très difficile de se fonder sur une évolution passée pour asseoir des prévisions (Henry, Gutierrez, 1977). La grande difficulté reste en particulier la prévision des taux de migration. La méthodologie introduite en France (Henry, 1973, et Cazin, 1975), mise en œuvre notamment dans les modèles PRUDENT et MIRAGE, projette les populations locales à partir des taux de naissance et de décès et des taux d'émigration d'une zone. Un colloque très récent sur ce thème n'en donne toutefois que peu d'exemples d'applications. (INED, 1987 et 1988). Les méthodes de projection multirégionales développées à partir des travaux d'A. Rogers et de F. Willekens (1978) ont fait porter leur recherche de précision sur les variations par âge des taux de migration (par exemple Ledent, 1981). L'impressionnante série de travaux menée à l'échelon régional par l'IIASA (« Migration and Settlement ») ne semble guère avoir eu de suite dans des applications urbaines. A cet échelon géographique, la prise en compte des interactions entre les villes, par exemple, au moyen des migrations interurbaines, est sans doute l'une des voies possibles pour améliorer les prévisions.

II.– Le modèle

Notre objectif est de décrire la dynamique de l'ensemble des villes françaises de plus de 50000 habitants à travers l'évolution de leur population. A un instant t donné, on peut caractériser l'état du système urbain par un vecteur $n = (n_1, n_2, \dots n_L)$ décrivant la répartition de la population urbaine totale à laquelle on s'intéresse entre les L agglomérations de plus de 50000 habitants composant le système (n_i représente alors la population de l'agglomération i). L'analyse de la dynamique de ce système passe par l'étude

AIDELF. 1993. Croissance démographique et urbanisation - Actes du colloque de Rabat, mai 1990, Association internationale des démographes de langue française, ISBN : 2-7332-7012-5, 435 pages.

de l'évolution du vecteur n dans le temps. Si on choisit de traiter le temps en dimension continue, l'évolution d'une quantité s'exprime par l'intermédiaire d'une équation différentielle. Considérant l'ensemble des villes comme formant un système dont les éléments sont en interaction les uns avec les autres, la modélisation de leurs évolutions passe par la formalisation du système d'équations différentielles donnant : dn_i/dt pour $i = 1,... L$.

Pour définir la formulation de cette expression, deux méthodes d'approche sont en fait possibles :

• Une formalisation directe qui consiste à exprimer une série d'hypothèses de niveau macro-géographique dans la formulation de dn_i/dt :

$$dn_i/dt = F(\mu X_i)$$

où X_i est un vecteur représentant un ensemble de variables caractérisant chaque ville i du système (chômage, revenus, activités, structure par âge...) et μ un vecteur de paramètres. Un modèle de ce type peut être soit déterministe, sous sa forme simple ci-dessus, soit stochastique, en ajoutant un terme aléatoire. La formulation de F peut être plus ou moins complexe en fonction du degré de sophistication des hypothèses que l'on introduit. Wilson (1981) et Allen (1978) et Allen, Sanglier (1979) ont élaboré des modèles très complets de ce type. Ces modèles, souvent très satisfaisants sur le plan théorique, posent cependant des problèmes quant à leur calibrage lors de leur confrontation avec des données empiriques. Des modèles assez «complets» du point de vue théorique, intégrant la complexité de la réalité urbaine et en particulier le rôle des multiples interactions qui la caractérisent, se traduisent en effet par des systèmes d'équations complexes, non linéaires, sans solutions analytiques et qu'il est donc très difficile de résoudre (Pumain, Sanders, Saint-Julien, 1989).

• Un passage par des équations maîtresses, méthode empruntée à la synergétique (Haken 1977, Weidlich et Haag 1988, Haag 1989). Ce modèle, plus pauvre que les précédents, quant à ses emprunts à la théorie urbaine, offre cependant certains avantages : d'une part, il inclut explicitement le passage d'un niveau micro, celui des décisions individuelles, à un niveau macro caractérisé par la taille des villes du système, et, d'autre part, il présente de grandes facilités de calibrage, ce qui constitue un atout majeur pour l'application. Ces avantages nous ont conduit à expérimenter ce modèle, pour tester la pertinence de ses paramètres de sortie (Haag et al. 1990) et pour réaliser des projections de population.

1) La méthode des équations maîtresses

Nous ne rappelons ici que les principes essentiels de cette méthode et renvoyons à la bibliographie, citée ci-dessus, pour une présentation plus complète.

Plutôt que de s'intéresser directement à l'évolution dn_i/dt de la population de chacune des villes du système, on s'intéresse d'abord à l'évolution de la probabilité $P(n, t)$ pour qu'à un instant t donné, on ait une configuration $n(t)$ particulière :

$$n(t) = (n_1(t),\ n_2(t),...,n_L(t))$$

avec $\sum n_i(t) = N$, $i = 1,...,L$ où N représente la population urbaine totale considérée.

On considère l'ensemble de toutes les configurations $n(t)$ possibles, chacune étant associée à une probabilité $P(n, t)$ d'apparition. Des configurations extrêmes comme

AIDELF. 1993. Croissance démographique et urbanisation - Actes du colloque de Rabat, mai 1990, Association internationale des démographes de langue française, ISBN : 2-7332-7012-5, 435 pages.

(0, 0,..., 0, *N*, 0,...,0) décrivant une concentration totale de toute la population dans une seule ville, ou (*N/L*, *N/L*,...,*N/L*) décrivant un système homogène avec équirépartition de la population, ont certes des probabilités quasiment négligeables de se réaliser dans l'environnement économique et social dans lequel nous nous plaçons. Le nombre total de configurations théoriquement possibles est extrêmement élevé et on a la propriété suivante :

$$\sum_{\{n\}} P(n, t) = 1$$

où $\{n\}$ représente l'ensemble de toutes les configurations possibles.

L'équation maîtresse est l'équation qui décrit la dynamique $dP(n, t)/dt$ de la probabilité $P(n, t)$ ainsi définie. Son expression résulte de la conjugaison de deux processus simultanés, celui des naissances et décès, d'une part, celui des migrations, d'autre part. Nous décrirons dans le détail le processus relatif aux migrations interurbaines, la logique des autres processus en jeu étant exactement comparable.

Considérons un intervalle de temps dt, suffisamment court pour qu'un seul individu migre entre t et $t + dt$. Si cette migration se fait de la ville j vers la ville i, la nouvelle configuration observée en $t + dt$ s'écrit :

$$n(t + dt) = n'_{ij} = \{n_1, n_2, ..., n_{i+1}, ..., n_{j-1}, ..., n_L\}$$

et la probabilité de passer de la configuration $n(t)$ à la configuration $n(t + dt)$ équivaut donc simplement à la probabilité qu'il existe un individu résidant en j au temps t qui migre en i au temps $t + dt$. Si on note p_{ij} la probabilité individuelle de migrer de j à i et que l'on suppose l'indépendance des décisions individuelles, le taux de transition d'une configuration n à celle qui lui est immédiatement voisine vaut donc $w_{ij}(n) = n_j \times p_{ij}$ (addition des probabilités individuelles des n_j habitants de j).

Ainsi, pour passer d'un macro-état (une certaine configuration de la population parmi les villes) à un autre immédiatement voisin, il suffit de connaître les caractéristiques des micro-états correspondants, c'est-à-dire les probabilités individuelles de migrer. Soit $wt(n)$ le taux de transition d'une configuration n donnée à une configuration voisine quelconque, ne s'en écartant que par le changement de ville d'un unique individu. Ce taux s'obtient par la simple addition de toutes les façons de passer de n à une configuration immédiatement voisine n'_{ij}, c'est-à-dire par la migration d'un individu d'une ville j à une autre ville i du système :

$$wt(n) = \sum_i \sum_j n_j p_{ij} \quad \text{où} \quad i, j = 1, ..., L \quad \text{avec} \quad i \neq j$$

Il est maintenant possible d'expliciter la forme de l'équation décrivant la dynamique de la probabilité $P(n, t)$:

$$dP(n, t)/dt = \sum_i \sum_j w_{ij}(n'_{ij}) P(n'_{ij}, t) - \sum_i \sum_j w_{ij}(n) P(n, t)$$

Elle résulte, en fait, de l'addition de tous les flux entrants (1^er^ terme) auxquels on soustrait tous les flux sortants (2^e^ terme). En effet, on parvient à une configuration n donnée à l'instant $t + dt$, si on se trouve dans une configuration n'_{ij} immédiatement voisine en t : $P(n'_{ij}, t)$ représente la probabilité d'avoir la configuration n'_{ij}, voisine de n, au

AIDELF. 1993. Croissance démographique et urbanisation - Actes du colloque de Rabat, mai 1990, Association internationale des démographes de langue française, ISBN : 2-7332-7012-5, 435 pages.

temps t, et $w_{ij}(n'_{ij})$ représente le taux de transition de cette configuration n'_{ij} à n. D'autre part, on peut se trouver en n au temps t et s'en écarter entre t et $t + dt$: $P(n, t)$ représente la probabilité de se trouver dans la configuration n et $w_{ij}(n)$ mesure la probabilité de passer de cette configuration à une autre immédiatement voisine. Ainsi, $dP(n, t)/dt$ résulte de la double combinaison de toutes les probabilités de parvenir à une configuration n donnée et de toutes les probabilités de la quitter.

2) Le passage aux équations des valeurs moyennes

L'équation maîtresse, très intéressante sur le plan théorique, ne peut être appliquée directement. Il y a en effet inadéquation entre la richesse de l'information contenue dans le modèle et la réalité observée, qui n'est en fait composée que d'une unique réalisation. Aussi travaille-t-on, pour les applications, sur le processus déterministe associé au processus stochastique engendré par les équations maîtresses. Celui-ci s'obtient par le passage aux valeurs moyennes. Si la distribution des $P(n, t)$ est unimodale, on peut supposer que la configuration moyenne n, qui a la plus grande probabilité de se réaliser, coïncide avec la configuration observée. On note $n(t) = (n_1(t),...,n_L(t))$ cette configuration moyenne. La population moyenne $n_k(t)$ de la ville k s'obtient donc de la façon suivante :

$$n_k(t) = \sum n_K P(n, t)$$

$$\{\text{ensemble des configurations possibles}\}$$

Cette quantité correspond à l'espérance mathématique de la distribution de probabilité $P(n, t)$ et on peut démontrer que :

$$dn_k(t)/dt = \sum n_k \, dP(n, t)/dt$$

$$= \sum_i n_i p_{ki} - \sum_i n_k p_{ik} \quad \text{pour} \quad k = 1, ..., L$$

La dynamique du système est ainsi décrite par un système de L équations différentielles, fonction de la taille des villes et des probabilités individuelles de migrer d'une ville à l'autre. L'utilisation des équations maîtresses permet ainsi de construire une dynamique à un niveau macro à partir de la connaissance des probabilités de mobilité définies à un niveau micro. Le passage d'un niveau à l'autre s'est ainsi fait par un simple jeu d'analyse combinatoire, mais, pour que le modèle soit complet, il reste à définir ces probabilités individuelles.

3) Les probabilités individuelles de migrer

La formalisation de la probabilité individuelle $p_{ji}(n)$ de migrer d'une ville i à une ville j lorsque le système se trouve dans l'état n, permet d'introduire les hypothèses de fonctionnement du modèle. Nombre d'analyses empiriques des flux migratoires montrent l'importance, d'une part, du rôle joué par la distance, au sens large, entre les lieux, et, d'autre part, des attractivités relatives exercées par ces lieux. Ces hypothèses, qui sont à la base des modèles classiques de type gravitaire utilisés dans la modélisation des migrations, sont ici introduites sous la forme suivante.

AIDELF. 1993. Croissance démographique et urbanisation - Actes du colloque de Rabat, mai 1990, Association internationale des démographes de langue française, ISBN : 2-7332-7012-5, 435 pages.

a) Rôle de la distance

La proximité de deux villes i et j est dans un premier temps caractérisée par un ensemble de paramètres $v_{ji}(t)$ dont la seule contrainte est la symétrie : $v_{ji}(t) = v_{ij}(t)$; ces paramètres intègrent, en fait, tous les éléments symétriques existant entre deux villes et favorisant un échange entre elles. Cette proximité a donc une signification beaucoup plus large qu'une simple proximité géographique, et intègre aussi bien des facteurs économiques que sociaux ou culturels.

Si K représente le nombre de périodes considérées, le nombre de paramètres à estimer se chiffre donc à : $KL(L-1)/2$. Mais l'adoption d'hypothèses simplificatrices permet de réduire ce nombre très important de paramètres : on peut, par exemple, décomposer le paramètre $v_{ij}(t)$ en un paramètre spécifiquement temporel $v_0(t)$ et un paramètre spatial f_{ji} indépendant du temps : $v_{ij}(t) = v_0(t) \times f_{ji}$ de sorte que le nombre de paramètres est alors réduit à $K + L(L-1)/2$. Alternativement, on peut introduire de manière explicite la distance géographique, dont on connaît le rôle symétrique et répulsif, selon différentes formulations de type parétien ou exponentiel. Le nombre de paramètres à estimer est alors considérablement réduit, puisqu'il n'y en a plus que 2 ou 3. Cependant, une formulation de ce type ne conduit pas à une solution analytique et l'ajustement global du modèle s'avère moins bon. Aussi, ce type de formulation, plus satisfaisant sur le plan géographique, car plus riche sur le plan théorique et plus économe en paramètres, ne sera pas, dans un premier temps, inclus explicitement dans le modèle. En revanche, il sera utilisé dans la phase d'explication des valeurs de f_{ji}. Lorsqu'une formulation suffisamment bonne sera mise au point, nous pourrons l'intégrer dans le modèle général, sans atténuer les qualités prédictives de celui-ci, tout en renforçant ses fondements théoriques.

b) Le rôle des attractivités relatives des villes

Par analogie avec la théorie économique des utilités, chaque ville i est caractérisée par son utilité Ui, mesure de l'ensemble des avantages offerts par la ville i sur les plans économique, social,... La fonction $\exp(Uj - Ui)$ est proposée pour caractériser le gain que représente pour un individu le fait de résider dans la ville j plutôt que dans la ville i.

Le choix de cette fonction se justifie, d'une part, par ses propriétés mathématiques cohérentes avec les hypothèses du modèle (la fonction exp est positive et fonction croissante de $Uj - Ui$), et, d'autre part, par le fait que le modèle de choix discret, le plus utilisé dans un contexte statique pour analyser les choix individuels, s'obtient alors comme solution stationnaire de ce modèle dynamique.

Le nombre de paramètres correspondant à ces utilités, identique au nombre total de villes dans le système, est donc égal à L. Une fois leurs valeurs estimées, la confrontation de ces paramètres avec une série d'indicateurs socio-économiques permettra d'en comprendre le rôle et la signification exacts. Dans un second temps, ces indicateurs et leur dynamique propre pourront être eux-mêmes intégrés dans un modèle plus général.

Comme l'interprétation de ces paramètres se fait principalement sur un plan macro-économique, nous pensons qu'il est en fait plus juste de parler d'attractivité plutôt que d'utilité, qui a un sens bien précis dans la théorie économique, ne correspondant pas exactement à l'utilisation que l'on en fait dans cette application.

AIDELF. 1993. Croissance démographique et urbanisation - Actes du colloque de Rabat, mai 1990, Association internationale des démographes de langue française, ISBN : 2-7332-7012-5, 435 pages.

En conclusion, la probabilité individuelle de migrer $p_{ji}(n)$ s'écrit :

$$p_{ji}(n) = v_0(t) f_{ij} \exp(Uj(n) - Ui(n))$$

La formulation de ce modèle est ainsi très simple, mais d'une certaine pauvreté sur le plan des hypothèses géographiques par rapport aux modèles employés classiquement pour analyser les migrations. Cette simplicité présente, d'une part, l'avantage de permettre des solutions analytiques faciles et, d'autre part, de bien analyser le fonctionnement du modèle dynamique le passage du niveau micro au niveau macro et l'évolution du système dans le temps.

III.– Estimation des attractivités et des préférences

Le modèle a été appliqué aux 78 villes françaises de plus de 50000 habitants, pour lesquelles des données de migration existent lors des quatre dernières périodes intercensitaires, et qui constituent provisoirement notre définition du « système de villes » considéré. Il conviendrait d'ajouter à chacun de ces quatre tableaux de migration une ligne et une colonne qui résumeraient l'ensemble des relations de ces villes avec l'« extérieur » du système, petites villes, communes rurales et étranger, ce qui n'a pu encore être fait pour des raisons techniques.

Nous ne détaillerons ici ni la méthode d'estimation ni les valeurs obtenues pour les différents paramètres du modèle, qui reflètent et caractérisent l'évolution de la mobilité et des interactions interurbaines. Ces résultats sont publiés par ailleurs (Haag et al., 1990; Sanders, 1992). Nous souhaitons présenter seulement ce qui, dans le modèle, peut être ensuite utilisé directement pour établir des projections de population des villes.

Durant toute la période considérée, les différences des indices $Ui(t)$ d'attractivité des villes reflètent d'abord leur inégalité de tailles. Pour mettre en évidence d'autres facteurs d'attractivité, on a utilisé la méthode de régression suivante :

$$Ui(t) = K\, n_i(t) - s\, n_i(t)^2 + d_i(t)$$

où K et s sont des paramètres qui représentent respectivement un effet d'agglomération et un effet de saturation dans l'attractivité exercée par les villes du simple fait de leur taille. Le terme résiduel $d_i(t)$ qui représente ce qui, dans l'attractivité de la ville, ne dépend pas de sa taille, est appelé « préférence ».

Entre 1975 et 1982, la répartition de ces préférences se traduit par une concentration des valeurs faibles dans la moitié nord de la France et une généralisation des valeurs plus élevées dans les villes de la moitié sud, à l'exception des métropoles de Lyon et de Marseille et de quelques autres petites villes.

IV.– Projections

Le modèle a ensuite été utilisé pour faire des projections de population sur 20 ans, c'est-à-dire à l'horizon 2002. Comme nous l'avons signalé ci-dessus, le modèle simplifié que nous présentons ici ne tient pas compte des effets de la croissance naturelle ou des échanges avec l'extérieur du système de villes considéré. Nous raisonnons ainsi à population urbaine totale constante, pour nous concentrer, exclusivement, sur le problème de redistribution des populations à l'intérieur du système, c'est-à-dire sur les effets des migrations interurbaines entre les 78 plus grandes villes françaises.

AIDELF. 1993. Croissance démographique et urbanisation - Actes du colloque de Rabat, mai 1990, Association internationale des démographes de langue française, ISBN : 2-7332-7012-5, 435 pages.

Deux séries d'hypothèses ont été utilisées pour effectuer nos projections :

• Dans un premier scénario (A), nous avons supposé l'égalité des préférences pour toutes les villes du système. Ainsi, seuls les effets de la taille de la ville, effets d'agglomération et de saturation, sont pris en compte dans l'évaluation des indices d'attractivité. Ce scénario privilégie le rôle de la structure de la hiérarchie, qui, en fait, est très stable dans le temps.

• Dans un second scénario (B), les indices d'attractivité sont supposés constants dans le temps, avec pour valeurs celles estimées pour 1982. Ce scénario privilégie les tendances récentes de l'évolution du système, que le modèle va tendre à reproduire, et se situe donc dans une perspective à court terme par rapport au précédent.

Le tableau 1 présente les populations projetées pour la partie supérieure de la hiérarchie urbaine et donne les principales caractéristiques de la distribution de la population urbaine totale entre les villes du système, pour les deux scénarios, en 2002. Dans les deux cas, on note tout d'abord, une grande stabilité de la hiérarchie entre 1982 et 2002, tout comme on l'avait observé durant les périodes précédentes. Une analyse plus détaillée fait apparaître des divergences très intéressantes entre les deux scénarios. Le scénario A (à préférences égales) se caractérise, globalement, par une stabilité quasi totale du classement des villes, mais conduit parallèlement à une certaine redistribution de la population entre elles. Ainsi, on observe simultanément, entre 1982 et 2002, une concentration accrue de la population

TABLEAU 1.– ÉVOLUTION DU SYSTÈME URBAIN FRANÇAIS ENTRE 1982 ET 2002 POUR LES DEUX SCÉNARIOS A ET B

a) Le haut de la hiérarchie urbaine

Rang	1982		2002 scénario A		2002 scénario B	
	Ville	Part (p. 1000)	Ville	Part (p. 1000)	Ville	Part (p. 1000)
1	Paris	343,7	Paris	345,4	Paris	339,5
2	Lyon	48,2	Lyon	56,9	Lyon	47,9
3	Marseille	43,8	Marseille	49,6	Marseille	44,9
4	Lille	36,9	Lille	40,9	Lille	36,9
5	Bordeaux	25,3	Bordeaux	25,1	Bordeaux	26,1
6	Toulouse	21,4	Toulouse	20,6	Toulouse	22,1
7	Nantes	18,3	Nantes	17,6	Nice	20,3
8	Nice	17,7	Nice	16,7	Nantes	19,2
9	Toulon	16,2	Toulon	14,4	Toulon	17,9
10	Grenoble	15,5	Rouen	14,4	Grenoble	15,7

b) Distribution de la population urbaine du système par tranche de tailles

	1982		2002 scénario A		2002 scénario B	
	Pop. moy.	%	Pop. moy.	%	Pop. moy.	%
Paris	8 706 963	34,4	8 751 620	34,5	8 602 265	33,9
Rang 2- 4	1 089 216	12,9	1 244 995	14,7	1 095 514	13,0
Rang 5-10	483 008	11,4	459 885	10,9	512 610	12,2
Rang 11-20	312 733	12,3	293 304	11,6	309 999	12,2
Rang 21-40	191 576	15,1	181 074	14,3	190 293	15,0
Rang 41-60	109 995	8,7	108 482	8,5	109 536	8,6
Rang 61-78	72 430	5,2	75 835	5,4	70 780	5,0
		100,0		100,0		100,0

AIDELF. 1993. Croissance démographique et urbanisation - Actes du colloque de Rabat, mai 1990, Association internationale des démographes de langue française, ISBN : 2-7332-7012-5, 435 pages.

urbaine dans les quatre plus grandes agglomérations et une déconcentration de la population des autres grandes agglomérations qui suivent dans la hiérarchie des tailles. Cet effet diminue avec la taille de la ville mais subsiste jusqu'au 60^{e} rang de la hiérarchie, (cf. tableau 1.b). Les plus petites villes du système, comprenant entre 50000 et 85000 habitants, enregistrent, au contraire, une certaine croissance de leur poids relatif. En revanche, dans le scénario B (à attractivités constantes), on constate, dans le haut de la hiérarchie une déconcentration affectant Paris et Lyon et une concentration accrue pour les grandes villes suivantes (cf. tableau 1.a). La distribution de la population urbaine par tranche de tailles est très stable pour le reste de la hiérarchie urbaine. On peut cependant remarquer quelques cas de changements de rang intéressants : les villes très attractives de la côte méditerranéenne, en particulier Nice, Cannes, Avignon, Aix, gagnent plusieurs places dans la hiérarchie, alors que des villes peu attractives du nord de la France comme Thionville ou Douai, en perdent. Mais ces changements de rang dans la hiérarchie sont rares et la plupart des villes, qu'elles aient des préférences fortes ou faibles, conservent leur place relative dans la hiérarchie durant la période considérée.

Ces deux scénarios se traduisent ainsi par des formes de stabilité un peu différentes : le premier se caractérise, principalement, par une stabilité des rangs à l'intérieur de la hiérarchie, alors que le second débouche plutôt sur une stabilité de la forme de la hiérarchie, c'est-à-dire de la répartition de la population urbaine du système par tranche de tailles.

Pour comprendre plus précisément les différences résultant des deux scénarios, nous avons examiné plus spécifiquement les relations entre les tailles des villes, leurs préférences et leurs croissances. L'ensemble de ces informations figure dans le tableau 2 pour un petit nombre de villes très caractéristiques. Il contient les populations projetées pour 2002 selon les deux scénarios, ainsi que les taux de variation associés, pour neuf villes caractérisées par leur taille en 1982 (trois parmi les plus grandes, trois de taille moyenne et trois parmi les plus petites) et leur préférence (trois fortes, trois moyennes, trois faibles). On voit clairement comment la combinaison de ces deux facteurs, taille et préférence, explique les différences que l'on constate entre les deux séries de prévisions.

Dans le scénario B, quelle que soit la taille de la ville, une préférence élevée tend à produire un mouvement de croissance et une préférence faible un déclin. Dans le scénario A, où les utilités dépendent seulement de la taille de la ville, on observe clairement comment se combinent de manière subtile les effets d'agglomération et de saturation pour expliquer l'évolution prévue. Pour les quatre plus grandes villes, l'effet d'agglomération prévaut et elles enregistrent des taux de variation positifs entre 1982 et 2002. Pour les villes comprenant de 100000 à 600000 habitants, l'effet de saturation est en revanche déterminant et ces villes connaissent un déclin durant la période. Les villes de moins de 100000 habitants bénéficient de nouveau d'un effet d'agglomération prédominant et enregistrent des taux de variation positifs. Les exemples présentés dans le tableau 3 illustrent ces tendances générales. Ainsi, les villes moyennes-grandes tendraient à décliner dans les deux scénarios si elles n'avaient pas des fortes préférences pour compenser. Avignon, par exemple, déclinerait de 174264 habitants en 1982 à 160987 en 2002, si sa forte attractivité de ces dernières années ne se maintient pas dans le futur. Si tel est le cas, en revanche, on peut s'attendre à une croissance l'amenant à 190 112 habitants en 2002. A l'opposé, Douai déclinera beaucoup plus que ne le ferait

AIDELF. 1993. Croissance démographique et urbanisation - Actes du colloque de Rabat, mai 1990, Association internationale des démographes de langue française, ISBN : 2-7332-7012-5, 435 pages.

TABLEAU 2.– COMPARAISON DES ÉVOLUTIONS OBTENUES PAR LES DEUX SCÉNARIOS POUR UN ENSEMBLE CARACTÉRISTIQUE DE VILLES

	1982		2002 scénario A		2002 scénario B	
	Population	Préférence	Population	Taux de variation	Population	Taux de variation
Lyon	1 220 844	Faible	1 441 366	9,03	1 213 842	–0,29
Paris	8 706 963	Moyenne	8 751 620	0,26	8 602 265	–0,60
Nice	449 496	Forte	423 323	–2,91	513 463	7,11
Douai	202 366	Faible	192 600	–2,41	177 969	–6,03
Le Mans	191 080	Moyenne	184 922	–1,61	181 899	–2,40
Avignon	174 264	Forte	160 987	–3,81	190 122	4,55
St-Quentin	71 887	Faible	74 961	2,14	65 673	–4,32
Périgueux	59 716	Moyenne	64 958	4,39	60 719	0,84
Chartres	77 795	Forte	81 523	2,40	83 361	3,58

attendre sa taille moyenne si son environnement économique et social reste aussi répulsif que par le passé récent.

Les hypothèses retenues dans les scénarios A et B sont les plus simples que l'on puisse imaginer, mais ces derniers donnent pour chaque ville, une indication très précieuse sur ses possibilités de croissance ou de déclin en fonction, d'une part, de sa place relative dans le système et, d'autre part, de son environnement économique et social. La première de ces composantes fait référence à une dynamique plus lente que la seconde. La réalité observée, comme le modèle, montre en effet une grande stabilité de la hiérarchie urbaine et les effets d'agglomération et de saturation dus à la taille de la ville se combinent donc pour maintenir chaque ville à sa place relative. L'environnement économique et social varie quant à lui de façon plus rapide et produit localement des changements dans la hiérarchie (Guérin-Pace, 1990). Mais, à un horizon de vingt ans, on ne peut s'attendre à des bouleversements importants. Seule l'accumulation d'une succession de préférences très positives ou très négatives, année après année, pourrait produire un changement significatif dans la hiérarchie urbaine sur le long terme.

AIDELF. 1993. Croissance démographique et urbanisation - Actes du colloque de Rabat, mai 1990, Association internationale des démographes de langue française, ISBN : 2-7332-7012-5, 435 pages.

BIBLIOGRAPHIE

ALLEN P., 1978, « Dynamique des centres urbains ». *Sciences et Techniques*, 50, pp. 15-19.

ALLEN P., SANGLIER M., 1979, « A dynamic model of growth in a central place system ». *Geographical Analysis*, 11 (3), pp. 256-272.

BERRY B., 1964, « Cities as systems within systems of cities ». *Papers ans Proceedings of the regional Science Association*, 13, pp. 147-163.

CAZIN F., 1975, « Perspectives démographiques régionales et urbaines préparatoires au VIème plan », in *Migrations intérieures.– Méthodes d'observation et d'analyse*. Paris, CNRS.

GUERIN PACE F., 1990, *La dynamique d'un système de peuplement ; évolution de la population des villes françaises de 1831 à 1982*. Université Paris VII, thèse de doctorat.

HAAG G., 1989, *Dynamic decision theory : applications to urban and regional topics*. Dordrecht, Kluwer Acad. Pub.

HAAG G., PUMAIN D., SAINT-JULIEN T., SANDERS L. 1990, *Interurban migration and the dynamics of a system of cities*.

HAKEN H., 1977, *Synergetics, an introduction*. Berlin, Springer.

HENRY L., 1973, *Perspectives démographiques*. Paris, INED.

HENRY L., GUTIERREZ H., 1977, « Qualité des prévisions démographiques à court terme. Etude de l'extrapolation de la population totale des départements et des villes de France, 1821-1975 ». *Population*, 3, pp. 369-375.

INED 1987, *Les projections démographiques*, actes du VII^e Colloque National, Grenoble, tome I. Paris, PUF, Cahier n°116.

INED 1988, *Les projections démographiques*, actes du VII^e Colloque National, Grenoble, tome II. Paris, PUF, Cahier n°122.

LEDENT J., 1981, *Constructing Multiregional Life-table using Place-of-birth-specific migration data*. Laxenburg, IIASA, 4(1), pp. 35-49.

PUMAIN D., 1982, *La dynamique des villes*. Paris, Economica.

PUMAIN D., SANDERS L., SAINT-JULIEN T., 1989, *Villes et auto-organisation*. Paris, Economica.

ROBSON B., 1973, *Urban growth, an approach*. London, Methuen.

ROGERS A., WILLEKENS F., 1978, *Spatial population analysis methods and computer programs*. Laxenburg, IASA, Research Report RR-7818.

SANDERS L., 1992, *Système de villes et synergétique*. Economica, Anthropos, Collect. Villes.

WEIDLICH W., HAAG G., eds., 1988, *Interregional migration, a dynamic theory and international comparison*. Berlin, Springer Verlag.

WILSON A., 1981, *Catastrophe theory and bifurcation : applications to urban and regional systems*. London, Croom Helm.

AIDELF. 1993. Croissance démographique et urbanisation - Actes du colloque de Rabat, mai 1990, Association internationale des démographes de langue française, ISBN : 2-7332-7012-5, 435 pages.