

## **LA CROISSANCE URBAINE CHINOISE RECONSIDÉRÉE**

**Michel DIMOU<sup>\*</sup>, Alexandra SCHAFFAR<sup>\*\*</sup>,**  
**Zhihong CHEN<sup>\*\*\*</sup>, Shihe FU<sup>\*\*\*\*</sup>**

**Résumé -** *Durant ces dernières années, un ensemble de travaux originaux ont été consacrés à l'étude des hiérarchies urbaines et à l'organisation en réseau des villes. A l'issue de ces travaux, confirmant ou infirmant la validité de la loi de Zipf, certains chercheurs ont montré qu'il était nécessaire d'intégrer une approche dynamique visant à étudier la croissance, absolue et relative, des villes, afin de comprendre les changements de leurs positions au sein même d'un système urbain donné. Ces travaux débouchent sur une interrogation quant à la nature de la croissance urbaine, « aléatoire » ou « endogène », et la relation fondamentale entre la taille d'une ville et sa croissance. En s'appuyant sur l'étude de l'évolution du système urbain chinois entre 1984 et 2004, cet article apporte une contribution au débat qui oppose les approches de la croissance urbaine aléatoire à celles de la croissance urbaine endogène.*

**Mots-clés :** CROISSANCE URBAINE, HIÉRARCHIES URBAINES, LOI DE ZIPF, URBANISATION CHINOISE, AGGLOMÉRATION, LOI DE GIBRAT.

**Classification JEL :** R12, R23, N95, R15.

---

<sup>\*</sup>CERESUR, Université de La Réunion, Le Tampon, France. dimou@univ-reunion.fr.

<sup>\*\*</sup>IREMIA, Université de La Réunion et LEAD, Université du Sud Toulon-Var, France. schaffar@univ-reunion.fr.

<sup>\*\*\*</sup>School of International Trade and Economics, University of International Business and Economics, Beijing, 100029, China. zhihong.chen@uibe.edu.cn.

<sup>\*\*\*\*</sup>Research Institute of Economics and Management, Southwestern University of Finance and Economics, Chengdu, China. fush@swufe.edu.cn.

## INTRODUCTION

Durant ces dernières années, l'étude des hiérarchies urbaines et de leur évolution est à l'origine d'un ensemble de travaux originaux sur la nature et les causes de la croissance des villes. L'éruption de ces travaux dans la littérature économique spatiale et régionale ne constitue pas un fait nouveau en soi-même. Depuis Auerbach (1913), Zipf (1949) et Lotka (1941), l'organisation des systèmes de villes a fait l'objet d'un nombre impressionnant d'études, essentiellement empiriques, visant à expliquer l'extrême régularité des distributions des tailles des villes, selon une loi puissance, telle que :

$$P(\text{Size} > S) = \frac{\alpha}{S^\zeta}$$

où  $S$  est la taille d'une ville,  $\alpha$  est une constante qui dépend de la taille de la plus grande ville du système et  $\zeta$  est le coefficient d'hiérarchisation, appelé coefficient de Pareto. Lorsque  $\zeta$  est égal à 1, la distribution des tailles des villes suit une loi de Zipf.

Malgré les controverses méthodologiques qu'ils suscitent (dans un article récent, Gan, Li et Song, 2006, argumentent que la relation rang-taille n'est qu'un simple phénomène statistique), ces travaux cherchent à tester la validité empirique de la loi de Zipf (Brakman et alii, 1999, Fujita et alii, 1999, Gabaix, 1999, Black et Henderson, 1999, Dobkins et Ioannides, 2000, Cuberes, 2004), en s'appuyant sur différentes méthodes d'estimation du coefficient de Pareto (Gabaix et Ioannides, 2004, Gabaix et Ibragimov, 2006, Dimou et Schaffar, 2007), afin d'examiner, de façon statique, les évolutions des hiérarchies urbaines dans de nombreux pays et régions (Soo, 2005).

A l'issue des résultats obtenus, concernant la stabilité de la pente de la distribution rang-taille des villes et, donc, la validité de la loi de Zipf dans le temps, certains chercheurs suggèrent qu'il est nécessaire d'intégrer, également, une approche dynamique visant à étudier la croissance, absolue et relative, des villes, afin de comprendre les changements de leurs positions au sein même d'une distribution donnée. La recherche s'engage donc dans un débat, fondamental en économie régionale et spatiale, concernant la relation entre la taille et la croissance des villes : soit la croissance ne dépend pas de la taille et, dans ce cas, tout un ensemble d'analyses qui portent sur le rôle des effets d'échelle se trouvent invalidées, soit cette relation existe et il convient alors de déterminer quelle est sa nature.

En s'appuyant sur l'exemple de l'urbanisation chinoise entre 1984 et 2004, caractérisée par des tensions contradictoires entre d'une part, une législation restrictive et contraignante en matière de migration intra ou inter-régionale et d'autre part un changement continu dans la physionomie même des villes, suite à la politique d'ouverture économique engagée durant les années 1980, cet article propose d'étudier deux questions essentielles :

1- En premier lieu, quelle est l'évolution de la distribution des villes chinoises selon leur taille, dans la période étudiée ? Est-ce qu'elle est conforme à la loi de Zipf et, dans ce cas, comment intègre-t-elle l'apparition de nouvelles villes, ce qui semble être une caractéristique fondamentale de l'urbanisation chinoise des deux dernières décennies ?

2- En second lieu, est-ce que la croissance des villes chinoises est un processus aléatoire – qui confirme, par-là, la loi de Gibrat – ou plutôt un processus déterministe, sensible aux effets de taille ? Dans cette dernière hypothèse, y aurait-il une convergence des villes vers une taille unique, avec les petites villes qui croissent plus vite que les grandes, une divergence, impliquant un processus inverse, ou une croissance parallèle qui confirmerait une stabilité de la distribution rang-taille ? Cette interrogation exige d'analyser à la fois la croissance absolue et la croissance relative des villes chinoises.

Cet article est construit en deux temps. Dans une première partie, sont présentés les deux grands corps théoriques qui proposent, aujourd'hui, des modèles d'interprétation de la croissance urbaine à savoir, d'une part, les approches de la croissance urbaine aléatoire et, d'autre part, celles de la croissance urbaine endogène, auxquelles on peut joindre un certain nombre de modèles de la nouvelle économie géographique. Dans une deuxième partie, on propose, d'abord, une approche statique de l'urbanisation chinoise, en s'appuyant sur un modèle rang-taille amélioré qui permet de décrire les mutations intervenues durant les quarante dernières années dans le paysage urbain de ce pays. Ces mutations sont essentiellement caractérisées par une urbanisation accélérée, à travers une montée en puissance des villes moyennes. Une analyse dynamique est ensuite menée, censée expliciter les caractéristiques de la croissance urbaine chinoise entre 1984 et 2004. En utilisant successivement les tests de racine unitaire, les matrices de Markov et les tests de cointégration, on arrive à une conclusion à trois facettes : le rejet de l'hypothèse d'une convergence des villes chinoises vers une taille optimale ; une croissance relative des villes contradictoire avec, d'un côté, une certaine stabilité des positions des plus grandes villes et, de l'autre côté, une grande volatilité pour les villes de taille inférieure, ce qui induit que la relation entre la taille et la croissance des villes serait sensible à un effet de seuil ; enfin, une croissance parallèle de certaines villes qui présentent des caractéristiques similaires en termes d'appartenance régionale, de taille ou de niveau de développement économique.

## **1. LES THÉORIES RÉCENTES DE LA CROISSANCE URBAINE : UNE BRÈVE PRÉSENTATION**

La littérature récente sur les causes et la nature de la croissance urbaine peut être classée dans deux grands corps théoriques qui se différencient tant par leurs hypothèses de base que par leurs conclusions sur l'éventuelle relation entre la taille d'une ville et sa croissance.

Les approches en termes de croissance urbaine aléatoire postulent que la croissance des villes suit une marche aléatoire, ce qui, à l'état stationnaire,

conduit à une distribution rang-taille des grandes villes conforme à la loi de Zipf. Les approches en termes de croissance urbaine endogène, développées essentiellement par Henderson, proposent, elles, des modèles à la Lucas, avec présence de capital humain et externalités d'information, qui permettent de tester si la croissance des villes est parallèle ou, à défaut, conduit à une convergence ou une divergence, absolue ou conditionnelle, des tailles urbaines. Ces approches ne débouchent pas systématiquement à une distribution conforme à la loi de Zipf. Enfin, on peut ajouter, dans ce dernier groupe, un ensemble de travaux issus de la nouvelle économie géographique qui, à l'instar de Krugman (1996), mettent en relation les caractéristiques de la croissance urbaine avec les avantages géographiques des villes et les choix de localisation des firmes.

### 1.1. Les approches de la croissance urbaine aléatoire

Gabaix (1999) construit un modèle dont les hypothèses de base sont une population croissante, une libre mobilité du travail – mais uniquement pour les jeunes générations – et des technologies à rendement constant. Dans le cadre de ces hypothèses très restrictives, la croissance des villes est liée à l'apparition de chocs ponctuels exogènes, distribués de façon aléatoire entre les villes (leur suite aléatoire est un *bruit blanc*). Ces chocs sont liés à des causes exogènes, naturelles et événementielles (catastrophes naturelles, guerres, etc.) ou institutionnelles (mesures modificatives de la fiscalité locale, des services municipaux, de la préservation de l'environnement, etc.) qui augmentent la fonction d'utilité des ménages résidant dans une ville. Ces chocs ne concernent par contre en aucun cas une spécialisation industrielle ou un secteur spécifique.

Dans ce contexte, à partir d'une certaine taille, la dynamique d'un système urbain suit un processus stochastique, au sein duquel chaque ville a la même espérance de taux de croissance démographique et de sa variance :

$$\frac{dS_t}{S_t} = \mu(S_t)dt + \sigma(S_t)dB_t$$

où  $S_t$  est la taille,  $\mu(S_t)$  et  $\sigma(S_t)$  sont, respectivement, la moyenne instantanée et l'écart-type du taux de croissance d'une ville de taille  $S$  en  $t$  et  $B$  un mouvement géométrique brownien, illustrant la trajectoire irrégulière du taux de croissance.

Dans ce modèle, la dynamique urbaine suit une loi de Gibrat, ce qui signifie que le taux de croissance des villes est indépendant de leur taille, tandis que sa variance est proportionnelle à  $\zeta-1$  (où  $\zeta$  est le coefficient de hiérarchisation de la distribution rang-taille). Cordoba (2008a et b) prolonge l'argumentation de Gabaix, en montrant que lorsque la loi de Zipf est vérifiée ( $\zeta=1$ ), non seulement le taux de croissance mais également sa variance sont indépendants de la taille. Dans ce contexte, la loi de Gibrat n'est pas seulement une condition nécessaire (Gabaix, 1999 ; Gabaix et Ioannides, 2004) mais est également suffisante pour produire une distribution rang-taille conforme à la loi de Zipf.

Ioannides et Overman (2003) fournissent une estimation non-paramétrique de la croissance urbaine américaine, en s'appuyant sur un échantillon de grandes métropoles des Etats-Unis entre 1900 et 1990. Ils confirment que la croissance des villes américaines est un processus qui suit une loi de Gibrat et valident, par-là, l'hypothèse d'une croissance urbaine aléatoire, selon laquelle les effets d'échelle ne jouent aucun rôle dans la détermination de la dynamique démographique des villes, ce qui va à l'encontre des théories récentes de l'agglomération. Rossi-Hansberg et Wright (2007) introduisent, de leur côté, un modèle de croissance avec absence de capital physique où des chocs ponctuels spécifiques à un secteur ou un groupe de firmes, mais distribués de façon aléatoire, modifient la productivité totale des facteurs dans chaque ville. Dans ce contexte, l'espérance du taux de croissance urbaine et sa variance restent indépendantes vis-à-vis de la taille des villes, conformément à la loi de Gibrat. Rossi-Hansberg et Wright restent, cependant, prudents quant à une relation déterministe de cause à effet entre les lois de Zipf et de Gibrat. Selon eux, la croissance des villes est parallèle dans le long terme, mais dans le court terme des déviations peuvent apparaître liées aux chocs ponctuels dont l'effet ne peut souvent se résorber qu'au bout d'un certain nombre d'années.

Duranton (2002) modélise les « micro-fondements » du processus stochastique qui détermine l'évolution de la distribution rang-taille des villes. Dans un environnement de concurrence monopolistique, avec libre circulation du travail et un nombre fixe de villes, Duranton considère deux types de biens, ceux de « première nature » dont la production dépend des ressources naturelles immobiles, spécifiques à chaque localisation urbaine, et ceux de « seconde nature », complètement mobiles. La production de chacun des biens mobiles se concentre quasi-exclusivement dans la ville où a eu lieu la dernière innovation dans le secteur correspondant, une partie des travailleurs se déplaçant ainsi, au gré des innovations, de ville en ville. Duranton émet l'hypothèse que la localisation de l'innovation, dans le temps, est un processus aléatoire (se déplaçant en « saut de grenouille ») qui dépend de chocs exogènes liés, entre autres, aux politiques de R&D, engagées dans chaque ville. Il arrive, ainsi, à un processus de croissance urbaine aléatoire, sauf que celui-ci ne produit pas nécessairement une distribution des villes selon la loi de Zipf.

A l'opposé des travaux précédents, deux séries de recherches mettent en cause les arguments avancés par les approches de la croissance urbaine aléatoire.

En premier lieu, Eeckhout (2003) montre que les conclusions de Gabaix et de Cordoba sont biaisées, du fait qu'ils ne sélectionnent, dans leur échantillon, que les  $k$  plus grandes villes. En considérant la totalité des villes américaines entre 1900 et 2002, Eeckhout montre qu'une croissance urbaine conforme à la loi de Gibrat ne produit pas une distribution puissance à la Pareto mais une distribution log-normale. La corrélation entre la loi de Gibrat et de Zipf échoue, sauf à considérer la seule partie haute de la distribution.

En second lieu, un certain nombre de travaux empiriques cherchent à tester la loi de Gibrat sur des données de panel de villes. Davis et Weinstein (2002) supposent que chaque localité subit, de façon permanente et aléatoire, des chocs ponctuels qui conduisent à une réallocation du travail et, par-là, à une instabilité temporelle de la pente de la distribution de la taille des villes. Ils étudient le cas d'un pays dont les villes ont subi des chocs ponctuels importants durant le vingtième siècle : le Japon d'avant et d'après les bombardements alliés de la deuxième guerre mondiale. Ils trouvent que ces bombardements ont eu des effets importants mais temporaires et que les villes japonaises ont retrouvé leur place initiale d'avant-guerre, dans la distribution rang-taille, au bout d'une quinzaine d'années, ce qui va à l'encontre des prédictions des approches de la croissance aléatoire.

Brakman et alii (2004) qui travaillent sur le même sujet, mais sur le cas allemand, arrivent de leur côté, initialement, à une conclusion quelque peu différente, car ils observent que les effets de « mémoire » de ces bombardements sur la dynamique démographique des villes sont beaucoup plus longs que ne le prétendent Davis et Weinstein. Ils montrent que les petites villes, relativement épargnées de ces bombardements, ont sensiblement et définitivement « gagné des places » dans la distribution rang-taille des villes allemandes, entre l'avant et l'après-guerre. Sharma (2003) arrive à une conclusion quasi-identique, lorsqu'elle étudie les effets du choc de la partition entre l'Inde et le Pakistan, non seulement sur la taille mais également sur la croissance relative des villes indiennes, durant le vingtième siècle. Cependant, lorsqu'ils opèrent un test de racine unitaire sur la croissance de chaque ville entre 1925 et 1990, ces auteurs rejettent la loi de Gibrat dans 75% des cas pour l'Allemagne et 87% pour l'Inde.

## **1.2. Les approches de la croissance urbaine endogène**

Les approches de la croissance urbaine endogène ont été essentiellement développées par Henderson (Black et Henderson, 1999 et 2003, Henderson, 2004, Henderson et Wang, 2004). Ces approches considèrent que les firmes se concentrent géographiquement afin d'exploiter des effets d'agglomération qui peuvent être liés soit à une dynamique de spécialisation (externalités marshalliennes de localisation MAR) soit à une dynamique de diversification (externalités d'urbanisation de type Jacobs). A l'opposé, elles subissent des déséconomies d'agglomération, liées à l'augmentation des coûts migratoires pendulaires et de congestion. Selon les approches de la croissance urbaine endogène, les villes ont des tailles variables car elles dépendent des choix de localisation des firmes, effectués en fonction des avantages et des inconvénients de chacune d'entre elles.

A partir de ces hypothèses, Eaton et Eckstein (1997) et Black et Henderson (1999, 2003) construisent des modèles où la taille d'une ville dépend de paramètres tels que les externalités d'échelle et la concentration du capital humain. Eaton et Eckstein (1997) utilisent un modèle à la Barro et Sala-I-Martin pour étudier la dynamique des systèmes de villes français (1876-1990) et japonais (1925-1985), durant le vingtième siècle. En s'appuyant sur des

matrices de transition de Markov, ils montrent que les  $k$  plus grandes villes, dans chaque pays, ont conservé leur rang durant toute la période de référence, ce qui implique que leur croissance est parallèle, plutôt que convergente ou divergente. Ceci confirme la validité de la loi de Gibrat, tandis que la distribution rang-taille des villes reste très proche de la loi de Zipf. Cependant, le fait que l'échantillon utilisé par Eaton et Eckstein n'englobe que les seules quarante plus grandes aires métropolitaines de chaque pays relativise la portée de leurs résultats, notamment la valeur du coefficient de Pareto, car ils n'enregistrent aucune « sortie », c'est-à-dire aucun mouvement régressif des tailles des villes sélectionnées. Par ailleurs, comme le souligne Sharma (2003), Eaton et Eckstein ne testent pas la stationnarité des séries temporelles des tailles des villes. Si les séries des tailles des villes individuelles ne sont pas stationnaires, des tests de cointégration sont nécessaires, afin de caractériser les processus de croissance simultanés des villes.

Black et Henderson (1999), eux, construisent un modèle de base à la Lucas, avec deux types de villes, où la taille urbaine est fonction des économies d'agglomération liées à la présence de capital humain et aux externalités d'informations localisées. En admettant un système urbain fermé, sans entrée de nouvelles villes, et une libre mobilité des ménages, dont les choix migratoires dépendent du stock de capital humain de chaque ville, Black et Henderson montrent que la croissance urbaine est exclusivement liée à la croissance du capital humain.

Dans leur modèle,  $\varepsilon$  représente l'élasticité pondérée de la taille d'une ville en fonction de son capital humain (entre les villes de type 1 et de type 2) telle que :

$$\varepsilon = \varepsilon_1 - (1 - (\gamma - 2\delta_1)) + \varepsilon_2 - (1 - (\gamma - 2\delta_2))$$

avec  $\gamma$  le rapport entre le capital humain par travailleur dans les villes 1 et 2,  $\delta_1$  et  $\delta_2$ , le niveau d'économies d'échelle dans chaque type de ville, lié aux volume total d'échange localisé d'informations et  $\varepsilon_1$  et  $\varepsilon_2$ , l'élasticité de la taille des villes 1 et 2 par rapport à leur stock de capital humain respectif.

Black et Henderson (1999) considèrent qu'il y a deux états stationnaires possibles : dans un premier cas de figure ( $\varepsilon = 1$ ), le rapport entre le capital humain par travailleur dans la ville de type 1 et celui dans la ville 2 reste constant dans le temps. Dans ce cas, à l'état stationnaire, l'ajustement aux chocs ponctuels spécifiques à un secteur ou même à des firmes individuelles, est quasi-spontané et les villes connaissent une croissance parallèle égale à :

$$\frac{\dot{n}_1}{n_1} = \frac{\dot{n}_2}{n_2} = 2\varepsilon_1^{\left(\frac{A-\rho}{\sigma}\right)} = 2\varepsilon_1 \frac{h}{h}$$

avec  $n_1$  et  $n_2$ , le taux de croissance des villes de type 1 et 2,  $\rho$  le taux d'anticipation de la croissance future par les ménages,  $\sigma$  l'élasticité de

substitution entre produits et  $\dot{h}/h$  le taux de croissance constant du capital humain.

Black et Henderson introduisent, dans un deuxième temps, la possibilité que de nouvelles villes entrent dans le système. Le taux d'entrée de nouvelles villes de type 1 et 2 dépend également du taux de croissance du capital humain et est égal à :

$$\frac{\dot{m}_1}{m_1} = \frac{\dot{m}_2}{m_2} = g - 2\varepsilon_1 \frac{\dot{h}}{h}$$

avec  $m_1$  et  $m_2$  le nombre de nouvelles villes et  $g$  le taux de croissance démographique national. Il est aisément de montrer que la croissance urbaine est égale à la croissance démographique nationale moins le taux d'apparition de nouvelles villes :

$$\frac{\dot{n}}{n} = g - \frac{\dot{m}}{m}$$

Dans ce premier cas, à l'état stationnaire, les villes se différencient par leur ratio de capital humain par travailleur et par leur taille, tout en affichant un même taux de croissance de ce ratio et donc de leur population, tandis que le nombre de villes augmente uniquement si  $g > \dot{h}/h$ .

Dans un second cas de figure ( $\varepsilon < 1$ ), Black et Henderson considèrent que le capital humain converge vers un niveau stable et, par ce biais, les villes aussi convergent vers une taille optimale. A l'état stationnaire, la croissance urbaine est alimentée par la seule entrée de nouvelles villes dans le système.

A travers ce modèle, Black et Henderson (1999) testent la nature de la croissance urbaine, tout en introduisant l'hétérogénéité des villes, par le biais de stocks de capital humain différenciés. Dans un premier travail sur l'évolution de la distribution des villes américaines entre 1900 et 1990, les deux auteurs trouvent que la taille moyenne des villes augmente, sous l'impulsion du changement technologique et l'accumulation des connaissances, mais aussi que les petites villes affichent une croissance supérieure aux grandes, ce qui conduirait à une convergence de la dynamique urbaine vers une taille de ville optimale. Cependant, en relâchant quelques hypothèses, et notamment la forte relation entre la croissance urbaine et le rôle de l'éducation, à laquelle est associée de façon quasi-exclusives la croissance du capital humain, Black et Henderson (2003) trouvent, dans un travail plus récent, une croissance parallèle des villes américaines durant cette même période. Certains auteurs testent l'existence d'une croissance urbaine parallèle sur données de panel, dans d'autres pays. Sharma (2003), Bosker et alii (2006), Chen et Shihe Fu (2007, Delgado et Godinho (2007) rejettent de façon assez conséquente l'hypothèse d'une croissance parallèle des villes, respectivement pour les systèmes urbains indien, allemand, chinois et portugais, tandis que Schaffar et Dimou (2008)

arrivent à une conclusion plus mitigée dans leur étude du système urbain de la péninsule balkanique.

A côté des approches précédentes, un certain nombre de modèles de la nouvelle économie géographique apportent des contributions spécifiques à l'étude de la croissance urbaine, sans néanmoins se focaliser sur la question de la croissance relative des villes et l'évolution de la distribution rang-taille, sauf exception (Krugman, 1996 ; Fujita, Krugman et Venables, 1999). Ces modèles admettent de façon générale que l'émergence des villes, liée aux choix de localisation des firmes, est initialement un processus aléatoire où les facteurs géographiques (proximité de l'eau, climat, sol montagneux, etc.) peuvent jouer un rôle limité. L'apparition de rendements croissants localisés renforce, par la suite, les choix initiaux et génère une croissance urbaine autoentretenue. Dans son modèle de dépendance du passé où les conditions initiales jouent un rôle fondamental, Arthur (1990) décrit un processus de croissance urbaine explosive, lié à l'accumulation d'un stock d'externalités d'échelle localisées. Les trajectoires divergentes de chaque ville conduisent, ainsi, à une distribution rang-taille qui ne confirme pas la loi de Zipf.

Dans une même démarche, Krugman (1996) et Fujita et alii (1999) examinent, de leur côté, la possibilité que des quartiers voisins se réunissent en une grande agglomération pour bénéficier de certaines externalités d'urbanisation et de la formation d'un marché potentiel, mais aussi à l'inverse, la possibilité où une métropole se scinde en deux, lorsque les déséconomies d'agglomération liés à la congestion deviennent très importantes et conduisent certaines firmes à la quitter. Les observations empiriques d'une telle évolution restent cependant extrêmement rares, surtout au-delà d'un certain seuil de taille à partir duquel les effets d'agglomération induisent une irréversibilité des comportements de localisation des agents.

Enfin, dans une approche qui se focalise sur l'interaction entre croissance économique et concentration géographique, Catin et Ghio (1999) proposent la construction d'un modèle de développement permettant de passer, d'étape en étape, d'une région à industrie banalisée à une agglomération spécialisée dans la production de biens technologiques et enfin à une région métropolitaine caractérisée par une grande quantité et variété de services proposés aux firmes.

L'ensemble de ces modèles admettent l'hypothèse de technologies à rendement croissant, contrairement aux modèles à la Henderson qui restent résolument dans un environnement à rendements constants. Sans traiter directement la question de la croissance urbaine, ils apportent néanmoins des éléments importants dans l'étude de l'interaction entre la dynamique économique et les processus d'urbanisation.

## **2. LA CROISSANCE URBAINE CHINOISE ENTRE 1984 ET 2004 : UNE INTERPRÉTATION**

Nous avons cherché à tester les approches précédentes, en s'appuyant sur l'observation de la croissance urbaine chinoise des vingt dernières années.

Durant cette période, l'urbanisation chinoise a été fortement influencée par trois facteurs (Chen, 1991, Zhao, Chan et Sit, 2003) :

- Les bouleversements économiques majeurs et le creusement des inégalités de développement entre les régions côtières et les régions intérieures, engendrés par la politique d'ouverture à l'économie du marché que le gouvernement chinois a adopté à partir de 1978 ; cette politique a été étendue progressivement de 4 zones spéciales et 14 villes côtières au début des années quatre-vingt à l'ensemble des provinces côtières dans les années quatre-vingt-dix.
- Le poids considérable des politiques démographiques, familiales et migratoires successives, marquées par un clivage important, au début des années quatre-vingt, quand la mise en place du contrôle des naissances (*the one child policy*), l'assouplissement de la législation en matière de migration campagne-ville et la politique de création de villes moyennes, ont remplacé les politiques précédentes résolument anti-urbaines, favorables à la natalité et instaurant un contrôle strict des déplacements intra et interrégionaux.
- Les grands changements de la définition administrative et statistique des aires urbaines et rurales, intervenus en 1945, 1963 et 1984. Les deux premiers ont rendu très sélectifs les critères de définition d'une ville avec, comme résultat, une diminution très forte du nombre de villes et de la population urbaine enregistrés (en 1953, la Chine comptait 5404 villes, en 1963, après les changements d'échelle, elle ne comptait plus que 3168 villes, soit une diminution de 41,7%). La dernière modification de 1984 a de nouveau assoupli les critères de définition d'une ville, ce qui a permis d'enregistrer 5698 villes, soit le double qu'en 1982 !

Si les deux premiers facteurs ont une influence réelle sur l'évolution de la distribution et la croissance des villes chinoises, le troisième, qui n'est pas entièrement indépendant de certains choix politiques, a une incidence statistique non négligeable dont il convient de tenir compte, dès lors que l'on souhaite étudier des séries chronologiques longues.

Dans notre échantillon, on utilise les données des villes chinoises entre 1984 et 2004. Les données utilisées proviennent des éditions annuelles des *Chinese Urban Statistical Yearbooks*. La population urbaine est définie comme la population non agricole, recensée en fin d'année civile. Lorsque l'on remonte en amont, un travail de recomposition des données est nécessaire afin de les rendre compatibles sur un plan chronologique. On reprend, dans ce cas, les critères de sélection de 1963, selon lesquels une ville est une agglomération avec une population résidente supérieure à cent mille habitants. Cette démarche est quasi-identique à celle adoptée par Anderson et Ge (2005), sauf qu'ici nous avons augmenté le seuil d'entrée à deux cent mille habitants. Ceci permet d'éviter la séparation, sur la base d'un critère administratif, de localités adjacentes qui forment un seul espace aggloméré ; en revanche, ce choix implique une certaine perte d'informations, liée au fait que plusieurs localités

avec moins de deux cent mille habitants pourraient être considérées comme des villes à part entière.

Nous entamons, dans un premier temps, une étude statique de l'évolution de la distribution rang-taille des villes chinoises durant les quarante dernières années, avant d'engager, dans un deuxième temps, une étude dynamique de la croissance urbaine entre 1984 et 2004.

### **2.1. L'évolution de la distribution rang-taille des villes chinoises**

La croissance de la population urbaine chinoise fut fulgurante : de 15,1% de la population en 1960, la population urbaine passe à 29,3% en 1990 et à 42,6% en 2000. Elle double quasiment, durant les deux dernières décennies, propulsant la Chine du groupe des pays les moins urbanisés (Zhao, Chan et Sit, 2003) à un groupe à taux intermédiaire, certes loin encore des pays industrialisés, mais avec un écart en constante diminution.

*Tableau 1 : Données statistiques sur l'urbanisation chinoise*

|   | 1960   | 1970   | 1980    | 1990   | 2000   |
|---|--------|--------|---------|--------|--------|
| Taux d'urbanisation                           | 0,151  | 0,112  | 0,135   | 0,293  | 0,426  |
| Taille de l'échantillon<br>(nombre de villes) | 114    | 115    | 133     | 232    | 270    |
| Taille moyenne des villes<br>(1000 habitants) | 749,9  | 954,3  | 10520,3 | 1004,6 | 1147,7 |
| Ecart-type<br>(1000 habitants)                | 1073,3 | 1370,1 | 1430,9  | 1343,1 | 1384,2 |
| Taille médiane des villes<br>(1000 habitants) | 545,5  | 676,0  | 765,0   | 681,2  | 761,5  |

Compte tenu du seuil d'entrée assez élevé des villes dans notre échantillon, la taille moyenne est relativement importante. Nous avons opté de garder ce même seuil tout au long de la période étudiée, afin de mieux évaluer les nouvelles entrées : elles sont particulièrement importantes durant les deux dernières décennies, ce qui explique d'ailleurs le tassement léger de la taille moyenne des villes en 1990.

Pour étudier la nature de la distribution des tailles des villes et calculer le coefficient de Pareto, nous utilisons la correction de Gabaix et Ibragimov (2006) qui élimine le biais de la méthode des moindres carrés ordinaires sur des échantillons de petite taille, en substituant au modèle rang-taille traditionnel, le modèle rang- $-\frac{1}{2}$  :

$$\ln\left(R - \frac{1}{2}\right) = \alpha - \zeta \ln S$$

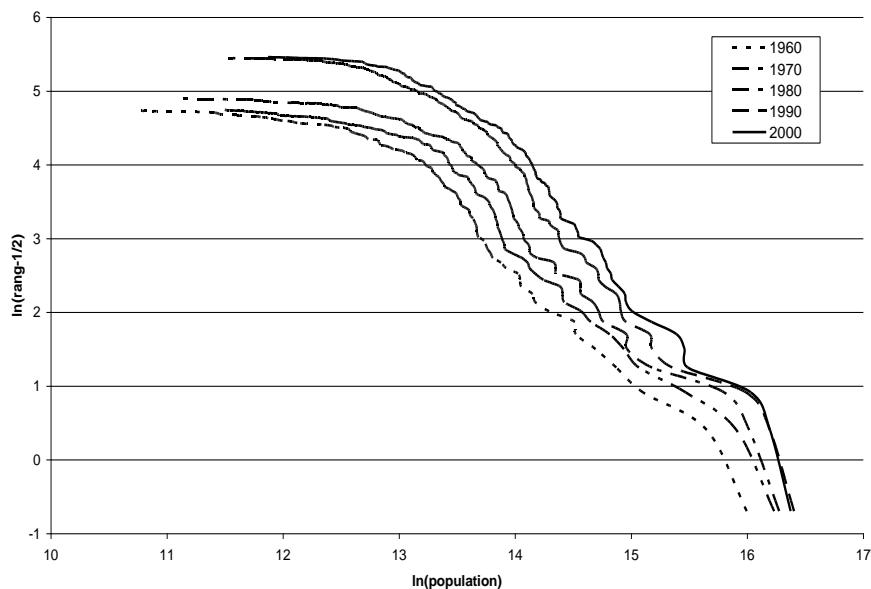
où l'écart-type asymptotique de l'estimateur  $\zeta$  est donné par  $\zeta \sqrt{\frac{2}{n}}$  (Dimou et Schaffar, 2007).

Le tableau 2 donne les valeurs du coefficient de Pareto, observées pour les cinq périodes de référence, tandis que le graphique 1 montre l'évolution de la distribution rang-taille entre 1960 et 2000.

**Tableau 2 : Coefficient de Pareto sur la distribution des villes chinoises selon leur taille (1960-2000)**

| Année | Taille de l'échantillon | Estimation                     |            |
|-------|-------------------------|--------------------------------|------------|
|       |                         | Coefficient de hiérarchisation | Ecart-type |
|       | N                       | $\zeta$                        | $s(\zeta)$ |
| 1960  | 114                     | 0,976                          | 0,128      |
| 1970  | 115                     | 1,070                          | 0,141      |
| 1980  | 133                     | 1,109                          | 0,135      |
| 1990  | 232                     | 1,239                          | 0,115      |
| 2000  | 270                     | 1,282                          | 0,118      |

**Graphique 1 : Evolution de la distribution rang-taille des villes chinoises (1960-2000)**



Trois constats s'imposent.

En premier lieu, le coefficient de Pareto ne cesse d'augmenter durant toute la période de référence, ce qui signifie que le paysage urbain chinois a tendance à devenir moins hiérarchique. Ceci est conforme avec la politique chinoise qui favorise l'entrée de nouvelles villes au détriment des grandes métropoles (Anderson et Ge, 2005 ; Fujita et Hu, 2001).

En second lieu, les distributions observées ne vérifient pas systématiquement la loi de Zipf, surtout pour les dernières années (1990 et 2000). La forme de la distribution logarithmique rang-taille, observée dans le graphique 1, est concave ce qui signifie que le poids des villes moyennes est relativement plus important que celui des petites villes et des grandes métropoles.

La concavité de la distribution est confirmée par l'application du modèle quadratique de Rosen et Resnick (1980), dont les résultats apparaissent dans le tableau 3 :  $\ln R_j = a + b \ln S_j + \delta(\ln S_j)^2$

**Tableau 3 : Régression quadratique de Rosen et Resnick sur la distribution des villes chinoises selon leur taille (1960-2000)**

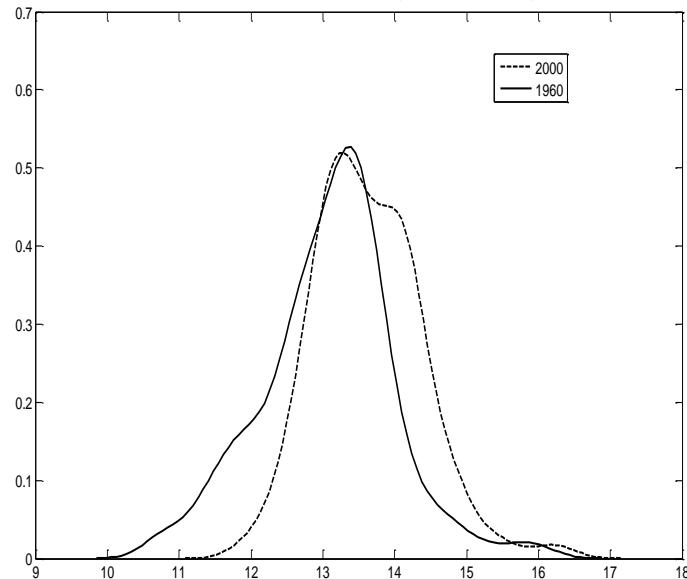
| Année | Taille de l'échantillon | Estimation  |            |               |            | Test de Student     |       |       |
|-------|-------------------------|-------------|------------|---------------|------------|---------------------|-------|-------|
|       |                         | Coef. hiér. | écart-type | Coef. quadra. | écart-type | (Ho) : $\delta = 0$ |       |       |
|       |                         | n           | B          | s(b)          | $\delta$   | s( $\delta$ )       | t     | Alpha |
| 1960  | 114                     | 6,175       | 0,331      | -0,273        | 0,013      | 21,623              | 0,000 | oui   |
| 1970  | 115                     | 6,036       | 0,428      | -0,263        | 0,016      | 16,638              | 0,000 | oui   |
| 1980  | 133                     | 6,410       | 0,410      | -0,277        | 0,015      | 18,357              | 0,000 | oui   |
| 1990  | 232                     | 6,621       | 0,323      | -0,287        | 0,012      | 24,380              | 0,000 | oui   |
| 2000  | 270                     | 7,521       | 0,291      | -0,318        | 0,010      | 30,299              | 0,000 | oui   |

Enfin, en troisième lieu, le graphique des densités de kernel (graphique 2) retrace bien les évolutions observées dans la distribution rang-taille des villes chinoises, entre les deux dates extrêmes de notre étude, 1960 et 2000. On constate un déplacement du poids des villes vers la droite ce qui est conforme avec l'observation d'une augmentation de la taille moyenne des villes chinoises. L'élargissement du sommet de la courbe de densité accompagné d'un resserrement de sa base conforte l'idée que le poids des villes moyennes dans la distribution est plus important.

Les résultats obtenus dans l'étude statique de l'évolution de la distribution des villes chinoises selon leur taille ne permettent pas de tirer des conclusions sur la nature de la croissance urbaine dans ce pays. Ils laissent cependant suggérer que les deux dernières décennies, marquées par un mouvement d'urbanisation accéléré et par des mutations économiques et institutionnelles

importantes, furent source d'instabilité et de modification des positions relatives des petites et moyennes villes dans le paysage urbain chinois.

**Graphique 2 : Densités de kernel de la distribution rang-taille des villes chinoises (1960-2000)**



## 2.2. La croissance urbaine chinoise : un processus mitigé

Ayant montré une déviation progressive de la distribution rang-taille des villes chinoises vis-à-vis de la loi de Zipf, on s'intéresse maintenant à la nature de la croissance urbaine.

### 2.2.1. La non-stationnarité des tailles des villes chinoises

On admet que les tailles d'une ville sont le plus souvent corrélées dans le temps, du fait de la durabilité des équipements publics et des habitations, ainsi que de façon générale des coûts fixes de production. Ceci signifie qu'un choc ponctuel devrait avoir des effets significatifs et durables sur la croissance démographique d'une ville, comme le prônent les approches de la croissance aléatoire.

Afin de tester la permanence des effets d'un tel choc sur la croissance d'une ville – ce qui revient à s'interroger sur la (non-)stationnarité de la taille des villes – on utilise un test de racine unitaire (Sharma, 2003). Si  $\ln(S_{i,t})$  est le logarithme de la population de la ville  $i$  à la période  $t$ , alors on peut considérer que la taille d'une ville est un processus autorégressif AR de premier ordre tel que :

$$\ln S_{i,t} = \phi_i \ln S_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$$

avec  $\phi_{i,t}$ , le coefficient autorégressif de premier ordre et  $\varepsilon_{it}$ , un choc ponctuel en  $t$ . Le test de Dickey-Fuller augmenté (ADF) pour déterminer la non-stationnarité de la taille de la population prend la forme :

$$\Delta(\ln S_{i,t}) = \gamma_i \ln S_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$$

avec  $\gamma_i = \phi_i - 1$ . On émet deux hypothèses :

$H_0 : \phi_i = 1$  (ou  $\gamma_i = 0$ ) est l'hypothèse de non-stationnarité.

$H_1 : \phi_i < 1$  (ou  $\gamma_i < 0$ ) est l'hypothèse de stationnarité.

Dans le cas où  $\phi_i < 1$ , à l'état stationnaire, le logarithme de la population d'une ville converge vers une constante.

Comme les résultats de la racine unitaire sont sensibles à la spécification du modèle, on choisit des décalages temporels optimaux, en utilisant le critère d'information d'Akaike (AIC). La spécification utilisée est :

$$\Delta \ln S_{it} = \alpha_i + \beta_i t + \gamma_i \ln S_{i,t-1} + \sum_j^{k_i} \rho_{ij} \Delta \ln S_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t}$$

La constante  $\alpha_i$  et le terme linéaire  $\beta_i t$  sont indicatifs du trend ascendant. Le terme  $k_i$  est le nombre qui correspond à la variable aléatoire décalée. On mène le test ADF pour 149 villes au niveau individuel : 138 d'entre elles ont des racines unitaires significatives à 10%, ce qui conduit à rejeter la stationnarité dans 92% des cas ! On obtient le même résultat pour la population urbaine dans son ensemble (Tableau 4).

**Tableau 4 : Racines unitaires pour les logarithmes des tailles de certaines villes chinoises**

| Ville      | ADF test | Ville     | ADF test | Ville        | ADF test |
|------------|----------|-----------|----------|--------------|----------|
| Chine      | -0,643   | Beijing   | 0,191    | Sammenxia    | -1,792   |
| Hegang     | 0,669    | Binzhou   | -1,572   | Shanghai     | -1,745   |
| Houma      | -2,898   | Changzhi  | -0,705   | Shenyang     | -2,931   |
| Jinchang   | -2,29    | Chaozhou  | -1,839   | Suzhoujs     | 0,871    |
| Linfen     | -0,417   | Guangzhou | 0,611    | Tianjin      | -2,239   |
| Liupanshui | -2,269   | Guiyang   | -2,393   | Wuhan        | -1,608   |
| Nanchong   | -2,328   | Hanzhong  | -1,602   | Yingkou      | -1,91    |
| Pingxiang  | -1,373   | Huainan   | -1,753   | Yiyang       | -1,761   |
| Shantou    | -1,314   | Huangshi  | -1,028   | Zhangzhou    | 0,929    |
| Shenzhen   | -0,637   | Jilin     | -2,543   | Zibo         | -1,387   |
| Xiamen     | 0,778    | Jinchang  | -2,29    | Zunyi        | -1,702   |
| Xining     | -2,793   | Kunming   | -1,3     | Daqing (*)   | -3,55    |
| Zhuhai     | -1,633   | Leshan    | -2,166   | Yinchuan (*) | -5,023   |

Note : Les valeurs critiques pour le test ADF sont -3,24, -3,6, -4,38, respectivement pour les niveaux 10%, 5% et 1%. (\*) montre un rejet au niveau 5%.

Sharma (2003), ainsi que Bosker et alii (2006), soulignent le faible pouvoir explicatif du test de racine unitaire, lorsque celui-ci est appliqué sur une seule équation et la série temporelle est courte (Perron et Schiller, 1985). Cependant, des tests unitaires en panel avec des larges  $N$ , comme dans notre cas, permettent d'améliorer le pouvoir explicatif du modèle. On utilise ici la méthode de panel de Im et alii (2003), afin d'améliorer la capacité explicative du test de racine unitaire. La valeur du test de Im et alii est égale à -1,619. La comparaison de cette valeur avec celles aux niveaux 10% (-2,28), 5% (-2,32) et 1% (-2,38), conduit à confirmer le non rejet de l'hypothèse de non stationnarité  $H_0$ .

La non-stationnarité détectée signifie que les villes chinoises continuent à croître dans le temps, sous l'impulsion de multiples chocs exogènes, ce qui conduit à rejeter l'hypothèse d'un processus de convergence conditionnelle où toutes les villes sont censées atteindre une taille identique. A partir du moment où l'on considère que la taille des villes évolue de façon non stationnaire, il est intéressant de voir si cette croissance est déterministe (et notamment parallèle) ou pas.

### **2.2.2. Une analyse de la croissance relative des villes par les matrices de Markov**

En suivant Black et Henderson (2003), on s'appuie sur une matrice de Markov pour décrire les caractéristiques de croissance relative des villes et leur mobilité au sein d'une distribution rang-taille. Les points de rupture sont désignés de façon exogène, comme chez Eaton et Eckstein (1997), Dobkins et Ioannides (2000) ou Bosker et alii (2006) et conduisent à la construction de 5 classes de villes, selon leur taille : inférieure au  $\frac{1}{4}$  de la taille moyenne  $\mu$ , entre  $\frac{1}{4}\mu$  et  $\frac{1}{2}\mu$ , entre  $\frac{1}{2}\mu$  et la moyenne ( $\mu$ ), entre  $\mu$  et  $2\mu$ , et supérieure de plus de 2 fois à la taille moyenne.

Notons  $f_t$  le vecteur des fréquences des classes ainsi définies à la date  $t$ . Si nous considérons que la distribution des villes suit un processus de Markov homogène, stationnaire de premier ordre alors  $f_t$  vérifie l'équation suivante :

$$f_{t+1} = f_t \times M$$

$M$  est la matrice de transition dont l'élément  $m_{ij}$  est la probabilité qu'une ville passe de la classe  $i$  à l'instant  $t$  à la classe  $j$  à l'instant  $t+1$ . Notre matrice de transition affiche deux résultats assez significatifs, sur la période 1984 – 2004 (tableau 5) :

- 1- La probabilité pour qu'une ville ne change pas de groupe (valeurs sur la diagonale) augmente avec la taille. Les grandes métropoles semblent relativement figées dans leur position, tandis que les petites villes sont nettement plus volatiles.
- 2- Le mouvement ascendant est plus fréquent que le mouvement descendant : les valeurs qui se trouvent aux cellules à droite de la diagonale

sont nettement plus élevées que celles de gauche, ce qui confirme les effets irréversibles de l'agglomération et se traduit par une augmentation de la taille moyenne des villes.

*Tableau 5 : Matrice de Markov : mobilité des villes chinoises*

|      |   | 2004  |       |       |       |       |
|------|---|-------|-------|-------|-------|-------|
|      |   | 1     | 2     | 3     | 4     | 5     |
| 1984 | $S < \frac{1}{4} \mu$ (1)                   | 0,515 | 0,355 | 0,130 | 0     | 0     |
|      | $\frac{1}{4} \mu < S < \frac{1}{2} \mu$ (2) | 0     | 0,836 | 0,164 | 0     | 0     |
|      | $\frac{1}{2} \mu < S < \mu$ (3)             | 0,028 | 0,028 | 0,847 | 0,097 | 0     |
|      | $\mu < S < 2 \mu$ (4)                       | 0     | 0,018 | 0,164 | 0,764 | 0,055 |
|      | $2 \mu < S$ (5)                             | 0     | 0     | 0     | 0,059 | 0,941 |

Les résultats obtenus montrent une différenciation des évolutions des villes selon la taille. Les positions des villes de taille supérieure au double de la moyenne semblent figées ; par contre, les villes dont le niveau de population se situe en dessous du quart de la taille moyenne semblent croître plus rapidement que les autres dans l'ensemble de la période, en renversant, par-là, partiellement les hiérarchies urbaines établies. Ces résultats confirment la déviation de la distribution rang-taille des villes chinoises vis-à-vis de la loi de Zipf, durant les deux dernières décennies, conformément aux résultats obtenus par l'équation quadratique de Rosen et Resnick. L'explication de ce phénomène réside, probablement, dans les choix politiques du gouvernement chinois en matière d'urbanisation, avec l'accent mis sur l'émergence des villes moyennes au détriment des grandes métropoles dont la croissance démographique est contrôlée.

Compte tenu de la non-stationnarité de la taille des villes, l'hypothèse d'un processus de convergence est rejetée, n'empêche que l'étude de la croissance relative des villes chinoises montre qu'il y a des effets de seuil, à partir desquels les processus de croissance urbaine se différencient. Il reste à voir dans quel contexte ces processus s'apparentent à une croissance parallèle.

### 2.2.3. Y a-t-il une croissance parallèle des villes chinoises ?

Le modèle de la croissance urbaine endogène suggère que les villes croient de façon parallèle, à la même vitesse. Ceci signifie que la population d'une ville évolue aussi en fonction de la population urbaine totale du pays ou, plus modestement, en fonction d'un certain nombre de caractéristiques communes qu'elle partage avec d'autres villes, à savoir la taille, l'appartenance régionale ou le niveau de développement économique.

En suivant les travaux de Sharma (2003) et de Rossi-Hansberg et Wright (2007), on suppose que  $\ln S_{it}$  correspond à un processus général AR (1) avec trend, tel que :

$$\ln s_{it} = \alpha_i + \beta_i t + \ln s_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$$

Dans ce cas l'espérance de la croissance d'une ville  $i$  à la période  $t$  est :

$$E(g_{it}) = E(\ln s_{it} - \ln s_{i,t-1}) = \alpha_i + \beta_i t$$

De la même façon, le taux de croissance espéré d'une autre ville  $j$  en  $t$  est :

$$E(g_{jt}) = E(\ln s_{jt} - \ln s_{j,t-1}) = \alpha_j + \beta_j t$$

La croissance parallèle exige que :

$$\forall t, \alpha_i + \beta_i t \equiv \alpha_j + \beta_j t$$

La relation d'équilibre entre les tailles de deux villes qui connaissent une croissance parallèle est alors :

$$\ln S_{it} = \alpha_i + \ln S_{jt}$$

Le modèle de régression spécifié pour le test de cointégration est :

$$\ln S_{it} = \alpha_i + \gamma \ln S_{jt} + \varepsilon_{it}$$

où  $S_{jt}$  correspond au niveau de la population de la ville de référence. Si  $S_{it}$  et  $S_{jt}$  sont cointégrés et  $\gamma \neq 1$ , alors la ville  $i$  croît à un rythme différent de celui de la ville  $j$ . Si, par contre,  $S_{it}$  et  $S_{jt}$  sont cointégrés et si  $\gamma = 1$ , les deux villes enregistrent probablement une croissance parallèle.

On a choisi 4 groupes de villes, en utilisant la méthode de recherche de relations multiples de cointégration, fondée sur le test vraisemblance de Johansen-Juselius (1990) (test de rang de cointégration) qui admet la possibilité d'une endogénéité éventuelle de toutes les variables. Le tableau 6 donne les résultats obtenus.

- En premier lieu, la population urbaine nationale est divisée comme référence et on teste si la croissance est parallèle entre la population nationale et toutes les villes de toutes les tailles et dans toutes les régions. Les populations des 138 villes retenues ont toutes des racines unitaires cointégrées avec la population nationale. Trois villes, Mianyang, Taizhou et Yueyang affichent une croissance de leur population parallèle à celle de la population nationale. Elles sont localisées dans des régions différentes mais appartiennent toutes à la catégorie des petites et moyennes villes. Le panel (a) du tableau 6 donne la valeur estimée de  $\gamma$  et les résultats des tests de cointégration et de croissance parallèle pour ces villes.

- En second lieu, on choisit Shanghai comme ville de référence, et on teste si les six plus grandes métropoles croissent de façon parallèle. Les populations de quatre de ces métropoles cointègrent avec celles de Shanghai. Beijing, la capitale, affiche une croissance parallèle à celle de Shanghai, ce qui semble logique, car Shanghai et Beijing sont les deux centres économiques du Nord (panel b du tableau 6).
- En troisième lieu, on choisit Kunming comme ville de référence et on teste six villes dans la région ouest (dix provinces), afin de savoir si il y a une croissance parallèle entre des villes de taille différente mais appartenant à la même région. Trois de ces villes cointègrent avec Kunming. Guiyang affiche une croissance parallèle avec Kunming. Elle est, comme Kunming, capitale de province (panel c du tableau 6).
- En dernier lieu, on choisit Shenzhen comme ville de référence ; on teste 4 villes dans les zones économiques spéciales. Les populations des autres villes cointègrent avec celle de Shenzhen. Une seule ville, Zhuhai, semble avoir une croissance parallèle avec Shenzhen (panel d du tableau 6).

**Tableau 6 : Test de croissance parallèle pour les logarithmes des tailles des villes, classées par groupe d'appartenance**

| <b>a : Croissance parallèle entre les villes et la population urbaine nationale (Référence : Chine)</b>                |        |        |          |        |          |          |
|--|--------|--------|----------|--------|----------|----------|
| Ville  | Taille | Région | Rang 0   | Rang 1 | $\gamma$ | p-valeur |
| Mianyang   | 22,07  | 3      | 64,8233* | 1,1017 | 0,9610   | 0,3704   |
| Thaizhou   | 13,53  | 1      | 37,8510* | 0,0062 | 0,9578   | 0,7491   |
| Yueyang  | 22,83  | 2      | 68,8901* | 0,3617 | 1,0242   | 0,4632   |
| <b>b : Croissance parallèle entre les villes de taille identique (Référence Shanghai)</b>                              |        |        |          |        |          |          |
| Ville  | Taille | Région | Rang 0   | Rang 1 | $\gamma$ | p-valeur |
| Beijing  | 498,3  | 1      | 37,7231* | 0,2817 | 1,0228   | 0,5729   |
| Guangzhou  | 248,61 | 1      | 24,4450* | 1,1142 | 1,2550*  | 0,0191   |
| Shenjiang  | 317,32 | 1      | 44,5201* | 0,0473 | 0,5214*  | 0        |
| Tianjin  | 412,38 | 1      | 12,1476  | 0,4787 | -        | -        |
| Wuhan  | 289,9  | 1      | 23,1610* | 0,0587 | 1,1712*  | 0,0005   |
| <b>c : Croissance parallèle entre les villes d'une même région (Référence Kunming)</b>                                 |        |        |          |        |          |          |
| Ville  | Taille | Région | Rang 0   | Rang 1 | $\gamma$ | p-valeur |
| Guiyang  | 87,13  | 3      | 17,8771* | 0,3335 | 0,9608   | 0,4114   |
| Hanzhong   | 14,89  | 3      | 6,2579   | 0,1335 | -        | -        |
| Jinchang   | 6,93   | 3      | 49,4409* | 0,4550 | 1,3602   | 0,0022   |
| Leshan   | 29,55  | 3      | 31,9680* | 0,0000 | 0,7089   | 0        |
| Zunyi  | 23,37  | 3      | 14,2054  | 0,2518 | -        | -        |
| <b>d : Croissance parallèle entre les villes appartenant dans des Zones Economiques Spéciales (Référence Shenzhen)</b> |        |        |          |        |          |          |
| Ville  | Taille | Région | Rang 0   | Rang 1 | $\gamma$ | p-valeur |
| Shantou  | 47,66  | 1      | 37,6685* | 1,4774 | 0,3831*  | 0        |
| Xiamen   | 32,81  | 1      | 26,6607* | 2,2993 | 0,3990*  | 0        |
| Zhuhai   | 6,77   | 1      | 63,5113* | 2,8443 | 0,9631   | 0,3174   |

Note : La taille est celle de la population urbaine en 1984. Rang 0 et rang 1 sont des rangs de cointégration dont les valeurs critiques sont respectivement 15,67 et 9,24. \* est significatif à 5%.

p-valeur ( $H_0 : \gamma = 1$ ).

De façon générale, ces résultats ne semblent pas indiquer l'existence d'un processus de croissance parallèle généralisé, tel que le suggère la théorie de la croissance urbaine endogène. Ils montrent néanmoins l'existence de certains cas de croissance parallèle, notamment parmi certaines grandes aires métropolitaines, ce qui confirme les conclusions obtenues par les matrices de transition de Markov quant à l'existence d'effets de seuil.

## CONCLUSION

Nous avons cherché à tester la nature de l'évolution des villes chinoises durant la période 1984-2004, afin de savoir si les approches de la croissance aléatoire ou endogène représentent un cadre explicatif satisfaisant. Compte tenu des outils successivement utilisés pour tester les processus de croissance urbaine et des résultats obtenus, deux conclusions semblent s'imposer : d'une part la distribution rang-taille des villes chinoises évolue en s'éloignant d'une distribution de Pareto, depuis l'ouverture du pays à l'économie internationale ; d'autre part, il y a un clivage des processus de croissance urbaine observés, caractérisé par un effet de seuil de la taille de la population d'une ville. En dessous de ce seuil, la croissance est volatile et même si elle reste globalement, supérieure à la croissance urbaine moyenne, elle ne peut être appréhendée ni par les théories de la croissance endogène ni par celles de la croissance aléatoire. En dessus de ce seuil, la croissance s'apparente davantage à une croissance parallèle, ce qui semble aussi conforme avec les choix politiques en matière de démographie urbaine, adoptés par le gouvernement chinois durant plus de deux décennies.

## REFERENCES

- Anderson G., Ge Y., 2005, The size distribution of Chinese cities, *Regional Science and Urban Economics* 35, 756-776.
- Arthur B., 1990, Silicon Valley locational clusters: when do increasing returns imply monopoly, *Mathematical Social Sciences*, 19(3), 235-251.
- Auerbach, F., 1913, Das Gesetz der Bevölkerungskonzentration, *Regional Science and Urban Economics* 31, 601-615.
- Black D., Henderson J.V., 1999, A Theory of Urban Growth, *Journal of Political Economy*, 107, 252-284.
- Black D., Henderson J.V., 2003, Urban evolution in USA, *Journal of Economic Geography*, 3, 343-372.
- Bosker E., Brakman D., Marrewijk C., Van de Berg M, 1999, The return of Zipf: towards a further understanding of the Rank-Size rule, *Journal of regional science*, 39, 183-213.

- Brakman D., Garretsen H., Schramm M., 2004, The strategic bombing of German cities during World War II and its impact on city growth, *Journal of Economic Geography*, 4, 201-218.
- Catin M., Ghio S., 1999, Les étapes du développement régional : un modèle d'économie géographique, in Catin M., Lesueur J-Y., Zénou Y. (dir.), *Emploi, concurrence et concentration spatiales*, Paris, Economica.
- Chen Z., Fu S., 2007, Searching for the parallel growth of cities, *communication au colloque de l' European Regional Science Association*, Paris, 28-31 Août.
- Chen X., 1991, China's City Hierarchy, Urban Policy and Spatial Development in the 1980s, *Urban Studies*, vol. 28, N°3, 341-367.
- Cordoba J.C., 2008a, On the Distribution of City Sizes, *Journal of Urban Economics*, 63, 1, 177-197.
- Cordoba J.C., 2008b, A Generalized Gibrat's Law, *International Economic Review*, à paraître.
- Cuberes D., 2004, The rise and decline of cities, *Working Paper*, University of Chicago.
- Davis D.R., Weinstein D.E., 2002, Bones, Bombs and Breakpoint : the Geography of Economic Activity, *American Economic Review*, 92, 1269-1289.
- Dimou M., Schaffar A., 2007, Evolution des hiérarchies urbaines et loi de Zipf : le cas des Balkans, *Région et Développement*, 25, 65-86.
- Dickey D.A., Fuller W.A., 1981, Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root, *Econometrica*, 49, 1057-1072.
- Delgado A.P, Godinho I, 2007, Growth and Change in the Potuguese urban system : 1890-1901, *communication à la International Conference on Regional and Urban modelling*, Bruxelles, 1-2 juin.
- Dobkins, L.H., Ioannides,Y.M., 2000, Dynamic evolution of U.S. cities, in Huriot, J.M., Thisse, J.F. (eds.), *The Economics of Cities, Theoretical Perspectives*. Cambridge University Press, Cambridge, 217-260.
- Duranton G., 2002, City size distributions as consequence of the growth process, Mimeo, London, School of Economics.
- Eaton J., Eckstein Z., 1997, Cities and Growth :Theory and Evidence from France and Japan, *Regional Science and Urban Economics*, XXVII, 443-474.
- Eeckhout J.,2003, Gibrat's Law for (all) Cities, *American Economic Review*, 94, 1429-1451.
- Fujita M., Krugman P., Venables A., 1999, *The Spatial Economy*, MIT Press, Cambridge, MA.

- Fujita M., Hu, D., 2001, Regional disparity in China 1985-1994: the effects of globalization and economic liberalization, *Annals of Regional Science*, 35, 3-37.
- Gabaix X., 1999, Zipf's Law for Cities : an Explanation, *Quarterly Journal of Economics*, 114, 739-767.
- Gabaix, X., Ibragimov, R., 2006,  $\log(Rank - \frac{1}{2})$  : a simple way to improve the OLS estimation of tail exponents, Discussion paper 2106, Harvard Institute of Economic Research, Harvard University.
- Gabaix, X., Ioannides, Y., 2004, The evolution of city sizes distribution in Henderson J.V., Thisse J.F. (eds), *Handbook of regional and urban economics*, vol.4 , Elsevier Science B.B, Amsterdam.
- Gan L., Li D., Song S., 2006, Is Zipf's law spurious in explaining city-size distributions?, *Economic Letters*, 92, 256-262.
- Henderson V., 2004, Urbanization and Growth, Working Paper, Brown University.
- Henderson V., Wang H., 2007, Aspects of the rural-urban transformation of countries, *Journal of Economic Geography*, 5(1), 23-42.
- Im K.S, Pesaran H.M., Shin Y., 1995, Testing for unit roots in heterogeneous panels, *Journal of Econometrics*, 115, 53-74.
- Ioannides Y.M., Overman H.G., 2003, Zipf's Law for Cities : An Empirical Examination, *Regional Science and Urban Economics*, 33, 127-137.
- Johansen S., Juselius K., 1990, Maximum Likelihood Estimation and inference on cointegration, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.
- Krugman P., 1996, Confronting the Mistery of Urban Hierarchy, *Journal of the Japanese and the International Economies*, 10, 399-418.
- Lotka A., 1941, The law of urban concentration, *Science*, n°94, pp.164.
- Perron P., Schiller R., 1985, Testing the random walk hypothesis: power vs frequency of observations, *NBER Technical Papers*, 45, Washington.
- Rosen, K., Resnick, M., 1980, The size distribution of cities : an examination of the Pareto low primacy, *Journal of Urban Economics*, 8, 165-186.
- Rossi-Hansberg E., Wright M., 2007, Urban Structure and Growth, *Review of Economic Studies*, 74, 597-624.
- Schaffar A., Dimou M., 2008, Urban growth in the Balkan Peninsula, Actes du colloque de la *Western American Regional Science Association*, Hawaii, Etats-Unis, 20-22 février.
- Sharma S., 2003, Persistence and stability in city growth, *Journal of Urban Economics*, 53, 300-320.
- Soo K.T., 2005, Zipf's Law for cities : a cross-country investigation, *Regional Science and Urban Economics*, 35, 239-263.

- Sutton J., 1997, Gibrat's Legacy, *Journal of Economic Literature*, XXXV, 40-59.
- Zhao S., Chan R., Sit K., 2003, Globalization and the dominance of large cities in contemporary China, *Cities*, 20-4, 265-278.
- Zipf, G.K., 1949, *Human Behavior and the Principle of Least Effort*, Addison-Wesley, Cambridge, MA.

## RECONSIDERING THE CHINESE URBAN GROWTH PROCESS

**Abstract –** Over the last decade, many researchers have focused on the study of different urban hierarchies and their evolution over time. These studies may or may not confirm Zipf's law and emphasize the characteristics of urban growth. The question is then whether urban growth depends upon city-size or not, which is a main issue in modern regional economics. Using data on Chinese cities for the period 1960-2000, this paper aims to provide some answers to this question which has led to a recent passionate debate between the random growth theories and the endogenous growth theories.