



HAL
open science

Croissance et hiérarchie urbaines dans les pays émergents

Alexandra Schaffar

► **To cite this version:**

Alexandra Schaffar. Croissance et hiérarchie urbaines dans les pays émergents. Economies et finances. Université de la Réunion; Université de Toulon Sud, 2009. Français. NNT : 2009lare0005 . tel-00861019

HAL Id: tel-00861019

<https://theses.hal.science/tel-00861019>

Submitted on 11 Sep 2013

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

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

UNIVERSITE DE LA REUNION

THESE DE DOCTORAT

Spécialité Sciences Economiques

présentée par

Alexandra SCHAFFAR

**Croissance et hiérarchie urbaines
dans les pays émergents**

Soutenue publiquement le 20 Octobre 2009
à l'Université du Sud Toulon-Var

L'Université de La Réunion n'entend donner aucune approbation ou improbation aux opinions émises dans les thèses. Ces opinions doivent être considérées comme propres à leurs auteurs.

A mes trésors,

Avant-propos

Cette thèse de Doctorat, fruit d'un travail de trois années de recherche, a été menée, de façon conjointe, au sein du Laboratoire de l'Informatique et de Mathématiques de l'Université de la Réunion et du Laboratoire d'Economie Appliquée au Développement de l'Université de Toulon.

Je voudrais, d'abord, remercier mes deux directeurs de recherche, Maurice Catin et Daniel Goeleven pour m'avoir suivie dans cette aventure, en acceptant d'encadrer cette thèse. Leur aide et leurs conseils furent précieux. Ils ont, toujours, su répondre à mes sollicitations, en me permettant d'avancer dans mon travail.

Je voudrais, par la suite, remercier Julie Le Gallo et Cem Ertur qui ont accepté d'être les rapporteurs de cette thèse.

Je remercie Mohamed Rochdi qui, en tant que Président de l'Université, a accepté un aménagement de mon temps de service de PRAG, sans lequel je n'aurais pas pu venir à bout de ce travail. Je remercie, également, Pierre Leroyer, Doyen de l'UFR Sciences de l'Homme et de l'Environnement et Alain Bastide, directeur du département SBE, qui ont su m'accompagner dans cette démarche, à la fois sur le plan professionnel et moral.

Mes remerciements vont aussi aux nombreuses personnes qui m'ont aidée à travers leurs conseils et remarques sur le travail engagé. Un grand merci, aussi, à tant de collègues de la SHE, pour leur soutien moral et leur amitié.

Enfin, je garde, pour la fin, une pensée très forte pour mon mari et pour mes deux petits trésors, Gwénola et Nicolas, qui ont du subir de nombreuses absences de leur maman et qui ont su, avec leur propre façon, me reconforter et me soutenir lors des moments les plus difficiles de cette période.

Sommaire

Avant-propos	1
Introduction générale	5
Chapitre 1	Loi de Zipf et organisation hiérarchique des villes 15
Chapitre 2	Les distributions rang-taille en Chine et en Inde 85
Chapitre 3	Les théories de la croissance urbaine 153
Chapitre 4	La croissance urbaine en Chine et en Inde 203
Conclusion générale	277
Bibliographie	285
Table des matières	318

Introduction générale

Le début de l'année 2009 marque un clivage important, mais relativement inaperçu, dans l'évolution de la démographie mondiale. Selon le rapport révisé des Nations Unies (2008) sur l'urbanisation mondiale, pour la première fois dans l'histoire de l'humanité, la moitié de la population du globe vit et travaille en zone urbaine. En 1950, la population urbaine ne représentait qu'un tiers de la population mondiale, ce qui montre l'importance et la rapidité du processus d'urbanisation durant ce dernier demi-siècle.

Cette évolution met, en premier plan, le rôle de la ville dans les processus de développement économique contemporain. La primauté de ce constat remonte, cependant, plusieurs siècles en amont, chez certains auteurs mercantilistes et physiocrates, tels que Petty et Cantillon. Smith (1776) [1976] et Marshall (1898) [1971], en précurseurs, avaient, déjà, identifié le caractère structurant du milieu urbain sur l'activité économique. Ainsi, selon Smith, la ville est, à la fois, le support spatial de la division du travail et des tâches et le lieu de réalisation de l'échange économique. Pour Marshall, la ville permet la circonscription des avantages d'agglomération dont bénéficie l'organisation industrielle, manifestés sous forme d'économies externes.

Ces premières réflexions furent diluées dans des constructions scientifiques plus larges, dont l'objectif essentiel était de penser l'économie politique. Leur redécouverte a ouvert la voie vers un domaine de recherche novateur, l'économie urbaine, qui, par son objectif, suscite la contribution de différentes disciplines, réunies sous les sciences régionales. Cette pluridisciplinarité est, en même temps, à l'origine d'une certaine ambiguïté, quant au concept même de la ville, qui par son complexité et sa dimension plurielle, répond à une grande variété de définitions.

La ville peut, aujourd'hui, être définie par des critères quantitatifs, tels que la taille de sa population, la surface de son étendue, sa densité ou même le volume de sa production marchande. Elle peut également faire l'objet de définitions fonctionnelles comme son statut administratif, sa spécialisation économique ou son rôle dans la structuration des échanges et des communications. La coalition de concepts alternatifs à la ville, tels que l'agglomération, l'unité urbaine ou l'aire métropolitaine renvoient, tous, à un groupement de populations spatialement agglomérées, caractérisé par une organisation économique et sociale historiquement construite (George, 1956). Leur délimitation statistique peut, cependant, varier de façon conséquente, avec des écarts de mesure qui rendent la base d'observation du travail analytique, relativement contestable.

Dans ce travail, l'objectif est d'étudier l'évolution des hiérarchies urbaines dans les pays émergents, en s'appuyant sur les cas de la Chine et de l'Inde. On cherche, plus spécifiquement à analyser le sens de ces évolutions, ainsi que la nature de la croissance urbaine, c'est-à-dire de la croissance démographique des villes, entre 1981 et 2004, une période de bouleversements profonds, tant sur un plan économique qu'institutionnel, dans les deux pays.

Un tel objectif exige de pouvoir identifier les trajectoires des villes, perçues non pas de façon individuelle, mais comme un élément d'ensemble. Leur définition doit, de ce fait, permettre de quantifier leurs performances dans le temps, afin qu'elles puissent être comparées. C'est la raison pour laquelle, dans cette thèse, on opte pour une définition de la ville réduite à la taille de sa population. Bien que la taille ne soit qu'un élément de l'identité d'une ville, elle est, selon de nombreux auteurs, révélatrice de son poids économique et de son potentiel de structuration de l'espace régional et/ou national. Une telle définition permet de représenter les hiérarchies urbaines par la distribution rang-taille, c'est-à-dire par le classement des villes selon la taille de leur population.

La question de la nature de la croissance urbaine devient, alors, celle de la relation entre la taille d'une ville et sa croissance démographique. Si une telle relation existe, cela conduit à lier structurellement changement économique et mutation urbaine. Dans le cas inverse, les deux processus

sont bien distincts, ce qui met en cause tout un pan de littérature qui se situe à l'intersection des sciences régionales et de l'économie du développement.

Cette thèse montre que la croissance urbaine s'apparente à un processus aléatoire, sauf lorsqu'elle est institutionnellement canalisée, c'est-à-dire lorsque le législateur impose des restrictions dans les choix de déplacement et de migration des ménages et des firmes. Cela revient à démontrer que la croissance démographique de chaque ville est indépendante de sa taille, conformément à la loi de Gibrat. Sous un tel régime, un système urbain évolue à travers des changements dans l'ordre hiérarchique (les rangs) des différentes villes, tout en gardant sa structure hiérarchique d'ensemble fondamentalement stable dans le temps. Cette configuration valide la loi de Zipf pour les villes.

En investissant cette thématique, ce travail puise ses références analytiques dans deux grands ensembles. En premier lieu, il y a les approches, théoriques et empiriques, sur la loi de Zipf, qui cherchent à étudier la forme de la distribution rang-taille des villes, tout en échangeant sur les limites méthodologiques de cette représentation et sur les méthodes d'estimation du coefficient de hiérarchisation associé. Une alternative intéressante à ces approches est celle de la primatie urbaine, qui réduit, cependant, l'étude des hiérarchies urbaines à celle des plus grandes villes (Catin et al., 2008).

En second lieu, apparaît un ensemble plus récent qui comprend les approches théoriques sur la croissance urbaine. Celles-ci construisent des modèles structurels permettant de prendre en compte les préférences des agents, ainsi que les raisons affectant leurs choix de migration, qui représentent la source principale de la croissance démographique des villes. La relation entre la croissance et la taille d'une ville se trouve au cœur des problématiques de ces approches.

Sur un plan empirique, cette thèse propose d'étudier l'évolution des hiérarchies urbaines en Chine et en Inde. Ces deux pays, qui s'apparentent par la taille de leur population totale à des continents, sont dotés de systèmes urbains importants. Du point de vue méthodologique, ceci conduit

à investir deux séries d'outils. En premier lieu, on cherche à caractériser la forme des distributions rang-taille des villes chinoises et indiennes, afin d'extraire un ensemble d'informations, concentrées dans la valeur du coefficient de hiérarchisation. On propose, alors, une analyse en coupe transversale, permettant de comparer l'état hiérarchique des distributions chinoise et indienne, à différentes dates, durant la période 1981-2004. En second lieu, on utilise un ensemble de méthodes paramétriques (tests de stationnarité) et non paramétriques (régressions kernels, chaînes de Markov) pour étudier la nature de la croissance urbaine, en s'appuyant sur un panel plus réduit de villes des deux pays. On propose, alors, une analyse dynamique des hiérarchies urbaines, en se focalisant sur la question de la relation entre la taille et la croissance des villes.

Cette problématique est développée en quatre chapitres. Le premier chapitre expose le modèle rang-taille, le second l'applique sur les distributions chinoises et indiennes, le troisième chapitre aborde les modèles de la croissance urbaine et le dernier chapitre teste la nature de ce processus pour les villes chinoises et indiennes.

Le premier chapitre de cette thèse aborde les modèles rang-taille et la loi de Zipf pour les villes, à travers une relecture sélective de la littérature. Il met en perspective deux questions fondamentales. La première concerne l'introduction du modèle rang-taille dans les sciences régionales et les interprétations que l'on peut formuler à l'issue des comparaisons, internationales et diachroniques, de différentes distributions de villes. La seconde question est d'essence méthodologique et s'applique sur la forme même de la distribution, ainsi que sur le choix de la méthode d'estimation du coefficient de hiérarchisation.

La première question renvoie à une littérature abondante, ancienne et récente, à la fois, qui s'interroge sur la pertinence du modèle rang-taille pour interpréter les hiérarchies urbaines. Fondamentalement a-théorique, ce modèle stipule que la distribution des tailles urbaines suit une loi de Pareto. La comparaison des coefficients de hiérarchisation de différentes distributions réelles permet, alors, de juger le degré de concentration urbaine dans un pays ou une région et d'étudier son évolution.

Deux hypothèses majeures se distinguent. La première est celle de la stabilité du coefficient de hiérarchisation dans le temps. L'expression la plus extrême d'une telle stabilité est avancée par la loi de Zipf, selon laquelle la valeur de ce coefficient est égale, ou proche, à l'unité, pour toutes les distributions. Dans ce cas, la structuration des hiérarchies urbaines est fondamentalement indépendante des paramètres économiques. La seconde hypothèse considère que ce coefficient suit, dans le temps, une courbe en U inversé, selon des étapes bien définies du développement économique.

La seconde question, élucidée dans ce chapitre, est méthodologique : elle concerne la forme théorique de la distribution rang-taille des villes et la méthode de calcul du coefficient de hiérarchisation.

La plupart des chercheurs qui travaillent sur les distributions des villes admettent une relation linéaire entre les logarithmes du rang et de la taille démographique d'une ville. Cet « a priori » fut récemment mis en cause par un ensemble d'approches qui s'interrogent sur les déviations éventuelles des distributions réelles vis-à-vis de la loi de Pareto, voire sur une meilleure adéquation de celles-ci avec d'autres lois statistiques, telles que la loi lognormale. Or, cette configuration changerait, fondamentalement, la nature même des hiérarchies urbaines.

Enfin, le choix du mode de calcul du coefficient de hiérarchisation est fondamental, compte tenu de l'extrême volatilité des résultats affichés par les études empiriques, selon la méthode d'estimation utilisée. En s'appuyant sur une simulation Monte Carlo, on montre, dans ce premier chapitre, qu'à partir du moment où la distribution des villes suit une loi de Pareto, la méthode de Hill (maximum de vraisemblance) doit être privilégiée, car elle réduit fortement le biais d'estimation, lorsque les échantillons sont finis.

Le deuxième chapitre de cette thèse cherche à étudier les évolutions de la distribution rang-taille des villes chinoises entre 1984 et 2004 et de la distribution des villes indiennes entre 1981 et 2001.

Durant la première décennie, le système urbain chinois est marqué par l'application du système Hukou, impliquant un contrôle étatique strict des migrations internes et du développement démographique des villes. En

1993, les réformes institutionnelles visant la libéralisation des échanges internes et l'ouverture internationale de l'économie chinoise ont aboli ces mesures restrictives, sauf pour les plus grandes villes. De son côté, le système urbain indien ne connaît pas de rupture marquée, bien que la crise monétaire de 1991 ait conduit à la mise en place de toute une série de réformes, visant, là aussi, la libéralisation et l'internationalisation des échanges. Celles-ci restent, néanmoins, sans implication directe sur les dynamiques démographiques du pays. Contrairement à la Chine, où la croissance démographique urbaine puise sa source dans les migrations internes, en Inde, c'est la croissance naturelle de la population qui en est le moteur.

Le deuxième chapitre présente la construction de la base de données sur laquelle s'appuie ce travail de thèse. L'absence de données fiables, pour les deux pays et plus particulièrement pour l'Inde, a exigé un grand travail de reconstitution des séries des tailles urbaines de plus de 100 000 habitants, durant la période de référence. En préambule de l'étude des hiérarchies urbaines chinoises et indiennes, ce chapitre teste l'adéquation des distributions des tailles des villes retenues avec la loi de Pareto et la loi lognormale. En concluant, dans les deux cas, en faveur de la première, il entreprend, alors, de montrer que les deux systèmes urbains suivent des évolutions relativement différenciées.

La distribution rang-taille des villes chinoises connaît un mouvement contrasté entre les périodes d'avant et d'après les réformes de 1993. Elle valide, néanmoins, la loi de Zipf sur l'ensemble de la période. De son côté, la distribution indienne affiche une lente et constante tendance à la concentration urbaine, tout au long de la période de référence. Différentes exploitations de l'échantillon indien montrent, cependant, que la masse des très petites villes qui composent l'échantillon évoluent de façon différente des villes moyennes et des grandes métropoles qui restent en nombre limité. Dans aucun des deux cas, l'hypothèse d'une évolution en forme de courbe en U inversé n'est validée.

Ces conclusions conduisent à s'interroger sur la nature du processus de croissance démographique des villes dans chaque pays, susceptible d'expliquer les évolutions constatées dans leurs hiérarchies urbaines.

Le troisième chapitre de cette thèse entame la synthèse d'un ensemble d'approches théoriques récentes qui se focalisent sur la question de la croissance urbaine avec, en filigrane, celle de la relation de cette croissance avec la taille des villes. Cette dernière est synonyme d'un ensemble de caractéristiques économiques, telles que le volume des externalités positives ou négatives, la concentration du capital humain ou le périmètre de débordement des connaissances codifiées.

Cette thèse propose une classification de ces approches en trois grands groupes. En premier lieu, on trouve les théories de la croissance aléatoire, selon lesquelles, la croissance urbaine est indépendante de la taille des villes, ce qui valide la loi de Gibrat. En second lieu, les théories de la croissance déterministe considèrent, à l'inverse des approches précédentes, que la taille urbaine conditionne la croissance démographique des villes. Enfin, en troisième lieu, les théories hybrides construisent des modèles plus réalistes et cherchent à concilier les deux approches théoriques précédentes, en prenant en compte, à la fois, le hasard et les effets de taille, dans l'interprétation des trajectoires urbaines.

L'ensemble de ces approches construisent un cadre analytique qui complète et prolonge celui des approches sur les modèles rang-taille des villes, visitées dans le premier chapitre de cette thèse. Elles permettent, par ce biais, de renouveler les approches précédentes sur les hiérarchies urbaines et aboutissent, en même temps, à la mise en place d'un ensemble d'outils statistiques et économétriques pertinents, permettant de tester la nature de la croissance urbaine dans différents pays ou régions.

Ces outils sont utilisés dans le quatrième chapitre de cette thèse, pour étudier les processus de changement démographique annuel, dans les villes chinoises et indiennes de plus de 100 000 habitants, entre 1981 et 2004. Trois méthodes d'investigation prédominent : les estimations non paramétriques de la relation entre le taux de croissance des villes et la taille urbaine ; les matrices de Markov, permettant de mesurer la croissance relative des villes ; enfin, les tests de racine unitaire, en série temporelle ou en panel, permettant d'étudier les processus éventuels de convergence vers une taille urbaine optimale ou tester la validité de la loi de Gibrat. Cet exercice fut appliqué, jusque-là, essentiellement sur les systèmes urbains des

pays anciennement industrialisés, qui sont relativement stables. Il est transposé, dans cette thèse, sur l'étude des évolutions urbaines des pays émergents.

Les résultats obtenus dans ce chapitre, bien qu'ils divergent parfois, selon la méthode employée, ne rejettent pas la loi de Gibrat pour les villes, dans les deux pays. L'étude, par sous-périodes, permet d'affiner certaines conclusions, en renforçant cette conclusion majeure.

Dans la période qui précède les réformes de 1993, le système urbain chinois semble caractérisé par une convergence relative des tailles des villes, sous l'influence des mesures restrictives du système Hukou. Cette perspective change à partir de 1993, lorsque la croissance urbaine chinoise épouse, davantage, les traits d'une croissance parallèle. La croissance urbaine indienne reste, à l'inverse, fondamentalement inchangée, durant toute la période de référence, les réformes post-crise n'ayant pas produit des changements significatifs dans les trajectoires démographiques des villes. Une analyse dissociée de la masse des villes de petite taille et des grandes villes permet d'expliquer l'évolution de la pente de la distribution, observée dans le deuxième chapitre.

Les résultats des études empiriques, entreprises dans cette thèse, montrent, ainsi, que les hiérarchies urbaines chinoises et indiennes restent fondamentalement stables, sous un processus de croissance démographique des villes, aléatoire.

Ainsi, ce travail vise à apporter certains éléments de compréhension sur la dynamique démographique des villes et l'évolution des hiérarchies urbaines dans les pays émergents. Il s'inscrit, de ce fait, au prolongement d'un ensemble d'analyses sur ce thème, engagées dans les sciences régionales contemporaines.

Chapitre **1**

**La loi de Zipf
et l'organisation
hiérarchique des villes**

Introduction

En 1949, en observant les lois puissance qui caractérisent certains phénomènes économiques, Schumpeter écrivait de façon prémonitoire : « *Il y a vraiment très peu d'économistes qui saisissent les possibilités scientifiques qu'ouvre l'existence de telles régularités statistiques. De surcroît, aucun d'entre eux ne semble réaliser que leur interprétation peut être à l'origine d'une théorie économique complètement novatrice* » (Schumpeter, 1949, p.155).

La loi de Zipf figure parmi ces régularités statistiques fortes. Elle caractérise la distribution des tailles des villes et conditionne toute tentative d'interprétation des mécanismes économiques qui régissent la formation et l'évolution des hiérarchies urbaines d'un pays ou d'une région. Qualifiée jadis de « *mystère urbain* » par Krugman (1996a, p.40), la loi de Zipf est, selon Gabaix et Ioannides (2004), « *un des faits les plus frappants en économie et en sciences sociales en général* » (Gabaix et Ioannides, 2004, p.739).

Par une relecture sélective de la littérature, ce premier chapitre propose d'explorer la loi de Zipf, de ses origines aux applications les plus récentes en science régionale, afin de mettre en perspective deux séries de questions fondamentales concernant l'organisation hiérarchique d'un système de villes. La première examine la pertinence du modèle de Zipf pour approximer les hiérarchies urbaines existantes, en soulevant des problèmes d'ordre méthodologique liés essentiellement à la méthode d'estimation du coefficient de hiérarchisation. La seconde concerne le sens des interprétations que l'on peut formuler à travers la comparaison du coefficient de hiérarchisation des différentes distributions rang-taille des villes dans l'espace et dans le temps.

Ce chapitre ne cherche pas à expliciter les mécanismes susceptibles d'engendrer une distribution rang-taille des villes qui suit la loi de Zipf, ainsi que les modèles économiques sous-jacents. Ceux-ci sont explorés ultérieurement, dans une approche dynamique permettant de déterminer la nature de la croissance urbaine.

Ce premier chapitre se décompose de la façon suivante :

Dans le sous-chapitre 1.1, on propose de revisiter la construction de la loi rang-taille des villes, d'Auerbach à Zipf, en passant successivement en revue les travaux de Pareto, de Lotka et de Bradford qui peuvent être considérés comme des formulations alternatives de la loi de Zipf.

Le sous-chapitre 1.2 présente l'intégration de la loi de Zipf dans la science régionale : des travaux singuliers de Beckmann qui explore, dans les années cinquante, l'émergence d'une loi rang-taille à partir de la construction löschienne, jusqu'aux comparaisons récentes des coefficients de hiérarchisation de différentes distributions, permettant de décrire l'organisation hiérarchique des systèmes de villes.

Ce sous-chapitre se penche sur la question du sens de l'évolution du coefficient de hiérarchisation (appelé coefficient de Pareto) de la distribution rang-taille des villes. Une première hypothèse postule que la loi de Zipf décrit une distribution canonique (celle où le coefficient de Pareto est égal à 1), vers laquelle convergent les différentes distributions. Une seconde considère que la loi de Zipf ne représente qu'un cas parmi d'autres distributions des tailles des villes. Selon certains auteurs, le coefficient de Pareto évolue, alors, dans le temps, en fonction d'une courbe en U, ce qui sous-entend une relation entre la dynamique d'urbanisation et les étapes de développement économique d'un pays.

Dans le sous-chapitre 1.3, on aborde des questions méthodologiques concernant les méthodes d'estimation du coefficient de hiérarchisation. Récemment, quelques chercheurs ont révélé l'extrême volatilité des résultats obtenus en fonction de la méthode d'estimation utilisée, en mettant en cause les fondements mêmes de la loi de Zipf. Dans l'immense littérature sur la distribution rang-taille des villes, il n'y a aucune étude qui

propose une comparaison efficace de l'ensemble des méthodes d'estimation connues. C'est l'objectif de ce sous-chapitre qui s'appuie sur une simulation Monte Carlo de 20000 échantillons pour mettre en évidence le biais de chaque méthode d'estimation et pour sélectionner la plus pertinente d'entre elles.

Enfin, le sous-chapitre 1.4 explore un ensemble de travaux empiriques qui rejettent la loi de Zipf, en montrant que celle-ci est une construction fictive liée essentiellement à la procédure d'échantillonnage. Ils émettent l'hypothèse que lorsque l'on considère la distribution des tailles de toutes les villes d'un pays, englobant la totalité de la population urbaine – et non pas une distribution tronquée – celle-ci ne suit pas une loi de Pareto, mais plutôt une loi théorique alternative, telle que la loi lognormale ou la double-Pareto.

1.1 La loi de Zipf revisitée

A travers une relecture des travaux qui ont abouti à loi de Zipf, ce sous-chapitre cherche à explorer les origines des modèles rang-taille, durant la première partie du 20^{ème} siècle. Mis à part les apports isolés de Auerbach et de Singer, ces modèles ne portent pas systématiquement sur les hiérarchies urbaines, mais mettent davantage en évidence les propriétés des distributions scalaires, ainsi que l'étendue de leurs applications. Ils s'intègrent, ainsi, dans un ensemble de contributions de chercheurs en sciences sociales, tels que Pareto (1895) et Singer (1936) en économie, Goodrich (1926) en géographie, Bradford (1934) et Zipf (1941) en scientométrie et en sciences du langage, qui s'inspirent de la prolifération exceptionnelle des travaux des mathématiciens de cette époque sur les lois de distribution statistique (Pearson, 1905 ; Yule, 1911 ; Lotka, 1926 ; Weibull, 1939).

Il est intéressant de noter que les travaux de Zipf (1941 et 1949) ne figurent que parmi les dernières versions des avancements scientifiques de cette époque, ce qui conduit Lotka (1941) à s'interroger sur la présence d'une quelconque nouveauté dans son analyse.

Pourtant, comme le signale Pumain (2006), c'est sous la dénomination de *loi de Zipf* que la distribution rang-taille restera dans la postérité, pour trois raisons essentielles : en premier lieu, Zipf fait preuve d'une déontologie scientifique limitée, en ne signalant que de façon approximative ses prédécesseurs ; en second lieu, il propose une présentation sous forme de courbes, guère à l'usage à l'époque, ce qui rend son travail plus accessible aux chercheurs de disciplines différentes (il convient, néanmoins de signaler que c'est Goodrich (1926) qui, à la suite de Pareto, a tracé la première courbe mettant en relation les logarithmes de rang et de taille d'un système de villes) ; enfin, les écrits de Zipf sur les distributions rang-taille des villes

sont publiés en 1949, soit dans la période immédiate d'après-guerre et s'intègrent pleinement dans les problématiques d'aménagement régional qui caractérisent les préoccupations politiques de l'époque.

La pluridisciplinarité initiale explique les développements futurs sur la loi de Zipf, dans des domaines aussi variés que l'économie, la biologie, les sciences du langage, la physique ou l'informatique. Une analyse efficace de ces prolongements scientifiques exige un regard croisé entre des disciplines différentes qui semblent néanmoins se rejoindre sur un ensemble d'aspects méthodologiques.

Dans une première section, on présente, brièvement, le modèle de Pareto qui étudie, en pionnier, les caractéristiques des distributions rang-taille. Dans une deuxième section, on aborde les modèles de Lotka et de Bradford qui représentent des formulations alternatives de la loi de Zipf, tout en la précédant. Enfin, dans une troisième section, on propose une présentation plus détaillée du modèle de Zipf, ainsi que sa généralisation par Mandelbrot (1960).

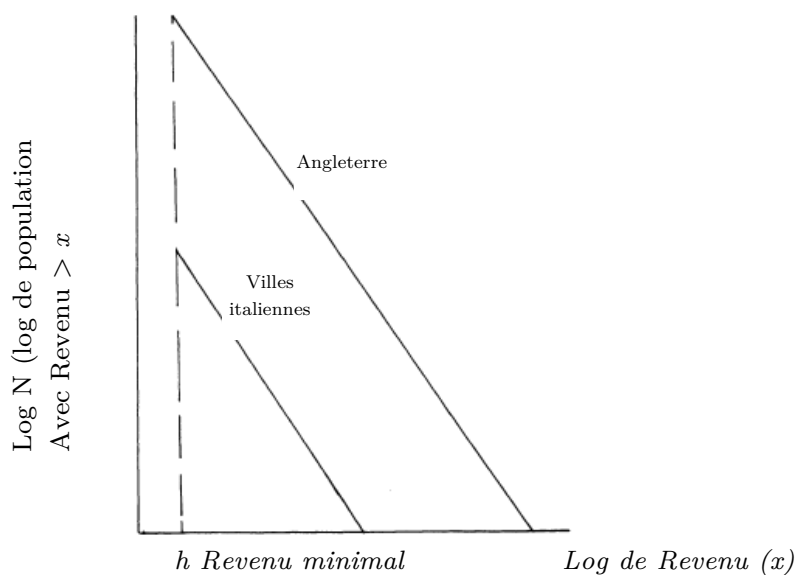
1.1.1 La loi de Pareto

Selon Persky (1992), la loi de Pareto découle d'une démarche inductive cherchant à utiliser des outils statistiques existants pour explorer la régularité de certains phénomènes économiques et notamment la distribution des revenus. Depuis Smith, de nombreux économistes s'étaient déjà intéressés, de façon plus ou moins perspicace, sur les problèmes de distribution statistique des richesses d'une nation. Ainsi Smith considère que la distribution des revenus, au sein d'un pays, ne dépend pas de la croissance économique, mais des caractéristiques institutionnelles de la société ; la croissance conduit uniquement à une augmentation (ou à une diminution) de l'ensemble des revenus, mais ne génère pas des changements intra-distributionnels (Smith, 1776 [1976]). Mill, à l'inverse, estime que le progrès économique induit une augmentation plus rapide des revenus des classes moyennes par rapport à ceux des classes les plus pauvres, ce qui conduit, à moyen terme, au creusement des disparités de richesse et à la paupérisation d'une partie de la population (Mill, 1871 [1929]).

En considérant des données pour la Grande Bretagne, plusieurs villes italiennes et certains Etats allemands, Pareto (1895) [1965] propose d'étudier la distribution cumulative des revenus des habitants de ces régions. Cette distribution est caractérisée par la relation :

$$P(X > x) = \left(\frac{x}{x_{\min}} \right)^{-k} \quad \text{avec } x \geq x_{\min} \quad (1.1)$$

où x représente le revenu des ménages, x_{\min} le revenu minimal considéré et k un indice de hiérarchisation. La figure 1.1 reproduit le schéma original de Pareto qui trace la courbe de la fréquence de distribution des revenus observés selon le niveau de revenu individuel.



Source : Pareto, 1895 [1965], schéma reproduit par Persky (1992)

Figure 1.1 : La fréquence de la distribution des revenus

Par le biais de cette étude, Pareto conclut que 20% des populations italiennes et anglaises possèdent 80% des richesses nationales, ce qui conduira Juran (1960) plus tard, à généraliser la loi de Pareto sous le terme de loi 80-20. En traçant la courbe logarithmique entre le niveau du revenu et le nombre de personnes bénéficiaires, Pareto met l'accent sur la forte asymétrie qui caractérise cette distribution, représentative, selon lui, de la pyramide sociale de ces pays.

Il émet l'hypothèse que le degré d'asymétrie est spécifique à chaque pays et dépend de son système institutionnel. Lorsqu'il découvre, cependant, que ce même niveau d'asymétrie, dans la distribution des revenus, se confirme pour des sociétés aussi différentes que celles de l'ancien Pérou, des indiens Cherokee ou de la Prusse moderne, il conclut que l'origine de cette régularité repose, davantage, sur les traits universels de la nature humaine que sur les institutions sociales spécifiques de chaque pays.

Le travail de Pareto est à l'origine de la généralisation et la diffusion des lois puissances (lois scalaires) où interviennent des phénomènes d'invariance d'échelle. En s'inspirant de ce travail, en 1913, dans un bref article de quatre pages, Auerbach (1913) fait remarquer, en premier, la constance singulière de la valeur du produit de la population d'une ville

multipliée par son rang, au sein d'un système urbain donné. Dans ce schéma, la population de la deuxième plus grande ville représente à peu près la moitié de la population de la première, celle de la troisième ville un tiers de la première et, de façon plus générale, la population de la ville de rang n , une proportion $1/n$ de la population de la plus grande ville. Auerbach établit, ainsi, un premier modèle de hiérarchies urbaines où le nombre des villes est en relation inverse avec leur taille respective.

Cependant, hormis une étude comparative de Singer (1936) sur la distribution des villes dans sept pays (Etats-Unis, Grande Bretagne, France, Allemagne, Hongrie, Canada, Japon), qui se réfère d'ailleurs à Pareto et à Goodrich plutôt qu'à Auerbach, la loi rang-taille reste, durant la première moitié du vingtième siècle, à la marge des constructions théoriques en économie spatiale. Ceci peut être illustré par le mépris pour les travaux de Auerbach, manifesté par Christaller (1933) lorsqu'il qualifie la relation rang-taille d'illusion statistique (*un jeu de chiffres*), dénuée de tout fondement théorique. Il faudra, alors, attendre les travaux de Zipf et surtout leur reformulation par Simon (1955) et Beckmann (1958) pour que la loi rang-taille apparaisse comme une « *contrainte de comportement des masses* » (Isard, 1960), dont la régularité dans le temps exige une interprétation analytique.

1.1.2 Les lois de Bradford et de Lotka

Les lois de Lotka et de Bradford s'inscrivent dans la suite de celle de Pareto et sont considérées comme les piliers de la bibliométrie et de la scientométrie modernes (Egghe, 1985, Bailon-Moreno et al., 2005).

La loi de Lotka (1926) propose initialement une mesure de la productivité des chercheurs, en considérant que le nombre de chercheurs produisant n articles correspond à $1/n'$ du nombre de ceux qui ne produisent qu'un seul article. Elle représente une application de la loi de Pareto dans un domaine autre que la distribution des revenus. En 1941, Lotka publie dans la revue *Science* une application de son travail précédent sur la distribution rang-taille des villes.

La loi de Lotka repose sur la relation suivante :

$$S(n) = \frac{S(1)}{n^\gamma} \quad (1.2)$$

avec $S(n)$ la population de la ville de rang n , $S(1)$ la population de la plus grande ville et γ un coefficient de hiérarchisation dont la valeur dépend des caractéristiques intrinsèques de la distribution étudiée. Selon Lotka, ce modèle procure une bonne estimation de la distribution rang-taille, sauf pour les valeurs extrêmes (les villes les plus grandes).

Dans l'étude des hiérarchies urbaines, de nombreux auteurs, notamment en géographie, préfèrent la formulation de Lotka à celle de Zipf, car elle postule une relation positive entre le coefficient de hiérarchisation et le degré de hiérarchie urbaine (ou de primatie), contrairement à celle de son successeur.

Comme chez Lotka, le travail de Bradford (1934) porte initialement sur les mesures de bibliométrie et de scientométrie et est à l'origine de la construction du *Science Citation Index* (CSI). A l'instar de Pareto, l'auteur explore la nature d'une distribution sous un régime de rendements décroissants exponentiels.

Selon Bradford, une population de villes (par exemple) peut être divisée en plusieurs classes de taille différente, mais avec le même impact en termes de représentativité de la population urbaine (dans ce même exemple) :

$$S(n) = iS_0 \quad (1.3)$$

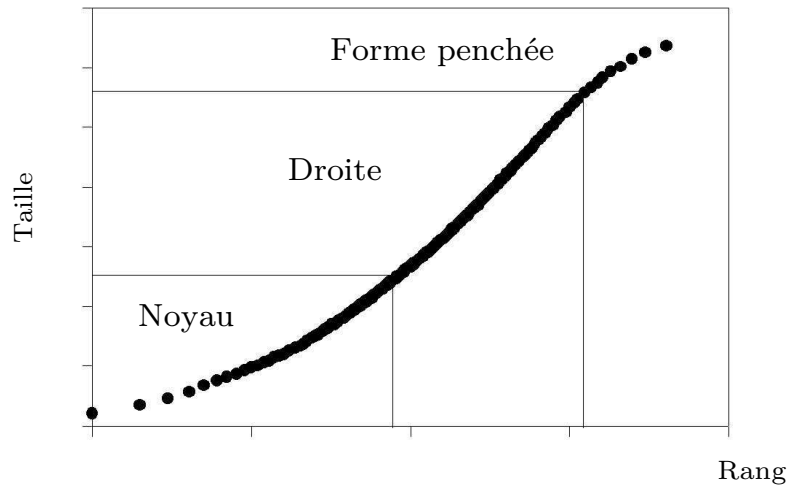
où $S(n)$ représente l'ensemble de la population urbaine, i le nombre de classes (dans le travail initial de Bradford, il y a trois classes) et S_0 la population du noyau, c'est-à-dire du groupe des plus grandes villes (Egghe et Rousseau, 1990). Le nombre n des villes est donné par l'expression suivante :

$$n = (1 + \lambda + \lambda^2 + \lambda^{i-1})n_0 \quad (1.4)$$

où λ est le coefficient de Bradford et n_0 le nombre des villes du noyau. La figure 1.2 présente la distribution de Bradford, en considérant trois classes. Selon Brookes (1984), cette distribution peut être décomposée en deux parties : la première concerne les classes autres que le noyau qui obéissent à une relation log-linéaire, dont l'expression mathématique est :

$$S(n) = a \ln\left(\frac{n}{\eta}\right) \quad (1.5)$$

où a est le coefficient de hiérarchisation qui indique la pente de la relation et η le paramètre de Brookes.



Source : Bailon-Moreno et al. (2005))

Figure 1.2 : Les fractions de la distribution de Bradford

La seconde partie de la distribution correspond au noyau où les valeurs observées s'éloignent systématiquement de la droite de la relation log-linéaire. Afin de pallier à ce problème Leimkuhler (1980) et Brookes (1984) proposent un nouvel estimateur de $S(n)$, censé produire une meilleure adéquation entre les valeurs des différentes classes et la distribution de Bradford :

$$S(n) = \frac{C}{2-a} \left[S_m^{2-a} - \left(S_m^{1-a} - \frac{a-1}{C} n \right)^{\frac{2-a}{1-a}} \right] \quad (1.6)$$

où S_m est la population de la plus grande ville, n le nombre de villes, C une constante et a un coefficient de hiérarchisation positif. Egghe et Rousseau (1990) ont empiriquement testé cet estimateur dans le domaine de la productivité des revues scientifiques, avec un certain succès dans plusieurs cas de figure.

Les prédécesseurs de Zipf ont ainsi initié l'exploration des problèmes d'adéquation à une distribution rang-taille que pose l'apparition de valeurs extrêmes, souvent désignées par le terme de « queues épaisses » (*long tails*). Ce sujet préoccupe, encore aujourd'hui, de nombreux chercheurs, parmi lesquels certains développent une analyse fractale et multiscalaire de la distribution des tailles des villes (Bessey 2002, Garmestani et al., 2005).

1.1.3 La Loi de Zipf

Zipf (1941) applique initialement la loi de Pareto sur les sciences du langage, en utilisant, comme support, l'œuvre magistrale de James Joyce, *Ulysse*. Cependant, dans son ouvrage de 1949, intitulé *Human Behavior and the Principle of Least Effort: an Introduction to Human Ecology*, Zipf étend son travail sur d'autres domaines, tels que les hiérarchies urbaines. En s'appuyant sur la base de données de Wickens (1921), il étudie, alors, la distribution rang-taille de 256 villes australiennes de plus de 3000 habitants en 1921 (Zipf, 1949, p.137).

Selon Zipf, si S est la variable qui associe à chaque ville sa population, la fonction densité de S suit une loi de Pareto, en épousant la forme :

$$f(s) = Cs^{-a} \quad (1.7)$$

où $f(s)ds$ correspond au nombre de villes avec une population comprise entre s et $s + ds$, C est une constante qui dépend de la taille de la plus grande ville du pays et du nombre de villes incluses dans l'échantillon et enfin a est un coefficient de hiérarchisation. Si $\Pr(S > s)$ est la probabilité qu'une ville ait une population supérieure à s , la fonction de répartition complémentaire associée à S est :

$$F_{>}(s) = \Pr(S > s) = \int_s^{\infty} f(t)dt = \int_s^{\infty} Ct^{-a}dt$$

$$F_{>}(s) = \frac{Cs^{-a+1}}{a-1} \text{ avec } a > 1 \quad (1.8)$$

Lorsque les villes sont rangées, selon leur taille, de la façon suivante : $s_1 > s_2 > s_3 > \dots > s_i > \dots > s_n$, avec $r(s)$ le rang de la ville de taille s , on obtient :

$$\Pr(S > s) = \frac{r(s)}{n} \quad (1.9)$$

En tenant compte de la relation 1.8, on peut alors écrire l'égalité suivante :

$$\frac{r(s)}{n} = \frac{C}{a-1} s^{-a+1} \text{ avec } a > 1 \quad (1.10)$$

En posant $k = \frac{Cn}{a-1}$ et $\beta = a-1$ (avec $\beta > 0$), on obtient :

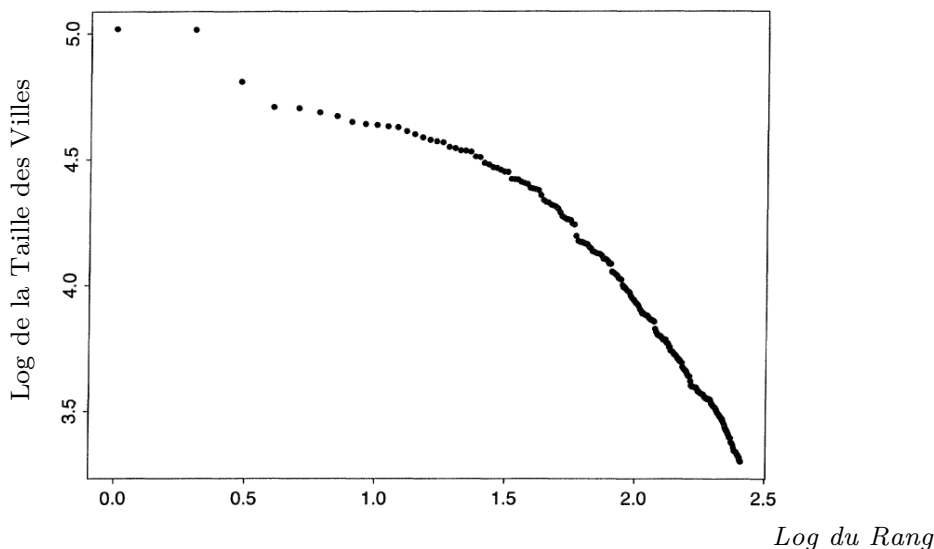
$$r(s) = k \cdot s^{-\beta} \quad (1.11)$$

avec k un paramètre qui dépend de la taille de la plus grande ville et β un coefficient de hiérarchisation, appelé communément coefficient de Pareto. La relation linéaire entre les logarithmes de rang et de taille correspond à la version la plus connue de la loi rang-taille qui stipule que le rang d'une ville donnée est inversement proportionnel à sa taille :

$$\ln r(s) = -\beta \ln s + \ln k \quad (1.12)$$

Lorsque β est égal à 1, on obtient la loi de Zipf, représentée dans la figure 1.3. Zipf avance une vague justification de la régularité de cette loi dans la nature humaine qui conditionne les choix de vie et de localisation des individus. Il est intéressant, cependant, de noter que, dans son étude initiale sur l'Australie, Zipf trouve que la distribution des villes australiennes dévie d'une distribution de Pareto, notamment à cause de l'allure de sa queue. Il souligne alors l'intérêt d'un tel résultat, en émettant

l'hypothèse qu'il est lié aux caractéristiques sociologiques spécifiques de la société australienne.



Source : Zipf (1949), schéma reproduit par Feuerverger et Hall (1999)

Figure 1.3 : La relation entre le logarithme du rang et le logarithme de la taille des villes

Zipf introduit, parallèlement à cette première interprétation, un ensemble d'interrogations méthodologiques quant aux problèmes de biais liés à l'échantillonnage. Ainsi, dans le cas australien, il considère qu'en retenant, dans un même échantillon, à la fois les communautés urbaines et rurales, on obtient une distribution composite, issue de la combinaison de deux distributions de Pareto, d'où la déviance de sa queue (Zipf, 1949, p.423). Il rejoint, par-là, l'approche fractale de la distribution rang-taille, évoquée par Bradford.

Ce problème sera traité par Mandelbrot (1960) qui propose une généralisation de la loi rang-taille, en s'appuyant sur l'exemple de la distribution australienne utilisé par Zipf (Feuerverger et Hall, 1999).

Mandelbrot considère la fonction de distribution d'une population :

$$F(s) = Cs^{-a} [1 + \omega(s)] \quad (1.13)$$

avec C une constante, a le coefficient de hiérarchisation et $\omega(s)$ une fonction qui converge vers 0, lorsque x tend vers 0. Mandelbrot montre que Zipf cherche à estimer a pour un échantillon spécifique $\mathcal{S} = \{S_1, S_2, \dots, S_n\}$ de cette population, en utilisant le modèle de Pareto $F_0(s) = Cs^{-a}$ pour $0 < s < \varepsilon$. Ce choix implique, cependant, un biais dans l'estimation de a , lié à l'échantillonnage, qui peut diminuer si on arrive à déterminer les caractéristiques de la fonction $\omega(s)$.

De façon simplifiée, Mandelbrot (1960) considère que :

$$\omega(s) = Ds^\beta + u(s^\beta) \text{ avec } \beta > 0 \quad (1.14)$$

où D et β sont des constantes. En considérant que u représente un « bruit » que l'on peut éliminer et en substituant l'équation 1.14 dans l'équation 1.13, on obtient un modèle où il suffit d'estimer les quatre paramètres C , D , a et β . Ceci conduit Mandelbrot à considérer la fonction de distribution suivante :

$$F_1(x) = C_1 x^{-a_1} + C_2 x^{-a_2} \quad (1.15)$$

avec C_1 et C_2 deux constantes et a_1 et a_2 des coefficients de hiérarchisation pour deux différentes fractions de la distribution. La loi de Mandelbrot induit, ainsi, que la distribution réelle de la population des villes pourrait plutôt s'apparenter à la combinaison de deux (ou plusieurs, dans le cas d'un modèle multi-fractal) distributions de Zipf.

Durant ces dernières années, un certain nombre d'auteurs ont cherché à tester l'hypothèse d'une structure multi-fractale des hiérarchies urbaines (Batty et Longley, 1994, Portugali, 2000). Chen et Zhou (2004) appliquent l'hypothèse d'une structure à dimension « *multi-Zipf* » dans le cas de la distribution rang-taille des villes américaines, avec des résultats assez significatifs. L'intérêt principal de cette approche réside au fait qu'elle permet de nouer des liens avec les analyses en termes de places centrales de Lösch et de Christaller, en poursuivant, par-là, la voie originale explorée par Beckmann (1958).

L'ensemble des travaux qui portent sur les hiérarchies urbaines, appliquent aujourd'hui, quasiment sans distinction, le modèle de Zipf ou de Lotka, tandis que, dans une moindre mesure, certains auteurs se réfèrent au modèle fractal de Bradford, plus populaire dans les sciences dures et en biologie (Shiode et Batty, 2000 ; Chen et Liu, 2002).

Ces modèles sont utilisés, à la fois, pour mesurer les évolutions des hiérarchies urbaines d'un pays ou d'une région et pour comparer la structuration de différents systèmes urbains dans le monde. Leur application en science régionale est riche et variée, mais a longuement souffert de l'absence d'un cadrage théorique fort, permettant de lier les régularités statistiques observées dans la distribution rang-taille des villes aux théories spatiales traditionnelles.

1.2 La loi rang-taille dans la science régionale

Les articles fondateurs de Simon (1955) et de Beckmann (1958) sont à l'origine de la plupart des travaux actuels sur la loi rang-taille en économie régionale et spatiale même si, à l'époque de leur publication respective, leurs avancées théoriques sont restées largement inexplorées. Par la suite, une littérature très importante s'est développée sur la loi de Zipf, preuve de l'engouement scientifique que suscite la volonté d'interprétation de la régularité statistique de la distribution rang-taille des villes.

Dans ce sous-chapitre, on présente, en premier lieu, l'analyse de Beckmann qui constitue la première tentative d'intégrer la loi rang-taille dans les théories économiques spatiales existantes.

En second lieu, on aborde les études récentes les plus représentatives sur la validité de la loi de Zipf, en se focalisant sur la comparaison des valeurs estimées du coefficient de hiérarchisation sur un plan international.

Enfin, la troisième section présente, de façon plus spécifique, les résultats des comparaisons des coefficients de hiérarchisation sur un plan diachronique, ainsi que les interprétations possibles quant aux évolutions des hiérarchies urbaines dans différents pays et régions.

1.2.1 La loi rang-taille et la théorie des places centrales : le modèle de Beckmann

En 1958, Beckmann cherche à rapprocher la loi de Zipf à la théorie des places centrales de Lösch. Selon Beckmann, une ville, dans son expression la plus singulière, constitue un marché pour sa population c , mais également pour la population rurale environnante r . Dans ce cas :

$$c = k(r + c) = \frac{k r}{1 - k} = \frac{k}{1 - k} r \quad (1.16)$$

où k est le multiplicateur urbain. Par la suite, Beckmann adopte le modèle de hiérarchies urbaines de Lösch où chaque ville de classe m possède un certain nombre fixe z de villes satellites de classe $(m - 1)$. Dans ce cas, l'aire de marché S_m d'une ville de niveau m correspond à la somme de sa propre population et des aires de marché de l'ensemble de ses villes satellites

$$S_m = s_m + zS_{m-1} \quad (1.17)$$

La relation entre la population s_m et S_m est donnée par :

$$s_m = kS_m \quad (1.18)$$

En substituant la définition de s_m dans la relation 1.17, on obtient :

$$S_m = kS_m + zS_{m-1} \quad (1.19)$$

Or, les villes de classe $(m - 1)$ ont, chacune, z villes satellites de classe $(m - 2)$, ces dernières, z villes satellites de classe $(m - 3)$, d'où la définition suivante de l'aire de marché S_m d'une ville de classe m :

$$\begin{aligned}
 S_m &= \frac{z}{1-k} S_{m-1} \\
 &= \left(\frac{z}{1-k} \right)^2 S_{m-2} \\
 &\vdots \\
 &= \left(\frac{z}{1-k} \right)^i S_{m-i} \\
 &\vdots \\
 &= \left(\frac{z}{1-k} \right)^1 S_1
 \end{aligned} \tag{1.20}$$

avec S_1 la population de l'unité urbaine élémentaire. Si l'on tient compte de la définition de l'aire de marché de la ville élémentaire en 1.16, on obtient :

$$S_1 = r + c = r \left(1 + \frac{k}{1-k} \right) = \frac{r}{1-k} \tag{1.21}$$

Dans ce cas :

$$S_m = \frac{z^{m-1} r}{(1-k)^m} \tag{1.22}$$

Et d'après la relation 1.18

$$s_m = \frac{kz^{m-1} r}{(1-k)^m} \tag{1.23}$$

Les relations 1.22 et 1.23 impliquent que la taille d'une ville croit de façon exponentielle en fonction de son rang. Quand m obtient la plus grande valeur, disons K , l'équation 1.23 met en relation la population totale S avec la taille de la plus petite communauté r et le nombre de classes hiérarchiques de villes, K :

$$\begin{aligned}
 S &= S_K = \frac{z^{K-1}r}{(1-g)^K} \\
 \Rightarrow r &= \frac{(1-g)^K}{z^{K-1}} S & (1.24) \\
 \Rightarrow K &= \frac{\ln\left(S \frac{z}{r}\right)}{\ln\left(\frac{z}{1-g}\right)}
 \end{aligned}$$

Dans ce modèle, conforme à l'emboîtement des aires de marché de Lösch, le nombre total des villes pour K classes est :

$$N = 1 + z + z^2 + \dots + z^i + \dots + z^K = \frac{z^{K+1} - 1}{z - 1} \quad (1.25)$$

où la première ville de la classe n a le rang $\lfloor (z^n - 1)/(z - 1) + 1 \rfloor$, tandis que la ville située au milieu de cette classe a approximativement le rang $z^n [1/2 + 1/(z - 1)]$. Sa taille est égale à :

$$S_{K-n} = \frac{gr}{z} \cdot \left(\frac{z}{1-g}\right)^{K-n} = \frac{gz^{K-n-1}r}{(1-g)^{K-n}} \quad (1.26)$$

Dans ce cas, le produit rang-taille est égal à :

$$\frac{gr}{z} \left(\frac{1}{2} + \frac{1}{z-1}\right) \cdot \left(\frac{z}{1-g}\right)^K (1-g)^n = C(1-g)^n \quad (1.27)$$

où C est une constante, ce qui représente une distribution rang-taille conforme à la loi de Zipf. Par ce biais, Beckmann propose un modèle, permettant de lier la loi rang-taille à la théorie des places centrales, qui fera, par la suite, l'objet de nombreuses controverses (Goze et Leymarie, 1978 ; Allen et Sanglier, 1979 ; Parr, 1976 ; Bura et al., 1996).

Parr (1976) affiche son scepticisme vis-à-vis du développement théorique de Beckmann, en signalant que ce modèle produit la loi de Zipf seulement si toutes les villes de la même classe ont la même taille, ce qui n'est pas réaliste, comme Beckmann lui-même reconnaît. Il est, par contre, plus pertinent de considérer que le facteur de croissance de la population

d'une ville $z/(1-g)$, lui permettant de passer d'une classe à une autre, est une variable aléatoire et qu'après plusieurs passages et multiplications, on arrive à une distribution de type log-normale où la distinction de classes de villes n'est plus valable. Dans ce cas, si k est petit par rapport à 1, on obtient une loi rang-taille, mais on n'est plus dans un système de hiérarchies urbaines à la Lösch.

D'autres auteurs ont tenté d'examiner l'émergence d'une loi rang-taille à partir d'un modèle de places centrales, en s'appuyant sur des observations réelles. Suarez-Villa (1980 et 1982) a testé le modèle de Beckmann sur différentes régions brésiliennes, puis sur l'aire de marché de la ville de Denver aux Etats-Unis ; il obtient des résultats mitigés, ne lui permettant pas de conclure à une convergence significative des hiérarchies urbaines observées vers une distribution rang-taille. Mori et al. (2008) examinent, quant à eux, la connexion entre la loi de Zipf et les hiérarchies urbaines à la Christaller, dans le cas du Japon, en investissant la relation entre la distribution rang-taille et la spécialisation économique.

Dans un travail récent, Batty (1991) rappelle que le modèle géométrique de Beckmann permet d'introduire des relations de dépendance entre les villes de taille différente et géographiquement proches, dans un modèle rang-taille. Enfin, en suivant Batty (1991), Garmestani et al. (2005 et 2007) trouvent, dans leur étude des hiérarchies urbaines du Sud-Ouest américain entre 1890 et 1990, une distribution fractale de villes marquée par des discontinuités et par une concentration de la population de villes autour de certaines tailles. Ceci laisse penser à un système urbain plus proche à la représentation que préconisent les théories des places centrales, en mettant en cause la pertinence des modèles rang-taille.

1.2.2 Les tests empiriques sur la loi de Zipf : une comparaison internationale

De nombreuses études proposent une comparaison des coefficients de hiérarchisation dans différents pays et régions. Dès 1936, Singer examine l'application d'une relation rang-taille sur la distribution des villes de plus de 2000 habitants de 7 pays. Allen (1954) entame une démarche identique sur un échantillon de 58 pays.

Rosen et Resnick (1980) s'appuient, eux, sur des échantillons de villes de plus de 100 000 habitants de 44 pays différents. Ils obtiennent des coefficients de hiérarchisation dans un intervalle $[0,81 ; 1,96]$, avec 75% des pays affichant une valeur absolue de l'exposant supérieure à 1 (la moyenne des β est égale à 1,13, les deux valeurs extrêmes étant celles du Maroc, 0,809 et de l'Australie, 1,963). Ceci les conduit à conclure que la distribution rang-taille des villes est plus égalitaire que celle supposée par la loi Zipf. Rosen et Resnick mettent en évidence le fait que la loi de Zipf fonctionne mieux, lorsque l'on tient compte des agglomérations plutôt que des villes. Ceci est également confirmé par les études de Malecki (1980) et d'Alperovich (1993).

Dans sa revue de la littérature empirique sur la loi de Zipf, de 1913 à 1980, Carroll (1982) montre que les distributions dont le coefficient de Pareto est égal à 1 ne représentent qu'un cas parmi d'autres hiérarchies urbaines existantes. Plutôt que de tester la validité de la loi de Zipf, il est beaucoup plus intéressant d'étudier les pentes des différentes distributions rang-taille afin de pouvoir comparer l'organisation des différents systèmes urbains dans un *continuum* entre deux configurations extrêmes, la primatie absolue d'une part, l'égalité parfaite des tailles des villes, d'autre part. Cette position est également défendue par Gabaix et Ioannides (2004), qui soulignent que le débat scientifique actuel devrait davantage se focaliser sur le degré d'adéquation des différentes distributions avec la loi de Zipf, plutôt que sur sa validité au sens strict du terme.

En s'appuyant sur le modèle de Lotka, Moriconi-Ebrard (1993) propose une analyse de la distribution des villes de plus de 10 000 habitants dans 78 pays, allant des pays industrialisés aux pays en développement, entre 1950 et 1980. Il trouve un indice d'hierarchisation global égal à 1,05, avec un écart-type relativement faible (0,138), ce qui confirme la validité de la loi de Zipf à l'échelle mondiale.

L'écart des coefficients de hiérarchisation nationaux γ , qui se situent entre 0,73 et 1,38, montre une certaine différenciation des pays, mais le niveau de développement n'est pas un critère significatif. Moriconi-Ebrard trouve ainsi des coefficients très proches pour le groupe des pays développés ($\gamma_{50} = 0.99$ et $\gamma_{80} = 1.05$) et celui des pays en développement ($\gamma_{50} = 1.04$ et $\gamma_{80} = 1.05$). Un véritable clivage apparaît, à l'inverse, entre l'Ancien (Europe, Asie, Afrique) et le Nouveau (Amérique, Océanie) Monde, ce qui conduit à émettre l'hypothèse que les différences dans la distribution rang-taille des villes reposent sur des facteurs historiques. Le tableau 1.1 présente schématiquement ces résultats.

*Tableau 1.1 : Coefficients de hiérarchisation (modèle de Lotka)
par blocs de pays et continents*

Régions / Continents	Coefficients de hiérarchisation	
	1960	1980
Europe de l'Ouest	0,99	1,00
Amérique du Nord	1,23	1,26
Asie – Pacifique	0,81	1,02
Australie	1,52	1,26
Afrique sub-saharienne	1,15	0,98
Amérique Latine	1,09	1,15
Pays développés	0,99	1,05
Pays en développement	1,04	1,05
Ancien Monde	0,97	1,02
Nouveau Monde	1,15	1,18

Source : Pumain et Ebrard (1997)

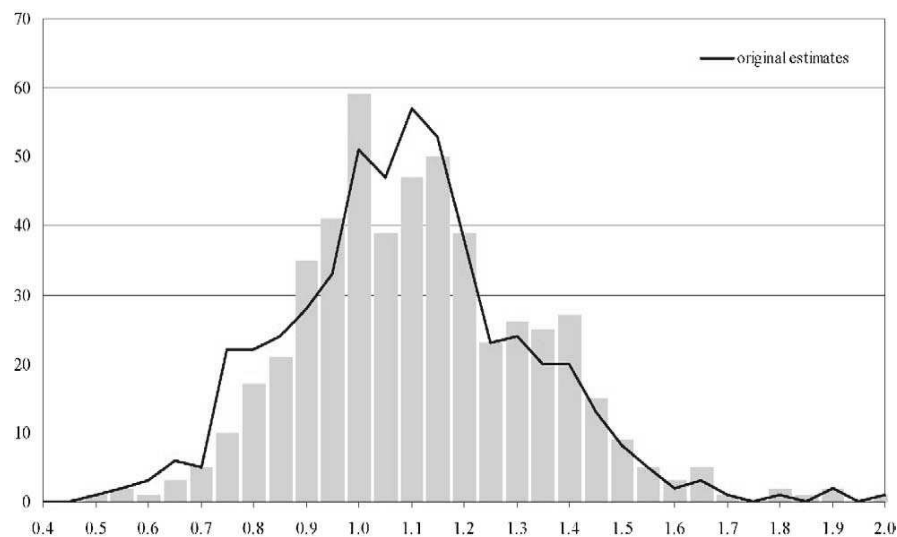
De son côté, sur 14 pays européens, Crampton (2005) trouve que la loi de Zipf est vérifiée dans la moitié des cas, tandis que 5 pays affichent un coefficient significativement inférieur à 1 et deux pays un coefficient significativement supérieur à 1.

Tableau 1.2 : Quelques études qui testent la validité de la loi de Zipf

Auteurs	Pays	Dates	Modèle	Valeurs du coefficient
Singer (1936)	7 pays (villes de plus de 2000 h)	Début 20 ^{ème} siècle	Pareto	1,15 moyenne (min 0,93 - max 1,64)
Rosen & Resnick (1980)	44 pays (les 50 plus grandes villes)	1970	Zipf	1,13 moyenne (min 0,81 - max 1,96)
Malecki (1980)	Etats-Unis (Etats du Midwest)	1940-1970	Zipf	1,06 moyenne (min 1,00 - max 1,54)
Parr (1985)	12 pays (villes de plus de 100 000 h)	1920-1980	Zipf	1,15 moyenne (min 0,75 - max 1,64)
Alperovich (1993)	15 pays (villes de plus de 100 000 h)	1984 et 1989	Zipf	0,95 moyenne (min 0,75 - max 1,61)
Lepetit (1990)	France (villes de plus de 10000 h)	1750-1780-1836	Lotka	0,74 moyenne (min 0,72 - max 0,76)
Moriconi- Ebrard (1993)	78 pays (villes de plus de 10000 h)	1950 à 1980	Lotka	1,06 moyenne (min 0,87 - max 1,52)
Guérin-Pace (1995)	France (villes de plus de 2000 h)	1831 et 1982	Lotka	0,934 moyenne (min 0,70 - max 1,13)
Eaton et Eckstein (1997)	France/Japon (40 plus grandes villes)	France 1876/1980 Japon 1925/1985	Zipf	0,984 moyenne (min 0,88 - max 1,03)
Brakman et al. (1999)	Pays Bas (42 villes)	1990	Lotka	1,13 moyenne (min 0,70 - max 1,13)
Fujita et al. (1999b)	Etats-Unis (130 villes)	1990	Zipf	1,00 moyenne (min 1,00 - max 1,00)
Gabaix (1999)	Etats-Unis (135 villes)	1990	Zipf	1,00 moyenne (min 1,00 - max 1,00)
Dobkins et Ioannides (2000)	Etats-Unis (116/162/392 villes)	1900-1950-1990	Zipf	0,99 moyenne (min 0,95 - max 1,04)
Black et Henderson (2003)	Etats-Unis (194/247/282 villes)	1900-1950-1990	Zipf	0,89 moyenne (min 0,84 - max 0,97)
Petrakos et al. (2003)	Grèce (villes de plus de 5000 h)	1951-1991	Zipf	0,96 moyenne (min 0,95 - max 0,98)
Soo (2005)	73 pays (villes de plus de 15000 h)	Dernière année disponible	Zipf	1,11 moyenne (min 0,73 - max 1,72)
Crampton (2005)	14 pays (taille des villes variable)	Dernière année disponible	Zipf	0,90 moyenne (min 0,71 - max 1,24)
Dimou et Schaffar (2007)	Balkans (villes de plus de 10000 h)	1981-1991-2001	Lotka	0,96 moyenne (min 0,81 - max 1,12)
Bosker et al. (2008)	Italie (villes de plus de 10000 h)	1300-1861	Zipf	1,44 moyenne (min 1,24 - max 1,61)
Le Gallo et Chasco (2008)	Espagne (villes de plus de 10000 h)	1900-2001	Zipf	0,60 moyenne (min 0,54 - max 0,66)

Enfin, dans son étude basée sur des échantillons de villes de 73 pays et en utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires, Soo (2005) rejette, lui, la validité empirique de la loi de Zipf, dans 73% des cas, soit 53 pays. En utilisant, par contre, l'estimateur de Hill, le taux de rejet baisse à 40% des cas (Soo, 2005). Il est intéressant de noter que Soo trouve un coefficient de hiérarchisation plus élevé pour les pays à revenu élevé (Amérique du Nord, Europe, Océanie) que pour les pays à revenu faible ou intermédiaire (Asie, Amérique du Sud, Afrique), ce qui signifie que ces derniers sont caractérisés par une structure plus hiérarchique que les premiers. Il conclut, alors, que le niveau du développement économique a une influence déterminante sur les hiérarchies urbaines.

Le tableau 1.2 retrace schématiquement les principaux résultats des études les plus récentes et les plus représentatives, en sachant qu'il est quasiment impossible de produire la liste exhaustive des travaux en la matière.



Source : Nitsch (2005)

Figure 1.4 : Histogramme des estimations du coefficient de hiérarchisation (515 estimations)

Nitsch (2005) propose la comparaison la plus complète des différentes estimations du coefficient de hiérarchisation, par le biais d'une méta-analyse qui porte sur 29 études et 515 estimations. Selon Nitsch (2005), l'ensemble des estimations du coefficient varie dans un intervalle $[0,49 ; 1,96]$, avec une moyenne de 1,09. La majorité des estimations (62%) dépasse l'unité, tandis que un tiers se trouve en dehors de l'intervalle $[0,8 ; 1,2]$, comme on peut le constater dans la figure 1.4.

Nitsch explore plusieurs caractéristiques des différentes estimations. Il montre, dans un premier temps, que la définition de la ville joue un rôle fondamental dans la valeur estimée du coefficient de hiérarchisation. Il met, ainsi, en évidence le fait que les échantillons de villes définies de façon administrative présentent des distributions plus égalitaires que les échantillons des agglomérations. Ce résultat peut cependant être lié au fait que le nombre des agglomérations est systématiquement inférieur à celui des villes.

Nitsch étudie, dans un deuxième temps, la valeur des différentes estimations du coefficient de Pareto selon la chronologie des échantillons. Il montre, alors, que la moyenne des estimations baisse de façon conséquente jusqu'au milieu du 20^{ème} siècle puis se stabilise, voire remonte légèrement : elle est de 1,35 pour les distributions des villes jusqu'à la fin du 18^{ème} siècle, puis baisse à 1,19 durant tout le 19^{ème} siècle et à 1,03 durant la première moitié du 20^{ème} siècle, avant de légèrement remonter à 1,07 pour les estimations des coefficients de hiérarchisation après 1950.

1.2.3 L'évolution du coefficient de hiérarchisation

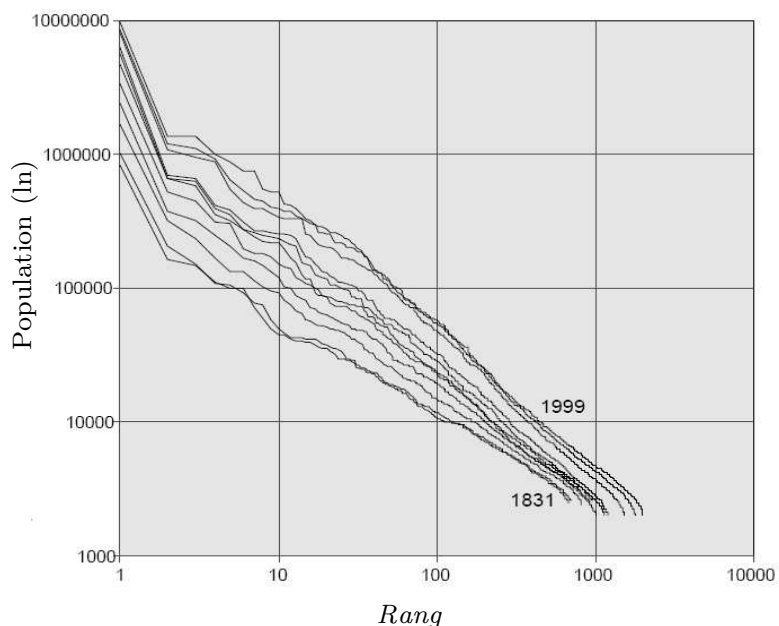
D'autres auteurs mettent l'accent sur l'évolution du coefficient de hiérarchisation dans un pays ou une région. En actualisant le travail de Berry (1961) qui, dans une comparaison de 37 pays, trouvait une corrélation entre ce coefficient et le niveau de développement, Parr (1985) engage l'hypothèse selon laquelle, dans de nombreux pays, ce coefficient suit, dans le temps, une courbe en U inversé, ce qui implique la succession d'une phase de concentration puis de déconcentration urbaine (Duranton, 2006, Catin et Van Huffel, 2004).

A partir des résultats obtenus par la comparaison des hiérarchies urbaines de quatre (Etats-Unis, URSS, Allemagne, France) puis douze pays, Parr et Jones (1983), puis Parr (1985), intègrent les modifications des valeurs du coefficient de hiérarchisation dans un schéma d'évolution de la concentration urbaine en cinq étapes (Catin et Van Huffel, 2004) : une étape préurbaine, caractérisée par la faiblesse des infrastructures de transport et l'absence d'économies d'agglomération ; une étape de spécialisation urbaine où les infrastructures publiques se développent et certaines villes se spécialisent dans des productions particulières, d'où l'apparition de certaines économies d'échelle ; une étape de consolidation urbaine, durant laquelle les mécanismes précédents s'accroissent et la concentration urbaine augmente ; une étape de transformation urbaine qui correspond au seuil de retournement de la courbe en U, sous l'effet de l'apparition de déséconomies d'agglomération ; puis, enfin, une étape de dispersion urbaine où l'amélioration des infrastructures de transport interrégional permet une relocalisation des activités de production dans les régions et villes périphériques.

Catin et Van Huffel (2004) montrent que l'hypothèse de Parr s'intègre dans un ensemble d'analyses plus large qui cherche, à l'instar du travail

pionnier de Williamson (1965), à lier le niveau de développement d'un pays à son niveau d'urbanisation.

Plusieurs auteurs ont cherché à tester l'hypothèse de la courbe en U de Parr. Lepetit (1990) évalue l'évolution du coefficient de hiérarchisation en France entre le 18^{ème} et 19^{ème} siècle, mais trouve une faible évolution de la distribution rang-taille marquée surtout par la faiblesse du nombre des grandes villes. En appliquant le modèle de Lotka, Guérin-Pace (1995) étudie le cas français entre 1831 et 1982, en utilisant un échantillon qui contient toutes les unités urbaines de plus de 2000 habitants (figure 1.5). Elle trouve une augmentation constante du γ , ce qui induit l'hypothèse d'une hiérarchisation croissante du paysage urbain français.



Source : Guérin-Pace (1995)

Figure 1.5 : La distribution rang-taille des villes françaises. 1831-1990.

De leur côté, Brakman et al. (1999) étudient l'évolution des hiérarchies urbaines aux Pays Bas. Ils trouvent que le coefficient de hiérarchisation passe de 0,55 en 1600 à 1,03 en 1990, puis baisse à 0,72 en 1990, ce qui semble conforter l'hypothèse de Parr. Bosker et al. (2008) entreprennent ce même travail pour les villes italiennes entre 1300 et 1861, soit la veille de la réunification de la péninsule. Leurs résultats, là encore, vont dans le sens de

l'hypothèse de Parr, même si les auteurs trouvent une différenciation entre le Nord et le Sud.

De façon plus générale, la synthèse comparative proposée par Nitsch (2005) ne semble pas confirmer l'hypothèse de Parr, comme la partie ascendante de la courbe en U inversé ne se confirme pas. Les résultats de comparaison internationale obtenus par Soo (2005), présentés dans la section précédente, ne permettent pas d'infirmer, à l'inverse, l'hypothèse de Parr. Enfin, Rose (2005) trouve deux résultats contradictoires : lorsqu'il étudie l'évolution des hiérarchies urbaines aux Etats-Unis, entre 1950 et 2000, il obtient une remarquable stabilité de la pente de la distribution, quasiment égale à -1, peu importe la taille de l'échantillon ; par contre, lorsqu'il applique ce travail aux échantillons issus de 50 différents pays, il trouve une augmentation progressive de la moyenne des coefficients obtenus (0,78 en 1950 ; 0,95 en 2000).

D'autres auteurs étudient l'évolution des coefficients de hiérarchisation, sans nécessairement chercher à tester l'hypothèse en U inversé. Eaton et Eckstein (1997) explorent l'évolution des hiérarchies urbaines en France et au Japon. Ils trouvent que le coefficient de hiérarchisation reste stable dans le temps, mais leur étude porte sur un très petit échantillon (30 villes, dans chaque pays). Fujita et al. (1999b), ainsi que Gabaix (1999), examinent, de leur côté, les hiérarchies urbaines aux Etats-Unis en utilisant un échantillon de 130 villes et trouvent un coefficient de Pareto β sensiblement proche à l'unité (1,004, pour Fujita et al., 1,005, pour Gabaix). Ils considèrent que ce coefficient reste stable dans le temps.

Dobkins et Ioannides (2000) étudient l'évolution de la pente de la distribution rang-taille des villes américaines entre 1900 et 1990. Ils concluent à une baisse systématique de β qui passe de 1,044 en 1900 à 0,999 en 1950 et à 0,949 en 1990, ce qui traduit un renforcement démographique des grandes agglomérations durant le vingtième siècle. Cependant, en utilisant un échantillon différent qui s'appuie sur une définition plus complexe et diachronique de l'agglomération, Black et Henderson (2003) arrivent à des résultats plus contrastés. La valeur du coefficient de Pareto est sensiblement différente de celle calculée par

Dobkins et Ioannides et affiche une évolution moins déterministe, selon que l'on considère l'ensemble ou seule la partie supérieure de la distribution : pour l'ensemble de la distribution, le coefficient augmente légèrement entre 1900 ($\beta = 0,861$) et 1950 ($\beta = 0,870$) et baisse par la suite ($\beta = 0,842$ en 1990) ; le mouvement s'inverse lorsque l'on utilise que le tiers supérieur de l'échantillon. Black et Henderson dessinent, par ce biais, un espace américain fortement dichotomique où les divergences entre les grandes agglomérations et les villes moyennes s'accroissent durant la deuxième moitié du vingtième siècle.

Enfin, plusieurs travaux examinent l'évolution de différentes distributions rang-taille nationales, sans pouvoir dégager une tendance claire. Ainsi, en considérant les villes de plus de 10 000 habitants, Kundak et Dökmeçi (2000) montrent que la distribution rang-taille des villes turques passe d'une relation initialement convexe (β est égal à 0,735 en 1927) à une relation linéaire (β est proche de 1 en 1990), sous l'impulsion de la croissance des villes moyennes de plus de 50 000 habitants. Cori (1984) montre une évolution inverse pour l'Italie entre 1921 et 1971, avec un coefficient de hiérarchisation qui baisse systématiquement, traduisant un mouvement de concentration vers les grands centres urbains. En considérant les villes grecques de plus de 5000 habitants, sur la période d'après-guerre (1951-1991), Petrakos et al. (2003) trouvent, quant à eux, une stabilité du coefficient, proche de 1, durant toute cette période.

Enfin, tout en mettant en évidence les problèmes que pose l'estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires, Le Gallo et Chasco (2008) étudient l'évolution des hiérarchies urbaines en Espagne entre 1900 et 2001. Elles montrent que le coefficient de hiérarchisation baisse jusqu'en 1980, puis augmente, à nouveau, à partir de cette date, sous les effets de la périurbanisation et de la décongestion urbaine, ce qui pourrait confirmer l'hypothèse de Parr.

A travers un ensemble de comparaisons internationales ou diachroniques, la littérature sur la loi de Zipf propose d'utiliser le coefficient de Pareto comme un indicateur des hiérarchies urbaines des différents pays et régions. L'objectif de ces études n'est pas tellement de savoir si les différentes distributions obéissent ou pas à la loi de Zipf (où ce coefficient est égal à 1), mais d'essayer de comprendre et interpréter les différentes valeurs des coefficients obtenues, ainsi que leurs évolutions. Dans ce sens, le cas où $\beta = 1$ ne représente qu'une distribution rang-taille parmi d'autres. En s'appuyant sur différentes observations empiriques, certains auteurs émettent, ainsi, l'hypothèse que le coefficient de hiérarchisation évolue dans le temps selon une courbe en U inversé, ce qui permet d'avancer un certain nombre d'analyses permettant de lier le processus d'urbanisation d'un pays à sa trajectoire de développement.

L'attrait de tous ces modèles repose sur le fait qu'ils conduisent à une analyse des hiérarchies urbaines d'un pays ou d'une région à travers la lecture d'une seule information, la valeur du coefficient de hiérarchisation. Or, certaines études récentes ont mis en évidence le fait que les méthodes les plus populaires d'estimation de ce coefficient comportent un biais non négligeable. Le sous-chapitre suivant propose une revue des différentes méthodes d'estimation du coefficient de hiérarchisation, afin de permettre de sélectionner la plus robuste d'entre elles.

1.3 Méthodes d'estimation du coefficient de hiérarchisation

De façon générale, deux grands types d'estimateurs se distinguent, ceux fournis par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) et ceux fournis par les méthodes semi-paramétriques, dont la plus connue est celle de Hill (1975).

La première section explore l'efficacité de l'estimation du coefficient de hiérarchisation des MCO, tant pour le modèle de Zipf que celui de Lotka. La seconde section propose une correction du biais de l'estimateur pour les échantillons de petite taille, soit par le modèle de Gabaix et Ibragimov (2006) soit par les moindres carrés généralisés (MCG). La troisième section aborde les problèmes des valeurs extrêmes et des queues épaisses des différentes distributions et présente les solutions apportées par les méthodes d'estimation semi-paramétrique du coefficient de hiérarchisation, notamment celle de Hill.

Enfin la quatrième section propose une simulation Monte Carlo pour tester les différentes méthodes d'estimation et sélectionner la plus efficace (effectuée sur Matlab 7.3.0). Dans la littérature existante, quelques auteurs (Gabaix et Ioannides, 2004 ; Nishiyama et Osada, 2005 ; Soo, 2005) ont cherché à déterminer le biais de certains de ces estimateurs, afin de proposer une correction adéquate. Dans cette section, on propose de tester toutes les méthodes d'estimation utilisées, afin de pouvoir comparer leur efficacité.

1.3.1 Estimation du coefficient de Pareto par la méthode des moindres carrés ordinaires

La plupart des études sur la loi de Zipf cherchent à calculer le coefficient de hiérarchisation, en utilisant le modèle log-log du rang en fonction de la taille (1.12) que l'on peut rappeler ici :

$$\ln R_i = \ln A - \beta \ln S_i \quad (1.28)$$

Lorsque le coefficient de hiérarchisation β est inférieur à 1, l'effet agglomération est renforcé et les villes de grande taille ont un poids plus important que dans une distribution qui suit la loi de Zipf. A l'inverse, si β est supérieur à 1, on est en présence d'un espace polycentrique où le nombre des villes moyennes est plus important que dans une distribution rang-taille des villes conforme à la loi de Zipf.

De nombreux chercheurs préfèrent à ce modèle, le modèle correspondant de Lotka qui met en relation la taille en fonction du rang. L'intérêt de cette formulation tient tout simplement au fait que, contrairement au modèle précédent, la valeur du coefficient de hiérarchisation de Lotka γ augmente lorsque le degré de hiérarchisation (le poids des grandes villes) augmente et vice-versa.

$$\ln S_i = \ln C - \gamma \ln R_i \quad (1.29)$$

Lorsque la distribution de la taille des villes suit parfaitement une loi de Pareto, γ est l'inverse du coefficient de Pareto β , tandis que $C = A^\gamma$ est un indicateur de la taille de la plus grande ville du système. L'augmentation de C , observée durant une grande partie du 20^{ème} siècle traduit un processus généralisé d'urbanisation croissante et de concentration des populations urbaines dans les plus grandes villes. Cependant, depuis le début des années quatre-vingt-dix, dans de nombreux systèmes urbains, C a tendance à stagner, voire baisser, en partie à cause des effets de congestion observés dans les grandes capitales qui conduisent à une migration relative de la

population vers des centres urbains secondaires dont le taux de croissance démographique s'accélère (Ades et Glaeser, 1995 ; Dobkins et Ioannides, 2000).

Malgré la grande popularité de ces modèles, plusieurs auteurs accusent le biais des estimateurs du coefficient de hiérarchisation, notamment pour les échantillons de petite taille. Gabaix et Ioannides (2004) construisent une population de villes qui obéit parfaitement à la loi de Zipf, puis, par des simulations Monte Carlo, proposent des estimations pour des échantillons de taille n différente ($n = 20, 50, 100, \dots, 500$). Pour les petits échantillons, Gabaix et Ioannides (2004) trouvent un coefficient de hiérarchisation systématiquement inférieur à 1 (qui est la valeur réelle du coefficient de la distribution construite).

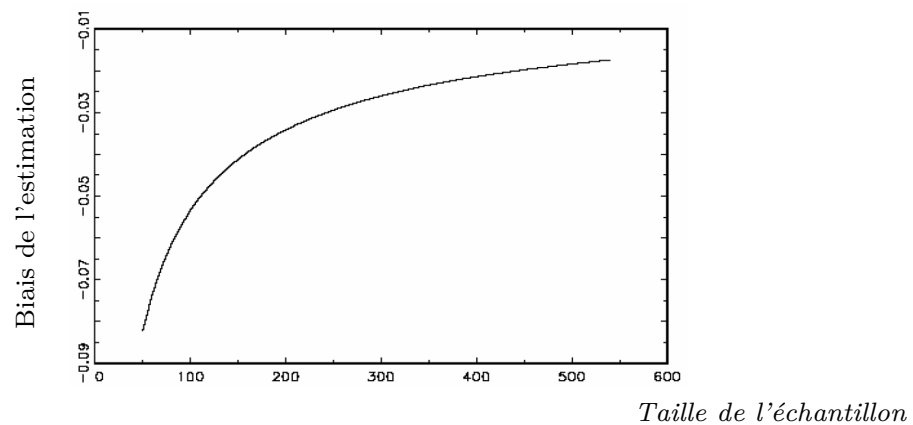
La valeur de ce coefficient augmente au fur et à mesure que la taille de l'échantillon augmente (dans l'exemple des deux auteurs, $\hat{\beta} = 0,90$ pour $n = 20$, $\hat{\beta} = 0,94$ pour $n = 100$, mais $\hat{\beta} = 0,98$ pour $n = 500$). La méthode des MCO a ainsi tendance à sous-estimer la valeur du coefficient de hiérarchisation pour les petits échantillons, ce qui conduit à surdimensionner la taille de la plus grande ville du système.

Un deuxième souci dans l'estimation du coefficient de hiérarchisation par les MCO réside dans le calcul de sa variance. Gabaix et Ioannides (2004) montrent que la différence des valeurs entre l'écart-type calculé et l'écart-type réel peut être très importante pour les petits échantillons, les premières étant nettement inférieures aux secondes (dans la simulation de Gabaix et Ioannides, pour $n = 100$, l'écart-type calculé $\sigma(\hat{\beta})$ est de 0,013, quand l'écart-type réel $\sigma(\beta)$ est de 0,13, ce qui signifie qu'à un risque d'erreur de 5%, l'intervalle de confiance estimé par les MCO [0,974 ; 1,026] est beaucoup plus restreint que l'intervalle réel [0,68 ; 1,20]). En sous-estimant les écarts à la moyenne, la méthode des MCO conduit, ainsi, à un rejet exagéré de la loi de Zipf.

Selon Nishiyama et al. (2004), le biais dans l'estimation par les MCO est lié au processus de classement des villes par rang, c'est-à-dire au fait que l'on construit la variable expliquée R , en ordonnant la variable explicative S , ce qui est à l'origine de l'apparition de corrélations positives

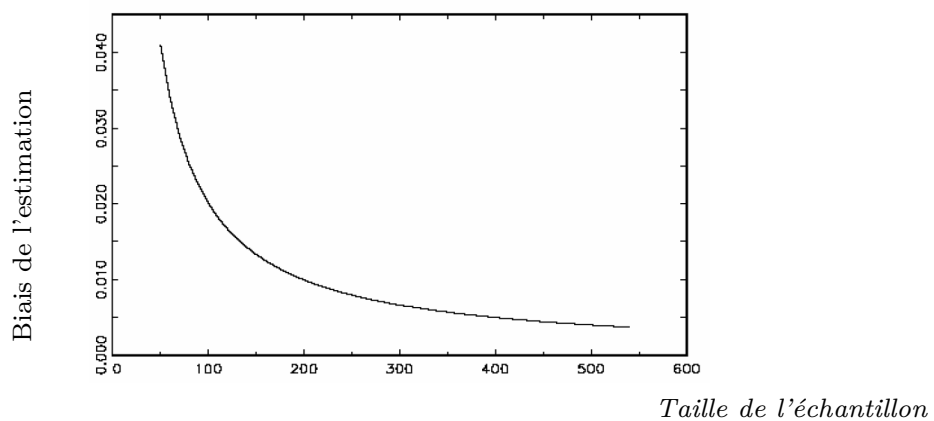
entre les résidus supposés indépendants. Par les résultats de leurs simulations, Gan et al. (2006) émettent même l'hypothèse que la loi de Zipf n'est qu'un faux phénomène statistique lié à cette procédure de classement.

Les figures 1.6 et 1.7 montrent le degré du biais de l'estimation du coefficient de hiérarchisation et de sa variance par la méthode des MCO, en fonction de la taille de l'échantillon, pour une distribution qui suit une loi de Pareto (Nishiyama et al. 2004).



Source : Nishiyama et al. (2004)

Figure 1.6 Le biais de l'estimateur du coefficient de Pareto par la méthode des MCO



Source : Nishiyama et al. (2004)

Figure 1.7 Le biais de la variance du coefficient estimée par les MCO

Ces graphiques montrent, de façon claire, que le biais de l'estimation diminue au fur et à mesure que la taille de l'échantillon augmente. Selon Gabaix et Ioannides (2004), l'estimation du coefficient de hiérarchisation dans le modèle utilisé par Zipf présente un biais (vers le bas) légèrement inférieur que celui (vers le haut) obtenu par la méthode de Lotka.

1.3.2 La correction du biais de l'estimation par les moindres carrés ordinaires

Certains auteurs ont essayé d'apporter des corrections au biais de l'estimation du coefficient de Pareto par la méthode des MCO. En utilisant la généralisation du modèle de Zipf par Mandelbrot (1960), Gabaix et Ibragimov (2006) considèrent la relation suivante :

$$\ln(R_i - \xi) = \ln A - \beta \ln S_i \quad (1.30)$$

avec $0 \leq \xi < 1$ et où $\xi = 0$ correspond au modèle de Zipf. En s'appuyant sur les démonstrations de Kratz et Resnick (1996) et de Csörgö et Viharos (1997), Gabaix et Ibragimov (2006) montrent que l'espérance d'estimation du coefficient de hiérarchisation $\hat{\beta}$, compte tenu de la valeur du coefficient réel β , obéit à :

$$\begin{aligned} E((\hat{\beta}/\beta) - 1) &= \frac{(2\xi - 1)\ln^2 n}{4n} + u\left(\frac{(\ln n)^2}{n}\right) \\ \Rightarrow \hat{\beta}/\beta &= 1 + \sqrt{\frac{2}{n}}N(0,1) + \frac{(\ln n)^2(2\xi - 1)}{4n} + u\left(\frac{(\ln n)^2}{n}\right) \end{aligned} \quad (1.31)$$

Il est aisé de montrer que la meilleure estimation de β est fournie lorsque $\xi = 1/2$. La relation rang-taille des villes, pour laquelle le biais de l'estimation du coefficient pour des petits échantillons est minime, prend, alors, la forme :

$$\ln\left(R_i - \frac{1}{2}\right) = \ln C - \hat{\beta} \ln S_i \quad (1.32)$$

tandis que l'écart-type du coefficient peut être estimé par :

$$\sigma(\hat{\beta}) = \sqrt{\frac{2}{n}} \hat{\beta} \quad (1.33)$$

De leur côté, en travaillant sur le modèle de Lotka, Nishiyama et Osada (2005) proposent une correction de l'estimation du coefficient de hiérarchisation γ , en le multipliant par une constante qui ne dépend que du nombre de villes n retenues dans l'échantillon :

$$\bar{\gamma} = \frac{n \sum_{i=1}^n (\ln i)^2 - \left(\sum_{i=1}^n \ln i \right)^2}{n \sum_{i=1}^n \ln i \left(\frac{1}{n} + \dots + \frac{1}{i} - 1 \right)} \hat{\gamma} \quad (1.34)$$

Comme la constante multiplicative est inférieure à 1 en valeur absolue, cette correction réduit fortement le biais de l'estimation du coefficient par les MCO.

Par la suite, Nishiyama et al. (2004) proposent une amélioration de l'estimation du coefficient d'hiérarchisation, dans le modèle de Lotka, en utilisant la méthode des moindres carrés généralisés (MCG). Nishiyama et Osada (2005) et Nishiyama et al. (2008) fournissent une présentation rapide de la méthode des MCG appliquée à la distribution rang taille des villes. Si :

$$Y' = [\ln S_1 \quad \ln S_2 \quad \dots \quad \ln S_n] \quad (1.35)$$

$$X' = \begin{bmatrix} 1 & 1 & \dots & 1 \\ \ln 1 & \ln 2 & \dots & \ln n \end{bmatrix} \quad (1.36)$$

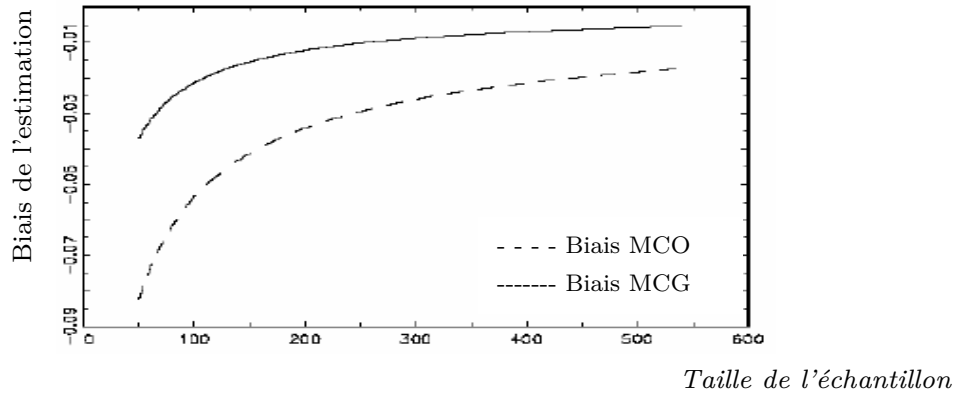
et
$$\Omega = \text{Var}(Y) \quad (1.37)$$

les estimations de γ et A , ainsi que leurs variances sont égales à :

$$\begin{bmatrix} \hat{A} \\ \hat{\gamma} \end{bmatrix} = (X' \Omega^{-1} X)^{-1} X' \Omega^{-1} Y \quad (1.38)$$

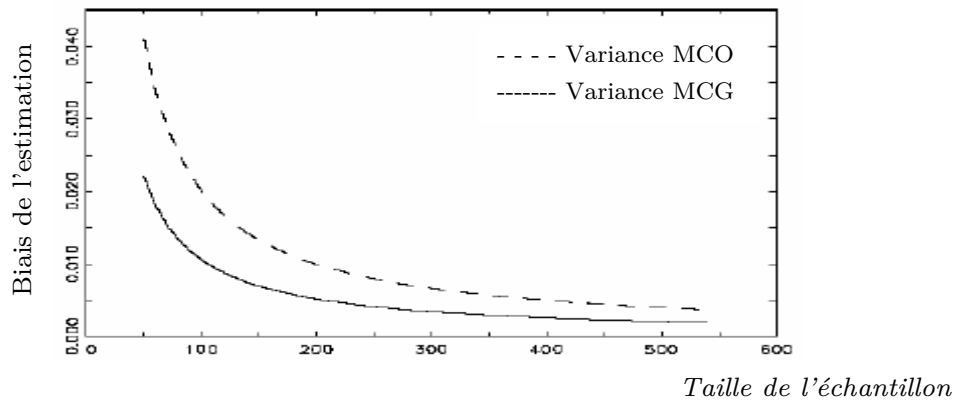
$$\text{Var} \begin{bmatrix} \hat{A} \\ \hat{\gamma} \end{bmatrix} = (X' \Omega^{-1} X)^{-1} \quad (1.39)$$

L'estimation du coefficient de hiérarchisation de Lotka par la méthode des MCG réduit considérablement le biais observé dans l'estimation par les MCO, comme on peut le constater dans les figures 1.8 et 1.9.



Source : Nishiyama et al. (2004)

Figure 1.8 Comparaison du biais de l'estimation du coefficient de hiérarchisation (γ) par la méthode des MCO et des MCG



Source : Nishiyama et al. (2004)

Figure 1.9 Comparaison du biais de l'estimation de la variance du coefficient de hiérarchisation par la méthode des MCO et des MCG

L'estimation par les MCG est identique à celle obtenue par la méthode du Maximum de Vraisemblance, lorsque les erreurs sont indépendantes et leur distribution suit une Loi Normale (Charnes et al., 1976).

1.3.3 L'estimateur de Hill

Contrairement à d'autres types de distribution (binomiale, Normale, Poisson), celle de Pareto se caractérise par une probabilité moins faible d'apparition de valeurs extrêmes. Ces dernières peuvent conduire à la formation de « queues épaisses », qui affichent un comportement spécifique par rapport au reste de la distribution (Stoev et al., 2008). Dans le cas de la distribution rang-taille des villes, on peut, selon la valeur de la borne inférieure (taille minimale de ville considérée), se retrouver avec un échantillon qui affiche des écarts de valeurs extrêmes (par exemple, le ratio entre New York, la plus grande ville des Etats-Unis avec 8 millions d'habitants et Duffield, Virginia, avec 52 habitants est de 1/150 000).

Malgré le fait qu'il n'y a pas de consensus établi, parmi les statisticiens, quant à la définition *stricto sensu* d'une distribution à queue épaisse (Werner et Upper, 2002), on peut considérer que si X est une variable aléatoire, avec μ_x et σ_x respectivement sa moyenne et son écart-type, la distribution de X est une distribution à queue épaisse si :

$$E\left[\frac{(X - \mu_X)^4}{\sigma_X^4}\right] > 3 \quad (1.40)$$

La théorie des valeurs extrêmes essaie d'apporter des réponses au problème d'estimation du coefficient de distributions avec des queues épaisses et cherche à comprendre le comportement des maxima ou des minima d'une variable aléatoire sur une période de temps fixe (pour une revue de littérature complète sur ces travaux, voir Embrechts et al. 1997, et, plus récemment, Stoev et al., 2008).

Malakarne et al. (2001) identifient le problème des queues épaisses à celui du « bornage » de la distribution rang-taille des villes. En premier

lieu, lorsque l'on procède à des comparaisons internationales, les bornes inférieures ne peuvent pas être les mêmes, pour chaque pays. A titre d'exemple, les villes avec une population supérieure à 100 000 habitants représentent 15% des villes américaines, mais seulement 4% des villes brésiliennes. En second lieu, lorsque l'on augmente considérablement la taille de l'échantillon, en incluant les plus petites villes, une déviation peut apparaître vis-à-vis d'une distribution de Pareto.

La combinaison de ces deux problèmes fait que la loi de Zipf est vérifiée, le plus souvent, pour des échantillons d'une taille spécifique et lorsque l'on s'éloigne de cette taille « idéale », différente pour chaque pays, (en augmentant ou en réduisant le nombre de villes), la distribution des villes s'éloigne aussi de la loi de Zipf. C'est la raison pour laquelle, cette loi a tendance à se confirmer plus facilement pour des pays de grande taille qui possèdent de nombreuses grandes villes, par exemple les Etats-Unis, que les pays à taille plus réduite, par exemple de nombreuses nations européennes (Candeal et al., 2001).

Afin d'améliorer le calcul de la pente des distributions avec une queue épaisse, de nombreux chercheurs font appel à l'utilisation de méthodes semi-paramétriques, parmi lesquelles la plus populaire est celle de Hill (1975). L'estimateur de Hill est celui de la méthode du maximum de vraisemblance, lorsque la distribution des tailles des villes étudiée suit une loi de Pareto.

On suit, ici, la présentation et la formulation de cet estimateur proposées par Gabaix et Ioannides (2004). Pour un échantillon de n villes avec des tailles $S_1 > \dots S_j > \dots S_n$, l'estimateur de Hill est égal à :

$$\hat{\beta} = \frac{n-1}{\sum_{j=1}^{n-1} (\ln S_j - \ln S_n)} \quad (1.41)$$

tandis que écart-type pour $\frac{1}{\hat{\beta}}$ est donné par l'équation

$$\sigma_n\left(\frac{1}{\hat{\beta}}\right) = \left(\frac{\sum_{j=1}^{n-1} j (\ln S_j - \ln S_{j+1})^2}{n-1} - \frac{1}{\hat{\beta}^2} \right)^{\frac{1}{2}} (n-1)^{-\frac{1}{2}} \quad (1.42)$$

Si $\frac{1}{\hat{\beta}} > \sigma_n\left(\frac{1}{\hat{\beta}}\right)$, l' écart-type de l'estimation $\hat{\beta}$ est égal à :

$$\sigma_n(\hat{\beta}) = \hat{\beta}^2 \left(\frac{\sum_{j=1}^{n-1} j (\ln S_j - \ln S_{j+1})^2}{n-1} - \frac{1}{\hat{\beta}^2} \right)^{\frac{1}{2}} (n-1)^{-\frac{1}{2}} \quad (1.43)$$

Dans sa comparaison internationale des distributions rang-taille des villes, Soo (2005) montre que l'utilisation de l'estimateur de Hill permet de baisser sensiblement le rejet de la loi de Zipf, par rapport à la méthode des MCO. Néanmoins, McCulloch, 1997, Embrechts et al., 1997, Weron, 2001 mettent l'accent sur le fait que le biais que comporte cet estimateur reste dépendant de la formation d'une queues épaisse et s'avère, ainsi, très sensible à la sélection de la borne inférieure et à la taille de l'échantillon.

Si k est le nombre des plus grandes villes (celles qui forment la queue épaisse ou le noyau) d'un échantillon donné de taille n , Huisman et al. (2001) et Durfour et Kurz-Kim (2005) montrent que le biais de l'estimateur de Hill augmente avec k , tandis que la variance de l'estimateur est proportionnelle à $1/k$. Ce biais peut être approximé de la façon suivante :

$$\hat{\beta} = \beta + \lambda k + u \text{ avec } k = 1, 2, \dots, m \quad (1.44)$$

Lorsque k tend vers 0, le biais de l'estimateur λk diminue, mais sa variance augmente (Huisman et al., 2001). Beirlant et al. (1999), Huisman et al. (2001) proposent diverses corrections du biais de l'estimation du coefficient de hiérarchisation par la méthode de Hill.

1.3.4 Le choix de la méthode d'estimation. Une simulation Monte Carlo

Afin de comparer les performances des différentes méthodes d'estimation du coefficient de hiérarchisation, selon la taille de l'échantillon, nous avons procédé à une simulation Monte Carlo (Schaffar, 2009). Ce travail a été effectué sur Matlab 7.0.3. Tous les codes ont été écrits et sont fournis en annexe 1.1.

Nous avons considéré cinq tailles différentes : 20, 50, 100, 200 et 500 villes et, pour chacune de ces tailles, nous avons construit 20 000 échantillons qui suivent une loi de Zipf (avec un coefficient de Pareto β égal à 1). Dans ce cas, la fonction de répartition de la loi suivie par ces échantillons est la suivante :

$$F(x) = 1 - C x^{-1} \quad (1.45)$$

Pour construire ces échantillons, nous avons utilisé la méthode d'inversion de la fonction de répartition. Cette méthode stipule que si X est une variable aléatoire de fonction de répartition F inversible, d'inverse F^{-1} , et U suit une loi uniforme sur $[0;1]$, alors $F^{-1}(U)$ suit la même loi que X . En appliquant l'inverse de la fonction de répartition, nous obtenons :

$$F^{-1}(u) = \frac{C}{1-u} \quad (1.46)$$

Pour chacune des tailles considérées, nous avons produit 20 000 estimations permettant d'étudier le comportement des différentes méthodes : le calcul du coefficient de Pareto par les MCO (1.28), par les MCO corrigés (1.32), par la méthode de Hill (1.41) et le calcul du coefficient de hiérarchisation de Lotka par les MCO (1.29), en lui appliquant la correction de Nishiyama et Osada (1.34) et, enfin, en utilisant la méthode des MCG (1.38).

Tableau 1.3 : Estimations du coefficient de Pareto – Résultats de la simulation Monte Carlo (20 000 estimations)

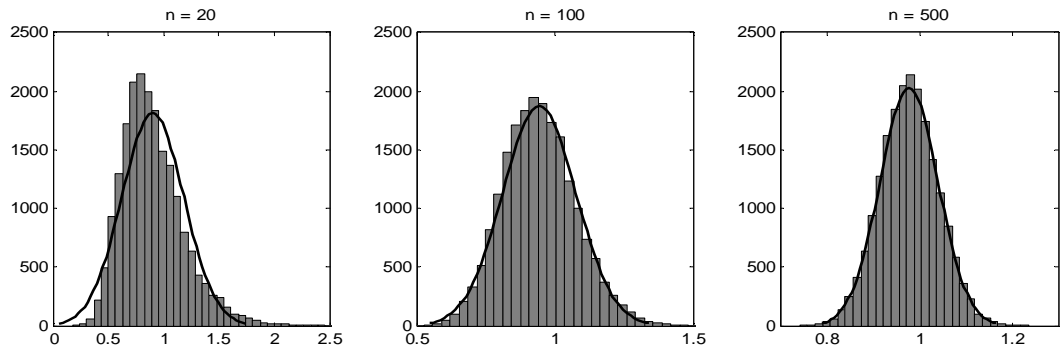
Taille échantillon	20	50	100	200	500
β (MCO)					
Moyenne	0,9018	0,9225	0,9437	0,9613	0,9782
Ecart-type réel	0,2804	0,1813	0,1324	0,0962	0,0624
Moyenne des e-types calculés	0,0485	0,0235	0,0137	0,0078	0,0036
IC à 5%	[0,52 ; 1,42]	[0,65 ; 1,24]	[0,74 ; 1,17]	[0,81 ; 1,13]	[0,88 ; 1,08]
β_{cor} (MCO corr)					
Moyenne	1,0504	1,0101	1,0016	0,9986	0,9984
Ecart-type réel	0,3203	0,1944	0,1378	0,0983	0,0630
Moyenne des e-types calculés	0,0588	0,0263	0,0147	0,0081	0,0038
Ecart type estimé	0,3162	0,2000	0,1414	0,1001	0,0632
IC à 5%	[0,61 ; 1,65]	[0,72 ; 1,35]	[0,79 ; 1,24]	[0,84 ; 1,16]	[0,90 ; 1,10]
β (Hill)					
Moyenne	1,0586	1,0219	1,0112	1,0054	1,0021
Ecart-type réel	0,2570	0,1482	0,1019	0,0708	0,0449
Moyenne des e-types calculés	0,2324	0,1433	0,1008	0,0710	0,0448
IC à 5%	[0,71 ; 1,53]	[0,80 ; 1,29]	[0,85 ; 1,19]	[0,89 ; 1,13]	[0,93 ; 1,08]
γ (MCO)					
Moyenne	1,1395	1,0823	1,0529	1,0339	1,0180
Ecart-type réel	0,3321	0,2013	0,1403	0,0991	0,0629
Moyenne des e-types calculés	0,0646	0,0291	0,0159	0,0086	0,0038
IC à 5%	[0,67 ; 1,75]	[0,78 ; 1,44]	[0,84 ; 1,30]	[0,88 ; 1,21]	[0,92 ; 1,13]
γ_{cor} (γ corrigé)					
Moyenne	0,9987	1,0001	0,9995	0,9998	0,9997
Ecart-type réel	0,2910	0,1860	0,1332	0,0958	0,0618
Moyenne des e-types calculés	0,0566	0,0269	0,0151	0,0083	0,0037
IC à 5%	[0,58 ; 1,53]	[0,72 ; 1,33]	[0,80 ; 1,23]	[0,85 ; 1,17]	[0,90 ; 1,11]
γ (MCG)					
Moyenne	1,1025	1,0523	1,0298	1,0169	1,0078
Ecart-type réel	0,2657	0,1543	0,1049	0,0723	0,0453
Moyenne des e-types calculés	0,3655	0,2708	0,2104	0,1609	0,1109
IC à 5%	[0,71 ; 1,58]	[0,81 ; 1,32]	[0,86 ; 1,21]	[0,90 ; 1,14]	[0,93 ; 1,08]

Le tableau 1.3 fournit les résultats obtenus : la moyenne, l'écart-type réel, la moyenne des écarts-types calculés pour chaque coefficient de la régression, ainsi que l'intervalle de confiance à 5% du coefficient pour chaque série d'estimations. Pour les estimations avec la méthode des MCO corrigée (1.32), nous avons également calculé l'écart-type avec la formule proposée (1.33) par Gabaix et Ioannides (2004).

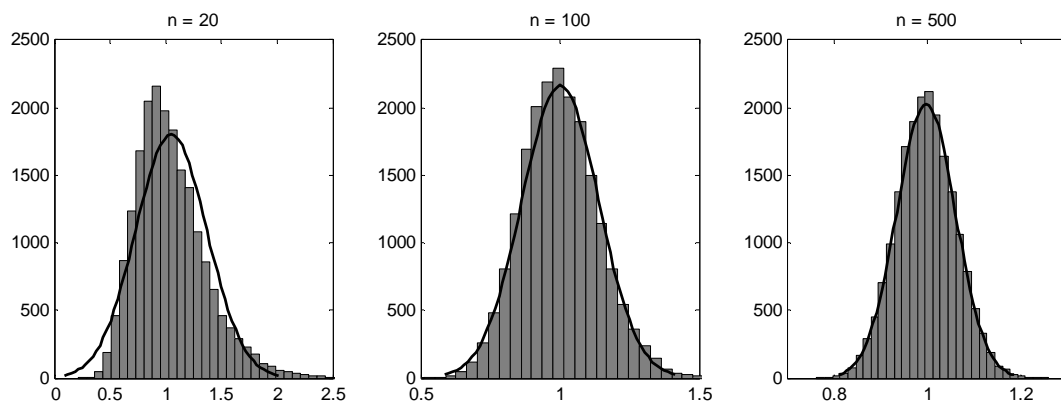
Toutes les estimations s'améliorent au fur et à mesure que la taille de l'échantillon augmente : les moyennes s'approchent de 1, les écarts-types diminuent et les intervalles de confiance se réduisent. Le biais est globalement positif pour le calcul du coefficient de hiérarchisation avec le modèle de Zipf et négatif pour le calcul du coefficient de hiérarchisation avec le modèle de Lotka. Force est, cependant, de constater que pour toutes les méthodes, sauf pour celle de Hill, et pour toutes les tailles, la différence entre l'écart-type réel et l'écart type calculé est conséquente, le premier apparaissant largement supérieur au second. Notons, à cet égard, que la formule de calcul de l'écart-type proposée par Gabaix et Ioannides (2004) permet une estimation très proche de l'écart-type réel.

Le tableau 1.3 permet de constater l'efficacité des améliorations proposées par Gabaix et Ibragimov (2006) et par Nishiyama et Osada (2005) pour le calcul des coefficients de Pareto et de Lotka respectivement. Avec la correction de Gabaix et Ibragimov (2006), le biais de l'estimateur diminue de 0,10 à 0,05 pour les échantillons de taille 20 et de 0,022 à 0,002 pour les échantillons de taille 500. La correction de Nishiyama et Osada (2005) est encore plus performante : le biais diminue de 0,14 à 0,01 pour les échantillons de taille 20 et de 0,018 à 0,0003 pour les échantillons de taille 500.

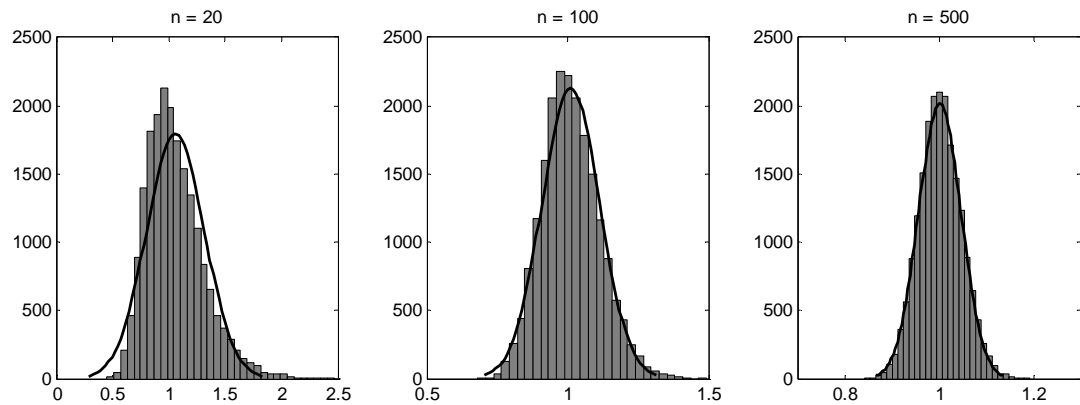
Cependant, la relation entre la réduction du biais et l'augmentation de la taille de l'échantillon est plus asymptotique, lorsque l'on applique ces deux corrections, sauf pour les échantillons de plus petite taille ($n = 20$). Il semblerait ainsi qu'il y ait une taille optimale de l'échantillon (entre 100 et 200), pour laquelle la correction de Gabaix et Ibragimov procure une estimation quasi-parfaite, tandis que le coefficient de Lotka, corrigé par Nishiyama et Osada est moins sensible à la modification de la taille de l'échantillon, au-delà d'une taille 50.



β par la méthode des MCO

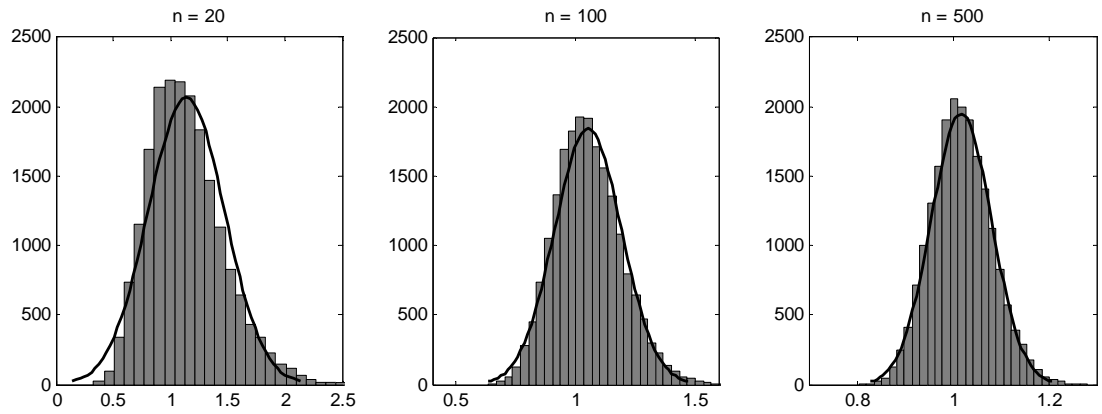


β par la méthode des MCO corrigés

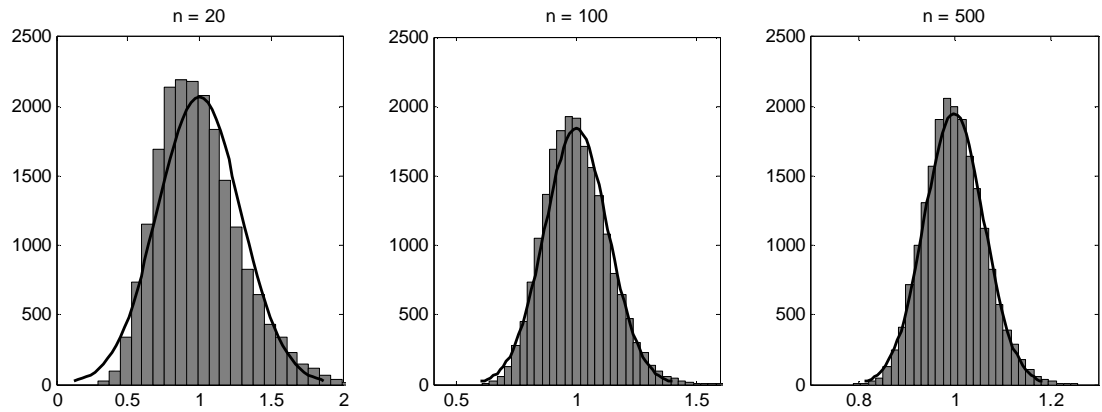


β par la méthode de Hill

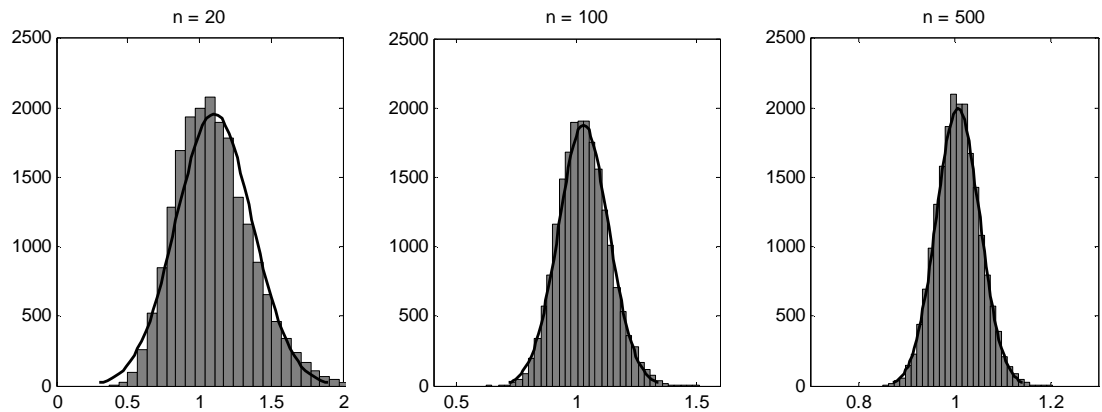
Figure 1.10 : Histogrammes des estimateurs du coefficient de hiérarchisation obtenus par 20 000 simulations Monte Carlo



γ par la méthode des MCO



γ corrigé



γ par la méthode des MCG

Figure 1.10 (suite) : Histogrammes des estimateurs du coefficient de hiérarchisation obtenus par 20 000 simulations Monte Carlo

Les histogrammes issus des 20 000 estimations pour les échantillons de taille de 20, 100 et 500 villes sont présentés dans la figure 1.10. Ils complètent les informations obtenues dans le tableau 1.3, car permettent d'examiner les effets d'asymétrie qui caractérisent notamment les petits échantillons. Afin d'obtenir une meilleure visualisation de ces effets, l'échelle de l'axe des abscisses est différente, ici, pour chaque taille d'échantillon. En annexe 1.2, sont présentées les densités de kernel correspondantes superposées, permettant de voir, de façon claire, la réduction de l'intervalle de confiance de l'estimateur au fur et à mesure que la taille de l'échantillon augmente.

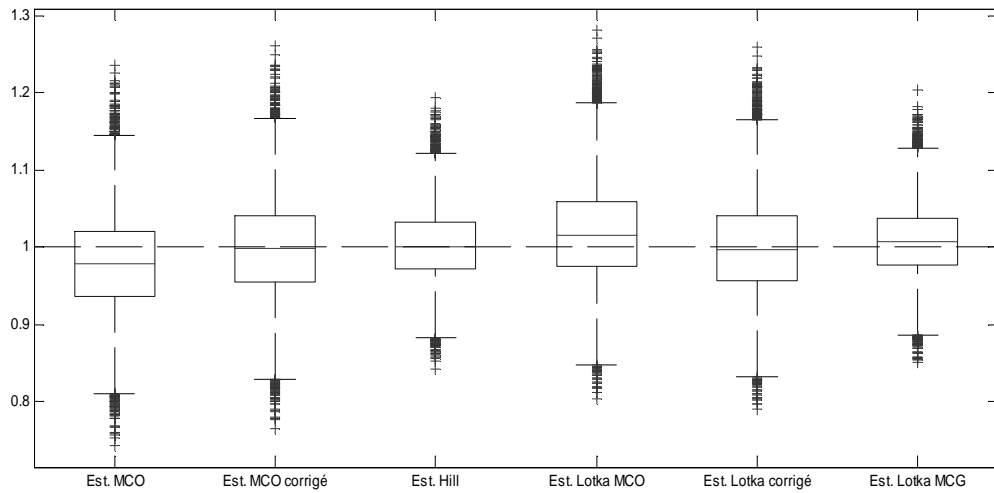


Figure 1.11 : Comportement des différents estimateurs pour les échantillons de taille 500 (20 000 simulations Monte Carlo)

Les résultats précédents sont synthétisés dans la figure 1.11 pour les échantillons de taille 500 qui permet de comparer les moyennes et les écart-types des différents estimateurs. Ces observations sont sensiblement les mêmes pour les différentes tailles d'échantillons (celles-ci sont présentées dans l'annexe 1.3).

La figure 1.11 montre assez clairement que la méthode des MCO (pour le calcul du coefficient de Pareto ou de Lotka) est la moins performante, or elle est la plus utilisée par les chercheurs. La méthode des MCG permet d'améliorer les résultats obtenus, tandis que la méthode Hill semble globalement la plus performante.

Tableau 1.4 : Comparaison des différentes méthodes d'estimation

Taille 20	MCO	MCO corr	Hill	Lotka MCO	Lotka MCO corr	MCG
MCO		40,86	36,825	56,96	45,05	43,285
MCO corr	59,14		38,435	55,975	46,225	48,695
Hill	63,175	61,565		60,085	56,415	54,74
Lotka MCO	43,04	44,025	39,915		45,335	35,105
Lotka MCO corr	54,95	53,775	43,585	54,665		44,435
MCG	56,715	51,305	45,26	64,895	55,565	

Taille 50	MCO	MCO corr	Hill	Lotka MCO	Lotka MCO corr	MCG
MCO		39,585	35,205	52,19	43,04	36,295
MCO corr	60,415		37,51	56,38	45,41	42,35
Hill	64,795	62,49		61,925	59,91	54,675
Lotka MCO	47,81	43,62	38,075		44,335	34,695
Lotka MCO corr	56,96	54,59	40,09	55,665		40,27
MCG	63,705	57,65	45,325	65,305	59,73	

Taille 100	MCO	MCO corr	Hill	Lotka MCO	Lotka MCO corr	MCG
MCO		40,32	34,545	49,385	42,96	34,1
MCO corr	59,68		36,53	55,595	45,65	39,325
Hill	65,455	63,47		62,945	61,58	54,12
Lotka MCO	50,615	44,405	37,055		44,855	34,375
Lotka MCO corr	57,04	54,35	38,42	55,145		38,7
MCG	65,9	60,675	45,88	65,625	61,3	

Taille 200	MCO	MCO corr	Hill	Lotka MCO	Lotka MCO corr	MCG
MCO		40,94	34,3	46,875	43,24	33,535
MCO corr	59,06		35,55	54,745	45,715	36,855
Hill	65,7	64,45		63,84	63,2	53,15
Lotka MCO	53,125	45,255	36,16		45,27	34,42
Lotka MCO corr	56,76	54,285	36,8	54,73		37,115
MCG	66,465	63,145	46,85	65,58	62,885	

Taille 500	MCO	MCO corr	Hill	Lotka MCO	Lotka MCO corr	MCG
MCO		42,155	34,185	45,18	43,845	33,325
MCO corr	57,845		35,78	53,865	46,535	35,675
Hill	65,815	64,22		64,335	63,695	52,63
Lotka MCO	54,82	46,135	35,665		45,975	34,685
Lotka MCO corr	56,155	53,465	36,305	54,025		36,06
MCG	66,675	64,325	47,37	65,315	63,94	

Ceci est également confirmé par le tableau 1.4 qui procure, pour chaque taille n , la part (en %) des 20 000 échantillons pour laquelle une méthode donne une meilleure estimation, par rapport à une autre. Par exemple, dans le premier sous-tableau, la première ligne montre que la méthode des MCO procure une meilleure estimation que la méthode des MCO corrigés dans 40,86% des 20 000 échantillons, une meilleure estimation que la méthode Hill dans 36,82% des échantillons, etc.

Comme on peut le constater, la méthode Hill procure systématiquement des meilleurs résultats, lorsqu'elle est comparée à une autre méthode d'estimation, indépendamment de la taille de l'échantillon. Seule la méthode des MCG (pour le modèle de Lotka) permet d'obtenir des résultats assez proches de ceux de la méthode de Hill, et ceci pour les échantillons de plus grande taille (pour $n = 200$ et $n = 500$, la méthode de Hill fournit une meilleure estimation que celle de MCG pour 53,15% et 52,63% des échantillons respectivement).

Notons, enfin, que contrairement à l'idée communément admise, selon laquelle au dessus d'une certaine taille de l'échantillon les différentes méthodes pourraient permuter, la corrélation (R^2) entre l'estimateur de Hill et les autres estimateurs baisse systématiquement au fur et à mesure que la taille de l'échantillon augmente. Ce résultat étonnant, lié à la baisse conjointe des écarts-types des différents estimateurs, montre que la spécificité de chaque estimateur se confirme au fur et à mesure que le nombre d'informations augmente. Il renforce, sur un plan méthodologique, le besoin de procéder à un choix de la méthode d'estimation du coefficient de hiérarchisation, indépendamment de la taille de l'échantillon considérée.

Le coefficient de hiérarchisation fournit un outil simple pour examiner et comparer l'évolution des hiérarchies urbaines des différents pays et régions, comme nous l'avons vu dans le sous-chapitre précédent. La méthode de calcul de ce coefficient ne doit, ainsi, souffrir d'aucun doute méthodologique, faute de quoi elle peut conduire à des conclusions erronées quant aux dynamiques urbaines observées.

En s'appuyant sur les résultats d'une simulation Monte Carlo, permettant de comparer les différentes méthodes d'estimation, on a montré que la méthode semi-paramétrique de Hill fournit les résultats les plus pertinents. Elle devrait, ainsi, être privilégiée aux dépens des autres méthodes, peu importe la taille de l'échantillon.

Des méthodes plus complexes d'estimation du coefficient de hiérarchisation ont vu le jour récemment, dans des disciplines différentes, telles que la biologie et la physique. Ces méthodes permettent de tenir compte des comportements asymptotiques des distributions rang-taille, notamment ceux des valeurs extrêmes. Elles apportent, également, certaines réponses aux questions d'estimation qui se posent, dès lors que la distribution rang-taille des villes ne suit pas strictement une distribution de Pareto. Or, certains auteurs émettent l'hypothèse que la distribution des tailles des villes suit une loi théorique alternative, plutôt qu'une loi de Pareto. Dans ce cas, l'ensemble des études qui se sont développées sur la loi de Zipf se trouveraient dénuées de sens.

1.4 Les hypothèses d'une distribution alternative

Dès les premiers travaux de Beckmann et de Simon, l'hypothèse que la distribution des tailles des villes ne suit pas une loi de Pareto est émise. Certains auteurs testent une déviation possible vis-à-vis de la loi de Pareto, tandis que d'autres considèrent l'hypothèse d'une meilleure adéquation avec des distributions théoriques alternatives, telles que les distributions lognormale ou double Pareto.

Dans la section 1.4.1, nous étudions l'hypothèse d'une asymétrie dans la distribution rang-taille des villes, considérée par Rosen et Resnick et généralisée par un ensemble d'auteurs qui se réfèrent davantage au modèle de Mandelbrot qu'à celui de Zipf.

Dans la section 1.4.2, nous présentons l'argumentation d'un certain nombre de chercheurs, selon lesquels la loi de Zipf est une construction fictive liée essentiellement à la procédure d'échantillonnage, consistant à retenir une distribution tronquée, tandis que la véritable distribution des tailles des villes suit une loi lognormale.

Enfin, la section 1.4.3 explore les prolongements de ces hypothèses, tout en présentant un modèle générique permettant de considérer des distributions qui suivent des lois théoriques différentes.

1.4.1 L'hypothèse d'une déviation vis-à-vis d'une distribution de Pareto

En s'appuyant sur leur étude empirique, Rosen et Resnick (1980) considèrent la possibilité d'une déviation vis-à-vis de la stricte linéarité entre le logarithme du rang et le logarithme de la taille des villes qui caractérise la loi de Pareto. Selon eux, cette relation serait davantage représentée par une courbe parabolique qui peut être étudiée en ajoutant un terme quadratique (ou même cubique) à l'équation de Zipf :

$$\ln R_i = \alpha + \beta \ln S_i + \delta (\ln S_i)^2 \quad (1.47)$$

Lorsque δ est significativement différent de 0, on s'éloigne de la loi de Pareto. Si $\delta > 0$, la courbe de la distribution rang-taille est strictement convexe, ce qui signifie que le nombre de villes moyennes est inférieur à celui préconisé par la loi de Zipf. Si, au contraire, $\delta < 0$ la courbe de la distribution est strictement concave, ce qui implique un nombre important de villes moyennes dont le poids démographique contrebalance celui des grandes agglomérations et des petites villes. Dans leur étude, Rosen et Resnick trouvent une déviation vis-à-vis d'une distribution de Pareto pour 30 des 44 pays étudiés.

Soo (2005) applique le même modèle (1.47) sur les distributions rang-taille des villes de 73 pays : 30 pays (41%) affichent un δ significativement supérieur à 0, 20 pays (27%) un δ significativement inférieur à 0, tandis que pour 23 pays (32%), la distribution des tailles des villes suit une loi de Pareto. Ces résultats sont moins prononcés, lorsque Soo considère les agglomérations plutôt que les villes.

Gabaix et Ioannides (2004) montrent que la plupart des études comparatives qui appliquent le modèle quadratique de Rosen et Resnick ont tendance à rejeter trop systématiquement l'hypothèse d'un δ égal à 0 ; or, selon les deux auteurs, ce rejet peut être artificiel, car lié tout simplement aux pratiques d'échantillonnage. En appliquant la simulation

Monte Carlo sur vingt mille échantillons extraits d'une population de villes virtuelle qui obéit parfaitement à la loi de Zipf, Gabaix et Ioannides (2004) trouvent un δ significativement différent de 0 dans 93%, 80% et 65% des cas, pour des échantillons de taille $n = 20, 100$ et 500 respectivement. Cette erreur serait liée au biais de l'estimation par la méthode des MCO, présenté dans le sous-chapitre 1.3 (section 1.3.1).

Laherrere et Sornette (1998) intègrent l'hypothèse de convexité de Rosen et Resnick dans une approche globale qui utilise la loi de Mandelbrot - Zipf pour étudier la distribution rang-taille des villes. Malakarne et al. (2001) s'appuient sur la généralisation de la loi de Mandelbrot - Zipf proposé par Tsallis (1988) pour configurer un nouveau modèle d'estimation qui tient compte des éventuels effets d'asymétrie dans la distribution des tailles des villes. Ce modèle utilise la fonction q - exponentielle :

$$R_i = R \left[1 - \frac{1-q}{q} CS_i \right]^{\frac{1}{1-q}} \quad (1.48)$$

avec $q = (1 - 1/\beta)^{-1}$ et R une constante qui dépend de la taille de la plus grande ville. Malakarne et al. (2001) appliquent ce modèle sur la distribution des tailles des villes américaines et brésiliennes de plus de 100 000 habitants et obtiennent des résultats d'une estimation non linéaire significatifs avec un q égal à 1,7 et un R^2 de 0,99.

1.4.2 L'hypothèse d'une distribution lognormale

D'autres auteurs considèrent que la distribution des tailles des villes suit une loi statistique alternative. Dans son travail pionnier, Simon (1955) avait déjà émis l'hypothèse que la distribution des tailles des villes suit une loi lognormale, plutôt qu'une loi de Pareto. Si tel est le cas, il resterait, cependant, à expliquer pourquoi un si grand nombre d'études obtiennent des résultats significatifs vis-à-vis de la loi de Pareto, lorsqu'elles régressent les logarithmes du rang et de taille des villes.

Sur un plan empirique, Parr (1970 et 1985) suggère que la relation linéaire des logarithmes des tailles en fonction des logarithmes des rangs des villes ne représente que la partie haute (une distribution « *tronquée* ») d'une distribution qui épouse davantage les traits d'une loi lognormale, lorsque l'on considère la totalité de la population urbaine, c'est-à-dire également les villes de taille plus réduite.

Selon Parr, dans la plupart des pays, les données relatives aux petites villes ne sont pas disponibles. Ceci signifie que la plus grande partie de la distribution lognormale pourrait ne pas être visible si la taille moyenne ou médiane de la population des villes se situe en dessous de la taille minimale des villes considérée par l'échantillon retenu.

Dans son étude sur les villes du Midwest américain pour les années 1940, 1950, 1960 et 1970, Malecki (1980) obtient des résultats fortement différenciés, selon la taille minimale des villes considérées. Il montre notamment que l'écart-type de l'estimateur de Pareto est plus petit lorsqu'il englobe la totalité des villes, tandis qu'il augmente pour des échantillons de taille plus réduite. Ceci signifie que ce ne sont pas les plus grands échantillons qui affichent nécessairement une meilleure adéquation de la distribution des tailles des villes avec une loi de Pareto. En même temps, lorsqu'il choisit un seuil minimal extrêmement faible, en dessous de 500 habitants, Malecki trouve que la relation entre le logarithme du rang et le logarithme de la taille des villes présente une allure concave ce qui conforte l'hypothèse d'une distribution lognormale.

Guérin-Pace (1995) entreprend le même exercice pour les villes françaises entre 1831 et 1982, en faisant varier la taille de l'échantillon, selon la borne inférieure considérée. Ses résultats s'approchent de ceux de Malecki. Lorsqu'elle considère toutes les villes françaises (de plus de 2000 habitants), Guérin-Pace (1995) trouve que la distribution des tailles des villes épouse la forme d'une distribution de Pareto, indépendamment de la date. Seules les distributions avec des villes de plus de 100 000 habitants, durant le 20^{ème} siècle, présentent une certaine concavité, ce qui contredit l'hypothèse d'une distribution lognormale.

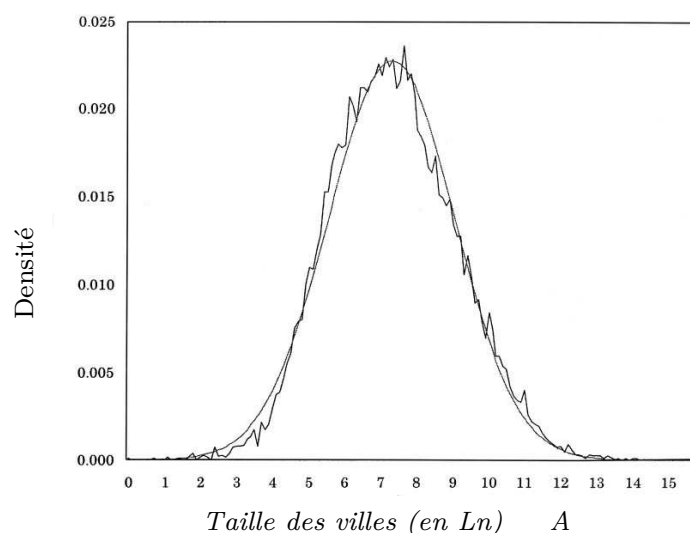
Enfin en s'appuyant sur les données du recensement de 2000 du gouvernement américain et en considérant, comme ville, tout lieu désigné par une entité administrative territoriale, Eeckhout (2004) propose une analyse robuste qui examine la relation entre le rang et la taille de 23 539 villes des Etats-Unis (qui représentent 75% de la population de ce pays). En utilisant le test d'adéquation de Kolmogorov Smirnov, Eeckhout montre que la distribution des tailles des villes américaines en fonction de leur rang suit une loi lognormale dont la fonction densité est la suivante :

$$p(S) = \frac{1}{\hat{\sigma}\sqrt{2\pi}} \cdot \frac{1}{S} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln S - \hat{\mu}}{\hat{\sigma}}\right)^2\right] \quad (1.49)$$

où $\hat{\mu}$ et $\hat{\sigma}$ sont respectivement la moyenne et l'écart-type du logarithme de la distribution normale. Dans le cas de la distribution des villes américaines, Eeckhout trouve des valeurs significatives de $\hat{\mu}$ et de $\hat{\sigma}$ égales respectivement à 7,28 et 1,75, avec un risque d'erreur inférieur à 0,01 (le D de Kolmogorov-Smirnov affiche une valeur de 0,0189).

Selon Eeckhout (2004), le fait que la plupart des études sur les villes américaines confirment la loi de Zipf, provient du fait qu'elles s'appuient sur des échantillons de taille extrêmement réduite. Ainsi Krugman (1996a), Gabaix (1999) ou Black et Henderson (2003) utilisent des échantillons avec 135 villes, ce qui correspond à 0,5% de l'ensemble des villes américaines, totalisant 30,2% de la population urbaine. Cet échantillon correspond à la partie haute de la distribution, avec les villes qui se situent au-delà du point A ($\ln S = 12$) sur l'axe horizontal de la figure 1.12.

On constate que l'allure de la distribution lognormale « tronquée » (pour les valeurs supérieures à une taille logarithmique égale à 12) et l'allure de la distribution de Pareto se superposent ce qui explique, selon Eeckhout (2004), le fait que tant d'études confirment la loi de Zipf.



Source : Eeckhout, 2004

Figure 1.12 : Kernel de densité des villes américaines en 2000

Divers travaux (Anderson et Ge, 2005, Zeyneloglu et al., 2005, Nota et Song, 2006) suivent l'argumentation de Eeckhout et confirment l'adéquation de la distribution des tailles des villes avec une distribution lognormale, dès lors que l'on considère la totalité de la population des villes d'un pays ou d'une région.

Ces auteurs contestent la définition arbitraire d'une borne inférieure pour l'échantillonnage, qui conduit à une interprétation de la relation entre le rang et la taille des villes sur la base d'une distribution « tronquée ». Leur définition de la ville pose, néanmoins soucis, car ils finissent par confondre localisation isolée et aire urbaine. Ainsi, dans le travail de Eeckhout, la taille médiane des 23 539 villes se situe à 1 337 personnes, ce qui signifie qu'un très grand nombre de villes représentent à peine un bourg. Or, 80% de la population américaine vit dans les 256 plus grandes agglomérations du pays, ce qui permet de considérer que la distribution tronquée est, au contraire, une bonne approximation des hiérarchies urbaines américaines. Cette réflexion peut être généralisée sur la plupart des pays développés et/ou à revenu élevé.

Cette argumentation continue à faire l'objet d'une opposition forte entre Levy (2009) et Eeckhout (2009), lors d'une confrontation récente de leurs résultats.

1.4.3 Quelques prolongements théoriques sur les distributions alternatives

A la lignée des travaux précédents, certains chercheurs ont voulu tester l'hypothèse de l'adéquation des distributions des tailles des villes avec des distributions théoriques alternatives. Ainsi Reed (2001 et 2002) développe l'hypothèse que la distribution de la taille des villes suit une loi double Pareto – lognormale (notée par l'auteur dPIN), c'est-à-dire une distribution théorique qui a, sur l'échelle logarithmique, le corps d'une distribution lognormale et des queues inférieure et supérieure qui suivent une loi de Pareto. Chaque queue de la distribution épouse la forme suivante (Anderson et Ge, 2005) :

$$\ln\left(\frac{R_i}{n}\right) = \ln\left(\frac{\beta}{\alpha + \beta}\right) - \alpha\left(\frac{S_i}{S^*}\right) + e_i \quad \text{pour } S_i \geq S^* \quad (1.50)$$

$$\ln\left(\frac{R_i}{n}\right) = \ln\left(\frac{\beta}{\alpha + \beta}\right) - \beta\left(\frac{S_i}{S^*}\right) + e_i \quad \text{pour } S_i < S^* \quad (1.51)$$

où R_i et S_i représentent le rang et la taille de la ville i , S^* une valeur proche de la taille médiane des villes de l'échantillon et α et β deux estimateurs de hiérarchisation, déterminés par la méthode du Maximum de Vraisemblance. Reed (2001) trouve une bonne adéquation des distributions des tailles des villes de deux régions espagnoles (Catalogne et Cantabria) et deux régions américaines (Californie et Virginie de l'Ouest) avec la distribution double Pareto.

En s'appuyant sur les résultats de leurs études empiriques, d'autres auteurs explorent différents comportements des distributions rang-taille des villes. Ainsi Ellis et Andrews (2001) montrent que la loi de Zipf se confirme uniquement pour la partie basse de la distribution des villes australiennes,

c'est-à-dire pour des tailles urbaines de moins de 80 000 habitants. Ce résultat étonnant serait dû aux particularités géographiques de ce pays, avec l'isolement des grandes villes et l'absence totale de villes moyennes (il n'y a aucune ville entre 0,5 et 1 million d'habitants).

De façon générale, Hsing (1990) soutient que la littérature sur les hiérarchies urbaines part d'un a priori théorique contestable, celui d'une distribution de la taille des villes qui suit une loi de Pareto, au lieu de s'interroger, de façon exploratoire, sur la meilleure adéquation possible entre la distribution réelle et les différentes distributions théoriques. Il suggère d'utiliser une transformation Box-Cox qui emprunte la forme loglinéaire, lorsque les paramètres de transformation estimés s'approchent de zéro. En utilisant cette méthode, Hsing rejette l'adéquation systématique entre la distribution des villes américaines et la loi de Pareto. D'autres travaux menés par Cameron (1990) ou Alperovitch et Deutsch (1995) confirment l'argumentation de Hsing, en utilisant la transformation Box-Cox sur des données des systèmes urbains de vingt-cinq pays.

Différentes études utilisent des tests d'adéquation plus ou moins puissants, tels que le test de Pearson (Anderson et Ge, 2001), celui de Kolmogorov Smirnov (Eekhout, 2004). En suivant l'argumentation de Hsing, Anderson et Ge (2005) testent l'adéquation des distributions des villes chinoises et américaines de plus de cent mille habitants avec différentes distributions théoriques (lognormale, Pareto, double Pareto), pour plusieurs dates entre 1949 et 2000. Ils trouvent que la distribution des villes chinoises s'apparente davantage à une distribution lognormale, sauf pour 1949, tandis que les conclusions pour les distributions des villes américaines sont plus mitigées. Cette différence s'explique, selon les deux auteurs, par les traits d'urbanisation complètement différents entre les deux pays : aux Etats-Unis, les hiérarchies urbaines sont stables durant cette période, tandis que la Chine est caractérisée par un fort taux de naissance de villes nouvelles, depuis le début des réformes économiques.

En s'appuyant partiellement sur le travail de Reed (2001), Benguigui et Blumenfeld-Lieberthal (2007) proposent un modèle général, susceptible de décrire différentes formes de distributions réelles :

$$\ln S = \ln S_0 - H(\alpha) \mu [b + H(\alpha) \ln R]^\alpha \quad (1.52)$$

où R et S représentent le rang et la taille de la ville, S_0 un paramètre qui dépend de la taille de la plus grande ville, μ et b deux constantes et α un coefficient de hiérarchisation positif. $H(\alpha)$ est une fonction égale à -1 si $\alpha < 1$ et à 1 si $\alpha \geq 1$. Dans ce cas, l'équation 1.57 peut s'écrire de la façon suivante :

$$\ln S = \ln S_0 - \mu [b + \ln R]^\alpha \quad \text{si } \alpha \geq 1 \quad (1.53)$$

et

$$\ln S = \ln S_0 + \mu [b - \ln R]^\alpha \quad \text{si } \alpha < 1 \quad (1.54)$$

Dans les deux cas de figure, les équations 1.53 et 1.54 représentent une fonction parabolique : lorsque $\alpha = 1$, elle décrit une distribution de Pareto et dans ce cas, μ est le coefficient de Pareto.

Par ce biais, Benguigui et Blumenfeld-Lieberthal (2007) arrivent à une classification des différentes distributions des tailles des villes : la première classe correspond aux distributions qui obéissent à une loi puissance (avec $\alpha = 1$), la seconde classe aux distributions exponentielles (avec $\alpha > 1$), enfin la troisième classe (avec $0 < \alpha < 1$) décrit une distribution lognormale lorsque $\alpha = 0,5$. Sur 41 distributions de différents pays testées par les deux auteurs, 17 suivent une distribution de Pareto ($\alpha = 1$) où le coefficient de Pareto μ varie entre 0,61 et 1,25, 13 affichent une valeur de α significativement supérieure à 1 (entre 1,3 et 2,59) et seule une distribution affiche une valeur de α inférieure à 1 (la Chine avec $\alpha = 0,41$), tandis que dix autres distributions ont une allure moins homogène qui ne peut être décrite par un seul modèle.

Il est intéressant de signaler que les résultats de Benguigui et Blumenfeld-Lieberthal ne valident guère l'hypothèse d'une distribution de la taille des villes qui suit une loi lognormale.

De façon générale, tous ces travaux soutiennent que, sur un plan méthodologique, il est préférable de chercher quelle est la meilleure loi théorique permettant de caractériser la distribution des tailles des villes, plutôt que de partir d'un a priori d'une loi de Pareto. Seulement, la plupart

des modèles utilisés sont à deux variables explicatives, permettant de mieux prendre en compte la convexité de la courbe, tandis que le grand avantage de la distribution de Pareto est de concentrer toutes les informations sur un seul indicateur, la valeur du coefficient de hiérarchisation.

Dès lors, des choix d'arbitrage s'imposent, car en optant pour des lois théoriques alternatives à celle de Pareto, on gagne en qualité d'estimation, mais on perd en qualité d'interprétation. C'est probablement la raison pour laquelle ces études n'ont connu qu'un succès limité au sein de la science régionale.

Ce sous-chapitre explore un ensemble de travaux qui examinent l'hypothèse d'une déviation des distributions rang-taille des villes vis-à-vis d'une distribution de Pareto, à la suite des réflexions pionnières de Rosen et Resnick. En mettant en cause le bornage inférieur des échantillons dans la plupart des études contemporaines sur les hiérarchies urbaines, certains auteurs soutiennent ainsi que la distribution réelle de la taille des villes d'un pays ou d'une région suit une distribution théorique alternative, essentiellement la distribution lognormale. Cependant, la définition de la ville dans ces études reste très discutable, car souvent l'unité urbaine ne représente qu'une simple localisation de quelques ménages.

Ces études examinent la forme de la distribution de la taille des villes, en tant qu'aboutissement d'un processus de croissance urbaine spécifique. Elles ouvrent le débat sur une approche dynamique de l'évolution des distributions des tailles des villes qui intègre le processus de la croissance urbaine et qui sera abordé dans le troisième chapitre de cette thèse.

Conclusion

L'intérêt des modèles rang-taille réside principalement sur le fait qu'ils réunissent en une seule variable, celle du coefficient de hiérarchisation, une information sur la structure des hiérarchies urbaines d'un pays ou d'une région. Cette simplicité les rend particulièrement attrayants pour les études de comparaison internationale.

En examinant un certain nombre de problèmes d'ordre méthodologique, liés essentiellement aux choix d'échantillonnage et aux méthodes d'estimation du coefficient de hiérarchisation dans les modèles de Zipf ou de Lotka, ce chapitre prétend explorer les principaux travaux qui utilisent les modèles rang-taille pour analyser l'organisation d'un système de villes. L'objectif est de tester la pertinence de cet estimateur et, en même temps, de s'interroger sur la construction d'un cadre analytique plus général, permettant de s'interroger sur le lien entre l'évolution des hiérarchies urbaines d'un pays/ou d'une région et son développement économique.

La plupart des distributions rang-taille des villes observées s'écartent de la loi de Zipf, c'est-à-dire d'une distribution dont la pente est égale à -1. Celle-ci ne représenterait qu'un cas parmi d'autres distributions. Dans un sens large, la loi de Zipf conduit, toutefois, à s'interroger sur la stabilité du coefficient de hiérarchisation.

Les comparaisons diachroniques (l'évolution du coefficient au sein d'un même pays) semblent apporter plus d'éléments d'analyse que les comparaisons internationales (les coefficients des distributions des tailles des villes des différents pays). Certains auteurs émettent ainsi l'hypothèse d'une évolution en U inversé du coefficient de hiérarchisation. Celui-ci obtient des valeurs élevées (faible concentration urbaine) lorsque le niveau

de développement économique d'un pays est faible, puis baisse (tendance à la concentration dans les grandes villes), lorsque le pays entre dans une phase de développement économique rapide, avant de connaître un mouvement inverse (décongestion et déconcentration urbaine), quand le pays arrive dans une phase de maturité économique.

Le chapitre suivant propose d'examiner ces hypothèses dans le cadre de deux pays qui, par la taille de leur population et par leur croissance économique, émergent et se confirment de façon surprenante dans l'économie mondiale du 21^{ème} siècle, la Chine et l'Inde. Ces deux pays représentent deux cas fort intéressants, par le fait que leur trajectoire, durant les vingt dernières années, est accompagnée par des modifications profondes de leur paysage urbain.

Annexes du chapitre 1

Annexe 1.1 Simulation Monte-Carlo

On compare les performances des différentes méthodes d'estimation du coefficient de hiérarchisation, selon la taille de l'échantillon, en effectuant une simulation Monte-Carlo. Les codes écrits sur Matlab 7.0.3. sont présentés ci-après :

function[result] = simZIPF(n)

```
% Simulation MC sur 20000 échantillons issus d'une loi Pareto de coef 1
% n : taille échantillon
%result : matrice (5,6)
% ligne 1 de result : moyenne des coefficients
% ligne 2 de result : écaresultt-type des coefficients
% ligne 3 de result : moyenne des écaresultt-type des coefficients
% ligne 4 de result : boresultne à 5% des IC des coefficients
% ligne 5 de result : boresultne à 95% des IC des coefficients
% colonne 1 de result : méthode OLS classique
% colonne 2 de result : méthode OLS corrigé par Gabaix
% colonne 3 de result : méthode Hill
% colonne 4 de result : méthode OLS Lotka
% colonne 5 de result : méthode OLS Lotka corrigé par Nishiyama
% colonne 6 de result : méthode GLS Lotka

% Etape 1 : génération des 20000 échantillons et des vecteurs nécessaires à Zipf
u = rand([n,20000]);
u = sort(u);
s = 1./u; % vecteur taille rangé par ordre décr.
ln_s = log(s);
r = [1:]; % vecteur rang
ln_r = log(r);
r_gab = r-0.5; % vecteur rang corrigé par Gabaix
ln_r_gab = log(r_gab);
```

% Etape 2 : calcul des coefficients des régressions MCO

%1^{er} cas : OLS classique

[coefOLS] = regressmat(ln_r,ln_s);

result(:,1) = resultat(coefOLS) ;

%2^{er} cas : OLS corrigé par Gabaix

[coefOLSGab] = regressmat(ln_r_gab,ln_s);

result(:,2) = resultat(coefOLSGab) ;

%3^{eme} cas : Hill (estimateur max vraisemblance)

[coefHILL] = hillmat(ln_s);

result(:,3) = resultat(coefHILL) ;

%4^{eme} cas : MCO Lotka

[coefOLSLotka] = regressvect(ln_r,ln_s);

result(:,4) = resultat(coefOLSLotka) ;

%5^{eme} cas : MCO Lotka corrigé (Nishiyama)

[correction] = corr_nishi(n) ;

[coefOLSNishi] = coefOLSLotka*correction*(-1);

result(:,5) = resultat(coefOLSNishi) ;

%6^{eme} cas : MCG Lotka

[coefGLSLotka] = regressvectGLS(ln_r,ln_s,G);

result(:,6) = resultat(coefGLSLotka) ;

function[coef] = regressmat(y,x)

% regression de toutes les colonnes d'une matrice X de taille (n,m) avec un

% vecteur colonne Y

% pour tout j : $Y = X_i * coef(j) + cste$

% coef : matrice (6,m) des coef de la régression MCO

% coef(1,j) = coef MCO de Y avec la j^{eme} colonne de X

% coef(2,j) = écart-type des coef MCO

% coef(3,j) et coef(4,j) = IC de coef(1,j)

% coef(5,j) = var résiduelle

% coef(6,j) = R^2

[n,m] = size(x);

un = ones(n,1);

for j = 1:m,

 indep = [un x(:,j)];

 [b,bIC,res,resIC,s] = regress(y,indep,0.05);

 coef(1,j) = b(2);

 s_res = std(res)*sqrt((n/(n-2)));

 s_x = std(x(:,j));

```

coef(2,j) = ( s_res/s_x)/sqrt(n);
coef(3,j) = bIC(2,1);
coef(4,j) = bIC(2,2);
coef(5,j) = sum(res.^2);
coef(6,j) = s(1);
end

```

function[coef]=hillmat(x)

```

% calcul les estimateurs de Hill des colonnes d'une matrice X de taille (n,m)
% coef : matrice (2,m) des coef estimés par méthode du max de vraisemblance
%   coef(1,j) = coef de la jème colonne de X
%   coef(2,j) = écart type du coef(1,j)

[n,m] = size(x);
for j = 1:m,
    [coef(:,j)] = esthill(x(:,j));
end

```

function[coef]=esthill(x)

```

% calcul l'estimateur de Hill et son écart-type
% x est un vecteur colonne de données
% coef : vecteur colonne (2,1)
%   coef(1,1) = coef
%   coef(2,1) = écart type du coef(1,j)

coef = zeros(2,1);
s = size(x);
p = s(1)-1;
S1 = 0;S2 = 0;
for i = 1:p,
    T = i*(x(i)-x(i+1));
    S1 = S1+T;
    S2 = S2+T*T;
end
inv_hill = S1/p;
std_inv_hill = sqrt((S2/p-inv_hill*inv_hill)/(p-1));
coef(1,1) = 1/inv_hill;
coef(1,2) = std_inv_hill/(inv_hill^2);

```

```
function[coef] = regressvect(y,x)
```

```
% regression d'un vecteur colonne Y avec toutes les colonnes d'une matrice X de  
taille (n,m)
```

```
% pour tout j :  $X_j = Y * coef(j) + cste$ 
```

```
% coef : matrice (5,m) des coef de la régression MCO
```

```
% coef(1,j) = coef MCO de Y avec la jème colonne de X
```

```
% coef(2,j) = écart-type du coef MCO
```

```
% coef(3,j) et coef(4,j) = IC de coef(1,j)
```

```
% coef(5,j) = var résiduelle
```

```
% coef(6,j) =  $R^2$ 
```

```
[n,m] = size(x);
```

```
un = ones(n,1);
```

```
indep = [un y];
```

```
s_y = std(y);
```

```
for j = 1:m,
```

```
    dep = x(:,j);
```

```
    [b,bIC,res,resIC,s] = regress(dep,indep,0.05);
```

```
    coef(1,j) = b(2);
```

```
    s_res = std(res)*sqrt((n/(n-2)));
```

```
    coef(2,j) = (s_res/s_y)/sqrt(n);
```

```
    coef(3,j) = bIC(2,1);
```

```
    coef(4,j) = bIC(2,2);
```

```
    coef(5,j) = sum(res.^2);
```

```
    coef(6,j) = s(1);
```

```
end
```

```
function[cor_est]=corr_nishi(n)
```

```
% calcul le coefficient multiplicateur pour corriger le biais de
```

```
% l'estimateur OLS de la loi de Zipf selon la correction de Nishiyama
```

```
S1=0;S2=0;S3=0;
```

```
for i=1:n,
```

```
    S1=S1+log(i);
```

```
    S2=S2+log(i)*log(i);
```

```
    S3=S3+1/i*S1;
```

```
end
```

```
cor_est=((n*S2)-S1*S1)/(n*S3-n*S1);
```


function[coef]=regressvectGLS(y,x,G)

```
%regression GLS d'un vecteur colonne Y avec toutes les colonnes d'une matrice X
de taille (n,m)
% pour tout j :  $X_j = Y * coef(j) + cste$ 
% coef : matrice (2,m) des coef de la régression MCO
%   coef(1,j) = coef MCO de Y avec la jème colonne de X
%   coef(2,j) = écart type du coef(1,j)

[n,m] = size(x);
un = ones(n,1);
indep = [un y];
for j = 1:m,
    dep = x(:,j);
    vect_A = inv(indep'*inv(G)*indep)*indep'*inv(G)*dep;
    var_A = inv(indep'*inv(G)*indep);
    coef(1,j) = vect_A(2);
    coef(2,j) = sqrt(var_A(2));
end
```

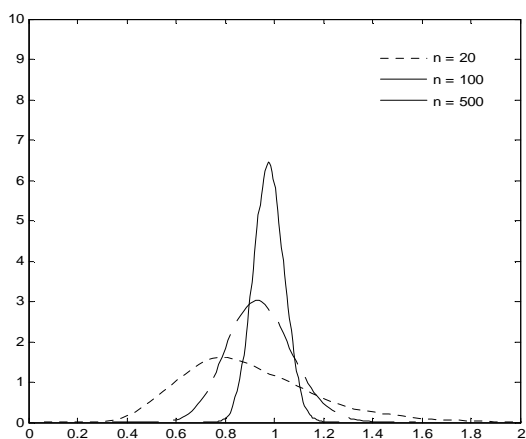
function[r] = résultat(coef)

```
% construit le vecteur des résultats
% r : vecteur (5,1)
% coef : matrice (k,n) des coef et de ses caractéristiques
% ligne 1 de r : moyenne des coef
% ligne 2 de r : écart-type des coef
% ligne 3 de r : moyenne des écart-type des coef
% ligne 4 de r : borne à 5% des IC des coef
% ligne 5 de r : borne à 95% des IC des coef

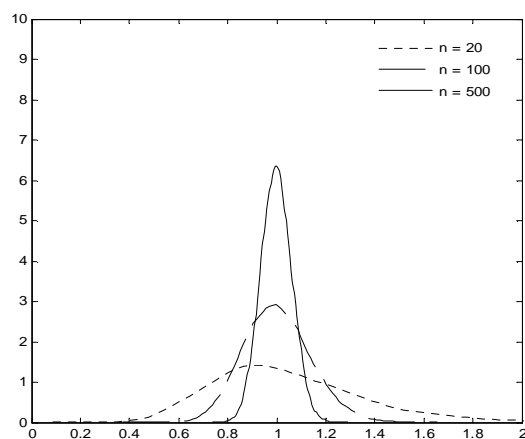
r(1,1) = mean(coef(1,:))';
r(2, 1) = sdt(coef(1, :))';
r(3, 1) = mean(coef(2,:))'
IC_coef = quantile(coef(1,:)',[.05 .95])
r(4, 1) = IC_coef(1);
r(5, 1) = IC_coef(2);
```

Annexe 1.2. Densités de Kernel des estimations du coefficient de Pareto

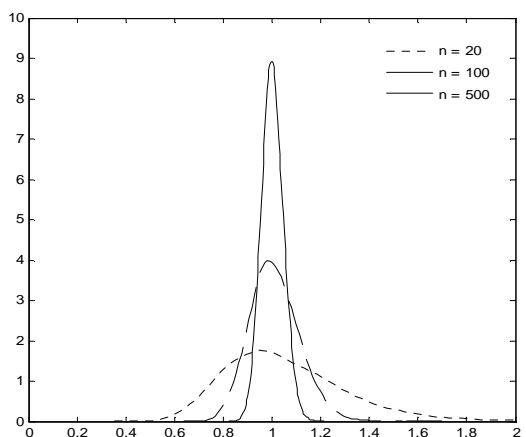
On représente les densités de kernel calculées à partir des échantillons des différentes estimations du coefficient de Pareto issues de la simulation Monte-Carlo.



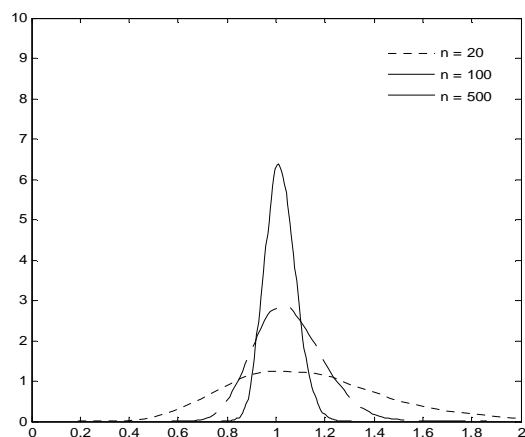
Méthode MCO



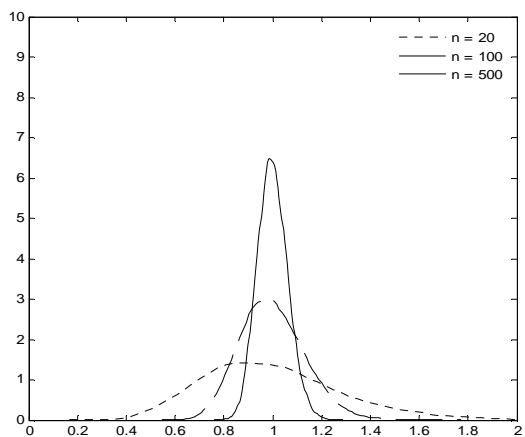
Méthode MCO corrigé par Gabaix



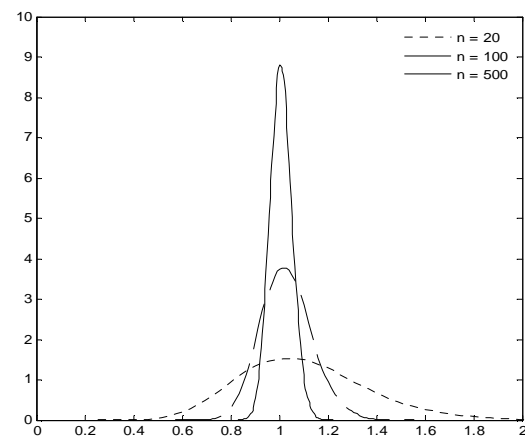
Méthode Hill



Méthode MCO Lotka



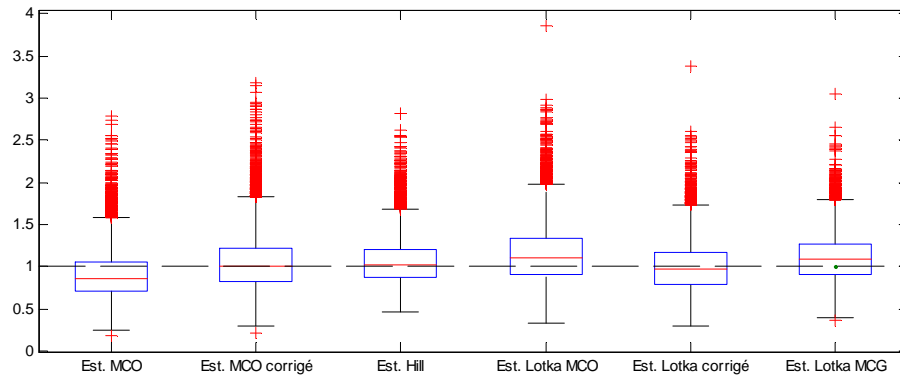
Méthode Hill



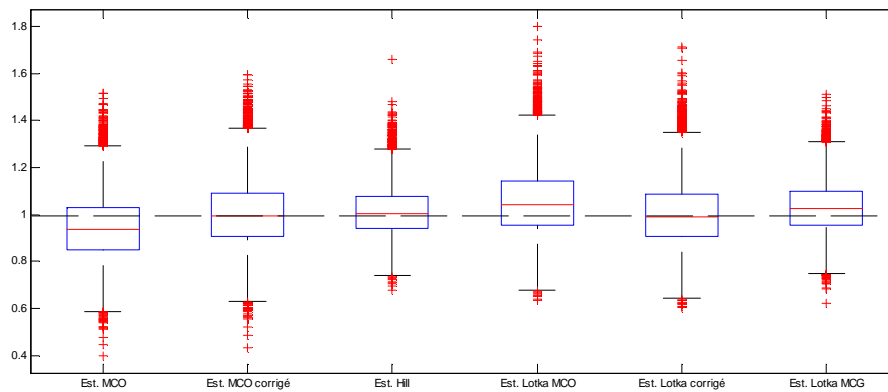
Méthode MCO Lotka

Annexe 1.3. Comparaison des différents estimateurs

Les schémas suivants comparent les différents estimateurs utilisés dans la simulation Monte-Carlo :



Echantillons de taille 20



Echantillons de taille 100

Chapitre 2

Les distributions rang-taille en Chine et en Inde

Introduction

Ce chapitre propose d'étudier l'évolution des hiérarchies urbaines chinoises et indiennes entre 1980 et 2005. La Chine et l'Inde se classent au premier et second rang des pays les plus peuplés, avec plus d'un milliard d'habitants en 2005, soit un tiers des habitants de la planète. Durant une bonne partie du 20^{ème} siècle, les deux pays ont favorisé une économie autocentrée, fermée au reste du monde, même si leurs régimes politiques furent sensiblement différents. A partir de 1978, de façon timide, puis à partir de 1984 et 1993, de façon plus prononcée, la Chine s'est engagée dans une ère de réformes qui a conduit à des mutations profondes de son système économique. C'est, également, à partir du début des années quatre-vingt que l'Inde a mis en place une série de réformes visant à réduire le rôle de l'Etat dans l'économie et laisser davantage de place à l'initiative privée. Elles furent suivies d'une recherche d'ouverture à l'économie mondiale, à partir de la crise monétaire de 1991.

Durant ces vingt années de réformes, l'Inde et la Chine se distinguent par leur taux de croissance économique, parmi les plus forts du globe. Entre 1980 et 2005, le taux de croissance annuel moyen du PIB est de l'ordre de 10,2% en Chine et de 6,3% en Inde, même si, dans ce dernier pays, des écarts annuels plus importants peuvent être observés : 8% en 1996 mais seulement 1,5% en 1992 (Banque mondiale, 2006).

Le rythme des mutations n'est cependant pas le même. Selon Maddison (2002), le revenu par habitant dans les deux pays était quasiment identique en 1870. Après une longue période mouvementée, séquencée par des chocs politiques et institutionnels, l'Inde affiche, en 1980, un revenu par habitant supérieur de 50% à celui de la Chine. Au bout d'une décennie de croissance chinoise appuyée, les deux pays se retrouvent avec un revenu par habitant identique en 1990, soit 120 ans après avoir connu une telle équivalence. A

l'aube du 21^{ème} siècle, le revenu par habitant chinois est quasiment le double de son homologue indien.

Ce chapitre cherche à savoir si cette période de mutations profondes et de réformes institutionnelles s'accompagne d'un changement dans les hiérarchies urbaines des deux pays. Certes, la période de référence est relativement courte pour observer les évolutions d'un système urbain mais l'objectif reste, ici, plutôt celui d'étudier la sensibilité de la distribution rang-taille des villes dans le court et moyen terme face à un ensemble de changements économiques, sociaux et institutionnels accélérés. Ce choix se justifie également par la volonté de travailler sur des données statistiques fiables qui ne sont pas disponibles pour des périodes antérieures à 1981.

Ce chapitre est organisé en trois sous-chapitres :

Le sous-chapitre 2.1 propose un regard descriptif et historique du processus d'urbanisation indien et chinois entre 1981 et 2004. Même si de nombreux auteurs considèrent que l'étude de l'urbanisation ne permet pas d'analyser des effets de concentration urbaine et, donc, de saisir les mutations d'un système de villes hiérarchisé, elle pose, néanmoins, le cadre institutionnel et social dans lequel ces changements démographiques se déroulent.

En 1980, l'Inde et la Chine font partie du groupe des pays les moins urbanisés au monde. Vingt cinq ans plus tard, leur situation s'est dissociée : la Chine intègre le groupe des pays intermédiaires tandis que l'Inde continue, résolument, à afficher un taux d'urbanisation très faible. Or, c'est en Chine que le pouvoir central s'est efforcé, depuis des décennies, à limiter l'ampleur du processus d'urbanisation, contrairement à l'Inde où la liberté de migration interne fut, toujours, de rigueur.

Le sous-chapitre 2.2 présente la construction de la base de données de ce travail de thèse, en passant en revue les différents problèmes liés à la définition d'une ville dans les deux pays, aux techniques d'échantillonnage choisies, à l'absence (ou la multiplication) de sources statistiques fiables. Dans cette thèse, on a choisi de travailler sur les villes de plus de 100 000 habitants, essentiellement pour deux raisons : en premier lieu, les modèles

rang-taille concernent les parties hautes des distributions des villes ; en second lieu, en dessous de ce seuil, il devient très difficile d'obtenir des données statistiques annuelles fiables.

Enfin, le sous-chapitre 2.3 engage une analyse comparative de l'évolution de la distribution rang-taille des villes chinoises et indiennes entre 1980 et 2005. Dans un premier temps, à l'aide d'un test de Kolmogorov-Smirnov, on montre que les deux distributions suivent une loi de Pareto. Puis, dans un deuxième temps, en appliquant la méthode Hill, on estime les coefficients de hiérarchisation de la distribution rang-taille des villes des deux pays, pour différentes dates. On analyse, alors, la structuration et l'évolution des hiérarchies urbaines de deux pays.

2.1 Les processus d'urbanisation en Chine et en Inde : 1980-2005

Dans l'histoire économique, le processus d'urbanisation apparaît comme un processus de convergence spatiale de la population vers les villes (Huang, 1998). Comme le soulignent Henderson et Wang (2004), même si la notion d'urbanisation, et encore plus sa mesure, restent largement controversées dans la science régionale contemporaine, son étude fournit des informations intéressantes sur les dynamiques démographiques qui interviennent dans la structuration d'un système de villes et de son évolution.

Ce sous-chapitre propose d'étudier, dans une première section, un ensemble d'indicateurs des urbanisations chinoise et indienne, tout en les comparant avec ceux d'autres espaces de taille comparable, tels que les Etats-Unis et l'Europe.

Dans une deuxième et troisième section, ce sous-chapitre entame une approche historique des processus d'urbanisation dans chacun des deux pays, en mettant en relief leur caractère discontinu dans le temps, fortement lié à la succession des choix de politique démographique et économique, qui ont prévalu durant la deuxième partie du vingtième siècle.

2.1.1 Une approche descriptive des processus d'urbanisation chinois et indien

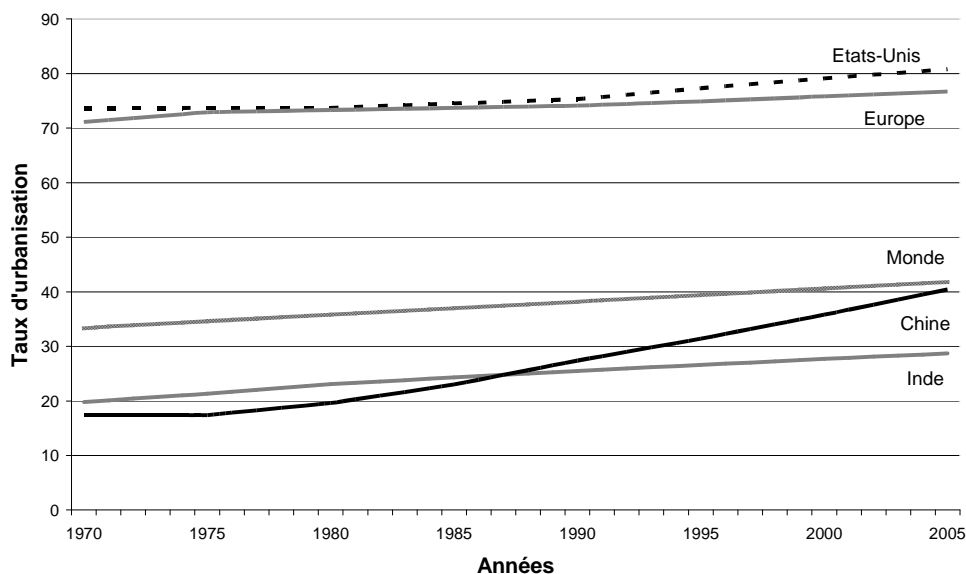
En 2005, la population urbaine à l'échelle mondiale est estimée à 3,1 milliards d'individus, soit 48,7% de la population totale, contre seulement 730 millions (29% de la population totale) en 1950. Durant la deuxième moitié du vingtième siècle, elle s'est multipliée par quatre, ce qui correspond à une augmentation annuelle moyenne de plus de 40 millions d'individus (Nations Unies, 2006). Cette progression fulgurante n'est, cependant, pas équitablement distribuée. Selon Davis et Henderson (2003), l'urbanisation représente un processus transitoire quasi-irréversible qui concerne, aujourd'hui, environ la moitié des pays du globe, l'autre moitié étant des pays que l'on peut qualifier de « pleinement urbanisés ».

Dans son étude historique de la démographie mondiale, Bairoch (1985) avait déjà mis en évidence le fait que les processus d'urbanisation se différencient dans l'espace et dans le temps, en rappelant que le taux d'urbanisation est resté faible en Europe (12%) et aux Etats-Unis (5%) jusqu'au début du 19^{ème} siècle, avant de commencer à s'accroître de façon plus ou moins rapide et continue, pour dépasser le seuil de 30% en 1900 et atteindre 51% et 60%, respectivement pour chaque espace au lendemain de la deuxième guerre mondiale. Durant la deuxième partie du 20^{ème} siècle, le taux d'urbanisation des populations européenne et américaine s'est stabilisé autour de 70%, tandis que le groupe des pays intermédiaires et à faible revenu affiche, à son tour, les progressions les plus spectaculaires¹.

En 1980, les taux d'urbanisation chinois (19,6%) et indien (23,1%) sont parmi les plus faibles du globe, bien en dessous de la moyenne mondiale qui se situe à 35,8%. Cependant, depuis vingt cinq ans, ces deux pays connaissent une évolution contrastée qui conduit à une différenciation de leur situation à l'aube du 21^{ème} siècle. La figure 2.1 permet d'appréhender

¹ En Annexe 2.1, le tableau présente l'évolution de l'urbanisation dans les pays en développement et dans les pays anciennement industrialisés, entre 1800 et 2005.

de façon plus claire les évolutions de ces mutations démographiques, en comparaison avec d'autres espaces de taille identique, tels que les Etats-Unis et l'Europe.



Source : Nations Unies, 2006

Figure 2.1 : Evolution du taux d'urbanisation 1980 – 2005
Inde – Chine - Etats-Unis - Europe

A la lecture de cette figure, un triple constat s'impose :

En premier lieu, il y a, au début des années soixante-dix, un grand écart entre les pays anciennement industrialisés et l'Inde et la Chine, qui se comble progressivement du fait de la stagnation du taux d'urbanisation dans les premiers (surtout en Europe) et sa progression continue dans les deuxièmes.

En second lieu, l'Inde et la Chine ont un taux d'urbanisation sensiblement inférieur à la moyenne mondiale, jusqu'au début des années quatre-vingt. Cet écart se réduit par la suite, voire s'amenuise, pour la Chine.

Enfin, en troisième lieu, les deux pays connaissent des mouvements contrastés. En Chine, une accélération de l'urbanisation (la progression

annuelle de son taux d'urbanisation est de 0,83%), lui permet de passer, en vingt-cinq ans, du groupe des pays les plus faiblement urbanisés au groupe des pays intermédiaires (Zhao et al., 2003, Schaffar, 2008). En Inde, ce processus (0,22%) se poursuit à un rythme toujours inférieur à la moyenne mondiale (0,24%).

Le tableau 2.1 superpose quelques informations complémentaires, en mettant en parallèle l'évolution du taux d'urbanisation et celle du Produit Intérieur Brut (PIB) par habitant, dans chaque pays, pour la période de référence. On constate que les deux variables évoluent dans le même sens, mais les rythmes sont différents pour chaque pays. L'Inde affiche un taux d'urbanisation et un niveau du PIB par habitant supérieurs à ceux de la Chine au début des années quatre-vingt, mais la situation s'inverse dès le début de la décennie suivante. En 2005, le PIB par habitant chinois est presque le double de celui de l'Inde, tandis que l'écart entre leurs taux d'urbanisation est d'environ 12%.

Tableau 2.1 : Evolution du taux d'urbanisme et du PIB par habitant en \$ constant PPPA (2000)

Années	Taux d'urbanisation en %		PIB/Habitant en \$ 2000 (PPA)	
	Inde	Chine	Inde	Chine
1980	23,1	19,4	1165,1	773,6
1985	24,3	23,0	1358,9	1202
1990	25,5	27,4	1655,4	1625,2
1995	26,6	31,4	1944,1	2730,3
2000	27,7	35,8	2364,4	3938,6
2005	28,7	40,4	3071,5	6011,7

Source : Nations Unies Yearbooks

Les résultats affichés n'infirmement pas l'hypothèse d'une corrélation positive entre les deux variables, émise dans les travaux pionniers de Chenery et Syrquin (1975) et de Northam (1975) et testée avec plus ou moins de succès par de nombreux auteurs (Moomaw et Shatter, 1996, Taylor et Martin, 2001, Davis et Henderson, 2003).

Henderson et Wang (2004) considèrent que les processus d'urbanisation récents au sein des pays en développement différent de ceux des pays

anciennement industrialisés, non seulement par leur rythme soutenu, mais également par la formation ou la modification des hiérarchies urbaines existantes (Kojima, 1995 ; Cohen, 2004 ; Kazuhiro, 2007). Ceci les conduit à mettre sérieusement en cause l'utilisation du taux d'urbanisation en tant que variable explicative pertinente des dynamiques démographiques urbaines. Ils proposent de lui substituer une analyse fondée sur deux autres indicateurs, la densité de population et la taille des villes.

En prolongeant la démarche engagée par Henderson et Wang (2004), Asadoorian (2008) utilise la base de données du MIT (2004) concernant la distribution latitudinale - longitudinale de la population mondiale pour construire des courbes de Lorenz qui mettent en relation la distribution de la population et celle de la terre dans différents pays. La figure 2.2 affiche les quatre courbes de Lorenz pour l'Inde, la Chine, les Etats-Unis et l'Europe, avec le coefficient de Gini correspondant.

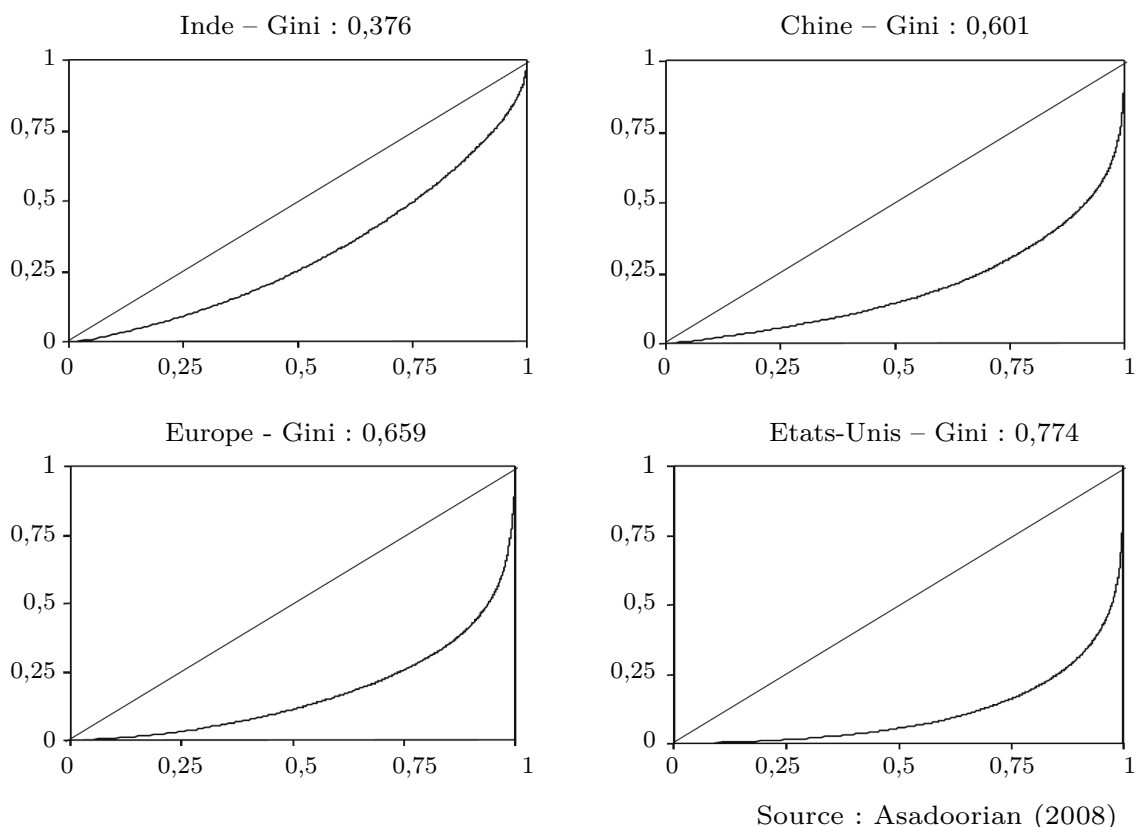
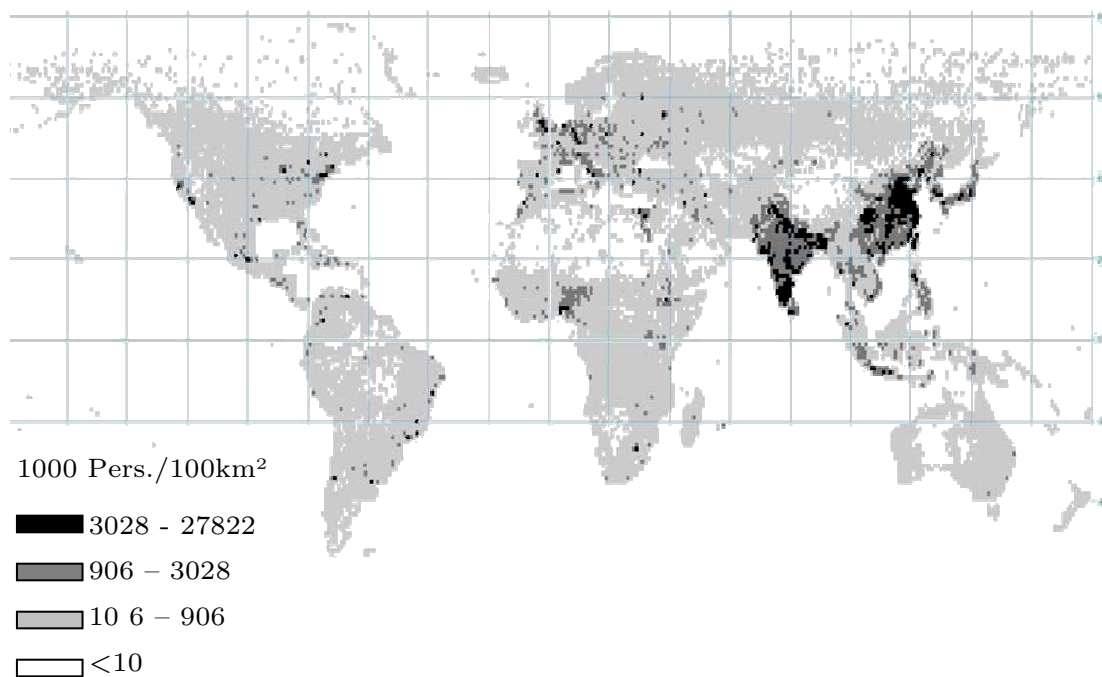


Figure 2.2 : Courbe de Lorenz et indice de Gini en 1997
 Inde - Chine - Etats-Unis - Europe

Lorsque l'indice de Gini s'approche de 1, il indique une plus grande concentration de la population dans un espace relativement restreint et vice-versa (lorsque il s'approche de 0, il indique une population équitablement distribuée). Les Etats-Unis affichent un indice élevé (0,774), l'Europe (0,659) et la Chine (0,601) un indice moyen et l'Inde (0,376) un indice très faible. Ces résultats affinent considérablement les interprétations basées sur l'étude du taux d'urbanisation.

Par la suite, Asadoorian (2008) utilise le modèle géomatique IGMS² (Patzev et al. 2005) pour dresser une carte mondiale des densités³. La carte 2.1 fournit les résultats obtenus, tandis que la carte 2.2 représente un détail de la précédente, centré sur l'Inde et la Chine.



Source : Asadoorian (2008)

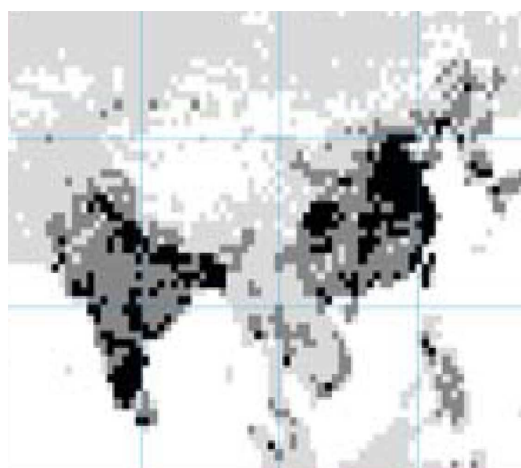
*Carte 2.1 : Densité de la population mondiale
(nombre de personnes par 100 km²)*

² Integrated Global System Model.

³ Le niveau d'agrégation utilisé est de 1° x 1° (longitude -latitude). Il correspond à une aire moyenne de 100 km².

Deux constats peuvent être dressés : en premier lieu, l'Inde et la Chine apparaissent comme les pays avec la densité de population la plus élevée au monde et se démarquent fortement de tout autre pays ou région. Les zones d'ombre les plus foncées représentent respectivement des densités de population, allant de 1 à 3 millions d'individus et de 3 à 28 millions d'individus par 100 km². Elles couvrent la quasi-totalité de l'Inde et la moitié orientale de la Chine.

En second lieu, lorsque l'on examine les deux pays plus attentivement (carte 2.2), un certain nombre de disparités régionales apparaissent : en Inde, la vallée du Gange d'une part et le triangle Cochin-Madras-Bombay d'autre part sont plus densément peuplés que le reste ; en Chine, le contraste est encore plus saisissant entre la côte orientale très dense – et notamment l'aire entre Beijing et Shanghai, avec une large périphérie intérieure – et l'Ouest fortement dépeuplé.



Source : Asadoorian (2008)

*Carte 2.2 : Densité de population indienne et chinoise - Détail
(nombre de personnes par 100 km²)*

Les approches par la densité de population fournissent un ensemble d'informations intéressantes qui complètent celles de l'étude des processus d'urbanisation. Henderson et Wang (2004) soulignent, néanmoins, qu'elles ne permettent pas de saisir les dimensions institutionnelles du changement urbain et proposent de les compléter par une analyse de la démographie des villes.

Sur le plan des comparaisons internationales, cela revient, d'abord, à étudier la formation et l'évolution du poids des grandes agglomérations urbaines. Si l'on regarde de façon plus spécifique les cas chinois et indien, en retenant la définition la plus large d'une aire métropolitaine (Nations Unies, 2006), Mumbai, Calcutta et Shanghai figurent, en 2005, dans la liste des dix plus grandes métropoles mondiales, suivies par Delhi et Beijing. Ce processus de métropolisation est relativement récent, comme l'atteste le tableau 2.2.

*Tableau 2.2 : Nombre de grandes métropoles en 1980 et 2005
Inde – Chine – Etats-Unis - Europe*

Pays		+ 2 Millions		+ 5 Millions		+ 10 Millions	
Inde	1980	7	(0,09)	2	(0,11)	0	(0,00)
	2005	14	(0,08)	7	(0,14)	3	(0,15)
Chine	1980	10	(0,13)	2	(0,11)	0	(0,00)
	2005	40	(0,22)	7	(0,14)	2	(0,10)
Etats-Unis	1980	11	(0,14)	3	(0,16)	1	(0,33)
	2005	20	(0,11)	5	(0,10)	2	(0,10)
Europe	1980	16	(0,21)	3	(0,16)	0	(0,00)
	2005	17	(0,09)	5	(0,10)	1	(0,05)
Monde	1980	76	1,00)	19	(1,00)	3	(1,00)
	2005	185	(1,00)	51	(1,00)	20	(1,00)

Calcul : Auteur. Source de données : Nations Unies Yearbooks, 2006

En 1980, aucun des deux pays ne possède une aire métropolitaine avec une population supérieure à 10 millions d'habitants. En 2005, les métropoles chinoises et indiennes de cette taille représentent ensemble un quart des grandes métropoles mondiales. Durant cette même période, le gonflement des villes de plus de 2 millions d'habitants en Chine contraste fortement avec la stationnarité des villes Européennes.

Le tableau 2.3 fournit des informations complémentaires sur le poids démographique des métropoles indiennes et chinoises. En reprenant la présentation de Ades et Glaeser (1995), on estime la part des 3 premières aires métropolitaines de chaque pays dans sa population totale en 2001.

Tableau 2.3 Population et poids des aires métropolitaines dans la population totale en 2001 (Inde – Chine – Europe – Etats-Unis)

Espace	Agglomération	Population (en 1000)	Part dans pop totale du pays (en %)
Europe	Moscow	10383	7,04%
	Paris	9645	16,44%
	Londres	8278	14,12%
Etats-Unis	New York	18323	6,51%
	Los Angeles	12366	4,39%
	Chicago	9098	3,23%
Inde	Mumbai	16434	1,60%
	Calcuta	13212	1,26%
	Delhi	12877	1,25%
Chine	Shanghai	14231	1,14%
	Beijing	10301	0,82%
	Guangzhou	7547	0,60%

Calcul : Auteur. Source de données : Nations Unies Yearbooks, 2006

Les agglomérations parisienne et londonienne représentent environ 15% de la population française et anglaise, les trois plus grandes métropoles américaines 14,13% de la population totale des Etats-Unis, tandis que la part des métropoles indiennes et chinoises dans la population totale de leur pays se limite à 4,11% et 2,56% respectivement. Certes, la taille de ces deux pays explique partiellement cet écart, mais il indique également une différence dans la structuration urbaine entre l'Inde et la Chine d'une part et les Etats-Unis ou l'Europe d'autre part, avec une absence quasi-totale d'effets de primatie dans les premiers.

2.1.2 Une approche historique de l'urbanisation chinoise

En l'espace d'un demi-siècle, la Chine a connu un processus d'urbanisation extrêmement fluctuant, marqué par un interventionnisme institutionnel permanent sur les dynamiques démographiques nationales.

Dès 1950, des restrictions sur la mobilité de la population ont été mises en œuvre, sous le régime d'un système hautement planifié et centralisé, le *Hukou*, avec l'objectif de contrôler les flux migratoires et maintenir une séparation forte entre le monde urbain et le monde rural (Zhang et Zhao, 1998). Les contrôles migratoires furent, par ailleurs, renforcés par des politiques d'accompagnement telles que le système de communes dans les zones rurales, la planification de l'emploi dans les zones urbaines ou la mise en place d'un système unifié d'approvisionnement de la population en biens agricoles. L'ensemble de ces mesures érigeait des barrières entre les zones urbaines et les zones rurales d'une part et entre la population non agricole et la population agricole d'autre part, en instaurant par-là une structure dualiste du marché du travail (Wang et Zuo, 1999)⁴.

Durant la période 1960–1980, caractérisée par un processus d'industrialisation discontinu, la population urbaine stagne, voire régresse, ce qui signifie que industrialisation et urbanisation ne sont pas, ici, systématiquement liées, comme cela peut être observé dans d'autres pays (Xu, 2008). Les premières années de la politique du « Grand Bond en avant » sont marquées par un exode rural accéléré (la population urbaine a augmenté de 30% en trois ans), lié à la mobilisation de toutes les ressources disponibles du pays pour faciliter la mise en place d'une structure productive à base d'industries lourdes. Puis, la période 1960–1980

⁴ Il convient de noter que la distinction agricole ou non agricole ne correspondait pas exactement à la division territoriale entre les espaces ruraux et les espaces urbains, dans le sens où un ménage pouvait avoir un statut non agricole en milieu rural ou, plus rarement, un statut agricole en milieu urbain (Mallee, 1995 ; Cai et Lin, 2003).

représente une phase de désurbanisation relative. Ceci est illustré par la baisse du taux d'urbanisation de 19,62% en 1960 à 17,20% en 1970 pour remonter à 19,39% en 1980 ! Durant cette période, la parenthèse de la révolution culturelle se caractérise par sa très plus faible proportion de la population urbaine dans la population totale chinoise, avec un taux inférieur à 17%.

A partir de la fin des années soixante dix, le gouvernement chinois adopte une politique de réformes afin de revitaliser l'économie nationale et l'ouvrir progressivement à la concurrence internationale. Ces réformes ont eu des impacts progressifs mais importants sur le processus d'urbanisation, conduisant à une croissance annuelle moyenne de la population urbaine de l'ordre de 4,46% entre 1980 et 2006.

Ces réformes ont initialement introduit des mécanismes de marché dans le domaine de l'agriculture, ce qui a conduit à une rationalisation de la production permettant de dégager un surplus de main d'œuvre rurale pour d'autres activités productives. Cet excédent a été utilisé pour soutenir le processus d'industrialisation rurale, dont le succès, durant les années quatre-vingt, a été fulgurant. A partir de 1984, l'industrie rurale devient le moteur de la croissance chinoise, avec une contribution de l'ordre de 40% sur la croissance du PIB national durant la période 1984 – 1993 (Chen et Rozelle, 1999, Sachs et Woo, 2000, Li, 2003).

Sur le plan institutionnel, cette mutation a été possible, grâce à une série de modifications du système de Hukou favorisant les migrations intra-régionales, aux dépens des migrations interrégionales. Ces modifications consistèrent, essentiellement, à la facilitation de l'acquisition du statut non agricole pour les ménages et à l'autorisation de migration intra-régionale (Zhang, 2002). Elles ont, d'une part, limité le flux de migrations vers les grandes villes et, d'autre part, conduit à la formation d'un grand nombre de bourgs et de villes nouvelles, contribuant, ainsi, à une augmentation annuelle moyenne de la population urbaine de l'ordre de dix millions de personnes (soit un taux de 5,37% entre 1984 et 1993, Lu, 2003).

A partir de la fin des années quatre-vingt, les réformes économiques se sont poursuivies dans le domaine industriel, avec un objectif d'ajustement

de la structure de production, renforcé par l'ouverture aux investissements privés et étrangers. Ces réformes se matérialisent par la création initiale de quatre zones spéciales économiques (ZSE) et de quatorze villes « ouvertes » aux investissements étrangers⁵, avant de s'étendre sur d'autres zones côtières. L'année 1993 marque un clivage dans la période de construction d'une « *économie socialiste de marché* », avec une accélération des réformes économiques, notamment dans le domaine de l'initiative d'entreprendre, de la fiscalité et du financement privé. Simultanément, l'économie chinoise voit son intégration croissante dans l'économie mondiale, avec l'influx persistant des investissements directs étrangers et la croissance continue du commerce extérieur (Fujita et Hu, 2001).

Durant la période 1993–2005, la population urbaine croît au taux annuel moyen de 4,34% (Xu, 2008). Même si le gouvernement chinois maintient la politique anti-mégapoles, les mesures de contrôle de la mobilité s'assouplissent et l'urbanisation rapide se caractérise par un flux important, mais informel, de ménages ruraux qui s'installent dans les villes. Cette « *population temporaire* », selon sa désignation officielle, se concentre dans les villes côtières, économiquement les plus dynamiques mais est victime d'une certaine discrimination sur le marché du travail. Il est intéressant de noter qu'un certain nombre de villes moyennes, soucieuses de trouver une main d'œuvre bon marché, ont contribué à cet influx, par le biais de politiques locales relâchant, voire supprimant, les contrôles d'entrée des migrants sur leur territoire (Chan et Zhang, 1999 ; Zhang, 2002). A partir de 2000, même si le système du Hukou reste officiellement en vigueur, la mobilité des ménages et des travailleurs s'est fortement libéralisée, sauf en direction des plus grandes villes.

Le fonctionnement d'un tel système centralisé de gestion des mutations démographiques, durant un demi-siècle, a eu des répercussions importantes sur la formation du système des villes chinoises, d'autant plus qu'il se combine, à partir de 1984, avec la mise en place de la politique de l'enfant

⁵ Les quatre ZSE sont Shenzhen, Zhuhai, Xiamen et Shantou. Les 14 « villes ouvertes », établies en 1984, sont Shanghai, Guangzhou, Baihai, Fujhou, Dalian, Qinhuangdao, Tianjin, Yantan, Qingdao, Lianyungang, Nantong, Ningbo, Wenzhou, Zhanjiang.

unique (*one child policy*) dont l'objectif est la limitation de la croissance démographique⁶. Comme le soulignent de nombreux chercheurs (Arnaud, 1998, Bocquier et Traoré, 2000), dans la plupart des pays en développement, l'accroissement naturel est une composante importante de la croissance urbaine ; or, en Chine, depuis le début des années quatre-vingt, compte tenu de la *one child policy*, la croissance urbaine repose essentiellement sur la migration des ménages ruraux⁷ (Wu, 1994, Aubert, 1996, Chan et Hu, 2003).

On peut, ainsi, conclure qu'en Chine, les processus migratoires furent fortement canalisés par le gouvernement chinois par le biais du système Hukou, au moins jusqu'en 1993, en privilégiant systématiquement le développement des petites et moyennes villes aux dépens des grandes métropoles et en érigeant un ensemble de barrières administratives à l'unification du marché du travail (Fleisher et Yang, 2003, Knight et Yueh, 2004, Shen, 2006, Wei, 2007).

2.1.3 Une approche historique de l'urbanisation indienne

Comme on a pu le constater dans la partie 2.1.1, avec plus de 70% de sa population vivant en milieu rural en 2005, l'Inde est un des pays les moins urbanisés au monde, tout en comptant, en même temps, deux parmi les dix plus grandes métropoles mondiales, dont Mumbai qui pourrait devenir la deuxième ville du monde par sa taille en 2015 (Nations Unies, 2006).

⁶ Le taux de croissance démographique annuelle est passé de 1,4 au début des années quatre-vingt à 0,9 en 2000. Le taux de fécondité a baissé d'une unité durant, cette même période, en passant de 2,9 à 1,8 (Nations Unies, 2006).

⁷ La contribution des migrations à la croissance urbaine varie selon les différentes sources statistiques, mais est estimée, généralement, autour de 75% , durant la période 1984-2005 (Xu, 2008).

La faiblesse de l'urbanisation indienne dans la deuxième partie du 20^{ème} siècle se trouve essentiellement dans les sources de la croissance urbaine. Contrairement à la Chine, c'est l'accroissement naturel qui contribue, en Inde, à plus de 60% de la croissance urbaine entre 1981 et 2001, tandis que les migrations des habitants ruraux vers la ville n'expliquent que 20 à 25% du processus⁸ (Census, 1991 et 2001). Ceci signifie que les nouveaux citadins proviennent essentiellement des naissances, ce qui conduit à une pyramide des âges des villes indiennes fondamentalement différente de celle des villes chinoises (Bhagat, 2005, Datta, 2006).

Le fait le plus marquant de l'urbanisation indienne reste le faible taux de migrations internes rurales - urbaines. Sur un plan historique, ce phénomène semble fortement lié aux choix politiques en matière de développement, effectués au lendemain de l'indépendance et jusqu'aux années quatre-vingt.

Dès 1950, l'Inde s'engage dans une voie originale de développement, marquée par la mise en place d'une économie de marché, dans laquelle l'Etat joue un rôle important par le biais des nationalisations de certains secteurs clés (télécommunications, transports), par le volume des investissements publics, par la planification économique et par le protectionnisme renforcé (Chauvin et Lemoine, 2005). Cette présence forte de l'Etat dans l'industrie nationale a deux conséquences fondamentales en matière de développement urbain : en premier lieu, le niveau des salaires élevé dans le secteur industriel, sous la pression des syndicats, conduit à un processus d'industrialisation sans forte création d'emplois (Krugman, 1991) ; en second lieu, la politique de localisation industrielle décourage l'implantation des usines à proximité des grandes villes (Dupont, 2001).

Aux facteurs précédemment cités s'ajoutent les effets de la révolution verte qui, en augmentant la productivité des rendements agricoles, durant

⁸ A ces deux sources de croissance, il faut ajouter une troisième, statistique, qui correspond à la reclassification de certaines zones rurales en urbaines, notamment par expansion des limites des agglomérations ou par une accélération de la densification de l'habitat, permettant de dépasser le nombre de 50 000 habitants qui est le seuil minimal pour qu'un espace puisse être considéré comme urbain en Inde.

les années soixante-dix, n'ont pas créé un excédent de main d'œuvre rurale, mais, au contraire, ont fixé la population agricole sur place, en faisant de l'agriculture le moteur de la croissance indienne durant cette période.

A partir des années quatre-vingt, l'Inde s'engage dans des réformes visant à libéraliser l'économie et donner une nouvelle impulsion à l'initiative privée (Acharya, 2002, DeLong, 2001, Rodrik et Subramanian, 2004). Suite à la crise monétaire et économique de 1991⁹, le gouvernement indien lance un ensemble de réformes structurelles visant la privatisation complète de l'économie, l'ouverture internationale et la fin du régime protectionniste qui prévalait depuis l'indépendance. Ces mesures constituent, selon certains chercheurs, le point de départ d'une période d'accélération du processus de croissance économique qui sera néanmoins irrégulier tout au long des années quatre-vingt-dix, avant d'entamer une courbe nettement ascendante, à partir de 2002 (Srinivasan et Tendulkar, 2003, Panagariya, 2004).

Minoritaires sur le plan démographique, les villes jouent un rôle décisif dans le processus de croissance économique, engagé à partir de 1991, car elles contribuent à la formation de 75% du PIB indien (Sachs et Woo 2000). Or, malgré la forte accélération de la croissance à l'aube du 21^{ème} siècle¹⁰, qui permet d'établir la moyenne annuelle de l'augmentation du PIB réel par habitant à 6% sur la période 1980-2005, il n'y a pas eu d'accélération des migrations internes. Deux séries d'explication de ce phénomène peuvent être avancées.

En premier lieu, la croissance économique indienne, durant cette période, s'appuie sur l'explosion du secteur des services, avec notamment le développement des télécommunications, des services financiers, des services informatiques et non pas sur une dynamique industrielle de long terme. Or, le secteur des services, certes essentiellement urbain, est moins créateur d'emplois de faible qualification, susceptibles d'attirer des travailleurs

⁹ Cette crise a conduit à une dévaluation de la roupie de l'ordre de 24% et à la mise en place d'un programme de stabilisation monétaire, appuyé par le FMI (Chauvin et Lemoine, 2005).

¹⁰ La croissance du PIB par habitant, en 2005, était de l'ordre de 9,7% (OCDE, 2007).

ruraux. Selon Gordon et Gupta (2003), la contribution des services à la croissance du PIB augmente de 41% à 50% entre 1990 et 2003, tandis que leur part dans l'emploi stagne autour de 24% en raison des gains de productivité réalisés dans ce secteur. Ainsi la création totale d'emplois durant les années quatre-vingt-dix se poursuit à un rythme plus faible (1,1% par an) que celui des années quatre-vingt (2,7% par an) !

En second lieu, malgré le caractère urbain de la croissance économique, le chômage (9%) et le sous-emploi (qui concerne 80% des emplois dans le secteur des services) urbains restent assez élevés (Economic Survey of India, 2006). A ceci s'ajoutent des problèmes aigus de logement et d'absence d'infrastructures qui limitent la capacité d'attraction des villes (Kundu, 1997, Dupont, 2008). Enfin, les systèmes de parenté, d'entraide informelle et de solidarité familiale qui prévalent dans l'organisation socio-économique villageoise semblent être à l'origine du développement d'une mobilité circulaire et temporaire qui se substitue à la migration définitive en milieu urbain. Les seules villes qui enregistrent un flux de migrants positif constant sont les capitales des différents Etats, essentiellement parce qu'elles représentent une concentration de services administratifs, autour desquels se greffent un ensemble d'emplois plus ou moins informels

L'approche descriptive et historique des processus d'urbanisation chinois et indien permet de cadrer l'évolution de leurs hiérarchies urbaines. Néanmoins, la notion d'urbanisation reste vague et ne permet pas de saisir les évolutions d'un système de villes hiérarchisé. La section suivante présente les démarches méthodologiques entreprises pour construire la base de données nécessaire à une étude des distributions rang-taille indienne et chinoise.

2.2 Base de données - Echantillonnage

Ce sous-chapitre se dote d'une double mission : d'une part, expliquer les choix effectués pour construire les échantillons des villes chinoises et indiennes ; d'autre part, obtenir, à partir de ces échantillons, une première série d'informations sur les hiérarchies urbaines des deux pays étudiés. De ce fait, ce sous-chapitre est celui qui décrit les problèmes méthodologiques majeurs rencontrés, tels que la définition de la ville, le choix du seuil d'entrée des tailles urbaines dans les échantillons, les sources statistiques utilisées, ainsi que les corrections apportées afin de rendre les données comparables dans le temps. Enfin, il explicite le choix de la période de référence (1981-2004), relativement courte, pour étudier les dynamiques urbaines chinoise et indienne.

Les réponses apportées à certaines de ces questions méthodologiques, telles que la définition de la ville, se veulent argumentées, mais restent, néanmoins, fondamentalement arbitraires, compte tenu des nombreuses controverses qu'elles suscitent au sein de la science régionale et dont on ne peut, ici, tracer ni l'historique ni l'étendue.

La première section présente les différentes alternatives méthodologiques permettant la construction d'un échantillon des tailles des villes. La seconde section explique les options choisies dans ce travail de thèse. La troisième section propose, à l'aide de statistiques extraites d'une exploitation simple des séries temporelles des tailles des villes, une première lecture des caractéristiques des hiérarchies urbaines en Chine et en Inde entre 1981 et 2004.

2.2.1 Définitions et choix de l'échantillonnage

Lorsque l'objet de l'étude devient le système urbain, au lieu de la ville individuelle, il est important de mettre en évidence sa capacité d'adaptation à son environnement naturel, économique ou institutionnel (Krugman, 1996b, Bessey, 2002). Cette adaptation obéit à un principe d'auto-organisation, issue de l'interaction non linéaire de plusieurs éléments à des niveaux différents, sans nécessairement l'intervention d'une quelconque régulation hiérarchique (Bak et al., 1988 ; White et Engelen, 1993 ; Bonabeau et al., 1999 ; Huang, 1998).

Le résultat historique de cette adaptation est une certaine hétérogénéité de la superstructure économique et sociale des différents systèmes urbains (Grimm et al., 2000)¹¹. Comme, dans cette thèse, le système urbain est représenté par la distribution rang-taille des villes, son hétérogénéité est perçue à travers la valeur de son coefficient de hiérarchisation. Or, celui-ci varie en fonction de la définition statistique des éléments individuels qui composent la distribution, c'est-à-dire les villes.

Dans les différentes études des distributions rang-taille, les résultats obtenus diffèrent selon le niveau d'agrégation choisi pour définir la ville. Certains auteurs prônent une définition administrative. Ce choix présente un double avantage : d'une part, il respecte le découpage institutionnel existant, permettant d'associer à chaque ville un ensemble de décisions et politiques locales et, d'autre part, il fournit des séries statistiques fiables dans le temps. Il peut cependant masquer des réalités économiques, comme la juxtaposition spatiale de plusieurs unités urbaines administratives, formant une seule agglomération.

¹¹ Certains auteurs considèrent que la formation d'un système urbain est le résultat de l'interaction de ses habitants avec l'environnement naturel qui l'englobe (Bessey, 2002). D'autres auteurs mettent davantage en évidence le rôle des infrastructures interrégionales (Pickett et al., 2001).

D'autres auteurs optent pour le choix d'une définition fonctionnelle de la ville qui respecte le processus historique de construction économique et sociale des formes urbaines, sauf qu'il omet la composante institutionnelle qui peut s'avérer déterminante. Ce choix facilite les comparaisons internationales, car élimine le biais lié aux différents découpages institutionnels nationaux. Cependant, en prenant l'exemple des Etats-Unis et du Mexique, Soo (2005) montre que des différences de définition statistique peuvent exister également à ce niveau d'agrégation.

Le grand désavantage d'un travail basé sur la définition fonctionnelle de la ville individuelle est l'absence de données statistiques fiables, surtout dans une perspective de construction de séries chronologiques. C'est d'ailleurs la raison principale pour laquelle la plupart des études sur les distributions rang-taille se résolvent à travailler sur les villes administratives, même si elles admettent les limites de ce choix (Cheshire, 1999).

Rosen et Resnick (1980) ont proposé de tester la sensibilité du coefficient de Pareto des distributions rang-taille de six pays, pour lesquels ils disposaient des données statistiques, à la fois sur les villes administratives et fonctionnelles. Ils montrent que l'estimation du coefficient de Pareto affiche une plus grande dispersion de valeurs pour les distributions des villes administratives que pour celles des villes fonctionnelles. Par ailleurs, sa valeur est systématiquement inférieure dans les secondes, ce qui signifie que lorsque les villes sont définies de façon fonctionnelle, les systèmes urbains affichent des effets de primatie plus élevés¹².

Osada (2003) arrive aux mêmes conclusions pour le Japon (le coefficient de Pareto est de 1,23 pour la distribution des villes administratives et de 0,96 pour celle des villes fonctionnelles), ainsi que Soo (2005), selon lequel, la définition fonctionnelle des villes conduit à une surévaluation du poids des grandes agglomérations.

¹² La moyenne des valeurs du coefficient de Pareto est plus proche de 1, pour les distributions des villes fonctionnelles (0,995) que pour les distributions des villes administratives (1,118).

Au problème de la définition de la ville s'ajoute un second, adjacent, celui de la méthode d'échantillonnage (Rosen et Resnick, 1980). De nombreuses études signalent l'extrême sensibilité des résultats obtenus dans l'étude de la distribution rang-taille des villes en fonction de la définition de la borne inférieure de l'échantillon (Malecki, 1980, Guérin-Pace, 1995).

Selon Cheshire (1999), les différents travaux sur les distributions rang-taille des villes alternent trois critères de sélection des villes d'un échantillon : le nombre de villes par pays, la taille minimale des villes ou enfin un seuil d'agglomération au dessus duquel l'échantillon représente une proportion fixe de la population (ou de la population urbaine) du pays.

Le premier critère est problématique car, dans les petits pays, une ville de rang j peut représenter un simple village, tandis que dans les plus grands pays, elle constitue une agglomération de taille conséquente (Dimou et Schaffar, 2007). Par ailleurs, lorsque l'on explore l'évolution d'un système urbain dans le temps, le choix de travailler sur des panels équilibrés est particulièrement inadapté pour les pays qui connaissent une forte progression de l'urbanisation.

Le troisième critère, initialement introduit par Wheaton et Shishido (1981), a le mérite de se concentrer sur une portion de la population urbaine, indépendamment des évolutions démographiques en cours. Il est également contestable, car il est fortement biaisé par le degré d'urbanisation de chaque pays et donc peu propice aux comparaisons internationales (Dimou et Schaffar, 2007).

Enfin, le second critère présente l'inconvénient de conduire à la constitution d'échantillons de taille différente, selon les pays. Ceci semble conforme à la réalité car les grands pays ont, de façon générale, un plus grand nombre de villes que les petits pays. Il repose, néanmoins, sur une définition arbitraire d'une taille minimale, au dessus de laquelle la relation rang-taille est étudiée.

Les choix méthodologiques effectués dans cette thèse obéissent au besoin de pouvoir comparer les systèmes urbains chinois et indien et étudier leurs évolutions, avec des données fiables.

2.2.2 La construction des échantillons des villes

Dans cette thèse, les villes chinoises et indiennes sont définies de façon administrative. La raison principale de ce choix réside dans la possibilité d'obtenir des séries statistiques annuelles fiables pour la période étudiée, ce qui aurait été impossible avec une définition fonctionnelle.

Les échantillons des villes sont construits en fixant la borne inférieure à une taille égale à 100 000 habitants. Ce choix se justifie par la conjonction de trois facteurs. D'abord, cette taille semble être le seuil de définition statistique de la ville dans les deux pays, même si le cas chinois s'avère plus compliqué, compte tenu des nombreux changements dans les découpages administratifs que le pays a opérés depuis cinquante ans. Ensuite, les villes, en dessus de ce seuil, représentent, en 2001, 59,01% de la population urbaine chinoise et 69,25% de la population urbaine indienne respectivement, ce qui signifie qu'elles illustrent, de façon conséquente, une grande partie des dynamiques urbaines en cours. Enfin, en dessous de ce seuil, les séries statistiques annuelles des populations des villes sont fortement incomplètes, notamment pour l'Inde, ce qui aurait conduit à l'élimination de nombreuses villes dans les études économétriques, en faussant, ainsi, la représentativité des résultats obtenus.

Pour la Chine, les sources statistiques utilisées sont celles des *Chinese Urban Statistical Yearbooks*,¹³. Le pays a connu trois grands changements dans la définition administrative et statistique des aires urbaines et rurales, intervenus en 1945, 1963 et 1984. Obéissant aux impératifs politiques de contrôle des migrations par le système *Hukou*, les deux premiers s'appuient sur des critères très sélectifs de la définition d'une ville avec, comme résultat, une diminution très forte du nombre de villes et de la population urbaine. Ainsi, le changement d'échelle et de définitions en 1963 a conduit

¹³ Une partie des données des *Chinese Urban Statistical Yearbooks* a été récupérée auprès de la Banque de données de l'Université de Michigan, (University of Michigan Database), directement connectée au China Statistical Office.

à une diminution de 41,7% du nombre officiel de villes. La modification de 1984 a assoupli les critères de définition d'une unité urbaine, ce qui a conduit à un recensement de 210 villes supplémentaires par rapport à 1982. Ces changements conduisent à des fortes discontinuités dans les séries statistiques chinoises et posent de nombreux problèmes pour l'analyse des évolutions de long terme (Wu, 1994 ; Kojima, 1995 ; Zhang et Zhao, 1998 ; Zhou et Ma, 2003 ; Anderson et Ge, 2005 ; Xu Lai, 2008).

De façon officielle, la population urbaine en Chine est définie comme la population non agricole dans les aires urbaines ou les villes, en fin d'année civile. Le principe de base de cet indicateur est l'enregistrement de la population sur le lieu de résidence principale. Cependant, à partir du recensement de 1984, une partie de la « population temporaire » est également comptabilisée. En 2000, cette application a été élargie à l'ensemble de la population temporaire des villes.

Il est important de noter que depuis 1984, et surtout en 2000, la définition administrative des villes et des bourgs, outre les critères démographiques, s'est enrichie de critères économiques et géographiques, permettant d'avoir une vision nettement plus fine du système urbain chinois. Ainsi, le critère d'une densité minimale de 1500 habitants/km², retenu pour désigner un espace urbain, est étendu aux centres-villes des arrondissements et des bourgs, ce qui signifie que les villes chinoises revêtent, dorénavant, des formes et des tailles géographiques différentes.

Par ailleurs, un critère de contiguïté des zones urbaines est adopté, afin de pouvoir comptabiliser en une seule unité des bourgs, anciennement séparés et aujourd'hui fusionnés sous l'ampleur de l'étalement urbain. Enfin, des critères économiques, tels que le PIB par habitant, ont été introduits dans la définition urbaine, permettant notamment le reclassement de certains bourgs ou districts ruraux en bourgs et districts urbains, même si la population non agricole est minoritaire.

L'ensemble de ces modifications donne une vision plus fine du système urbain chinois, mais conduit en même temps à une définition moins tranchée de la ville, avec une superposition de plusieurs niveaux administratifs, à savoir les préfectures, les districts, les cantons, les bourgs

– auxquels il faut ajouter les quatre municipalités relevant directement de l'autorité centrale -, qui peuvent se voire attribuer le qualificatif urbain. Ainsi, en 2004, 4 villes ont le statut de quasi-province, 283 villes le statut préfectoral et 374 villes le statut de district, mais plusieurs arrondissements ou bourgs sont également définis en tant qu'aires urbaines (*China Statistical Yearbook*, 2004). L'annexe 2.2 présente un organigramme du découpage administratif territorial en Chine en indiquant les différents niveaux de définition d'une unité urbaine.

Dans cette thèse, les séries des villes chinoises vont de 1984 à 2004. Elles s'appuient sur la définition actuelle de la ville en Chine, en vigueur depuis les modifications administratives de 1984 et 1991, ainsi que les ajustements apportés en 2000. Le choix de commencer en 1984 est lié à un choix de fiabilité statistique, car le *National Bureau of Statistics* chinois propose des séries de données des villes ajustées aux critères de 2000, jusqu'à cette date ; avant 1984, les données sur les tailles des villes correspondent aux critères des recensements précédents et ne sont donc pas exploitables. Par ailleurs, certaines corrections ont été apportées aux données obtenues et certaines villes ont été exclues de l'échantillon, du fait d'une absence d'informations pour certaines années¹⁴. Enfin, ni Hong Kong, ni les villes du Tibet ne sont comptabilisées.

Pour l'Inde, les données de base proviennent des recensements généraux de population (*Census of India*), opérés tous les dix ans. La définition actuelle d'une aire urbaine est celle qui fut établie en 1961 et corrigée en 1981. Elle s'appuie sur deux critères de base : une représentation institutionnelle et un ensemble de critères économiques et démographiques, tels que la taille de la population (le seuil minimal exigé est de 5 000 habitants), la proportion de la main d'œuvre non agricole (75% des travailleurs doivent être engagés dans des activités non agricoles), et la densité de population (au moins 400 habitants/km²).

¹⁴ Le travail de « toilettage » de l'échantillon a été mené en collaboration avec S.Fu, chercheur à la South-Western University of Finance and Economics de Chengdu et Z.Chen, chercheur à l'University of International Economics and Finance de Beijing, dans le cadre d'une collaboration de recherche (Dimou et al., 2008).

Ces critères posent, néanmoins, certains problèmes. En premier lieu, ils peuvent induire des omissions car de nombreuses localités, dans les Etats indiens ruraux, semblent tournées vers l'agriculture, tout en remplissant les conditions démographiques pour être désignées en tant qu'aires urbaines (Bhagat, 1992). En second lieu, le seuil de 5 000 habitants est probablement trop faible pour désigner une ville. C'est la raison pour laquelle le *Census* indien définit les villes (Classe I) comme les seules unités urbaines qui affichent une population supérieure à 100 000 habitants¹⁵. Ainsi, parmi les 5 161 unités urbaines en 2001, seules 483 ont le statut de ville. Comme en Chine, elles peuvent revêtir différentes formes institutionnelles, selon leur taille : districts, sous-districts, blocks. L'annexe 2.3 propose une présentation de l'organigramme institutionnel du territoire indien.

A partir de 1981, la définition des unités urbaines de Classe I tient compte des effets de l'étalement urbain, en modifiant leurs frontières géographiques. Ceci rapproche fortement la définition de ces unités à celle des villes fonctionnelles. C'est la raison pour laquelle, dans certains classements internationaux qui retiennent des critères administratifs de définition des villes, les grandes villes indiennes apparaissent en première et deuxième position, leur aire administrative se confondant avec l'aire d'agglomération, contrairement aux villes des autres pays.

Les villes d'Assam et du Jammu et Kashmir ont été exclues de l'échantillon car il n'y a pas eu de recensement, en 1981 et en 1991 respectivement dans ces deux Etats, pour des raisons de troubles politiques.

Enfin, l'échantillon des villes indiennes est construit sur la période 1981–2001. La raison principale de ce choix est liée aux limitations imposées par les sources statistiques. La source la plus fiable est celle des *Census* qui ont lieu tous les dix ans (1981–1991–2001), en rappelant qu'un

¹⁵ Le *Census* indien considère cinq types d'unités urbaines, selon leur taille. Seules les unités urbaines de Classe 1 (avec une population supérieure à 100 000 habitants) sont désignées en tant que villes. Les autres cinq classes – qui peuvent également être des unités rurales – vont de 50 000 à 99 999 (Classe II), de 20 000 à 49 999 (Classe III), de 10 000 à 19 999 (Classe IV) et de 5 000 à 9 999 habitants (Classe V). Une sixième classe comprend les localités de moins de 5 000 habitants qui ne peuvent être qualifiées d'urbaines.

certain nombre de changements de définitions de la ville en 1981 rend difficile la comparaison avec les décennies antérieures.

Par ailleurs, il a fallu établir des données annuelles pour les villes de plus de 100 000 habitants, car ces séries statistiques n'existent pas. Elles ont été élaborées grâce à deux séries de données obtenues de sources différentes : celles de la croissance démographique naturelle, publiées annuellement par le *Registrar General of India* et celles des migrations rurales – urbaines, disponibles dans les *Migration Tables* annuelles. Ces informations ont été fournies, sur commande, par *Datanet* qui est une émanation du *Department of Statistics, Planning and Public Grievances* du gouvernement indien¹⁶.

Pour chaque ville, il a fallu ajouter, les soldes démographiques naturel et migratoire annuels sur les données obtenues par les *Census*. Les écarts entre les résultats de ces calculs et ceux obtenus par les *Census* pour les années 1991 et 2001 sont minimes, ce qui nous permet de considérer que ces séries de données sont pertinentes. Ce travail fut extrêmement long et minutieux mais a permis de construire la seule base de données existante de ce type – à notre connaissance - pour les tailles des villes indiennes.

Les choix présentés ci-dessus permettent la construction d'échantillons de villes chinoises et indiennes comparables entre eux et dans le temps. Certes la période de référence (1984–2004, pour la Chine et 1981–2001 pour l'Inde) est courte pour saisir des dynamiques urbaines. Néanmoins, ces périodes correspondent à des mutations économiques, sociales et politiques profondes accélérées dans ces deux pays, d'où l'intérêt d'étudier leurs effets éventuels sur les systèmes urbains correspondants.

¹⁶ Depuis trois ans, cet organisme entretient le site indiastat.com qui fournit un ensemble de données statistiques sur l'Inde et qui propose également des prestations de service individualisées.

2.2.3 Caractéristiques des échantillons des villes chinoises et indiennes

Les tableaux suivants retracent un certain nombre d'informations extraites des échantillons des villes chinoises et indiennes.

Le tableau 2.4 récapitule les informations pour les villes chinoises de l'échantillon en 1984, 1994 et 2004.

Tableau 2.4 : Echantillon des villes chinoises 1984 – 2004

Année	Nombre de villes	Taille moyenne des villes	Ecart-type	Taille médiane des villes	Premier quartile	Troisième quartile	Taille médiale des villes	Rang de ville médiale
	N	M	s	Q ₅₀	Q ₂₅	Q ₇₅	m _L	R _m
1984	225	467,6	731,4	245,6	150,7	446,9	880,5	29
1994	472	384,3	647,6	212,0	147,6	365,4	543,1	64
2004	577	468,5	818,0	239,0	155,0	436,6	755,7	72

L'unité de population est de 1 000 habitants. Tableau construit par l'auteur.
Base de Données : Chinese Urban Statistical Yearbooks.

La première information fournie par ce tableau est la forte augmentation du nombre de villes de plus de 100 000 habitants en vingt ans (le taux de croissance annuel moyen est de 4,82%). Cette croissance est plus importante durant la première décennie (avec un taux annuel de croissance de 7,69%) que durant la seconde (avec un taux annuel égal à 2,03%). En tenant compte du fait que le taux d'urbanisation chinois continue à croître quasiment au même rythme tout au long de la période, cette différence peut s'expliquer par un processus de concentration urbaine plus prononcé, à partir de 1994.

Cette explication se complète par l'évolution de la taille moyenne des villes de l'échantillon : entre 1984 et 1994, elle chute, puis remonte pour atteindre, en 2004, son niveau initial de 1984. Ceci signifie qu'entre 1984 et 1994, c'est essentiellement le nombre de petites villes qui augmente,

notamment celles d'une taille inférieure à 470 000 habitants (et même en dessous de 250 000 habitants, si l'on tient compte des informations fournies par la médiane), tandis qu'entre 1994 et 2004, la progression est plus marquée dans les villes de plus de 370 000 habitants (Schaffar, 2008).

Cette évolution se confirme par deux autres séries d'indicateurs : en premier lieu, les tailles médiane et moyenne, ainsi que le troisième quartile Q_{75} enregistrent une forte baisse entre 1984 et 1994, suivie d'une augmentation de la même ampleur entre 1994 et 2004. En second lieu, la valeur de la médiale m_L , qui est une mesure de concentration et indique la taille de la ville permettant de départager à égalité la population urbaine, baisse fortement entre 1984 et 1994, puis augmente durant la seconde décennie sans néanmoins atteindre son niveau initial¹⁷.

Tous ces indicateurs illustrent les changements de tendance en matière de concentration urbaine à partir de 1993, une année marquée par de nombreux changements institutionnels, conduisant à une *de facto* quasi-libéralisation, des mouvements migratoires, à l'exception des très grandes villes.

Une deuxième information intéressante provient du premier quartile Q_{25} qui reste relativement stable, ce qui signifie que l'échantillon des villes chinoises de plus de 100 000 habitants comptabilise, tout au long de la période, 25% de villes comprises entre cette borne inférieure et 150 000 habitants, malgré le fait que le nombre de villes totales a doublé entre 1984 et 2004. Ceci conduit à émettre l'hypothèse d'une certaine fluidité des villes, au moins dans la partie basse de la distribution.

Le tableau 2.5 fournit le même type d'informations pour l'échantillon des villes indiennes. Les dates de référence correspondent, ici, à celles des *Census* de 1981, 1991 et 2001.

¹⁷ Ceci est également confirmé par l'écart médiale-médiane qui passe successivement de 634 000 en 1984 à 331 000 en 1994 et à 516 000 en 2004.

Tableau 2.5 : Echantillon des villes indiennes 1981 – 2001

Année	Nombre de villes	Taille moyenne des villes	Ecart-type	Taille médiane des villes	Premier quartile	Troisième quartile	Taille médiale des villes	Rang de ville médiale
	N	m	s	Q ₅₀	Q ₂₅	Q ₇₅	m _L	R _m
1981	225	361,5	742,3	170,2	120,1	305,8	606,3	24
1991	313	381,5	821,7	172,7	125,0	324,9	690,8	32
2001	422	402,9	904,5	177,0	126,3	315,5	847,1	41

L'unité de population est de 1 000 habitants. Tableau construit par l'auteur.
Base de Données : Census of India.

En premier lieu, on constate, comme en Chine, que le nombre de villes de plus de 100 000 habitants a doublé entre 1981 et 2001, mais cette progression est extrêmement constante dans le cas indien (le taux de croissance annuel moyen du nombre de villes est de 3,25% sur l'ensemble de la période, avec un taux annuel égal à 3,35% durant la première décennie et à 3,15% durant la seconde). Ce taux n'est, d'ailleurs, pas très éloigné de celui de la croissance annuelle moyenne de la population urbaine sur l'ensemble de la période de référence (3,01%). Ceci pourrait s'expliquer par le fait que la progression de l'urbanisation indienne trouve essentiellement sa source dans la croissance naturelle de la population (Datta, 2006).

L'augmentation du nombre de villes s'accompagne par une croissance faible et continue de la taille moyenne des villes qui composent l'échantillon (de 361,5 à 403 mille habitants), ce qui pourrait laisser présager qu'il n'y a pas de modifications profondes du système urbain indien, durant ces vingt années. Seule l'évolution du troisième quartile Q_{75} indique une modification de structure, car il baisse entre 1991 et 2001, ce qui signifie qu'il y a un tassement du nombre de villes en dessus de 300 000 habitants. Par ailleurs, la taille moyenne des villes reste sensiblement supérieure à celle du troisième quartile, ce qui montre que la structure urbaine indienne est caractérisée par la présence de quelques très grandes métropoles et d'un ensemble de villes de taille plutôt modeste.

Cette structuration se confirme par l'étude de la valeur modale, avec 40 villes (9,5% des villes) qui se partagent, en 2001, 50% de la population urbaine indienne. La forte croissance de la médiale entre 1981 et 2001 indique, par ailleurs, que le groupe des villes moyennes et des grandes métropoles continue à croître à un rythme rapide, sans laisser profiler une quelconque tendance de rattrapage par les villes de taille plus réduite¹⁸.

Cette première étude statistique des deux échantillons permet de dresser quelques conclusions simples, quant à la structuration des systèmes urbains chinois et indien. Leur comparaison permet d'émettre l'hypothèse d'une évolution différente.

En annexe 2.4 sont présentés des résultats complémentaires issus de cette comparaison, tels que les indices de Gini mesurant la distribution de la population urbaine en fonction de la distribution des villes ou les indices de primatie, notamment celles de Jefferson (1939) et de Stewart (1958). Tout en confirmant les premières tendances observées, ces résultats ne sont pas suffisamment perspicaces pour dresser des interprétations plus robustes quant à l'évolution des hiérarchies urbaines chinoises et indiennes.

¹⁸ L'écart médiale-médiane évolue dans le même sens : il est égal à 436 000 en 1981, 518 000 en 1991 et atteint 670 000 en 2001.

2.3 Etude des distributions des tailles des villes chinoises et indiennes

Ce sous-chapitre propose une première étude de la distribution des tailles des villes chinoises et indiennes, durant les années quatre-vingt et quatre-vingt-dix. La distribution des villes chinoises a déjà fait l'objet de nombreuses études (Fan, 1999 ; Fujita et Hu, 2001 ; Song et Zhang, 2002, Zhao et al., 2003 ; Chen, 2002 ; Anderson et Ge, 2005 ; Gan, Li et Song, 2006 ; Dimou et al., 2008) tandis que celle des villes indiennes est restée quasi-inexplorée par la littérature en sciences régionales, sauf exception (Sharma, 2003).

Dans une première section, on étudie la forme de la distribution des tailles des villes chinoises et indiennes de plus de 100 000 habitants, en s'appuyant sur le test d'adéquation à une loi théorique de Kolmogorov-Smirnov. En montrant que cette distribution suit une loi de Pareto, on peut alors proposer, dans une deuxième section, une comparaison des évolutions des hiérarchies urbaines chinoises et indiennes, par le biais de l'étude du coefficient de hiérarchisation, estimé par la méthode Hill, durant ces deux décennies de mutations économiques, politiques et sociales profondes.

2.3.1 La forme des distributions

Diverses études ont cherché à tester la forme de la distribution des tailles des villes chinoises, avec des résultats non concordants. La plupart d'entre elles considèrent que la partie haute de cette distribution suit une loi de Pareto (Song et Zhang, 2002) Certains travaux récents contestent, cependant, cette adéquation (Gan et al., 2006), tandis que d'autres lui préfèrent celle avec la loi lognormale (Anderson et Ge, 2005). Il n'existe pas d'étude correspondante sur la distribution des villes indiennes.

On propose de tester, ici, l'adéquation de la distribution des tailles des villes chinoises et indiennes de notre échantillon avec la loi de Pareto, puis avec la loi lognormale. Ces tests sont menés pour les années 1984, 1994 et 2004 pour la Chine et 1981, 1991 et 2001 pour l'Inde. Cette étape, souvent omise par les différentes études sur les distributions rang-taille des villes, est fondamentale car elle permet de justifier l'utilisation du coefficient de Pareto comme indicateur fiable de la structuration des hiérarchies urbaines d'un pays.

Graphiquement, l'étude des histogrammes des tailles des villes (en logarithme), dans la figure 2.3, semble indiquer que la loi de Pareto offre une meilleure adéquation que la loi lognormale, lorsque celle-ci est tracée avec les paramètres issus de la distribution des villes de l'échantillon¹⁹. Cependant, comme le suggère Eeckhout (2004) on pourrait considérer que la distribution tronquée des villes de plus de 100 000 habitants représente le bout de la distribution de l'ensemble des villes qui épouse les traits d'une loi lognormale.

¹⁹ Les histogrammes pour les années antérieures sont présentés en Annexe 2.5. Ils revêtent des formes très proches à ceux de la figure 2.3.

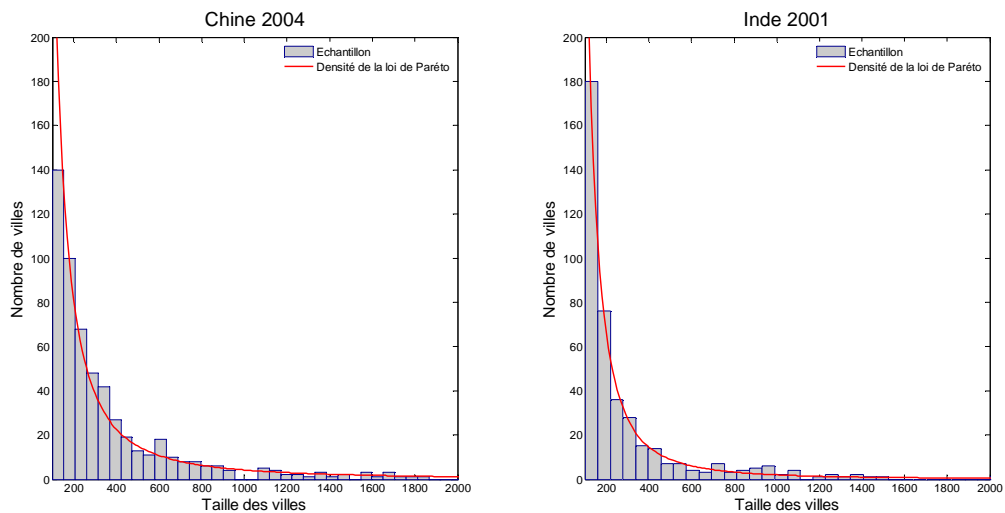


Figure 2.3 : Histogramme des tailles des villes chinoises et indiennes en 2004 et 2001 respectivement

Les deux tests d'ajustement les plus fréquemment utilisés sont le test de Pearson (test du χ^2) et le test de Kolmogorov-Smirnov. L'application du premier pose un certain nombre de problèmes : les échantillons considérés n'apparaissent pas comme des échantillons aléatoires, le groupement des observations en classes semble arbitraire et, enfin, les différentes classes doivent comporter au moins 5 individus, ce qui n'est pas le cas de la classe extrême regroupant les villes de très grande taille. De son côté, le test de Kolmogorov-Smirnov (KS-test) ne permet pas d'utiliser les estimations des paramètres calculées sur l'échantillon pour tester l'adéquation de la distribution réelle à la loi théorique. Ce problème peut cependant être résolu en faisant varier ces paramètres dans un intervalle assez large.

Dans ce travail, le KS-test a été privilégié. Celui-ci se base sur la comparaison de deux fonctions de répartition : celle d'une loi inconnue F , dont on ne connaît que le nombre d'observations N , et celle d'une loi théorique connue F_0 . Les hypothèses du test sont les suivantes :

H_0 : la fonction de répartition F est égale à F_0 .

H_1 : la fonction de répartition F est différente de F_0 .

La statistique du KS-test (KS-Stat) correspond à la distance maximale entre la fonction de répartition empirique F_E d'un échantillon de taille N et celle de la loi théorique considérée F_0 .

$$D_N = \sqrt{N} \sup_{x \geq x_{\min}} |F_0(x) - F_E(x)| \quad (2.1)$$

tandis que le calcul de la valeur critique et la p -valeur correspondante permettent, par la suite, de conclure sur le rejet ou non de l'hypothèse H_0 ²⁰.

Dans un premier temps, on exécute le KS-test afin d'examiner l'adéquation des distributions des tailles des villes chinoises et indiennes avec la loi de Pareto, pour les années de référence. Afin d'optimiser sa performance, on utilise tous les coefficients de hiérarchisation (coefficient de Pareto), allant de 0,8 à 1,5 (à 10^{-2} près), au lieu de se limiter à la seule valeur de son estimation à partir de l'échantillon. Les tableaux 2.6 et 2.7 donnent les résultats des tests pour la Chine et l'Inde respectivement, illustrés par les figures 2.4 et 2.5 qui retracent les fonctions de répartition des villes chinoises et indiennes et celles de la loi de Pareto.

Tableau 2.6 : Résultats du KS-test sur l'adéquation entre la distribution des villes chinoises de plus de 100 000 habitants et la loi de Pareto

Année	Nombre de villes N	Coefficient de Pareto β^*	p-valeur	KS-stat	Hypothèse Retenue
1984	225	0,912	0,391	0,901	H_0
1994	472	0,993	0,183	1,093	H_0
2004	577	0,884	0,106	1,212	H_0

* coefficient de Pareto retenu pour une p-valeur minimale

Pour la Chine, toutes les valeurs de la statistique du test (KS-stat) sont inférieures aux valeurs critiques correspondantes au risque 5%, tandis que

²⁰ Tous les calculs ont été effectués sur Matlab 7. Les codes ont été écrits et apparaissent en annexe 2.6.

les p-valeurs sont, elles, considérablement supérieures au seuil de risque acceptable (tableau 2.6). De ce fait, on ne peut rejeter l'hypothèse H_0 dans aucun des cas considérés, en concluant que, pour chacune des années de référence, la distribution des tailles des villes chinoises de plus de 100 000 habitants suit une loi de Pareto.

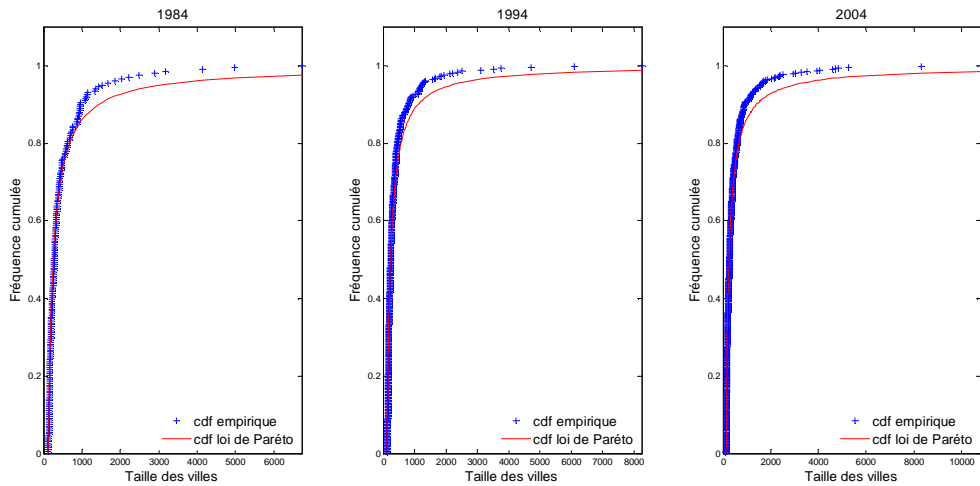


Figure 2.4 Fonction de répartition des villes chinoises de plus de 100 000 habitants

Pour l'Inde, l'adéquation de la distribution de la taille des villes avec la loi de Pareto est encore meilleure (figure 2.5). Comme on peut le constater dans le tableau 2.7, l'hypothèse H_0 n'est jamais rejetée (toutes les p-valeurs sont sensiblement supérieures au seuil de risque acceptable). On peut, donc, considérer que la distribution des tailles des villes indiennes de plus de 100 000 habitants suit une loi de Pareto en 1981, 1991 et 2001.

Tableau 2.7 : Résultats du KS-test sur l'adéquation entre la distribution des villes indiennes de plus de 100 000 habitants et la loi de Pareto

Année	Nombre de villes N	Coefficient de Pareto β^*	p-valeur	KS-stat	Hypothèse Retenue
1981	225	1,356	0,717	0,696	H_0
1991	313	1,247	0,918	0,554	H_0
2001	422	1,179	0,998	0,393	H_0

* coefficient de Pareto retenu pour une p-valeur minimale

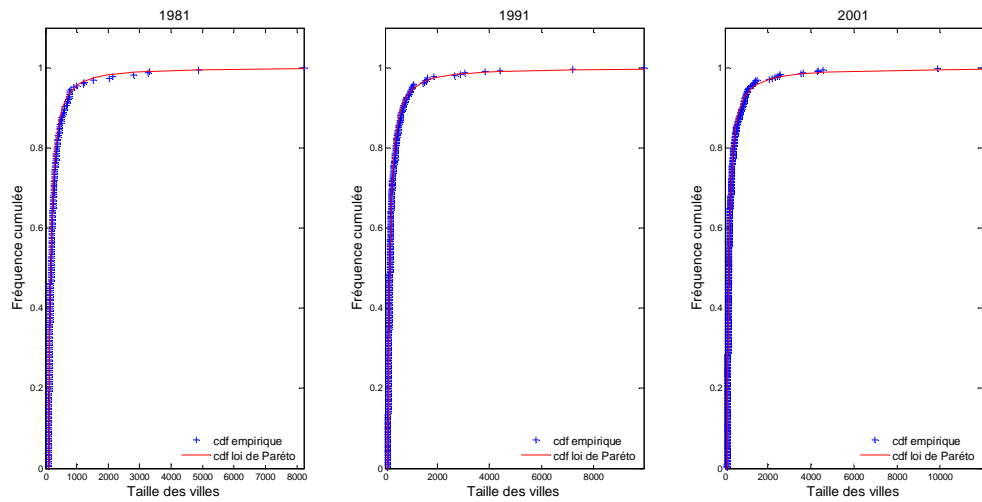


Figure 2.5 Fonction de répartition des villes indiennes de plus de 100 000 habitants

Par la suite, on teste l'adéquation de la distribution des tailles des villes avec une loi lognormale.

On calibre, dans un premier temps, la loi normale à partir des paramètres estimés de nos échantillons des villes chinoises et indiennes de plus de 100 000 habitants. Toutes les valeurs calculées de la KS-Stat sont supérieures aux valeurs critiques correspondantes au risque 1%, ce qui conduit à rejeter l'hypothèse H_0 (tableau 2.8). Ces résultats étaient prévisibles, vu la forme des histogrammes de la figure 2.3. Il semblerait, par contre, plus judicieux de considérer la distribution des tailles des villes supérieures à 100 000 habitants comme une loi lognormale tronquée (figure 2.6).

Le problème qui se pose, lorsque l'on souhaite tester cette hypothèse, est que les paramètres de cette loi sont inestimables, car reposent sur des éventuelles informations inaccessibles. Il est, alors, nécessaire d'entreprendre un certain nombre de simulations.

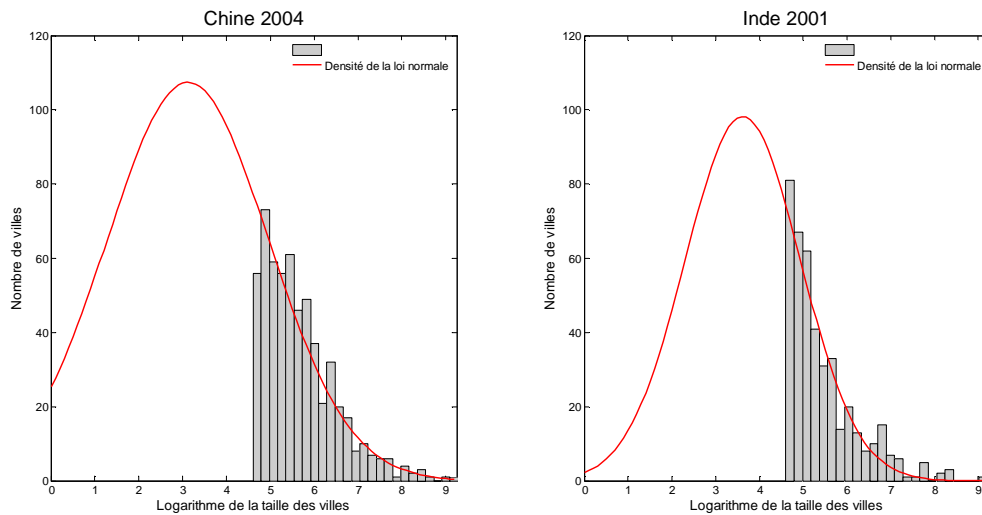


Figure 2.6 : Hypothèse d’une adéquation entre la distribution réelle des tailles des villes chinoises et indiennes de plus de 100 000 hab (en ln) et une loi lognormale non tronquée

Pour le cas chinois, on présente deux cas parmi les différentes simulations testées : dans le premier cas, on utilise les paramètres estimés par d’autres auteurs, comme Anderson et Ge (2005), selon lesquels la distribution observée des tailles des villes chinoises suit la loi lognormale ; dans le deuxième cas, on recalcule ces paramètres en utilisant, comme base, toute la population non agricole divisée par le nombre de districts. Le tableau 2.8 présente les résultats obtenus pour 2004.

Pour chacune de ces deux hypothèses, les p-valeurs restent systématiquement égales à 0, ce qui conduit à rejeter, sans hésitation, l’hypothèse H_0 : les échantillons des tailles des villes chinoises de plus de 100 000 habitants ne représentent pas des distributions lognormales tronquées. Ces résultats sont les mêmes pour les années 1984 et 1994 (Annexe 2.7).

Tableau 2.8 : *KS-test sur l'adéquation entre la distribution réelle des villes chinoises de plus de 100 000 habitants et la loi lognormale estimée à partir de différents paramètres en 2004*

Paramètres de la loi lognormale	Nombre villes N	Taille moyenne m	Ecart type σ	p-valeur	KS-stat	Hypothèse Retenue
Echantillon	577	5,67	0,82	0	2,32	H_1
Anderson et Ge	661	4,20	0,70	0	14,22	H_1
Districts et pop urbaine totale	2860	4,17	1,1	0	3,53	H_1

Bases de données : CSY (2005), Anderson et Ge (2005)

Ce travail est également effectué pour les villes indiennes. Là encore, les résultats obtenus, lorsque l'on considère une loi normale construite à partir des paramètres estimés sur l'échantillon, conduisent à rejeter sans ambiguïté l'hypothèse H_0 . Le tableau 2.9 fournit les résultats pour 2001. Ils sont identiques pour 1981 et 1991 (Annexe 2.8).

Tableau 2.9 : *KS-test sur l'adéquation entre la distribution réelle des villes indiennes de plus de 100 000 habitants et la loi lognormale estimée à partir de différents paramètres en 2001*

Paramètres de la loi lognormale	Nombre villes N	Taille moyenne m	Ecart type σ	p-valeur	KS-stat	Hypothèse Retenue
Echantillon	422	5,46	0,82	0	3,62	H_1
Districts et pop urbaine totale	5161	3,29	1,04	0	3,59	H_1

Bases de données : Indian Census (2001)

Par la suite, on considère le nombre de villes et de bourgs de plus de 5 000 habitants et la population urbaine correspondante. Encore une fois, l'hypothèse H_0 est rejetée pour les trois années de référence, 1981, 1991 et 2001, puisque toutes les p-valeurs sont inférieures au seuil de risque de 1%

(Tableau 2.9 et Annexe 2.9). On peut donc conclure que la distribution des tailles des villes indiennes ne suit pas une loi lognormale.

Dans le cas indien, comme dans le cas chinois, par le biais d'un certain nombre de simulations - et notamment en gardant la population urbaine totale fixe et en faisant varier le nombre de villes, leur taille moyenne et son écart type -, on arrive à calibrer une loi lognormale de façon à ce qu'il y ait une adéquation avec les distributions issues des deux échantillons. Cette adéquation (qui exige que le nombre de villes soit élevé, ainsi que l'écart-type de la taille) correspond néanmoins à une distribution fictive qui ne semble, en aucun cas, validée par l'observation empirique.

La conclusion du KS-test est que les distributions des tailles des villes de plus de 100 000 habitants suivent une loi de Pareto, mais non pas une loi lognormale. Pour la Chine, ceci contredit à la fois les résultats de Anderson et Ge (2005) et ceux de Gan et al. (2006). En utilisant le test de Pearson sur un échantillon corrigé de villes chinoises de plus de 100 000 habitants, définies de façon fonctionnelle, les premiers arrivent à une conclusion inverse. Or, outre le fait que le test de Pearson est moins puissant que le KS-test, les corrections apportées par Anderson et Ge sur les séries des tailles des villes chinoises, aboutissent à la construction d'un échantillon aux caractéristiques fondamentalement différentes du notre.

Gan et al. (2006) concluent, de leur côté, à une absence d'adéquation entre la distribution réelle des villes chinoises et, à la fois, la loi de Pareto et la loi lognormale. Cependant, dans leur étude, ces chercheurs restent extrêmement discrets sur le nombre de villes, la taille moyenne d'une unité urbaine, ainsi que les sources statistiques utilisées.

2.3.2 Evolution des hiérarchies urbaines chinoises et indiennes

A partir du moment où les distributions des tailles des villes chinoises et indiennes de plus de 100 000 habitants suivent une loi de Pareto, on peut chercher à comparer les valeurs de leur coefficient de hiérarchisation. Comme cela a été démontré par la simulation Monte-Carlo, dans le chapitre 1 (section 1.3.4), la méthode de Hill fournit la meilleure estimation de ce coefficient.

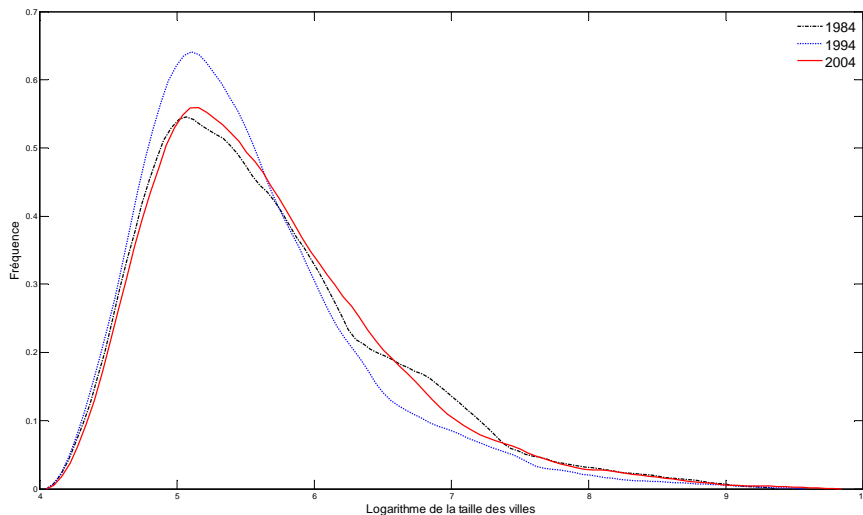


Figure 2.7 : Densité de kernel pour les villes chinoises 1984-1994-2004

Dans un premier temps, afin de visualiser l'évolution des hiérarchies urbaines dans chaque pays, on étudie les densités de kernel. La figure 2.7 trace les kernels des villes chinoises pour 1984, 1994 et 2004. Outre la forme caractéristique d'une loi de Pareto, les kernels de 1984 et de 2004 se confondent, contrairement à celui de 1994 qui épouse une allure plus pointue. La distribution des villes en 1994 paraît, ainsi, plus égalitaire que celle de la décennie précédente et la décennie suivante. Il n'y a, par contre, aucun mouvement du kernel vers la droite ou la gauche, indiquant un changement significatif de la taille moyenne des villes.

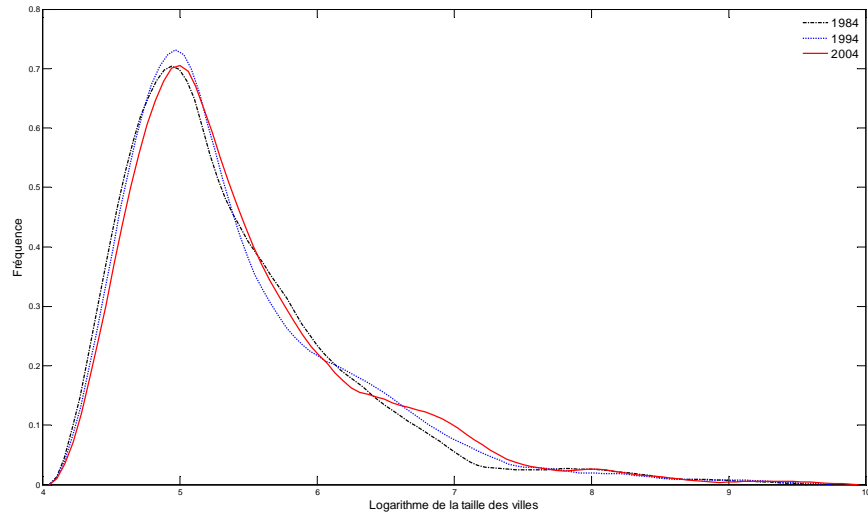


Figure 2.8 : Densité de kernel pour les villes indiennes 1981-1991-2001

Pour les villes indiennes, les évolutions sont nettement moins évidentes. Les trois kernels pour les années 1981, 1991 et 2001 de la figure 2.8 se confondent, avec une forme caractéristique d’une loi de Pareto, une distribution assez égalitaire (on a des villes de taille identique ou proche) et quelques grandes villes qui expliquent la fine queue allongée vers la droite.

Dans un deuxième temps, on calcule les coefficients de Pareto avec la méthode Hill. Le tableau 2.10 fournit les résultats pour les deux pays.

Tableau 2.10 : Coefficient de Pareto pour les distributions rang-taille des villes chinoises et indiennes – Méthode Hill

Année	Taille échantillon N	Coefficient de Pareto β	Ecart type $\sigma(\beta)$	t de Student t	p-valeur α	conclusion $t \neq 1$
Chine						
1984	225	0,934	0,063	1,060	0,290	Non
1994	472	1,079	0,051	1,547	0,122	Non
2004	577	0,937	0,050	1,246	0,214	Non
Inde						
1981	225	1,284	0,083	3,427	0,001	oui
1991	313	1,233	0,070	3,347	0,001	oui
2001	427	1,177	0,060	2,973	0,003	oui

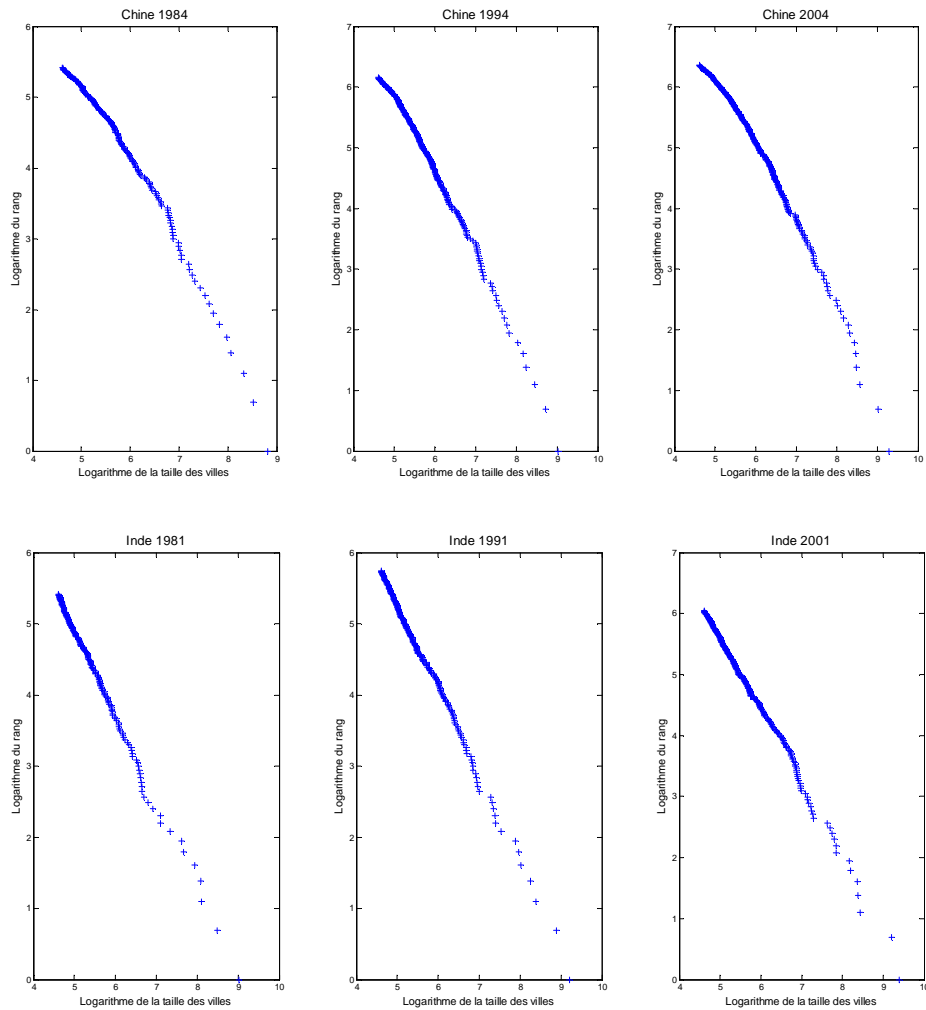


Figure 2.9 : Distribution rang-taille des villes chinoises et indiennes

Trois constats s'imposent.

En premier lieu, le coefficient de Pareto est proche de 1 pour les villes chinoises, mais largement supérieur à 1 pour les villes indiennes. La distribution rang-taille des villes indiennes apparaît, ainsi, moins hiérarchisée (plus égalitaire) que celle des villes chinoises. Ceci pourrait s'expliquer par le nombre écrasant de villes de petite taille dans la distribution.

En second lieu, l'évolution des valeurs des coefficients confirme le mouvement contrasté des villes chinoises durant ces deux décennies (sa valeur est de 0,934 en 1984, 1,079 en 1994 et 0,937 en 2004) et la hiérarchisation progressive mais lente de la distribution des villes indiennes (entre 1981 et 2001, il baisse systématiquement de 1,284 à 1,177).

En troisième lieu, la distribution des villes chinoises de plus de 100 000 habitants valide la loi de Zipf pour toutes les années, contrairement à celle des villes indiennes.

A ces résultats, on peut ajouter quelques informations supplémentaires, en appliquant le modèle quadratique de Rosen et Resnick (équation 1.52) sur les données de nos échantillons. Les résultats sont affichés dans le tableau 2.11, pour la Chine et pour l'Inde respectivement.

Tableau 2.11 : Résultats du terme quadratique de la régression de Rosen-Resnik – Chine et Inde

Année	Echantillon	Coef de $\ln^2(T)$ δ		R^2
Chine				
1984	225	-0,135	(0,003)	0,998
1994	472	-0,088	(0,003)	0,998
2004	577	-0,127	(0,002)	0,998
Inde				
1981	225	0,009	(0,004)	0,997
1991	313	0,012	(0,003)	0,997
2001	422	0,025	(0,002)	0,997

Entre parenthèses les écarts-types

Tous les termes quadratiques calculés sont faibles ; ils fournissent, néanmoins, un certain nombre d'informations qu'il convient de considérer avec précaution : les distributions chinoises affichent une certaine concavité ($\delta < 0$), ce qui signifie que les villes moyennes représentent un poids supérieur à celui prévu par la loi de Zipf. A l'inverse, les distributions indiennes sont légèrement convexes ($\delta > 0$), du fait du poids des grandes métropoles et des petites villes et l'absence relative de villes moyennes.

Il est intéressant de noter que, pour la Chine, les résultats affichés dans les tableaux 2.10 et 2.11 sont très proches de ceux obtenus par Song et Zhang (2002), y compris dans le sens de l'évolution du coefficient. La seule différence réside sur la validité de la loi de Zipf. Comme Song et Zhang (2002) utilisent la méthode des MCO, ils obtiennent des écarts types

nettement plus faibles, ce qui les conduit à un rejet systématique de la loi de Zipf. Quant aux résultats fournis par Anderson et Gé (2005), qui utilisent aussi la méthode des MCO, ils affichent un décalage (vers le haut) de la valeur du coefficient, compte tenu d'une définition de la ville différente. Ils observent, toutefois, le même mouvement contrasté de la distribution rang-taille des villes, durant les deux dernières décennies.

En suivant Guérin-Pace (1995) et Song et Zhang (2002), on examine maintenant le sens des changements des estimations du coefficient de hiérarchisation, en modifiant la taille minimale des villes comprises dans l'échantillon. Ce travail permet d'identifier des évolutions spécifiques d'une partie de la distribution. Le tableau 2.12 donne les résultats pour les villes chinoises de plus de 0,2, 0,5 et 1 million d'habitants.

Tableau 2.12 : Sensibilité des paramètres de la distribution rang-taille au changement de seuil de taille minimale des villes chinoises

Taille minimale des villes	Année	Taille échantillon N	Coefficient de Pareto β	Ecart type $\sigma(\beta)$	t de Student t	p-valeur α	conclusion $t \neq 1$
100 000	1984	225	0,934	0,063	1,060	0,290	non
	1994	472	1,079	0,051	1,547	0,122	non
	2004	577	0,937	0,050	1,246	0,214	non
200 000	1984	130	1,128	0,102	1,259	0,210	non
	1994	250	1,331	0,082	4,015	0,000	oui
	2004	352	1,195	0,069	2,832	0,005	oui
500 000	1984	49	1,284	0,172	2,939	0,002	oui
	1994	72	1,383	0,173	2,213	0,030	oui
	2004	129	1,457	0,153	2,996	0,003	oui
1 000 000	1984	19	1,608	0,283	2,149	0,045	oui
	1994	32	1,936	0,338	2,767	0,010	oui
	2004	49	1,601	0,200	3,001	0,004	oui

Le coefficient de hiérarchisation s'élève au fur et à mesure que la taille minimale des villes augmente, ce qui signifie que les villes de plus de à 0,5 ou 1 million habitants ont une distribution plus égalitaire que lorsque l'on retient la totalité de la population des villes de l'échantillon. Ceci est

conforme avec la mise en place d'une politique anti-megavilles. La validité de la loi de Zipf est rejetée pour toutes les configurations, sauf pour les distributions dont le seuil minimal de taille urbaine est de 100 000 habitants. Le mouvement de déconcentration – concentration, observée sur les deux décennies se confirme à tout niveau.

Tableau 2.13 : Sensibilité des paramètres de la distribution rang-taille au changement de seuil de taille minimale des villes indiennes

Taille minimale des villes	Année	Taille échantillon N	Coefficient de Pareto β	Ecart type $\sigma(\beta)$	t de Student t	p-valeur α	conclusion $t \neq 1$
100 000	1981	225	1,284	0,083	3,427	0,001	oui
	1991	313	1,233	0,070	3,347	0,001	oui
	2001	427	1,177	0,060	2,973	0,003	oui
200 000	1981	99	1,324	0,129	2,517	0,014	oui
	1991	129	1,161	0,109	1,467	0,145	non
	2001	210	1,139	0,079	1,765	0,079	non
500 000	1981	29	1,282	0,198	1,421	0,166	non
	1991	49	1,395	0,195	2,027	0,048	oui
	2001	68	1,295	0,195	1,901	0,062	non
1 000 000	1981	11	1,072	0,270	0,266	0,796	non
	1991	18	1,303	0,394	0,768	0,453	non
	2001	27	1,348	0,327	1,063	0,298	non

Les informations recueillies pour les villes indiennes affichent une tendance moins nette (tableau 2.13), si ce n'est le fait que le coefficient de Pareto reste résolument supérieur à 1. Ceci signifie qu'indépendamment du seuil de population minimale des villes, la distribution rang-taille reste plus égalitaire que ce que suppose la loi de Zipf.

Néanmoins, un regard plus attentif montre que les coefficients de hiérarchisation n'évoluent pas dans le même sens, selon le seuil de taille urbaine minimale considéré. Entre 1981 et 1991, les tendances à la concentration urbaine se confirment lorsque l'on retient les échantillons des villes de moins de 0,5 millions d'habitants, mais s'inversent pour les échantillons de villes au-delà de cette taille. Entre 1991 et 2001, le même

clivage est observé, mais le seuil passe à un million d'habitants. Ceci signifie que la distribution rang-taille des villes évolue au sens inverse de sa partie haute. Cette dernière est caractérisée par un rattrapage des agglomérations les plus peuplées par les (grandes) villes de taille inférieure, durant la période 1981-2001.

Une explication de ce phénomène pourrait résider dans les tendances particulières des mouvements migratoires internes indiens. Ceux-ci sont caractérisés, selon Datta (2006), par une préférence des migrants ruraux pour les capitales de chaque Etat plutôt que pour les villes immédiatement voisines ou intermédiaires, du fait d'une concentration, dans les premières d'un grand nombre de services administratifs publics.

Notons, enfin, que la loi de Zipf n'est validée, dans le cas indien, que pour la distribution de villes de plus d'un million d'habitants dont le nombre est relativement faible.

Un certain nombre de conclusions peuvent être déduites à partir des résultats obtenus, ci-dessus :

En premier lieu, les deux pays affichent une structuration de leur système de villes différente, avec une distribution de villes indiennes plus égalitaire que celle des villes chinoises, malgré la présence de quelques très grandes métropoles, comme Bombay, Delhi et Calcutta.

En second lieu, les hiérarchies urbaines suivent des évolutions relativement différentes, dans les deux pays. En Chine, entre 1984 et 1994, le poids des petites villes dans la distribution rang-taille des villes s'accroît, tandis qu'après cette date, le système urbain enregistre un mouvement inverse. Ceci semble lié au retrait des mesures restrictives imposées par le système des certificats de résidence (Hukou) qui limitait fortement la mobilité des travailleurs.

En Inde, l'évolution de la distribution rang-taille des villes semble suivre un processus de hiérarchisation lent mais stable, tout au long de la période de référence. Dans le cas indien, la distribution des grandes villes (de plus d'un million d'habitants) est plus égalitaire que la distribution de l'ensemble des villes de l'échantillon. Les tailles des plus grandes villes ont,

ainsi, tendance à se rapprocher, tandis que l'écart entre les grandes et les petites villes se creuse.

Est-ce que les évolutions du coefficient de hiérarchisation des distributions rang-taille des villes chinoises et indiennes peuvent s'expliquer par les évolutions d'autres variables, telles que la croissance démographique, les changements économiques ou les mutations institutionnelles ?

En s'appuyant sur le travail pionnier d'Ades et Glaeser (1995), Henderson et Wang (2004) et Soo (2005) ont testé des modèles explicatifs qui tiennent compte des facteurs institutionnels et politiques dans l'évolution des distributions rang-taille des villes. En travaillant sur un grand nombre de pays (73 pour Soo, 137 pour Henderson et Wang), ces auteurs mettent l'accent sur la nature du régime politique, la structure administrative du pays, son histoire, marquée ou pas par des conflits internes ou externes, et la présence d'infrastructures publiques, qui, à côté de variables plus économiques, semblent pouvoir expliquer les évolutions des hiérarchies urbaines. Les résultats obtenus sont peu significatifs, d'autant plus que les paramètres utilisés pour certaines variables d'ordre politique ou sociologique semblent peu convaincants.

Sans pouvoir tirer de telles conclusions dans le travail présent, une simple comparaison entre l'évolution de ce coefficient et celle de la population urbaine ou du PIB par habitant semble peu propice à l'émission de telles hypothèses. Ainsi le coefficient de hiérarchisation chinois connaît une évolution contrastée forte entre la première et la seconde décennie de la période de référence, tandis que le taux de croissance annuel moyen de la population urbaine (3,53% entre 1984 et 1994 ; 4,63% entre 1994 et 2004) et le taux de croissance annuel moyen du PIB par habitant en dollars constants (7,45% entre 1984 et 1994 ; 8,89% entre 1994 et 2004) ne varient pas de façon aussi conséquente.

Pour l'Inde, la chute lente du coefficient de Pareto s'accompagne par une augmentation stable à la fois de la population urbaine (le taux de croissance annuel moyen est de 3,09% entre 1981 et 1991 et de 2,73% entre 1991 et 2001) et du PIB par habitant en dollars constants (le taux de

croissance annuel moyen est de 3,52% entre 1981 et 1991 et de 3,57% entre 1991 et 2001), tout au long de la période (Nations Unies, 2006).

Ceci conduit à supposer que l'évolution des systèmes urbains chinois et indien n'est pas tellement sensible aux changements économiques engagés et ne semble pas confirmer l'hypothèse en U inversé de Parr (1985). A l'inverse, elle semble dépendante de la nature et des sources de la croissance démographique, ainsi que de son encadrement institutionnel.

Ce sous-chapitre propose une première exploration des hiérarchies urbaines en Chine et en Inde et de leurs évolutions. Deux éléments doivent être rappelés :

En premier lieu, les distributions des tailles des villes chinoises et indiennes de plus de 100 000 habitants suivent une loi de Pareto, ce qui signifie que l'étude du coefficient de hiérarchisation, estimé par la méthode Hill, est un outil pertinent pour étudier et analyser les évolutions de leurs systèmes urbains.

En second lieu, les valeurs qu'obtient le coefficient de Pareto pour chaque pays, à différents intervalles entre 1981 et 2004, montrent une relative différenciation des évolutions des deux systèmes urbains, tandis que l'hypothèse d'une corrélation forte entre changement économique et changement urbain ne semble pas, à première vue, justifiée. A l'inverse, le poids des changements institutionnels s'avère fondamental.

Conclusion

Ce chapitre s'est doté, comme objectif, de présenter l'évolution de la distribution rang-taille des villes chinoises et indiennes.

Les informations qui ont pu être collectées concernent les échantillons des villes de plus de 100 000 habitants. Les distributions des tailles suivent une loi de Pareto. Cette démonstration est fondamentale car elle permet de trancher sur un débat vif au sein de la littérature en sciences régionales, quant à la forme de la distribution rang-taille, selon la taille urbaine minimale considérée.

L'approche engagée reste, ainsi, fidèle à celle de Zipf, qui propose d'étudier des distributions tronquées. Ceci est justifié par le fait que l'on peut considérer qu'en dessous d'un seuil minimal de taille urbaine, le sens même des interrogations quant à la nature des hiérarchies urbaines et de leurs évolutions, se trouve altéré par une définition de la ville, pas uniformément acceptée. Néanmoins, le choix d'une borne inférieure pour l'échantillonnage repose nécessairement sur une décision arbitraire qui est, ici, également justifiée par le souci de travailler sur des données statistiques fiables.

En travaillant sur l'ensemble des villes de plus de 100 000 habitants, on montre, alors, une différenciation relative des évolutions des systèmes urbains chinois et indien, entre 1981 et 2004, une période marquée par des changements institutionnels majeurs dans les deux pays.

La Chine connaît un mouvement contrasté où le poids des petites villes, prépondérant durant la première décennie, est suivi par une tendance de rééquilibrage, à partir de 1993, une année marquée par une certaine libéralisation des mouvements migratoires internes, sauf pour les grandes agglomérations. Le système urbain indien tend, à l'inverse, de façon lente,

vers une hiérarchisation croissante, durant toute la période étudiée. Néanmoins, le groupe des grandes villes, semble suivre un mouvement opposé, avec les plus petites villes de ce groupe qui « rattrapent » les grandes métropoles. Ceci pourrait être lié au rôle aimant qu'exercent les capitales régionales (capitales d'Etat) sur les migrants ruraux.

De façon générale, le travail engagé ici a permis d'étudier la forme des distributions rang-taille des villes chinoises et indiennes et explorer leur évolution, en travaillant par coupes transversales, à différents intervalles temporaires. Il devient, à présent, nécessaire, de s'interroger sur la nature de la croissance urbaine susceptible d'expliquer les changements ou la stabilité de ces distributions dans le temps. Le chapitre 3 propose d'étudier les théories de la croissance urbaine qui ont fortement renouvelé le débat sur les distributions rang-taille des villes, durant ces dernières années, avant d'entamer, dans le dernier chapitre, une étude de la nature de la croissance urbaine dans les deux pays.

Annexes du chapitre 2

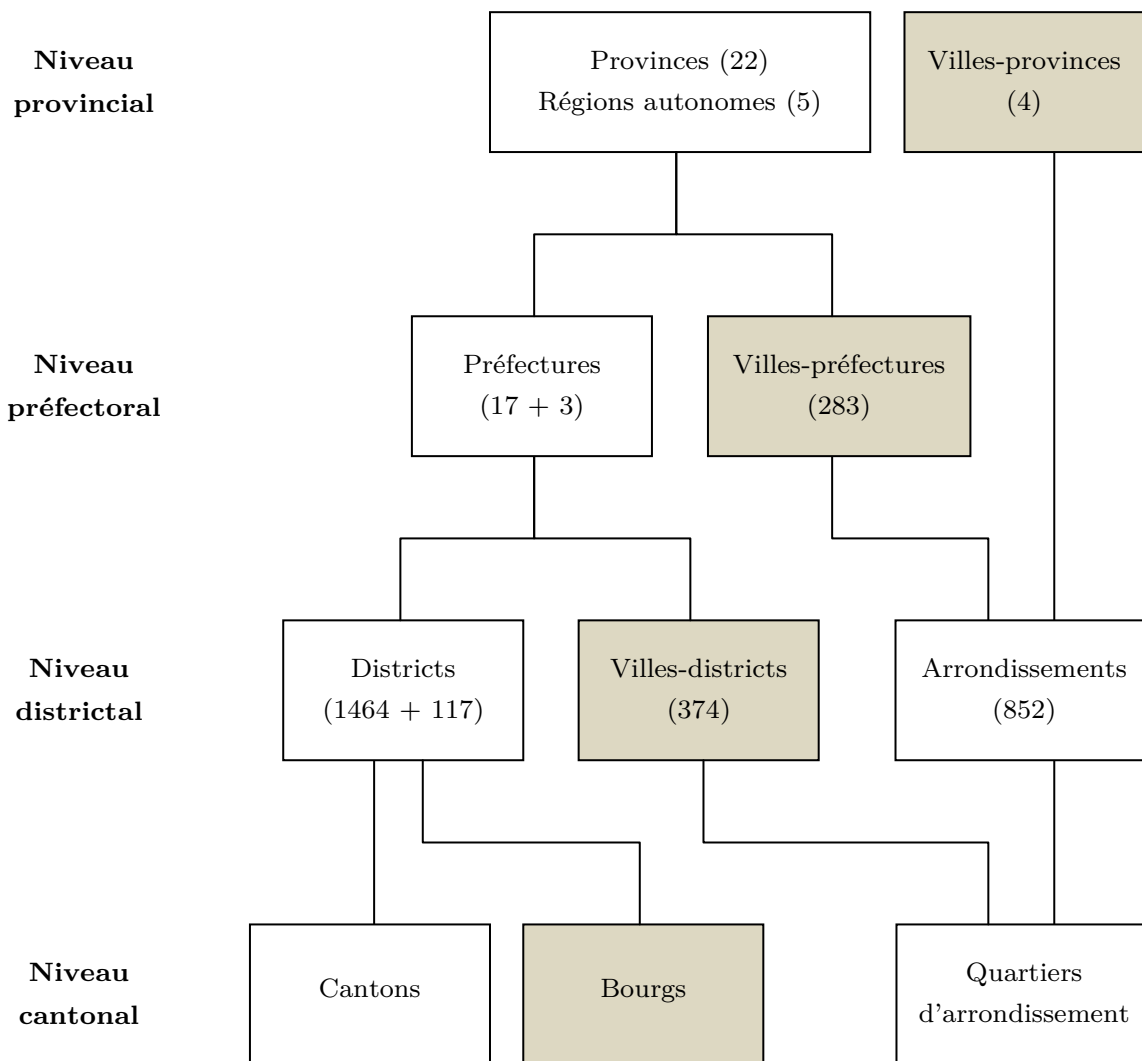
Annexe 2.1. Evolution de l'urbanisation dans les pays industriels et les pays en développement

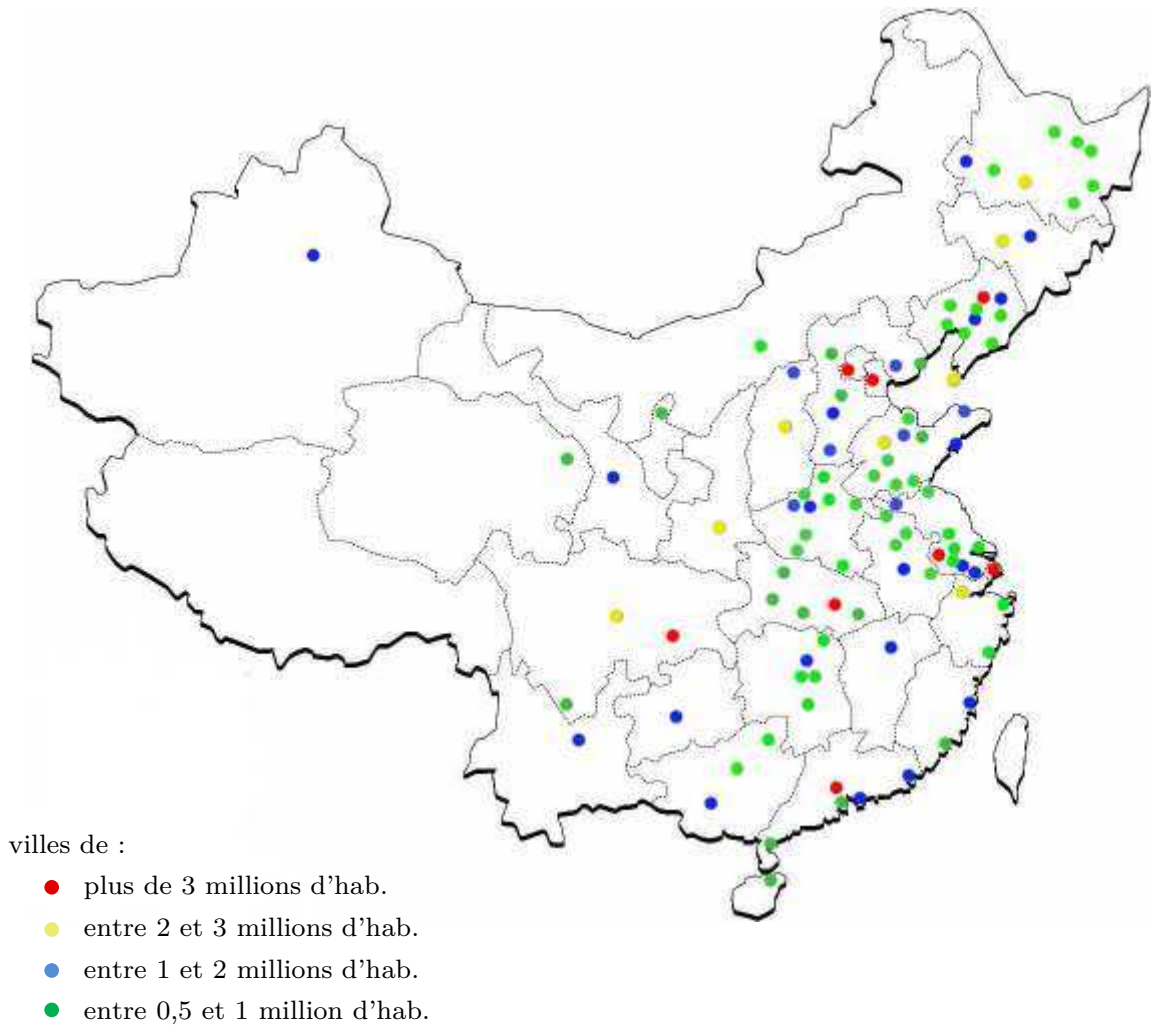
Année	Total			Régions développées		Régions en développement	
	Population totale (million)	Population urbaine (million)	Niveau d'urbanisation (%)	Population urbaine (million)	Niveau d'urbanisation (%)	Population urbaine (million)	Niveau d'urbanisation (%)
1800	978	50	5,1	20	7,3	30	4,3
1825	1100	60	5,4	25	8,2	35	4,3
1850	1262	80	6,3	40	11,4	40	4,4
1875	1420	125	8,8	75	17,2	50	5,0
1900	1650	220	13,3	150	26,1	70	6,5
1925	1950	400	20,5	285	39,9	115	9,3
1950	2519	732	29,0	423	52,1	309	18,1
1975	4074	1516	37,2	701	66,9	815	26,9
2000	6086	2845	46,7	874	73,2	1971	40,3
2005	6465	3150	48,7	898	74,1	2252	42,9

Evolution de la population totale et urbaine mondiale et des groupes de développement 1800-2005

Annexe 2.2. Organisation administrative - Chine

La République Populaire de Chine se divise en provinces, préfectures, districts, cantons puis villages. Il existe tout de même des villes-province, des villes-préfecture et des villes districts.





Carte des villes de plus de 500 000 habitants en Chine en 2004

Villes	1984	1994	2004	Villes	1984	1994	2004
shanghai	6726	8249	10800	xian	1686	2115	2944
beijing	4983	6093	8313	jinan	1111	1660	2517
tianjin	4124	4721	5273	changchun	1425	1810	2392
wuhan	2899	3520	4847	dalian	1334	1855	2369
guangzhou	2486	3114	4733	hangzhou	973	1184	2331
chongqing	2031	2378	4602	shijiazhuang	902	1159	2173
shenyang	3173	3762	4064	qingdao	1140	1584	2163
nanjing	1865	2224	3948	taiyuan	1356	1642	2045
chengdu	1523	1933	3276	zhengzhou	963	1324	1854
haerbin	2217	2505	3030	wuxi	696	807	863

Liste des 20 plus grandes villes en 2004 en Chine (en millier d'habitants)

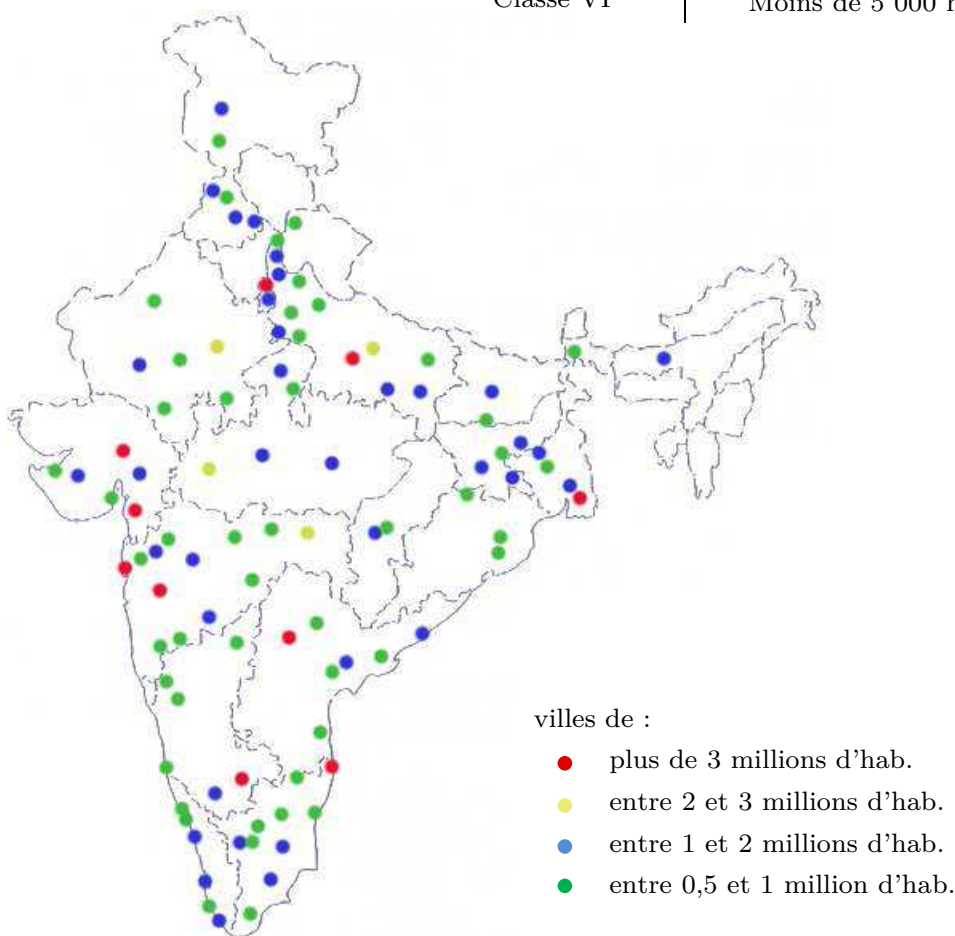
Annexe 2.3. Organisation administrative - Inde

Pour être classée comme ville il faut répondre à trois critères:

- 1) Avoir une population d'au moins 5000 habitants.
- 2) Avoir une densité minimum supérieure à 400 hab./Km².
- 3) Avoir moins de 25% de sa population active masculine engagée dans une activité agricole.

Ces villes sont classées suivants leurs tailles :

	Bornes
Classe I	Plus de 100 000 hab.
Classe II	de 50 à 100 000 hab.
Classe III	de 20 à 50 000 hab.
Classe IV	De 10 à 20 000 hab.
Classe V	de 5 à 10 000 hab.
Classe VI	Moins de 5 000 hab.

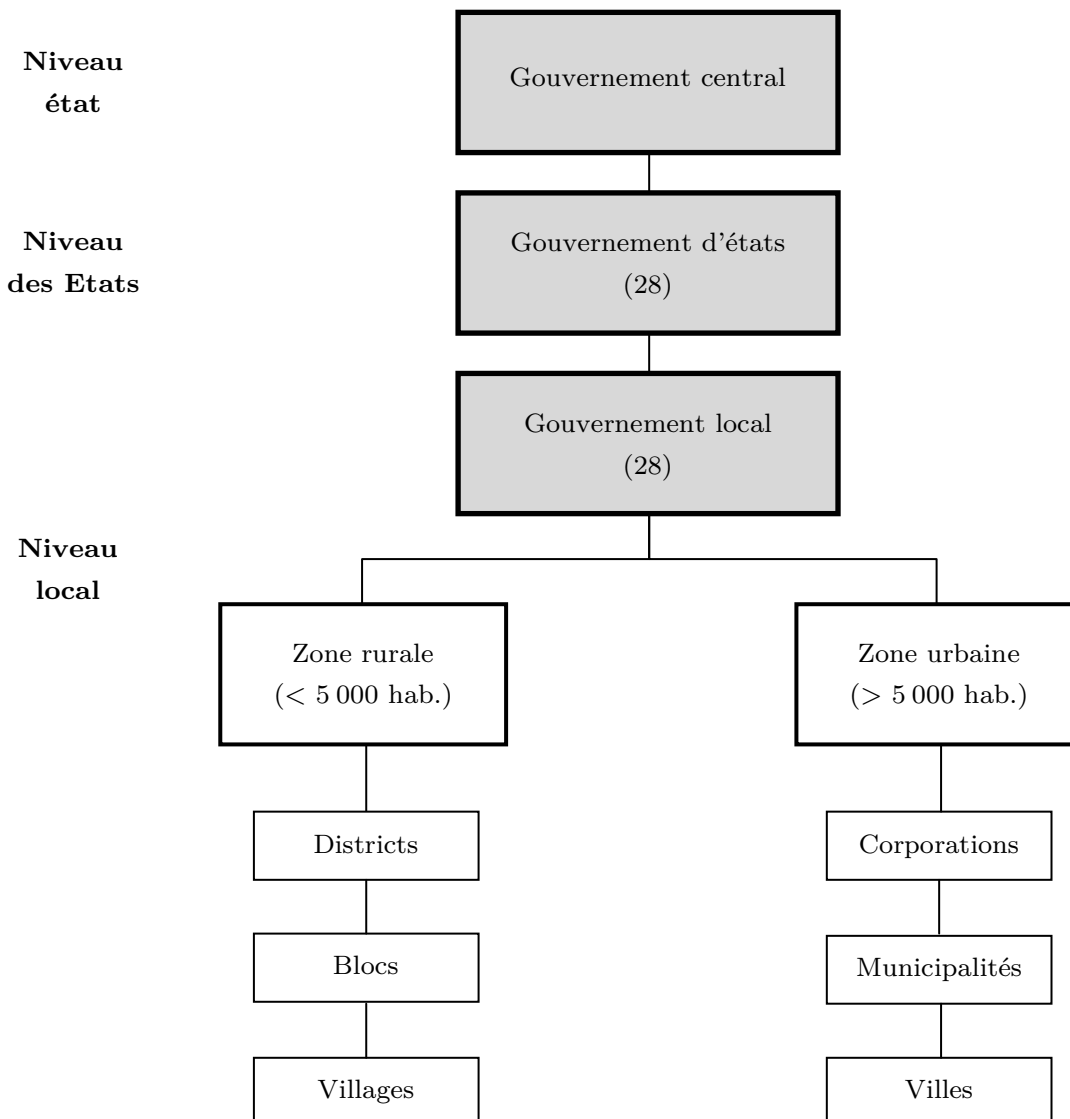


Carte des villes de plus de 500 000 habitants en Inde en 2001

Villes	1984	1994	2004	Villes	1984	1994	2004
Mumbai	8227	9926	11978	Jaipur	1005	1458	2323
Delhi	4865	7207	9879	Lucknow	896	1619	2186
Bangalore	2812	2660	4301	Nagpur	1215	1625	2052
Calcutta	3305	4400	4573	Indore	758	1092	1475
Chennai	3266	3841	4344	Patna	774	917	1366
Ahmadabad	2025	2877	3520	Bhopal	672	1063	1437
Hyderabad	2142	3044	3637	Ludhiana	606	1043	1398
Pune	1203	1567	2538	Thana	309	803	1263
Surat	776	1499	2434	Agra	724	892	1275
Kanpur	1531	1874	2551	Vadodara	734	1031	1306

Liste des 20 plus grandes villes en 2001 en Inde (en millier d'habitants)

L'organisation administrative indienne est décentralisée depuis 1992 et suit le schéma suivant :



Annexe 2.4. Comparaison des systèmes urbains chinois et indien

Date	Part des villes avec 50% de la population urbaine		Ecart médiale-médiane		Indice de Gini	
	Chine	Inde	Chine	Inde	Chine	Inde
Début de période	12,9%	10,7%	634,1	436,1	0,535	0,547
Milieu de période	13,6%	10,2%	331,1	518,1	0,504	0,560
Fin de période	12,5%	9,6%	516,7	670,1	0,536	0,569

Pour la Chine 1984-1994-2004. Pour l'Inde 1981-1991-2001.
Tableau construit par l'auteur.

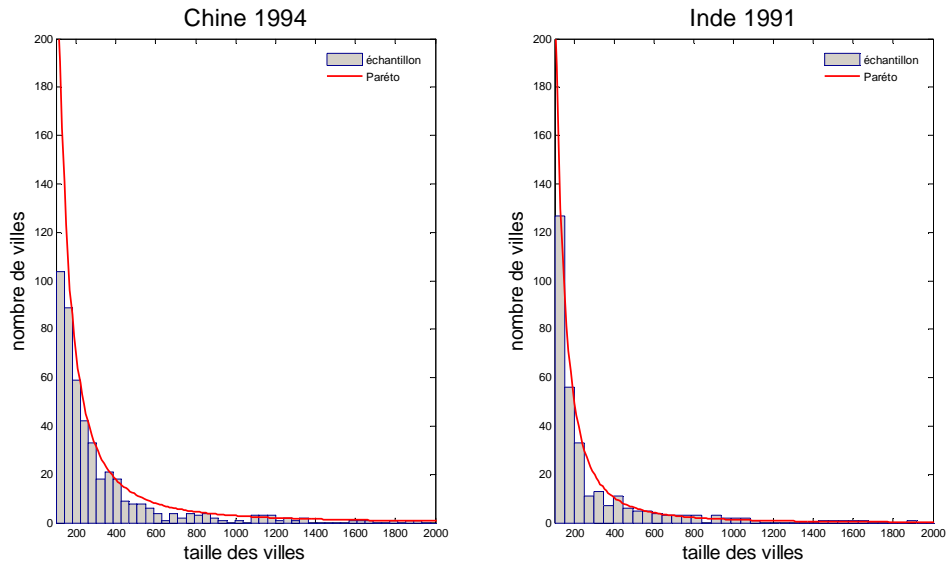
Quelques indicateurs de concentration urbaine issus de l'échantillon

Date	Indice de Jefferson $I_J = S_1/S_2$		Indice de Stewart $I_S = S_1/(S_2 + S_3)$	
	Chine	Inde	Chine	Inde
Début de période	1,350	1,691	1,007	1,007
Milieu de période	1,377	1,377	0,855	0,855
Fin de période	1,212	1,212	0,829	0,829

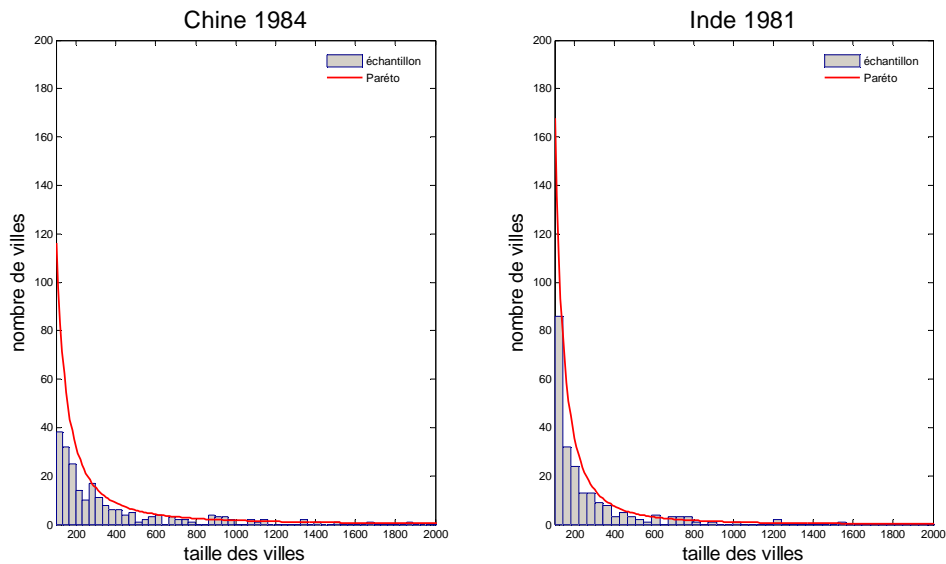
Pour la Chine 1984-1994-2004. Pour l'Inde 1981-1991-2001.
Tableau construit par l'auteur.

Quelques indicateurs de primatie issus de l'échantillon

Annexe 2.5. Histogramme des tailles des villes chinoises et indiennes



Histogramme des tailles des villes chinoises et indiennes en 1994 et 1991 respectivement



Histogramme des tailles des villes chinoises et indiennes en 1984 et 1981 respectivement

Annexe 2.6. Test d'adéquation Kolmogorov-Smirnov Codes Matlab

% KS test : comparaison d'un échantillon à une loi théorique de Paréto

```
function [] = pareto_kstest2(X)

Bmin = 2; H = 0; Dmin = 100;
Xmin = min(X);
Xmax = max(X);
n = length(X);
Yobs = [1:n]'/n;
XX = sort(X);

for b = 0.8:0.001:1.5
    Ytheo = 1-(XX/Xmin).^(-b);
    d = sqrt(n)*max(abs(Yobs-Ytheo));
    if d < Dmin
        Bmin = b;
        Dmin = d;
    end
end

p = 1-pks(Dmin);
if p < 0.05
    H = 1;
end

H, Bmin, Dmin, p

% graphe échantillon et loi théorique
plot(XX, Yobs, 'b+')
hold on
Ytheo = 1-(XX/Xmin).^(-Bmin);
plot(XX, Ytheo, 'r-', 'LineWidth', 1)
xlabel('Taille des villes', 'fontSize', 14)
ylabel('Fréquence cumulée', 'fontSize', 14)
legend('cdf empirique', 'cdf loi de Paréto', 4)
axis([0 Xmax 0 1.1]);
hold off
```

% KS test : comparaison d'un échantillon à une loi théorique log-normale

```
function [] = lognorm_kstest2(X,n)

Mmin = 0; Dmin = 20; smin = 1; H = 0;
ln_X = log(X);
XX = sort(ln_X);
m = length(X);
me_lnX = mean(ln_X);
Yobs = [(n-m+1):n]/n;

for m_lnX = 0:0.01:6
    for s = 0.5:0.01:1
        Ytheo = (1+erf((XX-m_lnX)./(sqrt(2).*s)))/2;
        d = sqrt(m)*max(abs(Yobs-Ytheo));
        if d<Dmin
            Mmin = m_lnX;
            Dmin = d;
            smin = s;
        end
    end
end

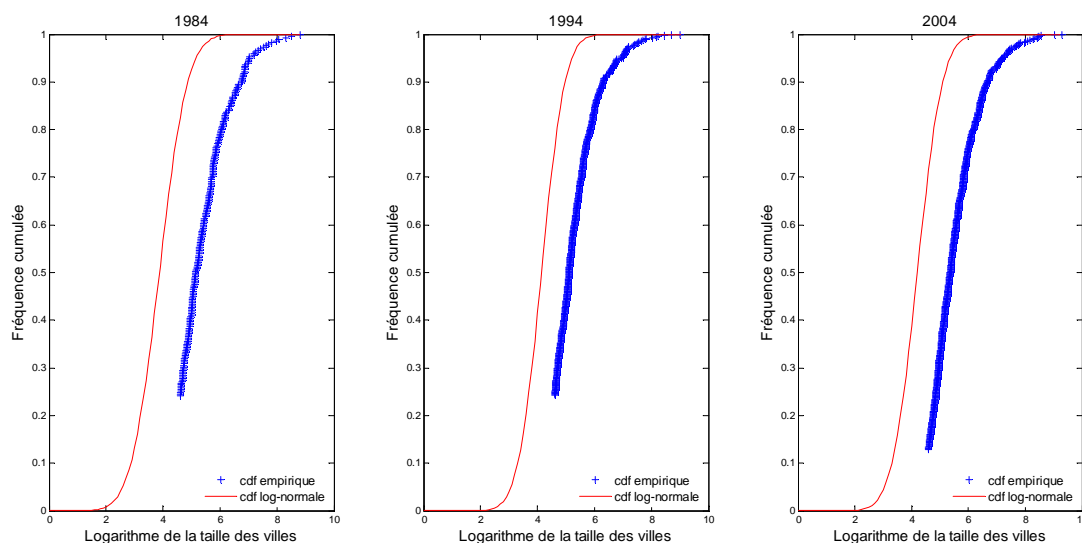
p = 1-pks(Dmin);
if p<0.05
    H = 1;
end

H,Mmin,smin,p,Dmin

% graphe echantillon et loi théorique
plot(XX,Yobs,'b+')
hold on
Xtheo = [0:0.1:10];
Ytheo = (1+erf((Xtheo-Mmin)./(sqrt(2).*smin)))/2;
plot(Xtheo,Ytheo,'r-','LineWidth',1)
xlabel('Logarithme de la taille des villes','fontsize',14)
ylabel('Fréquence cumulée','fontsize',14)
legend('cdf empirique','cdf log-normale',4)
hold off
```

Annexe 2.7. Adéquation de la distribution des tailles des villes chinoises à une loi lognormale

Nous testons, tout d'abord, l'adéquation de la distribution des tailles des villes avec une loi lognormale tronquée dont les paramètres ont été estimés par d'autres auteurs (Anderson et Ge, 2005)



Fonction de répartition des villes chinoises

Année	N	n	hyp	moy	e.type	p-valeur	KS-stat
1984	295	225	(H ₁)	3,87	0,78	0	8,796
1994	622	472	(H ₁)	4,14	0,65	0	11,302
2004	661	577	(H ₁)	4,20	0,70	0	14,222

N : nombre total de villes chinoises (source Anderson-Ge 2005)

n : taille de l'échantillon

Hyp : hypothèse retenue

Moy : moyenne de la distribution du logarithme des tailles de toutes les villes chinoises (source Anderson-Ge 2005)

e.type : écart-type de la distribution du logarithme des tailles de toutes les villes chinoises (source Anderson-Ge 2005)

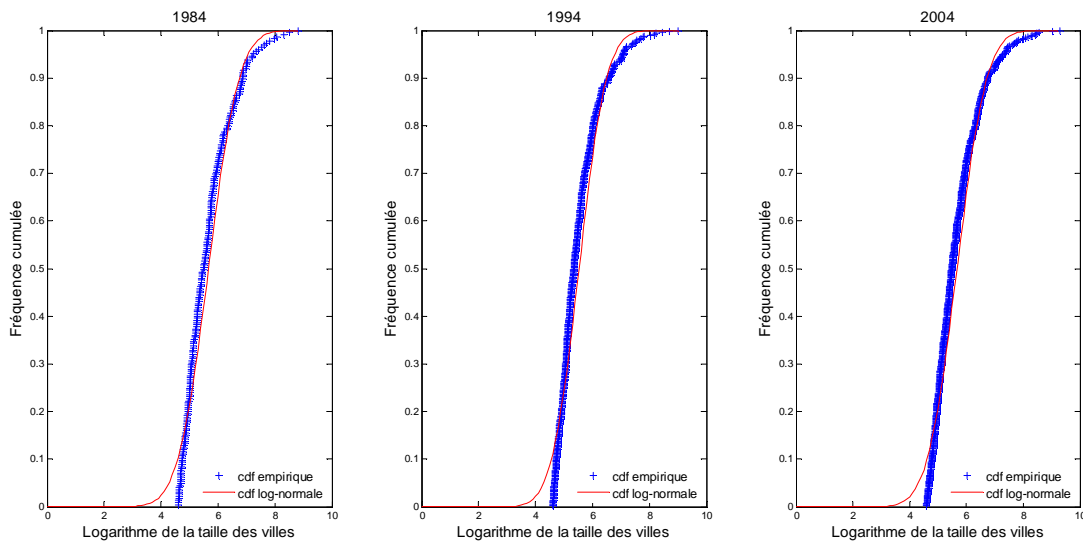
p-valeur : risque d'erreur de rejeter l'hypothèse (H₀)

KS-stat : valeur de la statistique de Kolmogorov-Smirnov

Résultats du KS-test avec la loi log-normale et les villes chinoises

L'hypothèse d'adéquation est rejetée systématiquement pour les trois dates considérées. D'après la représentation des fonctions de répartition, il semblerait que le choix des valeurs des paramètres n'est pas adéquat avec notre échantillon.

Dans un deuxième temps, nous testons l'adéquation de la distribution des tailles des villes avec une loi lognormale tronquée dont les paramètres ont été calculés à partir de la population non agricole totale chinoise et le nombre de districts.



Fonction de répartition des villes chinoises

Année	n	hyp	moy	e.type	p-valeur	KS-stat
1984	225	(H ₁)	5,67	0,85	0,031	0,864
1994	472	(H ₁)	5,5	0,76	0	2,387
2004	577	(H ₁)	5,67	0,82	0	2,320

Hyp : hypothèse retenue

Moy : moyenne de la distribution empirique du logarithme des tailles des villes de notre échantillon

e.type : écart-type de la distribution empirique du logarithme des tailles des villes de notre échantillon

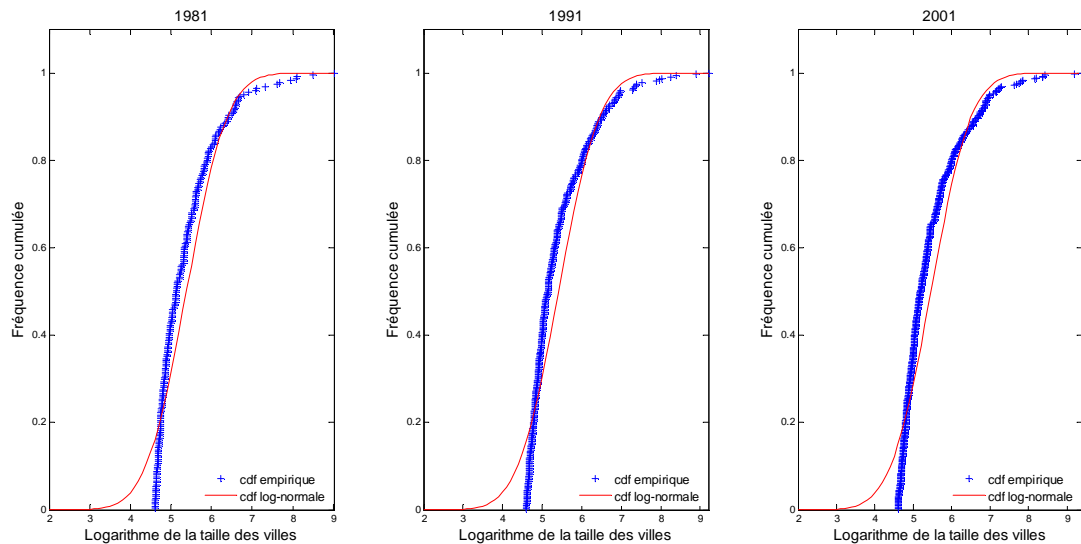
p-valeur : risque d'erreur de rejeter l'hypothèse (H₀)

Résultats du KS-test avec la loi log-normale et les villes chinoises

Les paramètres semblent plus appropriés dans ce cas. L'hypothèse d'adéquation à une loi lognormale est tout de même été rejetée dans les trois cas.

Annexe 2.8. Adéquation de la distribution des tailles des villes indiennes à une loi lognormale

Nous testons l'adéquation de la taille des villes indiennes avec une loi lognormale dont les paramètres ont été estimés sur notre échantillon.



Fonction de répartition des villes indiennes

Année	n	hyp	moy	e.type	p-valeur	KS-stat
1981	225	(H ₁)	5,38	0,79	0	2,371
1991	313	(H ₁)	5,41	0,81	0	2,752
2001	422	(H ₁)	5,46	0,82	0	3,162

Hyp : hypothèse retenue

Moy : moyenne de la distribution empirique du logarithme des tailles des villes de notre échantillon

e.type : écart-type de la distribution empirique du logarithme des tailles des villes de notre échantillon

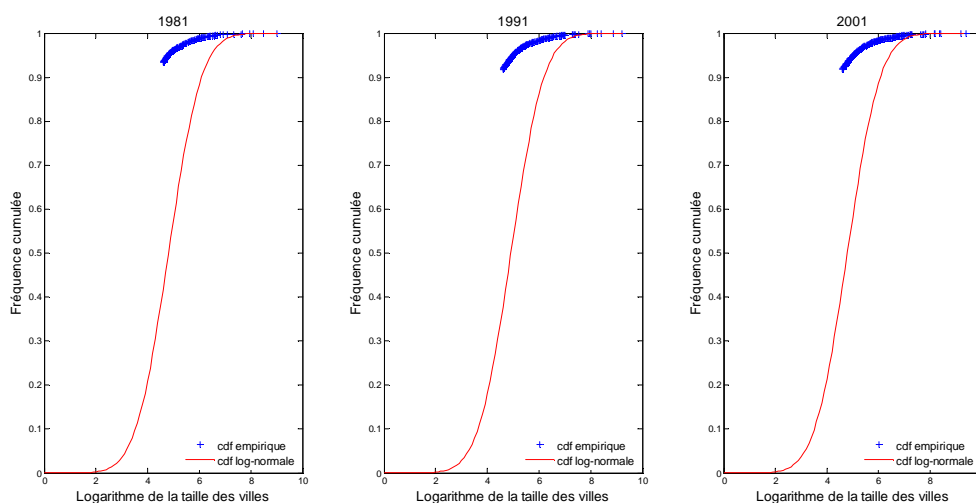
p-valeur : risque d'erreur de rejeter l'hypothèse (H₀)

Résultats du KS-test avec la loi log-normale et les villes indiennes

Nous pouvons conclure que l'hypothèse d'adéquation est rejetée pour les trois dates considérées. La taille des villes ne se comporte pas comme une loi lognormale dont les paramètres ont été estimés sur l'échantillon.

Annexe 2.9. Adéquation de la distribution des tailles des villes indiennes à une loi lognormale tronquée

Dans un deuxième temps, nous testons l'adéquation de la taille des villes indiennes avec une loi lognormale tronquée dont les paramètres sont estimés à partir de la population urbaine et du nombre de villes et de bourgs.



Fonction de répartition des villes indiennes

Année	N	PopUrb	n	hyp	p-valeur	KS-stat
1984	3378	683329	225	(H ₁)	0	7,708
1994	3768	844324	313	(H ₁)	0	9,512
2004	5161	1027015	422	(H ₁)	0	10,128

N : nombre d'unité urbaine de plus de 50000 habitants

PopUrb : population urbaine des unités urbaines de plus de 5000 habitants

n : taille de notre échantillon

Hyp : hypothèse retenue

p-valeur : risque d'erreur de rejeter l'hypothèse (H₀)

Résultats du KS-test avec la loi log-normale et les villes indiennes

Nous rejetons encore une fois l'hypothèse d'adéquation pour les trois dates considérées. La taille des villes ne se comporte pas comme une loi lognormale dont les paramètres ont été estimés sur l'ensemble des villes de plus de 5000 habitants.

Chapitre **3**

**Les théories de
la croissance urbaine**

Introduction

Durant ces dernières années, un grand nombre de travaux investissent la question de la nature de la croissance urbaine. Parmi ces travaux, certains construisent des modèles qui, à l'état stationnaire, conduisent à une distribution rang-taille des villes qui suit la loi de Zipf, tandis que d'autres proposent d'expliquer, de façon plus générale, les changements observés ou la stabilité de cette distribution, dans le temps.

Dans cette littérature, une première question fondamentale est celle de la relation entre la croissance urbaine, c'est-à-dire l'accroissement (ou la baisse) de la population et la taille urbaine (taille de la population), synonyme d'un certain nombre de caractéristiques économiques des villes, telles que le volume d'externalités (positives ou négatives), la concentration du capital humain ou le périmètre de débordement des connaissances codifiées.

Deux configurations peuvent être envisagées : soit la croissance des villes est indépendante de leur taille, ce qui confirme la loi de Gibrat et met en cause toute une série de constructions théoriques en science régionale qui reposent sur les effets d'agglomération ; soit la croissance urbaine a un caractère déterministe et, dans ce cas, il convient d'explorer le sens du mouvement de la distribution rang-taille des villes. Si les petites villes progressent plus vite que les grandes, la distribution aura tendance à converger vers une taille optimale unique ; à l'inverse, si les grandes villes progressent plus vite que les petites, la courbe de la distribution rang-taille emprunte, dans le temps, une forme convexe.

Une deuxième question fondamentale, liée partiellement à la première, concerne la dimension spatiale de la croissance urbaine. Est-ce que la taille et la croissance des villes dépendent des caractéristiques physiques de l'espace qu'elles occupent ? Si les processus de croissance urbaine affichent

des caractéristiques spatiales significatives, ceci conduirait à penser que les évolutions démographiques d'une ville pourraient ne pas être indépendantes de celles d'une autre ville, en fonction de leur distance et/ou de leur emplacement mutuel.

L'ensemble de ces travaux cherchent à élucider la connexion entre mutations économiques et évolution d'un système de villes. Cette tâche peut s'avérer ardue si l'on considère que, souvent, le cadre temporel dans lequel se déroulent les changements démographiques urbains est nettement plus long que celui dans lequel s'opèrent les changements économiques.

Dans le sous-chapitre 3.1, on propose de visiter les théories de la croissance aléatoire, selon lesquelles la taille des villes suit la loi de Gibrat, ce qui implique que la croissance des villes est indépendante de leur taille. Des travaux fondateurs de Simon (1955) au modèle canonique de Gabaix (1999) et à ses différentes extensions et/ou réfutations, ces approches se focalisent non seulement sur le lien (ou son absence) entre la taille et la croissance urbaine, mais également sur la forme que la distribution des tailles des villes emprunte à l'état stationnaire si la loi de Gibrat est vérifiée.

Dans le sous-chapitre 3.2, on présente les théories de la croissance déterministe. Cet ensemble met en évidence le rôle fondamental joué par les attributs de « première nature » (caractéristiques géographiques) et de « seconde nature » (caractéristiques historiquement construites) des différents sites urbains sur leur croissance démographique. Les modèles les plus récents actualisent les travaux de Henderson (1974, 1988) sur les systèmes urbains, en mettant au centre du mouvement démographique des villes le capital humain localisé et les effets de débordement informationnels.

Le sous-chapitre 3.3 explore un ensemble de modèles « hybrides » qui valident l'hypothèse d'une croissance aléatoire pour les villes, tout en intégrant le rôle des externalités d'agglomération. Ces modèles, qui ne débouchent pas nécessairement sur des distributions rang-taille conformes à la loi de Zipf (Eeckhout, 2004 ; Rossi-Hansberg et Wright, 2007 ;

Duranton, 2006 et 2007) essaient de combiner, dans une même analyse, changement industriel et changement urbain.

Parallèlement à la présentation des différentes approches théoriques, ce chapitre aborde, également, les travaux empiriques qui cherchent à tester la nature de la croissance urbaine dans différents pays et régions, en s'appuyant sur un ensemble de méthodes statistiques et économétriques complémentaires. L'ensemble de ces travaux est essentiellement appliqué sur les systèmes urbains des pays développés.

3.1 Les théories de la croissance urbaine aléatoire

La grande majorité des travaux sur la loi des effets proportionnels de Gibrat, en sciences économiques et sociales, porte essentiellement sur la relation entre la taille et la croissance des firmes (Steindl, 1968, Sutton, 1997).

Selon Sutton (1997), la loi de Gibrat pour les firmes implique que le changement incrémental de la taille d'une firme donnée est proportionnel à sa taille courante à chaque instant t . Ceci signifie que le taux de croissance des firmes est indépendant de leur taille, c'est-à-dire que la probabilité de changement proportionnel de la taille d'une firme est la même pour toutes les firmes d'une industrie donnée, indépendamment de leur taille initiale (Mansfield, 1962). Dans ces travaux, la taille est associée à d'autres paramètres tels que l'âge et la structure de la firme et, in fine, à ses probabilités de survie et/ou de décès (Evans, 1987 ; Dune et al., 1989).

Durant la dernière décennie, cette problématique fut transposée à l'étude de la croissance urbaine. Néanmoins, cette transposition doit prendre en compte un certain nombre de paramètres qui différencient l'analyse engagée.

D'abord la définition d'une firme ne suscite pas de véritables controverses – quant à sa taille, mesurée par l'emploi, le chiffre d'affaires ou le profit – contrairement à une ville qui suppose une taille minimale de population, désignée arbitrairement ; l'effet « taille » est donc borné par le bas, comme ceci a été discuté dans le chapitre précédent. Ensuite, si le « décès » d'une firme peut se concevoir, ceci est beaucoup moins évident pour une ville (qui peut néanmoins, dans des rares cas, voir sa taille baisser en dessous du seuil de la borne désignée). Ceci va de même, mais dans une

moindre mesure, pour la « naissance » de ces entités. Dès lors, l'analyse en termes de cycle de vie, engagée dans l'étude des firmes ne peut pas être menée dans le cadre des unités urbaines (Agarwal et Audretsch, 2001).

Après une présentation de la loi de Gibrat pour les villes, on aborde, dans une deuxième section, le modèle de Simon (1955) qui propose une interprétation probabiliste de la loi de Zipf. Ce modèle est à l'origine des théories récentes sur la croissance urbaine aléatoire. La troisième section est consacrée au modèle canonique de croissance aléatoire de Gabaix (1999), ainsi qu'à ses prolongements théoriques et empiriques. Ces derniers sont, souvent, construits sous des hypothèses moins restrictives. Leur objectif reste, néanmoins, l'étude de la validité de la loi de Gibrat pour les villes.

3.1.1 La loi de Gibrat

La loi de l'effet proportionnel de Gibrat (1931) trouve ses origines dans les travaux de Kapteyn et Uven (1916) qui observa des similarités entre les distributions asymétriques dans l'Espace (astral) et en biologie. Dans son livre, intitulé « *Les inégalités économiques* », Gibrat (1931) analyse la distribution des populations des firmes, en cherchant à spécifier la relation entre leur taille et leur croissance.

En s'appuyant sur la présentation classique de Steindl (1965), la loi de Gibrat peut être adaptée dans le cadre de la croissance urbaine. Si S_t est la taille d'une ville à l'instant t et g_t une valeur aléatoire désignant le taux de croissance de cette taille entre les périodes $t-1$ et t :

$$S_t - S_{t-1} = g_t S_{t-1} \quad (3.1)$$

on peut exprimer la variable S_t en fonction de la taille initiale S_0 de la ville de la manière suivante :

$$S_t = (1 + g_t)S_{t-1} = (1 + g_1)(1 + g_2)\dots(1 + g_t)S_0 \quad (3.2)$$

Si l'on considère que g_t est suffisamment petit, on peut utiliser l'approximation suivante :

$$\ln(1 + g_t) \approx g_t \quad (3.3)$$

En travaillant sur le logarithme de l'expression 3.2, on obtient, alors, la formulation suivante :

$$\ln S_t = \ln S_0 + g_1 + g_2 + \dots + g_t \quad (3.4)$$

Si les termes aléatoires g_t sont indépendants, de moyenne μ et de variance σ^2 , lorsque le temps t tend vers l'infini, la distribution de $\ln S_t$ tend vers une distribution normale de moyenne μt et de variance $\sigma^2 t$. Ceci

signifie que pour chaque ville i à chaque instant t , lorsque la loi de Gibrat est vérifiée, la croissance démographique peut être désignée par la relation :

$$\ln S_{it} = \mu + \zeta \ln S_{it-1} + u_{it} \quad (3.5)$$

où $\zeta = 1$ et u_{it} est une variable aléatoire distribuée indépendamment de S_{it} (Cheser, 1979). Dans ce cas, la croissance d'une ville i à un instant t ne dépend ni de sa taille initiale ni de son histoire ou de sa dynamique démographique des périodes antérieures et n'a pas d'impact, non plus, sur sa croissance future. La taille des villes suit, alors, une marche aléatoire caractérisée par une succession de petits chocs indépendants et identiquement distribués (*i.i.d*) et ne converge pas vers une distribution limite finie, ce qui sous-entend qu'il n'existe pas de taille optimale d'équilibre.

A l'inverse, si $\zeta < 1$, les petites villes croient systématiquement plus vite que les grandes, ce qui conduit à une convergence des tailles (vers une taille optimale qui dépend de μ et de ζ), tandis que si $\zeta > 1$, on a une croissance explosive où les grandes villes croient plus rapidement que les petites, ce qui semble, toutefois, insoutenable dans le long terme.

Schématiquement, lorsque la loi de Gibrat est vérifiée ($\zeta = 1$), trois conséquences immédiates en matière des taux de croissance des villes peuvent être identifiées (Ijiri et Simon, 1977 ; Tschoegl, 1983) :

D'abord, les villes de tailles différentes affichent une espérance de taux de croissance avec la même valeur moyenne :

$$E(g_{it}) = \mu, \forall i, t \quad (3.6)$$

Ensuite, la variance des taux de croissance est la même pour des villes de taille différente :

$$Var(g_{it}) = \sigma^2, \forall i, t \quad (3.7)$$

Enfin, les taux de croissance des villes, à une période donnée, sont indépendants des taux de croissance enregistrés au cours des périodes précédentes :

$$\text{Cov}(g_{it}, g_{it-k}) = 0, \forall i, t \text{ et } k \in N \quad (3.8)$$

Kalecki (1945) souligne que si la loi de Gibrat est vérifiée pour un nombre fixe de villes, la relation 3.1 n'est pas stationnaire dans le sens où la variance de la taille S augmente de façon continue avec le temps t , ce qui n'est guère réaliste. En abandonnant l'hypothèse de l'indépendance entre le volume des chocs exogènes g et la taille initiale de la ville, il construit un modèle qui génère une distribution des tailles conforme à la loi lognormale, avec une variance stable dans le temps (Anderson et Ge, 2005) :

$$\ln S_{it} = \eta + \mu t + (1 - \lambda) \ln S_{it-1} + u_{it} \quad (3.9)$$

où $1 > \lambda > 0$. Dans ce modèle, μ représente, toujours, un facteur de croissance incrémentale, mais le logarithme du changement de la taille $\ln S_{it}$ est lié négativement à la taille $\ln S_{it-1}$, via $-\lambda$. Lorsque λ est égal 1, la loi de Gibrat est validée dans sa formulation forte, mais, dans la plupart des cas, λ représente une variable d'ajustement, certes proche mais systématiquement inférieure à 1, ce qui signifie que des forces économiques entrent en jeu pour conduire la distribution vers une taille d'équilibre définie par $(\eta + \mu t)/\lambda$.

La loi de Gibrat stipule que la distribution des tailles des villes à l'état stationnaire doit épouser les traits d'une distribution lognormale. Cependant, ceci exige des distributions de populations complètes, avec des taux fixes d'entrée et de sortie de leurs membres, contrairement aux distributions rang-taille des villes, bornées par le bas, caractérisées par une asymétrie croissante entre les entrées possibles de nouvelles villes et les sorties, quasi-impossibles, de villes d'une quelconque distribution considérée.

3.1.2 Le modèle probabiliste de Simon

En s'appuyant sur la loi de Gibrat, Simon (1955) explore les propriétés d'un modèle de croissance probabiliste conduisant à une relation rang-taille spécifique. Son travail apparaît à la base des approches contemporaines sur la croissance aléatoire. Il est appliqué sur des séries différentes, telles que la productivité des chercheurs, le revenu par habitant, la taille des firmes ou celle des villes.

Dans le modèle de Simon (1955) et de Ijiri et Simon (1977), la population n'augmente pas de façon régulière mais croît à travers l'apparition de blocs discrets. Un nouveau bloc a une probabilité π de s'installer sur une nouvelle place –et donc de former une nouvelle ville– ou $(1 - \pi)$ de s'attacher à un groupe de blocs (une ville) existant. La probabilité que chaque groupe attire un nouveau bloc est proportionnelle à la population de ce groupe. Simon conçoit ainsi un processus de croissance aléatoire des villes à la Gibrat, où le taux de croissance de chaque ville est indépendant de sa taille. Ceci signifie que la taille urbaine ne génère ni des avantages ni des inconvénients déterminant le choix de localisation des agents.

On adopte ici la version condensée du modèle de Simon, présentée par Krugman (1996a et 1996b). Soit S la taille d'une ville, P la population totale, N_S le nombre de villes de taille supérieure ou égale à S et n_S le nombre de villes de taille S . Conformément au modèle rang-taille, la queue supérieure de la distribution est décrite par la relation $N_S = kS^{-a}$, tandis que $n_S = akS^{-a-1}$, ce qui implique que l'élasticité de la densité des villes par rapport à leur taille est :

$$\frac{dn}{dS} \cdot \frac{S}{n} = -a - 1 \quad (3.10)$$

Simon (1955) émet l'hypothèse fondamentale selon laquelle le système urbain converge vers un état constant (dans lequel le ratio n_S / P est

constant). Ce ratio se modifie sous l'influence de trois mouvements : l'addition d'un bloc à une ville de taille $S - 1$, ce qui conduit à une augmentation du nombre n_S de villes de taille S ; l'addition d'un bloc à une ville de taille S (dont la population atteint la taille $S + 1$), ce qui conduit à une diminution de n_S ; finalement l'augmentation totale de la population P (avec l'arrivage de blocs de population dans des villes de taille autre que S ou $S - 1$). Dans ce cas, l'espérance de changement du ratio n_S / P s'écrit :

$$\frac{E[d(n_S / P)]}{dP} = \frac{1}{P^2} [(1 - \pi)(S - 1)n_{S-1} - (1 - \pi)Sn_S - n_S] \quad (3.11)$$

Si le système urbain tend vers un état stationnaire dans le long terme, le taux espéré de changement tend vers 0, ce qui donne la relation entre le nombre de villes de taille S et $S - 1$:

$$\begin{aligned} \frac{n_S}{n_{S-1}} &= \frac{(1 - \pi)(S - 1)}{(1 - \pi)S + 1} \\ \Rightarrow \frac{n_S - n_{S-1}}{n_{S-1}} &= \frac{\pi - 2}{(1 - \pi)S + 1} \end{aligned} \quad (3.12)$$

En se focalisant sur la partie haute de la distribution, on peut considérer que la distribution discrète de la taille des villes peut être approximée par une distribution continue $n(S)$ où :

$$\frac{(dn/dS)}{n} = \frac{n_S - n_{S-1}}{n_{S-1}} = \frac{\pi - 2}{(1 - \pi)S + 1} \quad (3.13)$$

qui permet de calculer l'élasticité de la densité des villes par rapport à leur taille :

$$\frac{dn}{dS} \cdot \frac{S}{n} = \frac{\pi - 2}{1 - \pi + 1/S} = \frac{\pi - 2}{1 - \pi} \quad (3.14)$$

Ceci indique que la partie haute de la distribution rang-taille des villes est caractérisée par une loi puissance avec un coefficient de hiérarchisation a égal à $1/(1 - \pi)$.

Le modèle de Simon admet une relation entre la valeur du coefficient de hiérarchisation et la probabilité qu'un nouveau bloc forme une nouvelle ville plutôt que de s'attacher à une ville déjà existante.

Durantou (2006) résume les trois grandes critiques qui peuvent être formulées à l'égard du modèle de Simon.

En premier lieu, la teneur théorique du modèle est très faible car la croissance de la population et les choix de localisation des différents blocs ne reposent guère sur des mécanismes économiques. Simon évacue ainsi toute relation entre la croissance urbaine et des facteurs traditionnellement considérés comme déterminants des choix de localisation et de migration des agents, tels que les économies externes et les coûts de transport.

En deuxième lieu, le modèle de Simon converge vers la loi de Zipf, dans un processus infiniment lent d'affaiblissement de la croissance démographique, afin d'atteindre la situation où $\pi = 0$, que Krugman (1996a) qualifie de situation de dégénérescence (Krugman, 1996a et 1996b, Fujita et al., 1999a). En s'appuyant sur la critique de Krugman, Gabaix (1999) explique que le modèle de Simon fonctionne si seulement le taux de croissance du nombre de villes (c'est-à-dire le taux d'apparition de villes nouvelles) est supérieur ou égal au taux de croissance démographique des villes existantes. Dans un modèle très proche de celui de Simon mais plus général, Steindl (1965) explicite ce problème, en montrant que le coefficient de hiérarchisation est égal au rapport du taux d'accroissement démographique des villes existantes sur le taux d'apparition de nouvelles villes. Cependant la condition de réalisation de la loi de Zipf implique que ces deux taux soient égaux, ce qui paraît fortement irréaliste et historiquement erroné, comme le signale Knudsen (2001).

Enfin, la troisième critique concerne la définition même des villes qui n'est, pour Simon, qu'une simple addition de blocs. Ceci signifie que l'on pourrait remplacer la ville par d'autres niveaux d'agrégation, tels que la région ou le pays ; or, la loi de Zipf ne marche guère pour ce type d'espace (Duranton, 2006).

3.1.3 Croissance urbaine aléatoire : le modèle canonique de Gabaix

Mises à part quelques tentatives isolées (Clark et Stabler, 1991), le travail original de Simon ne fut transposé sur la croissance urbaine et les systèmes des villes qu'à partir du milieu des années quatre-vingt-dix (Krugman, 1996a et 1996b ; Fujita et al., 1999a). En cherchant à corriger les imperfections de l'approche de Simon, Gabaix (1999) développe un modèle de croissance urbaine qui conduit, à l'état stationnaire, à une distribution rang-taille des villes qui suit la loi de Zipf. Ce modèle amorce un ensemble de travaux qui soutiennent, de façon générale, que le changement des tailles des villes suit un processus stochastique, conforme à la loi de Gibrat. Ceci implique que toutes les villes ont la même espérance de taux de croissance et une même variance de ce taux. Ces travaux composent la théorie de la croissance urbaine aléatoire.

Gabaix s'appuie sur un ensemble d'hypothèses très restrictives : le système urbain est caractérisé par une population totale croissante ; la libre mobilité du travail existe mais est réduite aux jeunes ménages : ceux-ci peuvent migrer une seule fois, au début de leur entrée dans la vie active, puis, une fois leur choix de localisation effectué, ils ne changent plus de lieu d'habitation ; enfin, les technologies de production sont à rendement constant et il n'y a pas de capital physique : la production ne dépend, donc, que du seul facteur travail.

Sous ces hypothèses, la croissance urbaine apparaît comme une marche aléatoire qui dépend uniquement des mouvements migratoires des jeunes ménages. Les choix de migration, dans chaque période, sont liés aux impacts de chocs exogènes distribués de façon aléatoire, qui sont générateurs d'aménités urbaines de façon multiplicative et conduisent à une modification de la fonction d'utilité des ménages.

Selon Gabaix (1999), la nature de ces chocs exogènes est diverse : d'une part, ils peuvent être identifiés comme des événements historiques ou naturels (tels que des guerres et des bombardements, des catastrophes naturelles et des épidémies, voire, dans les pays en développement, des mauvaises récoltes conduisant à des disettes et des famines). D'autre part, de façon plus conventionnelle et fréquente, ces chocs peuvent représenter les impacts des politiques économiques locales propres à chaque ville, relatives à la détermination du niveau des différentes taxes et des impôts locaux, à la mise en place d'infrastructures et d'équipements publics et, de façon plus générale, à l'amélioration de la qualité et de la variété des services municipaux, allant de l'offre scolaire aux mesures de protection de l'environnement ou les actions culturelles. Enfin, Gabaix (1999) admet l'hypothèse de chocs spécifiques à un secteur et/ou à une industrie, tout en montrant que, pour les plus grandes villes, ceux-ci n'ont pas d'incidence sur la variance du taux de croissance urbaine.

Dans le modèle de Gabaix (1999), si a_{it} représente le niveau d'aménités d'une ville i et c la consommation de chaque ménage, habitant cette ville, alors ce dernier a une fonction d'utilité qui épouse la forme :

$$u(c) = a_{it} c \quad (3.15)$$

Les niveaux d'aménités a_{it} dans les différentes villes sont *i.i.d.* et se modifient en fonction des politiques propres de chaque ville. Si w_{it} est le salaire unitaire dans la ville i , alors, à l'équilibre, les salaires, ajustés par le niveau d'utilité, seront identiques dans toutes les villes :

$$a_{it} w_{it} = u_{it} \quad (3.16)$$

En considérant que S_i^M est le volume des migrants vers une ville i à l'instant t et S_i^P la population déjà en place, compte tenu de l'hypothèse d'absence de capital physique, la fonction de production localisée au sein de cette ville, sous un régime de rendements constants, est :

$$F(S_i^M, S_i^P) = S_i^M f(S_i^P / S_i^M) \quad (3.17)$$

Les salaires dans chaque ville sont fonction du volume de la population en place à laquelle s'ajoute le solde migratoire :

$$w_{it} = f'(S_i^P / S_i^M) \quad (3.18)$$

Dans ce cas :

$$S_i^P = S_i^M f'^{-1}(u_t / a_{it}) \quad (3.19)$$

En tenant compte du taux de mortalité θ et des restrictions migratoires citées précédemment, le taux $v_{it} = S_{it}^{norm} / S_{it-1}^{norm}$, mesurant la croissance de la taille normalisée d'une ville i , est donné par la formule :

$$v_{it} = f'^{-1}(u_t / a_{it}) - \theta \quad (3.20)$$

Comme la distribution des niveaux d'aménités a_{it} est indépendante de la taille des villes S_{it}^{norm} , le taux v_{it} l'est également, avec une fonction densité $f(v)$. Chaque ville i affiche, ainsi, la même espérance de croissance démographique.

Dans la construction théorique de Gabaix (1999), la somme totale des tailles normalisées des villes reste constante :

$$\sum_{i=1}^n S_{it}^{norm} = 1 \quad (3.21)$$

avec n le nombre de villes comprises dans l'échantillon, ce qui exige que l'espérance du taux de croissance normalisé $g - 1$ soit nul :

$$E(g) = 1, \text{ i.e. } \int_0^{\infty} v f(v) dv = 1 \quad (3.22)$$

Si $G_t(S)$ représente la fonction de répartition complémentaire des tailles des villes les plus grandes, au moment t , Gabaix (1999) montre, alors, que celle-ci suit un processus stationnaire qui vérifie l'équation :

$$G(S) = \int_0^{\infty} G\left(\frac{S}{v}\right) f(v) dv \quad (3.23)$$

Cette condition est vérifiée par la loi de Zipf pour les villes, c'est à dire par la fonction $G(S) = \alpha / S^\beta$, pour laquelle β est égale à 1. Ceci signifie qu'au-delà d'une certaine taille urbaine, la croissance des villes obéit à la loi de Gibrat et conduit à une distribution rang-taille qui suit la loi de Zipf.

Dans ce modèle, la variance des taux de croissance g ne décroît pas avec la taille des villes, contrairement à ce que supposent la plupart des études empiriques, selon lesquelles la diversification industrielle des grandes villes les rend moins exposées aux chocs sectoriels que les petites villes, davantage spécialisées. En suivant Kalecki (1945), Gabaix (1999) suggère que le taux de croissance d'une ville i , g_{it} , peut être décomposé en une fraction commune pour toutes les villes considérées et une fraction spécifique propre à chaque ville, région ou industrie :

$$g_{it} = \bar{g} + g_{it}^{pol} + g_{it}^{reg} + g_{it}^{ind} \quad (3.24)$$

où \bar{g} représente le taux de croissance démographique national, g_{it}^{pol} les impacts démographiques liés aux politiques spécifiques de chaque ville i en matière d'équipements publics, g_{it}^{reg} les impacts liés aux performances macroéconomiques de la région d'appartenance de la ville i et g_{it}^{ind} les impacts des chocs sectoriels. La variance du taux de croissance de la taille S de la ville i peut être décomposée de la même manière :

$$\sigma^2(g) = \sigma_{pol}^2(g) + \sigma_{reg}^2(g) + \sigma_{ind}^2(g) \quad (3.25)$$

Selon Gabaix, on peut raisonnablement considérer que les variances de g_{it}^{pol} et de g_{it}^{reg} sont indépendantes vis-à-vis de la taille de la ville i , tandis que la variance de g_{it}^{ind} , qui représente les impacts démographiques des chocs économiques, est décroissante vis-à-vis de la taille urbaine, comme le suggèrent la plupart des études empiriques. Or, en supposant que, dans les grandes villes, les effets de la diversification industrielle sont consommés et que le marché du travail pour des compétences différenciées est moins fluide que prétendu, Gabaix arrive à la conclusion que la variance de g_{it} peut être considérée comme globalement indépendante vis-à-vis de la taille des villes.

En s'appuyant sur la correction de Kalecki (1945), Cordoba (2008a et 2008b) prolonge le travail de Gabaix, en montrant que lorsque la distribution rang-taille des villes suit une loi de Pareto, la croissance urbaine suit une loi de Gibrat généralisée, avec un taux de croissance espéré μ et une variance égale à :

$$\sigma^2(g) = AS^{\beta-1} \quad (3.26)$$

Cordoba (2008a) décrit, par-là, un processus de croissance urbaine stochastique, pouvant générer des distributions rang-taille de villes qui dévient de la loi de Zipf et dont le coefficient de hiérarchisation β est significativement différent de 1. Il enlève la contrainte d'une variance des taux de croissance indépendante de la taille des villes, tout en admettant une relation causale entre cette variance et le coefficient de Pareto.

Les théories de la croissance urbaine aléatoire cherchent à construire un cadre économique explicatif de la loi de Gibrat pour les villes, en modélisant un comportement migratoire des ménages optimal mais extrêmement restrictif, compte tenu des hypothèses engagées. Conscients du décalage avec les observations empiriques économiques et démographiques, mais aussi du caractère idiosyncratique du processus de changement urbain considéré, plusieurs défenseurs des théories de la croissance aléatoire (Ioannides et Overman, 2003 ; Eeckhout, 2004 ; Gabaix et Ioannides, 2004) soulignent le besoin de relâcher certaines hypothèses fortement contraignantes.

Ils admettent que la taille d'une ville, associée à des effets externes positifs ou négatifs, peut jouer un rôle de régulation de la croissance urbaine, en amortissant (ou en accélérant) les impacts des chocs exogènes, que ceux-ci soient de nature politique, environnementale ou sectorielle, mais qui restent distribués de façon aléatoire.

3.2 Les théories de la croissance urbaine déterministe

Les approches de la croissance urbaine déterministe représentent un ensemble théorique assez hétérogène, partageant l'hypothèse selon laquelle le changement urbain est un processus déterminé par les effets taille des villes ; cependant, les sources de ces effets, taille ainsi que les mécanismes générateurs de croissance urbaine, liés à ces effets, sont différents d'une approche à l'autre.

Ces analyses se distinguent des théories de la croissance urbaine aléatoire par le fait qu'elles admettent l'hétérogénéité urbaine : les villes se différencient entre elles par un certain nombre de caractéristiques naturelles ou historiques, les attributs de première ou de seconde nature, - selon la terminologie employée par Cronon (1991) et reprise par Krugman (1993) -, qui génèrent des effets d'échelle spécifiques (Kim, 1999, Roos, 2005).

La concentration de la population et de l'activité économique peut, ainsi, dépendre des attributs de première nature de certains sites urbains, c'est-à-dire d'avantages naturels tels que la fertilité des sols, l'existence de ressources minières, l'accessibilité par des routes navigables, maritimes et fluviales, un climat agréable ou, réciproquement, de désavantages tels que l'isolement géologique et géographique, des conditions climatiques difficiles, etc.

Une seconde cause de concentration de la population est la présence d'attributs de seconde nature, à savoir, des avantages qui découlent des interactions entre agents économiques, lorsqu'ils sont spatialement proches. Ces avantages, historiquement construits, sont indépendants des caractéristiques intrinsèques des sites géographiques, les interactions physiques entre les agents économiques se substituant aux interactions

entre ces agents et leur environnement naturel. Ils se manifestent par les externalités d'agglomération qui sont déterminées par le périmètre de circulation des connaissances et des informations localisées, par la concentration de firmes industrielles spécialisées, par l'existence d'un marché local du travail et des compétences spécialisé, par le développement des secteurs en amont et en aval des industries principales (Fujita et al., 1999b ; Duranton et Puga, 2004).

Dans la première section de ce sous-chapitre, on présente les analyses qui s'interrogent sur l'impact des avantages géographiques sur la croissance urbaine. Dans la deuxième section, on aborde les travaux qui considèrent la croissance des villes comme une conséquence des mouvements migratoires, générés par les choix de localisation des firmes et des travailleurs, en fonction des attributs de seconde nature des sites urbains. Enfin, dans une troisième section, on présente, de façon plus spécifique, les modèles de croissance urbaine endogène, où la croissance des villes est déterminée par le volume du capital humain dans chaque ville. Ces modèles ne débouchent pas nécessairement sur une distribution rang-taille des villes qui valide la loi de Zipf.

3.2.1 Croissance urbaine et avantages géographiques

Le rôle des facteurs naturels dans la détermination de la localisation industrielle est exploré dans les travaux pionniers de Marshall (1898) [1971], actualisés par Krugman (1993). Par la suite, un certain nombre d'études prolongent cette analyse, en cherchant à mettre en évidence le rôle des attributs de première nature sur la formation et la croissance des agglomérations (Ellison et Glaeser, 1997 et 1999 ; Kim, 1999 ; Gallup et al., 1999).

Ces approches admettent l'hypothèse que les caractéristiques géographiques affectent les choix de localisation des firmes et, par conséquence, ceux des ménages. L'hétérogénéité physique de l'espace est, donc, à l'origine du phénomène d'agglomération, même si, par la suite, des attributs de seconde nature, c'est-à-dire des économies externes d'agglomération générées par l'interaction des agents, entretiennent des processus cumulatifs de croissance urbaine (Venables, 1999 ; Fujita et al., 1999a ; Behrens, 2007).

A travers une série de régressions économétriques, Gallup et al. (1999) montrent que les caractéristiques géographiques d'un site ont une influence significative sur la densité de population, mais également sur certaines variables économiques telles que le revenu par habitant et la productivité du travail. Dans ce type d'exercice, une première difficulté relève de la définition même des attributs de première nature (Roos, 2005, Chasco et Lopez, 2008). Dans leur modèle, Gallup et al. (1999) utilisent 36 variables muettes pour décrire différentes caractéristiques géographiques, ce qui rend leurs résultats moins pertinents, d'autant plus que certaines de ces variables explicatives pourraient être fortement corrélées entre elles (par exemple, les caractéristiques géologiques et la fertilité du sol). McCallum (1995), de son côté, suggère que parmi les variables géographiques, il est judicieux de ne pas se limiter aux caractéristiques naturelles des différents

sites mais d'inclure, également, leurs spécificités géopolitiques, telles que la proximité de zones frontalières ou la primauté institutionnelle accordée aux capitales nationales ou régionales.

Une seconde difficulté est due à la fragmentation de l'espace global par les frontières nationales. Ainsi, le modèle de Gallup et al. (1999) ne montre aucune corrélation entre la densité de la population et la distribution des avantages géographiques au niveau mondial ou continental. Une telle corrélation émerge, à l'inverse, lorsque l'espace de référence est le territoire national. Roos (2005), Escobal et Torero (2005), Ravallion (2007) et Chasco et Lopez (2008) proposent des spécifications du modèle précédent, permettant d'étudier la relation entre formation des villes et distribution des ressources géographiques, respectivement, en Allemagne, au Pérou, en Chine et en Espagne.

Une troisième difficulté relève, enfin des interactions possibles entre caractéristiques géographiques et facteurs historiques, c'est-à-dire entre les attributs de premier et de second ordre. Par exemple, Gallup et al. (1999) suggèrent que l'accès à la mer (et aux transports maritimes) explique de façon assez convaincante la formation et la croissance des agglomérations dans les pays africains et sud-américains. Or, ce phénomène pourrait, également, trouver ses sources dans des facteurs d'ordre historique qui se conjuguent aux facteurs d'ordre géographique : l'arrivée de colons européens, essentiellement par voie maritime, dans les siècles précédents, et la fondation de comptoirs commerciaux pourraient, aussi, apparaître comme des facteurs explicatifs pertinents du développement urbain de ces régions.

Dans les modèles les plus récents, la croissance urbaine est le résultat de l'interaction de trois facteurs : les effets directs des attributs de première nature, les effets indirects des attributs de première nature, véhiculés par des externalités d'agglomération, et les effets directs des attributs de seconde nature qui sont indépendants des caractéristiques intrinsèques de chaque site (Chasco et Lopez, 2008). La variance totale de la taille urbaine est, ainsi, expliquée par chacun des deux facteurs (attributs de première et de seconde nature), auxquels s'ajoutent les effets de leurs interactions :

$$\sigma^2(g) = \sigma_{premiere}^2 + \sigma_{seconde}^2 + \sigma_{interaction}^2 + \sigma_u^2 \quad (3.26)$$

où $\sigma_{premiere}^2$ est la part de la variance totale de la croissance urbaine, expliquée par les effets des attributs de première nature, $\sigma_{seconde}^2$ est la part de la variance expliquée par des effets des attributs seconde nature, $\sigma_{interaction}^2$ est la part de la variance totale expliquée par l'interaction des effets précédents et, enfin, σ_u^2 est la part de la variance totale qui reste inexpliquée. Dans leur étude des évolutions des plus grandes agglomérations des Etats Unis entre 1950 et 1990, Black et Henderson trouvent que les attributs de premier ordre, tels que le climat, jouent un rôle significatif, à côté du potentiel de marché, dans la détermination du rythme de la croissance urbaine.

Lorsque l'on prend en compte les caractéristiques géographiques d'un site urbain et ses effets sur sa croissance démographique, il est intéressant de s'interroger sur le caractère pérenne de ces effets. Ainsi, on peut très bien imaginer que les effets de certains avantages géographiques du début du siècle dernier (par exemple, la proximité d'une source d'énergie) se sont estompés progressivement avec le changement technologique. Fujita et Mori (1996) considèrent cette question dans le cas de la formation et la croissance des ports. Selon ces auteurs, l'accès à la mer explique, de façon assez convaincante, la formation d'agglomérations portuaires qui comptent, souvent, parmi les plus grandes villes des différents pays. Par contre, avec l'avènement d'autres modes de transport et l'amélioration de l'accessibilité des sites continentaux, les effets de ces avantages devraient s'estomper dans le temps ; or ceci ne semble pas être le cas, du point de vue empirique.

Fujita et Mori (1996) s'éloignent des modèles traditionnels de la localisation économique (Mills, 1972, Schweizer et Varaiya, 1976) qui postulaient que, sous un régime de rendements constants, la formation des ports est le résultat de la spécialisation des différentes régions en fonction de leurs avantages comparatifs. Ils proposent un modèle évolutionniste où, sous un régime de rendements croissants, la croissance urbaine portuaire devient un processus déterminé et entretenu par des facteurs d'agglomération.

Fujita et Mori (1996) introduisent un modèle avec hétérogénéité de l'espace, liée au potentiel portuaire de certains sites, avec des technologies à rendements croissant, une population totale croissante et une libre mobilité des facteurs de production, sauf pour ceux relatifs à l'activité agricole ou minière. Comme dans l'ensemble des modèles d'économie géographique, la localisation des villes est, ici, le résultat de la combinaison d'effets aléatoires (des accidents historiques) et des forces auto-organisatrices du marché. Ceci justifie le fait que toutes les grandes villes ne sont pas des ports. Néanmoins, par leur accessibilité élevée et par le nœud d'infrastructures de transport qu'ils abritent, il y a une plus grande probabilité que ces derniers dominent le système urbain environnant.

Il reste à savoir comment lier les approches qui mettent en avant le rôle des effets géographiques sur la croissance démographique urbaine avec celles qui étudient les évolutions des hiérarchies urbaines et les distributions rang-taille des villes. Krugman (1993, 1996a) et Fujita et al. (1999b) transposent, à cet effet, la théorie de la percolation des sciences physiques à l'étude des systèmes des villes. En sacrifiant l'hypothèse de l'homogénéité de l'espace, Krugman (1993) suppose que les attributs de première nature, permettant une meilleure accessibilité de certains sites et favorables aux processus d'agglomération, sont distribués de façon aléatoire dans l'espace global, national ou régional et que cette distribution suit la loi de Zipf (par exemple, la taille des rivières navigables aux Etats-Unis). Dans ce cas, la distribution rang-taille des villes suit également, dans sa partie haute, la loi de Zipf.

Dans ce modèle, la taille des villes dépend de leur poids, en tant que nœud d'interconnexion, dans le réseau urbain régional ou national, ce qui confère, de façon assez générale, une primauté aux ports, marins ou fluviaux, sur les villes qui composent leur arrière pays. En s'appuyant sur les modèles de Fujita et Krugman (1995) et de Krugman (1996a), Behrens (2007) prolonge ce travail, en proposant un modèle d'équilibre spatial asymétrique, déterminé d'une part, par le rôle des attributs de première nature, liés uniquement à l'accessibilité et d'autre part, par les technologies de transport dominantes.

Dans ce modèle, la localisation et la taille urbaine reste conditionnée par les caractéristiques géographiques de chaque site, réduites aux paramètres d'accessibilité. Néanmoins, l'observation empirique montre que de nombreuses grandes métropoles ont émergé et prospéré sans jouir de tels avantages initiaux, comme le rappelle Cronon (1991), dans son étude sur le développement de la ville de Chicago.

3.2.2 Croissance urbaine et externalités d'agglomération

Un deuxième ensemble d'approches théoriques met en avant le rôle des attributs de seconde nature dans les processus de croissance urbaine, en admettant l'hypothèse que l'hétérogénéité spatiale est historiquement construite.

Deux grandes séries d'analyses doivent être distinguées : d'une part, les modèles d'économie géographique, ainsi que certains travaux d'inspiration évolutionniste, qui cherchent à expliquer les processus de concentration spatiale des ressources, dans un environnement de concurrence imparfaite (Arthur, 1989 ; Krugman, 1991 ; Baumont et al., 2000) ; d'autre part, les modèles issus du travail pionnier de Henderson (1974, 1988) où la taille d'une ville est le résultat de tensions entre des forces centripètes, favorables à l'agglomération, et des forces centrifuges, conduisant à une dispersion de la population.

Les premières approches cherchent à expliquer les fondements de la localisation industrielle, sous un régime de rendements croissants. La croissance urbaine n'est, alors, qu'une conséquence, à effets rétroactifs, des choix des firmes et des travailleurs. Parmi ces approches, certaines considèrent que l'émergence des villes est due à des petites perturbations dans la distribution spatiale initiale des facteurs de production, amplifiées, par la suite, par des effets de marché (Arthur, 1990, Krugman, 1991). L'hétérogénéité spatiale surgit, ainsi, à travers des processus cumulatifs d'agglomération qui sont le fruit du hasard (de petits accidents historiques

localisés) combiné au jeu des externalités, technologiques ou pécuniaires, générées par les interactions des agents économiques. L'exemple le plus illustre de naissance d'une ville, en tant que « lieux aimant » de firmes et de travailleurs spécialisés, est la Silicon Valley, au sud-est de San Francisco (Arthur, 1990, Markusen, 2000).

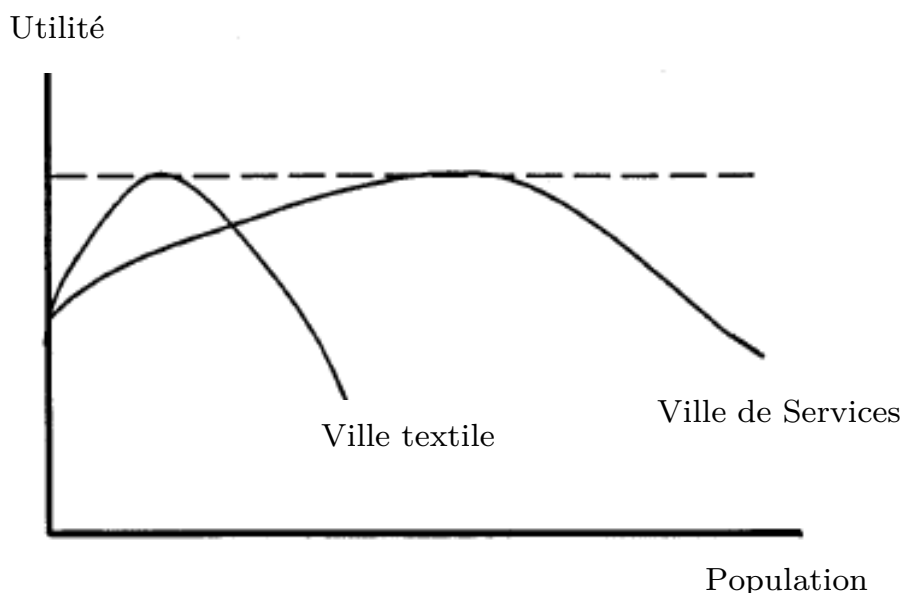
Selon Lucas (1993), la formation des villes s'explique, dans ce cas de figure, par la présence de rendements croissants qui sont liés au débordement des connaissances et des informations, à la spécialisation industrielle, à la formation d'un marché local du travail, à la concentration d'infrastructures publiques mais également au potentiel de la demande finale localisée, c'est-à-dire au potentiel de marché que représente une agglomération (Krugman et Venables, 1995 ; Fujita et Krugman, 1995 ; Baumont et al., 2000). Fujita et al. (1999b) étendent les analyses sur le potentiel de marché d'une agglomération, en incluant les effets de voisinage, c'est à dire le poids des villes proches, capables d'absorber la production d'un site urbain donné, mais qui génèrent, en même temps, une concurrence en matière d'attraction des ressources humaines et des firmes.

Une seconde série d'approches s'appuie sur le travail pionnier de Henderson (1974, 1988). Henderson (1974) considère qu'au sein d'un environnement caractérisé par la libre circulation du travail, la taille d'une ville est fonction du niveau d'utilité des agents représentatifs résidents. Selon Henderson (1974), la relation entre la taille urbaine et le degré d'utilité d'un agent représentatif, résidant dans cette ville, est décrite par une courbe en U inversé qui traduit les tensions entre les externalités d'agglomération positives et négatives. Les premières représentent des économies externes d'échelle et sont liées à la spécialisation économique, tandis que les secondes dépendent de la taille globale d'une ville, à savoir les effets de congestion, les coûts des migrations alternantes et la pression foncière.

A partir de ces hypothèses, Henderson (1974) conçoit un système urbain, au sein duquel la taille optimale des villes diffère en fonction de leur spécialisation, sous l'effet conjugué de trois mécanismes.

En premier lieu, comme les économies d'agglomération ne dépendent que des effets de spécialisation, il n'y a aucune raison pour que les firmes d'industries différentes se localisent dans la même ville. Ceci signifie que chaque ville a intérêt à se spécialiser dans la production d'un seul bien, tout au moins pour les secteurs à vocation exportatrice.

En second lieu, il n'y a aucune raison pour que l'intensité des économies d'agglomération soit la même pour toutes les industries ; on peut, par exemple, imaginer que quelques firmes textiles, spatialement concentrées, suffisent pour générer le maximum d'économies externes d'échelle localisées, contrairement au secteur bancaire où un beaucoup plus grand nombre de firmes est nécessaire (Henderson, 1974, Krugman, 1996a). Rosental et Strange (2004) montrent, à cet égard, que la portée spatiale des externalités diffère, selon leur nature, y compris sectorielle. Duranton et Puga (2004), de leur côté, considèrent le caractère dynamique de ces externalités, par le biais des processus d'apprentissage qu'elles génèrent, en montrant la différenciation de leur durée et de leurs effets de long terme sur la croissance économique.



Source : Henderson (1974) reproduit par Krugman (1996a)

Figure 3.1 : Taille optimale des villes et spécialisation industrielle

Compte tenu du fait que les forces de dispersion sont les mêmes pour toutes les villes, mais que les forces de concentration diffèrent (selon leur spécialisation), il n'y a aucune raison pour que deux types de villes aient la même taille optimale, comme le montre la figure 3.1.

Enfin, en troisième lieu, l'équilibre dans le système des villes est réalisé par l'ajustement des prix relatifs de façon que l'avantage net de localisation d'un ménage représentatif soit le même, pour toutes les villes.

Dans sa version forte, le modèle de Henderson (1974) conduit à des villes mono-spécialisées, de taille différente. Sur un plan empirique, il reste, néanmoins, compatible avec le cas de figure où les villes sont caractérisées par une combinaison variable de plusieurs secteurs productifs. Dans un travail empirique appliqué sur 224 aires métropolitaines américaines entre 1970 et 1987, Henderson (1997) admet l'hypothèse de l'existence d'économies dynamiques d'urbanisation, en montrant, tout de même, que leurs effets sur la croissance, ainsi que leur horizon temporel, sont moindres que ceux des économies de localisation, liées à la spécialisation productive.

Contrairement aux approches précédentes, ce modèle n'explique pas la formation des agglomérations, le cas de figure où un ménage déciderait de quitter une ville pour s'installer en campagne (puis être suivi par d'autres personnes) n'étant pas envisageable, car toute agglomération, même de taille sous-optimale, fournit un degré d'utilité supérieur à l'habitat isolé. L'espace intra-urbain est pris en compte à travers une rente différentielle, générant des migrations alternantes domicile-travail, qui contrebalance les avantages de la concentration industrielle mais, à l'inverse, l'espace interurbain n'existe pas, les coûts de migration entre deux villes étant nuls.

Ainsi, tandis que les modèles d'économie géographique montrent comment les attributs de seconde nature peuvent, à eux seuls, expliquer le processus d'agglomération sous certaines conditions (Krugman, 1993, 1996a, 1999), les approches inspirées du modèle pionnier de Henderson investissent directement sur la question de la croissance urbaine sous l'influence du jeu contrasté des externalités d'agglomération.

3.2.3 Les modèles de la croissance urbaine endogène

Les modèles de la croissance urbaine endogène sont issus des interactions entre les approches de Henderson (1974, 1988) et celles de la croissance endogène (Lucas, 1988). Ils mettent en avant la relation entre la croissance démographique urbaine et le volume de capital humain local qui est fonction de la taille des villes.

Eaton et Eckstein (1997) proposent un premier modèle de croissance urbaine endogène où le capital humain h_{kit} d'un individu k , habitant la ville i , durant la période t est égal à :

$$h_{kit} = H_{it}^*(1 - e_{kit}) \quad (3.27)$$

avec H_{it}^* le volume des connaissances dans la ville i et e_{kit} le temps de travail de l'individu k (avec $1 - e_{kit}$, le temps alloué à sa formation et l'accumulation de son capital humain personnel). Un volume de connaissances locales H_{it}^* élevé implique une meilleure efficacité du temps consacré à la formation et vice versa.

Selon Eaton et Eckstein (1997), le niveau de H_{it}^* dépend non pas seulement de la vitesse d'accumulation des connaissances dans la ville i , mais également des effets de l'accumulation des connaissances dans les autres villes du système urbain considéré. Ainsi, si il y a K villes, avec chacune un niveau de capital humain égal à H_{jt} où $j = 1, \dots, K$, alors :

$$H_{it}^* = \sum_{j=1}^K \theta_{ij} H_{jt} \quad (3.28)$$

avec H_{jt} le niveau de capital humain dans la ville j et $\theta_{ij} \geq 0$ la contribution de la formation du capital humain de la ville j dans l'accumulation des connaissances dans la ville i . Si θ_{ij} est élevé, lorsque

$i \neq j$, ceci signifie que la circulation des informations et des connaissances au niveau interurbain est élevée ; à l'inverse si θ_{ij} est faible, lorsque $i \neq j$, mais élevé pour $i = j$, la circulation des connaissances intra-urbaine se fait au dépens de la circulation interurbaine. Eaton et Eckstein (1997) rappellent que, dans la configuration d'un système urbain primatial où la ville dominante représente la seule source de connaissances accumulées, θ_{ij} est égal à 0 pour tout $i \neq j$, sauf lorsque j est égal à 1 qui est l'indice de la ville dominante. Ils montrent, ainsi, que dans certains systèmes urbains la formation du capital humain peut être équitablement distribuée, tandis que dans d'autres, elle est source d'inégalités croissantes.

En admettant que le niveau moyen du capital humain croit, de façon exogène, au même taux g_{H^*T} pour toutes les villes et que leur croissance démographique, résultant des mouvements migratoires, dépend quasi-exclusivement des effets de la croissance du capital humain local, les deux auteurs conçoivent un processus de croissance urbaine parallèle qui conduit chaque ville à garder son rang, dans la distribution des villes. Ils appuient ce modèle théorique par l'observation empirique de l'évolution des systèmes urbains français et japonais, durant le vingtième siècle, marqués par une extrême stabilité. Ces deux systèmes vérifient, pour la partie haute de la distribution rang-taille des villes, la loi de Zipf. Cependant, ce travail reste limité par le fait qu'il ne s'applique que sur les 40 plus grandes métropoles de chaque pays.

Black et Henderson (1999) étendent et poursuivent l'approche de Eaton et Eckstein (1997), en intégrant l'hétérogénéité urbaine. Dans leur modèle, il y a deux types de villes, chacune étant spécialisée dans la production du bien qu'elle exporte aux villes de l'autre type.

La fonction de production Q_{1i} d'une firme i localisée dans une ville de type 1, spécialisée dans la production d'un bien intermédiaire exporté aux firmes des villes de type 2 est :

$$Q_{1i} = D_1 \left(n_1^{\lambda_1} h_1^{\psi_1} \right) h_{1i}^{\vartheta_1} \quad (3.29)$$

avec n_1 la population de la ville de type 1, h_1 son niveau moyen de capital humain, h_{1i} le capital humain de la firme i (chaque firme étant composée d'un seul travailleur, ce qui signifie que sa production équivaut à son salaire), λ_1 les externalités d'échelle liées à la concentration de firmes de même type, ψ_1 l'élasticité de la production de la firme i vis-à-vis du capital humain localisé et ϑ_1 l'élasticité de la production de la firme i vis-à-vis de son propre capital humain accumulé.

De façon identique, la fonction de production Q_{2j} d'une firme j appartenant dans une ville de type 2, spécialisée dans la production d'un bien final exporté aux habitants des villes de type 1 est :

$$Q_{2j} = D_2 \left(n_2^{\lambda_2} h_2^{\psi_2} \right) h_{2j}^{\theta_2} q_{1j}^{1-a} \quad (3.30)$$

avec respectivement n_2 la population de la ville de type 2, h_2 son niveau moyen de capital humain, h_{2j} le capital humain de la firme j , λ_2 les externalités d'échelle liées à la concentration de firmes de même type, ψ_2 l'élasticité de la production de la firme j vis-à-vis du capital humain localisé, ϑ_2 l'élasticité de la production de la firme j vis-à-vis de son propre capital humain accumulé et q_{1j} le volume des biens intermédiaires produits par les firmes des villes de type 1 et utilisés par la firme j dans son processus de production.

A l'équilibre, les tailles n_1 et n_2 des villes de type 1 et 2 dépendent des externalités d'échelle, du volume du capital humain localisé et des externalités négatives, mesurées par les effets de congestion. Les élasticités ε_1 et ε_2 de la taille des villes 1 et 2 par rapport à leur stock de capital humain respectif, augmentent avec λ , ϑ et ψ :

$$\varepsilon_1 = \frac{\theta_1 + \psi_1}{1 - \lambda_1} \quad (3.31)$$

$$\varepsilon_2 = \frac{\vartheta_2 + \psi_2}{a - 2\lambda_2} \quad (3.32)$$

Dans ce cas, le paramètre ε qui 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) est donné par :

$$\varepsilon = \varepsilon_1 - (1 - (w - 2\lambda_1)) + \varepsilon_2 - (1 - (w - 2\lambda_2)) \quad (3.33)$$

avec w le rapport entre le capital humain par travailleur dans les villes de type 1 et de type 2.

Contrairement à Eaton et Eckstein (1997), dans le modèle de Black et Henderson (1999), l'accumulation du capital humain dans une ville donnée ne peut contribuer qu'à celle d'une autre ville du même type. Les effets de la diffusion des connaissances ne modifient pas l'hétérogénéité urbaine initiale. Ainsi, si une part z de la population appartient aux villes de type 1 (et est dotée d'un capital humain h_1) et une part $(1-z)$ aux villes de type 2 (dotée d'un capital humain h_2), chacun des ménages appartenant à l'un ou l'autre groupe ne peuvent migrer que vers une ville habitée par des ménages avec la même spécialisation.

En admettant un système urbain fermé, sans entrée de nouvelles villes, et une libre mobilité des ménages entre villes de même type, Black et Henderson (1999) considèrent, alors, deux possibilités : dans un premier cas de figure ($\varepsilon = 1$), le rapport entre le capital humain par travailleur dans les villes de type 1 et celui dans les villes de type 2 reste constant dans le temps (leurs niveaux respectif de capital humain h_1 et h_2 croient au même rythme $\dot{h}_1/h_1 = \dot{h}_2/h_2 = \dot{h}/h$). A l'état stationnaire, les villes connaissent une croissance parallèle égale à :

$$\frac{\dot{n}_1}{n_1} = \frac{\dot{n}_2}{n_2} = 2\varepsilon_1 \left(\frac{A-\rho}{\sigma} \right) = 2\varepsilon_1 \frac{\dot{h}}{h} \quad (3.34)$$

avec ρ le taux d'anticipation de la croissance future par les ménages et σ l'élasticité de substitution entre produits.

Black et Henderson introduisent, par ailleurs, 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 :

$$\frac{\dot{m}_1}{m_1} = \frac{\dot{m}_2}{m_2} = g - 2\varepsilon_1 \frac{\dot{h}}{h} \quad (3.35)$$

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

$$\frac{\dot{n}}{n} = g - \frac{\dot{m}}{m} \quad (3.36)$$

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 convergent aussi vers une taille optimale. A l'état stationnaire, la croissance urbaine est alimentée par la seule entrée de nouvelles villes dans le système.

Dans un premier travail sur l'évolution de la distribution des villes américaines entre 1900 et 1990, Black et Henderson (1999) trouvent une croissance parallèle des villes américaines. Par la suite, en relâchant quelques hypothèses très contraignantes et notamment la forte relation entre la croissance urbaine et le niveau d'éducation, auquel est associé de façon quasi-exclusive le volume du capital humain, Black et Henderson (2003) affinent leurs résultats en montrant que, malgré sa grande stabilité, le système urbain américain enregistre une tendance vers une concentration urbaine plus élevée, sous l'impulsion du changement technologique et l'accumulation des connaissances.

Les approches déterministes réunissent un ensemble de modèles, selon lesquels l'hétérogénéité urbaine, liée aux attributs de première et/ou de seconde nature, est source de différenciation des processus de croissance urbaine. Dans ces modèles, la taille d'une ville, appréhendée de façon plurielle, conditionne sa croissance démographique. Soit les villes convergent vers une taille optimale, s'il y a des effets de rattrapage et/ou si à partir d'un certain seuil urbain, les externalités négatives deviennent plus importantes que les externalités positives. Soit les villes croissent de façon parallèle et les systèmes urbains sont extrêmement stables, ce qui signifie que les écarts de taille persistent dans le temps.

Ces approches ne cherchent pas à produire des distributions des tailles des villes qui suivent la loi de Zipf. Elles n'apportent, donc, pas une explication plausible à cette régularité, observée dans différents systèmes urbains. Néanmoins, elles permettent de s'interroger sur la croissance relative des villes, c'est-à-dire sur leur mobilité au sein même de la distribution rang-taille, en permettant par ce biais de comparer leurs évolutions dans le temps.

Les modèles de croissance endogène, développés à l'interaction des approches de Henderson et de Lucas, offrent une alternative puissante aux modèles de croissance aléatoire, développés au sillage des travaux de Gabaix (1999). Un certain nombre de travaux ont cherché à développer une approche hybride, permettant de concilier le rôle des externalités avec un processus de croissance urbaine, moins déterministe, qui valide la loi de Zipf à l'état stationnaire.

3.3 Théories hybrides – approches empiriques

Le clivage entre les théories de la croissance aléatoire et celles de la croissance endogène a conduit à une prolifération de travaux sur la nature du changement démographique dans les villes. Parmi ces travaux, certains cherchent à rapprocher les deux corps théoriques dans une même approche hybride qui allie chocs aléatoires et effets de taille. D'autres entreprennent une étude comparée des processus de croissance urbaine dans différents pays, en utilisant une batterie d'outils économétriques et statistiques. Dans ces approches, la croissance urbaine est considérée, à la fois, dans sa dimension absolue (relation entre la croissance et la taille urbaines) et sa dimension relative (changements dans la distribution rang-taille des villes).

Dans ce sous chapitre, la première section présente un ensemble de travaux qui explorent, de façon empirique, la nature du changement urbain, en admettant un rôle moins déterministe des effets de taille. La deuxième section réunit les approches qui admettent l'existence d'externalités d'agglomération et de chocs de productivité exogènes, en combinant les apports des théories de la croissance aléatoire et de la croissance endogène. A cet égard, Duranton (2006 et 2007) initie un modèle qui permet d'appréhender le changement industriel et le changement urbain et débouche, sous certaines conditions, sur une distribution rang-taille des villes qui suit la loi de Zipf. Enfin, une troisième section parcourt les travaux qui se focalisent sur la nature des chocs exogènes et sur leurs impacts temporels sur la croissance urbaine et la distribution rang-taille des villes. Ces travaux utilisent une batterie d'outils économétriques et de méthodes d'estimation, permettant de qualifier, empiriquement, la nature de la croissance urbaine.

3.3.1 Croissance aléatoire et effets de taille

Gabaix (1999) et Gabaix et Ioannides (2004) admettent que la loi de Gibrat pour les villes pourrait ne pas être validée. Ils considèrent, alors, une hypothèse moins restrictive, où le taux de croissance démographique des villes, ainsi que son écart type sont dépendants de la taille (l'indépendance entre les deux variables n'étant qu'un cas de figure parmi d'autres).

Dans ce modèle, la taille normalisée S_i^{norm} de la ville i varie, durant la période t , de la façon suivante :

$$\frac{dS_{it}^{norm}}{S_{it}^{norm}} = \mu(S_t^{norm})dt + \sigma(S_t^{norm})dB_t \quad (3.37)$$

avec $\mu(S_t^{norm})$ la moyenne espérée du taux de croissance urbain en t , $\sigma(S_t^{norm})$ son écart type et B_t un mouvement géométrique Brownien, illustrant la trajectoire irrégulière du taux de croissance.

Si la loi de Gibrat est vérifiée, $\mu = 0$, avec $\mu = g(S^{norm}) - \bar{g}$, où \bar{g} représente le taux de croissance urbaine moyen. La distribution rang-taille des villes tend, alors, vers la loi de Zipf. A l'inverse, lorsque la croissance des villes dépend de leur taille, la distribution rang-taille des villes converge vers une distribution théorique dont le coefficient de Pareto est égal à :

$$\beta(S^{norm}) = 1 - 2 \frac{\mu(S^{norm})}{\sigma^2(S^{norm})} + \frac{S^{norm}}{\sigma^2(S^{norm})} \frac{\partial \sigma^2(S^{norm})}{\partial S} \quad (3.38)$$

Selon Gabaix et Ioannides (2004), les déviations vis-à-vis de la loi de Zipf sont liées aux déviations vis-à-vis de la loi de Gibrat. Si certaines villes ont un taux de croissance sensiblement plus élevé que le taux moyen \bar{g} , alors les hiérarchies urbaines pourraient avoir tendance à se renforcer, au moins temporairement, avec des mouvements migratoires prononcés des petites vers les grandes villes. Si, à l'inverse, la variance du taux de croissance est élevée, la courbe de la distribution rang-taille a tendance à s'aplatir, avec le rattrapage des grandes villes par celles de plus petite taille.

En s'appuyant sur une estimation non paramétrique de la distribution des taux de croissance des 110 plus grandes villes américaines entre 1900 et 1990, en fonction de leur taille, Ioannides et Overman (2003) testent le modèle de Gabaix. Ils obtiennent des résultats contrastés. D'une part, ils confirment la loi de Gibrat pour les villes dans le long terme ; d'autre part, ils trouvent des déviations temporaires des distributions rang-taille des villes vis-à-vis de la loi de Zipf, qu'ils expliquent par une croissance urbaine conditionnée par la taille, tout au moins pour les plus petites villes de l'échantillon considéré.

De façon générale, certains auteurs cherchent à identifier une éventuelle relation entre la croissance urbaine et la taille des villes, même si elle est moins déterministe que celle défendue par les théories de la croissance urbaine endogène, tandis que d'autres tentent, plutôt, d'expliquer la stabilité de la distribution rang-taille des villes dans le temps, tout en intégrant des effets d'agglomération.

Dans un travail pionnier, Glaeser et al. (1995) examinent la relation entre certaines caractéristiques des villes en 1960 (population urbaine, revenu par habitant en milieu urbain) et les processus de croissance urbaine, durant les trente années suivantes. Ils trouvent une relation négative entre les taux de croissance démographique des villes et leur taille initiale, ce qui, de toute évidence, contredit la loi de Gibrat. Néanmoins, lorsqu'ils introduisent d'autres variables dans leur définition des villes en 1960, telles que le volume de la population industrielle, le pourcentage d'enfants scolarisés ou même le niveau de chômage, Glaeser et (1995) relativisent leurs résultats précédents.

Glaeser et Shapiro (2001) cherchent, quant à eux, à déterminer les facteurs qui influencent les taux de croissance des villes américaines de plus de 100 000 habitants entre 1990 et 2000, en utilisant un très grand nombre de variables (revenu par habitant, âge de la population urbaine, niveau d'éducation, part du secteur des services dans l'emploi total). Malgré le fait que cette période se caractérise par une croissance économique soutenue, notamment dans l'Ouest et le Sud-Ouest du pays, ils trouvent que la dynamique démographique des villes américaines n'est pas sensiblement différente de celles des décennies précédentes. Dans leur étude, Glaeser et

Shapiro (2001) concluent que les variables les plus significatives, permettant de déterminer le niveau des taux de croissance urbain des villes américaines dans le long terme, sont le climat et le capital humain accumulé de chaque ville.

En se rapprochant des théories de la croissance endogène, Dobkins et Ioannides (2001) présentent un modèle qui tient compte des effets d'accumulation du capital humain sur la croissance des aires métropolitaines américaines entre 1990 et 2000. Ils montrent que le changement urbain est sensible aux effets de taille mais également aux effets géographiques, avec une convergence des taux de croissance des villes appartenant à la même région.

De nombreuses autres études cherchent à analyser la nature de la croissance urbaine, en dehors de la dichotomie stricte « croissance aléatoire - croissance déterministe ». Elles soulignent, par ailleurs, le besoin d'investir des systèmes urbains autres que celui des Etats Unis ou de quelques pays développés qui sont caractérisés par une très forte stabilité. Selon Henderson et Wang (2005), le nombre et la taille des villes dépendent essentiellement de trois paramètres : la croissance démographique nationale, le changement technologique et les institutions politiques. En s'appuyant sur un panel mondial de villes de plus de 100 000 habitants, ils montrent que le changement technologique favorise la croissance des plus grandes agglomérations, tandis que le changement institutionnel et le processus de démocratisation propulse à la fois la croissance des petites villes et l'émergence de villes nouvelles.

De son côté, en s'appuyant sur l'étude des distributions rang-taille des villes de 73 pays, Soo (2005) propose un modèle qui cherche à étudier l'évolution du coefficient de Pareto, en fonction de trois séries de variables : économiques (économies d'échelle, spécialisation économique, intégration dans le commerce internationale), politiques (niveau démocratique, poids des dépenses publiques) et géographiques (taille du pays, présence de ressources naturelles). Ils trouvent que les facteurs politiques ont les effets les plus déterminants sur les changements des hiérarchies urbaines. De façon plus ciblée, Catin et al. (2008) proposent une estimation quadratique du coefficient de hiérarchisation à partir du PIB par habitant, avec des

résultats assez significatifs, lorsqu'ils examinent l'évolution de l'urbanisation et des inégalités urbaines en Turquie durant la deuxième partie du vingtième siècle,

Néanmoins, dans ces approches, l'utilisation d'une estimation (le coefficient de Pareto), issue d'une première régression économétrique, en tant que variable expliquée dans une seconde régression, peut conduire à des interprétations fallacieuses, comme le signale Lewis (2000). De ce fait, les résultats obtenus doivent être maniés avec une extrême prudence.

Dans le prolongement de ces approches, de nombreux travaux se sont développés, en cherchant à tester empiriquement la nature de la croissance urbaine et la dynamique de la distribution rang-taille des villes dans différents pays, tels que la Turquie (Filztekin, 2006), le Portugal (Delgado et Godinho, 2007), l'Espagne (Le Gallo et Chasco, 2008) ou la Chine (Dimou et al., 2008).

3.3.2 Croissance urbaine et chocs de productivité

En cherchant à concilier changement industriel et changement urbain, un certain nombre d'approches émergent, au sillage des travaux de Black et Henderson (1999, 2003) et des hypothèses de la croissance urbaine endogène.

Rossi-Hansberg et Wright (2007) rappellent, ainsi, que dans les pays industriels, les villes concentrent non seulement une grande part de la population, mais aussi de l'activité économique. En s'appuyant sur une définition de la ville proche de celle de Henderson (1974, 1988), avec la taille urbaine déterminée par le jeu dynamique entre les externalités d'échelle et les coûts de congestion, Rossi-Hansberg et Wright (2007) développent un modèle de croissance urbaine qui dépend des chocs exogènes de productivité, spécifiques à chaque industrie. Lorsqu'un tel choc intervient, le volume de production et la taille des villes spécialisées dans cette industrie augmentent, tandis que leur nombre diminue, sous les effets migratoires que provoquent les externalités d'échelle générées par ce choc.

Sous certaines hypothèses très restrictives, la croissance urbaine obéit à la loi de Gibrat et génère une distribution rang-taille des villes qui suit la loi de Zipf. Ainsi, si le travail et le capital humain sont les seuls facteurs de production et progressent à un rythme constant, le volume de production et, par conséquent, la taille des villes progressent aussi à un rythme constant, indépendamment des effets d'échelle, ce qui confirme la loi de Gibrat. Dans une deuxième configuration, le travail et le capital humain restent constants et le volume de production augmente, de façon linéaire, en fonction du capital. Les chocs de productivité, distribués de façon aléatoire, conduisent, alors, à des modifications permanentes du volume de production des villes ainsi que de leur taille.

Dans ces deux cas de figure, qui restent néanmoins exceptionnels, la loi de Gibrat se confirme pour les industries et pour les villes. En suivant le raisonnement de Gabaix (1999), mais en intégrant la possibilité de sorties ou d'entrées de villes nouvelles, Rossi-Hansberg et Wright (2007) montrent, alors, que la distribution rang-taille des villes suit la loi de Zipf. Dans tous les autres cas, les distributions des tailles des villes se rapprochent mais ne vérifient pas la loi de Zipf, compte tenu des effets d'échelle qui interviennent dans la détermination du processus de croissance urbaine.

Rossi-Hansberg et Wright (2007) conçoivent, donc, un modèle de croissance endogène, permettant de calibrer certaines configurations qui valident la loi de Gibrat pour les villes et génèrent des distributions des tailles urbaines qui suivent la loi de Zipf. Cependant ce modèle rencontre deux limites : premièrement, la variation du nombre de villes, avec la naissance ou le décès de certaines villes, semble peu réaliste ; deuxièmement, les villes restent, comme dans le modèle de Black et Henderson (1999), mono-spécialisées.

Certaines réponses à ces critiques sont apportées par le modèle hybride de Duranton (2007) qui investit également la relation entre changement industriel et changement urbain, en apportant une série d'améliorations majeures aux modèles précédents : en premier lieu, les villes ne sont plus mono-spécialisées, mais peuvent abriter plusieurs secteurs. En second lieu, l'hétérogénéité physique de l'espace est prise en considération, puisque chaque ville abrite un secteur dont le fonctionnement est lié aux attributs

de première nature spécifiques à sa localisation. Ceci implique qu'une ville ne peut pas disparaître puisque, dans sa dimension la plus réduite, elle produit au moins un bien relatif au secteur dépendant des attributs purement locaux. Enfin, en troisième lieu, le modèle conduit à une distribution rang-taille des villes dont la forme est stable, quoiqu'elle ne vérifie pas strictement la loi de Zipf.

Duranton (2007) propose une variante spatiale du modèle de croissance à échelles de qualité des biens de Grossman et Helpman (1991a). Dans ce modèle, il y a n secteurs industriels, chacun produisant un seul bien de qualités différentes. Les préférences des consommateurs vont, naturellement, vers l'option qui offre le meilleur rapport qualité-prix ; il y a, ainsi, pour chaque secteur, une seule firme active, celle qui a réalisé la dernière innovation et qui se situe au sommet de l'échelle de qualité pour le bien concerné. Cette innovation est protégée par un brevet qui expire quand une autre firme du secteur réalise une innovation nouvelle (en montant sur une « marche » supérieure de l'échelle de qualité).

Chaque secteur industriel est doté d'un segment Recherche et Développement (R&D) correspondant, dont les firmes sont en concurrence entre elles. Celles-ci innovent dans leur secteur d'appartenance z , avec une probabilité p_1 , mais peuvent également réaliser des innovations dans un autre secteur, avec une probabilité inférieure ($p_2 < p_1$).

Duranton (2007) introduit une structure spatiale dans le modèle, en considérant qu'il y a m villes (avec $m < n$, ce qui signifie qu'il y a au moins une ville avec une base productive composée de deux secteurs) et que les travailleurs peuvent migrer d'une ville à l'autre sans coûts de transport. Le segment R&D de chaque secteur est localisé dans la ville où se trouve sa firme *leader*, c'est-à-dire celle qui détient le brevet de la dernière innovation et domine le marché. La recherche est, donc, géographiquement liée à la production industrielle.

L'emploi total dans le secteur z est égal au nombre des travailleurs engagés dans l'activité de production, auxquels s'ajoutent ceux du segment R&D correspondant. Le partage de l'emploi entre activité de production et de recherche dans un secteur donné est déterminé par l'égalité entre le

coût et le bénéfice marginal de l'activité de R&D. Tous les secteurs ont le même nombre de firmes et toutes les firmes n'emploient qu'une seule personne, ce qui permet de définir la taille d'une ville par le nombre des secteurs actifs (c'est-à-dire en présence de la firme *leader*) qu'elle abrite.

Le mécanisme fondamental de croissance urbaine, dans le modèle de Duranton, est l'innovation intersectorielle (c'est-à-dire, l'innovation dans un secteur z , réalisée par une firme en R&D appartenant à un secteur différent) qui est source des migrations interurbaines. Si un tel cas se produit, alors, les firmes spécialisées dans la production du secteur concerné par l'innovation quittent leurs localisations précédentes, pour s'installer dans la ville où l'innovation a vu le jour. Seules les innovations qui concernent les m secteurs dépendants des attributs de première nature conduisent à un mouvement inverse, avec les firmes innovatrices qui se délocalisent vers la ville détentrice des matières premières spécifiques, nécessaires à la réalisation de la production. A l'image du modèle de Black et Henderson (1999), les coûts de transport ainsi que les coûts d'opportunité de ces mouvements migratoires sont nuls, ce qui constitue un élément controversé du modèle.

Selon Duranton (2007), les innovations intersectorielles expliquent les changements fréquents et rapides de la localisation industrielle et de la composition de la base industrielle des villes. Néanmoins, les évolutions des tailles urbaines sont nettement plus lentes, car elles ne représentent que le résultat net des gains et des pertes d'industries que comptabilise chaque ville. Les plus grandes villes enregistrent un nombre important d'innovations, du fait de la présence massive de firmes de R&D. Elles attirent, par ce biais, de nombreuses ressources productives des $(n - m)$ secteurs qui dépendent des attributs de seconde nature. En même temps, parmi ces innovations, certaines concernent les m secteurs qui dépendent des attributs de première nature et conduisent au départ des firmes innovatrices. Le changement industriel est, donc, plus important dans les grandes villes que dans les petites.

A l'inverse, le taux de croissance g du nombre de secteurs qu'abrite une ville et, par conséquent, de sa population baisse au fur et à mesure que sa taille augmente.

$$g(i) = \frac{n - im}{(n - 1)ni} \quad (3.39)$$

Comme une grande ville abrite de nombreux secteurs industriels, il est fortement probable qu'une innovation intersectorielle touche un secteur déjà localisé dans cette ville ; la probabilité de « gagner » un nouveau secteur est plus important pour les petites et moyennes villes que pour les grandes. La taille des grandes villes change, ainsi, plus lentement que celle des petites, ce qui conduit à une distribution rang-taille des villes légèrement concave, plutôt que linéaire comme le suppose la loi de Zipf.

A l'état stationnaire, l'espérance de la variation du nombre de villes μ_i , produisant i biens, lorsque dt est petit, est nulle :

$$E(\mu_i(t + dt)) - \mu_i(t) = 0 \quad (3.40)$$

En supposant que toutes les innovations intersectorielles $n(n - 1)$ ont la même probabilité de réalisation, Duranton (2007) montre, alors, que le nombre de villes de taille i , μ_i , ne dépend que de m et de n . Il est égal à :

$$\mu_i = \frac{m(m - 1)}{n - 1} \cdot \prod_{j=1}^{m-2} \frac{n + 1 - m - i + j}{n - m + j} \quad (3.41)$$

Dans un travail antérieur, en s'appuyant sur les travaux de Romer (1990) et de Grossman et Helpman (1991b), mais aussi sur l'approche probabiliste de Simon (1955), Duranton (2006) calibre un modèle où la croissance repose davantage sur la création de nouvelles variétés de produits plutôt que sur l'amélioration des produits existants. Le processus d'innovation est stochastique et non pas déterministe, avec une probabilité a de déboucher sur une nouvelle variété nécessitant l'exploitation d'une ressource naturelle et une probabilité $(1 - a)$ de générer une variété indépendante des attributs de première nature. La population de chaque ville est proportionnelle au nombre de variétés qu'elle produit et, comme le nombre de travailleurs est fixe, la création d'une nouvelle variété augmente la population de la ville ou elle est produite au détriment des autres villes.

Selon Duranton (2006), le ratio r_i , qui exprime le nombre de villes μ_i produisant i biens sur le nombre total de villes n , évolue à travers trois mouvements : en premier lieu, une ville produisant $(i - 1)$ biens peut, suite à une innovation intersectorielle brevetée, accueillir un nouveau secteur productif, en augmentant ainsi μ_i d'une unité. En second lieu, de façon identique, une ville produisant i biens peut, suite à une innovation, atteindre la taille $(i + 1)$ et réduire μ_i d'une unité. Enfin, en troisième lieu, l'apparition d'une nouvelle variété de biens augmente le dénominateur n et modifie le ratio r_i . A l'équilibre, le ratio r_i reste constant, car l'espérance du taux de croissance est le même pour toutes les villes, compte tenu du fait que la probabilité qu'une ville développe une innovation est proportionnelle à sa taille. Dans ce cas, la croissance urbaine est indépendante des effets de taille et la partie haute de la distribution rang-taille des villes suit une loi de Pareto, avec un coefficient de hiérarchisation égal à $1/(1 - a)$. Lorsque $a = 0$, la distribution rang-taille suit la loi de Zipf.

L'approche de Duranton aboutit à un modèle de croissance urbaine, parmi les plus élaborés, permettant d'une part de lier changement industriel et changement urbain et d'autre part de simuler des configurations permettant de valider les lois de Gibrat et de Zipf, même si la non-prise en compte des coûts de transports interurbains réduit sa portée explicative. Duranton (2007) teste son modèle sur les évolutions des systèmes urbains français et américains, dont la distribution rang-taille confirme la forme légèrement convexe prédite par son modèle. Findeisen et Südekum (2008) appliquent ce même travail sur le cas ouest-allemand avec une très bonne adéquation entre les résultats observés et ceux prédits par le modèle théorique.

La difficulté fondamentale que pose la vérification empirique du modèle de Duranton est, évidemment, l'existence de séries de données longues, en matière de spécialisation industrielle des villes. Ainsi, si ce type d'exercice peut être mené pour des pays industriels, tels les Etats Unis ou la France, dotés d'un service statistique adéquat, il devient quasi-impossible pour les pays en développement où on enregistre, néanmoins, les évolutions urbaines les plus fortes et les plus rapides.

3.3.3 Croissance endogène et chocs aléatoires

En suivant l'approche initiale de Davis et Weinstein (2002), un certain nombre de chercheurs adoptent une démarche originale qui consiste à tester les impacts de différents chocs exogènes sur la croissance urbaine et la distribution rang-taille des villes.

Comme ceci a été décrit dans les sections précédentes (notamment dans les sections 3.1.3 et 3.3.2), la nature de ces chocs peut être diverse. Rappelons que, selon Gabaix (1999), ces chocs peuvent représenter soit des événements historiques, tels des bombardements ou des catastrophes naturelles, soit des politiques publiques locales, dont les impacts affectent le niveau des aménités dans chaque ville. D'autres auteurs, tels que Duranton (2006) et Rossi-Hansberg et Wright (2007), introduisent des chocs sous la forme de processus d'innovation stochastiques qui modifient la productivité des facteurs dans chaque ville et, par-là, sa composition industrielle et sa taille. Ils adaptent, ainsi, au niveau interurbain, l'analyse pionnière de Lucas et Rossi-Hansberg (2002) qui cherche à déterminer les effets des politiques locales sur la mobilité intra-urbaine des travailleurs.

Selon Davis et Weinstein (2002), l'étude des conséquences temporelles des chocs exogènes, indépendamment de leur nature, sur la distribution rang-taille des villes permet de tester la validité de la loi de Gibrat pour les villes.

Si les changements intra-distributionnels (c'est-à-dire les changements intervenus au sein de la distribution des tailles des villes), à l'issue de ces chocs, sont permanents, alors les théories de la croissance aléatoire se trouvent réconfortées. De façon plus explicite, un choc exogène conduit une ville à gagner (ou à perdre) quelques places au sein de la distribution des tailles urbaines d'un pays ou d'une région. Dans le cas de figure où la loi de Gibrat est vérifiée, il n'y a aucune raison, sauf le hasard, pour que cette ville retrouve, par la suite, sa place initiale.

A l'inverse, si les conséquences de ces chocs sont temporaires et les villes retrouvent, après un certain temps, leur rang initial dans la distribution rang-taille, ceci implique que la croissance urbaine est un

processus déterministe, qui dépend soit des effets de taille soit de la présence d'avantages locationnels dus aux attributs de première nature.

Sur un plan empirique, quelques études testent l'influence des chocs exogènes majeurs sur la réallocation du travail entre les villes, au sein d'un pays donné, ainsi que sur la stabilité temporelle de la pente de sa distribution rang-taille des villes.

Davis et Weinstein (2002) étudient le cas d'un pays dont les villes ont subi des chocs 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 sur la démographie urbaine 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. Selon Davis et Weinstein (2002), la permanence temporelle de la structure hiérarchique urbaine japonaise est liée aux avantages locationnels des grandes villes, notamment en matière d'accessibilité et de réseaux de communications intra et interrégionaux.

Bosker et al. (2008) testent, quant à eux, l'impact des bombardements alliés sur les villes ouest-allemandes entre 1944 et 1945. Ils arrivent à une conclusion quelque peu différente, car ils observent que les effets 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 des bombardements alliés, ont sensiblement et définitivement « gagné des places » dans la distribution rang-taille des villes allemandes, dans la période de l'après-guerre. Selon Bosker et al. (2008), contrairement à l'Allemagne, le Japon est caractérisé par un espace fortement montagneux où, historiquement, le développement urbain s'est concentré dans les localités les plus favorables pour les échanges, tant avec l'extérieur qu'avec l'intérieur du pays. Ceci a conduit à une hiérarchie urbaine, géographiquement irréversible.

Sharma (2003) arrive à une conclusion plus mitigée lorsqu'elle étudie les effets du choc de la partition entre l'Inde et le Pakistan sur la croissance des villes indiennes. Sharma (2003) montre que les séries des tailles des

viles indiennes ne sont pas stationnaires, contrairement aux taux de croissance urbaine. Elle conclut à une mémoire longue des chocs exogènes dont les effets s'estompent seulement dans le très long terme. Néanmoins, les conclusions de Sharma (2003) doivent être relativisées, car, malgré l'utilisation de tests puissants, elle s'appuie sur des séries temporelles très courtes (à savoir les moyennes des tailles des villes pour chaque décennie entre 1901 et 2001)

Enfin Dimou et Schaffar (2009) examinent les impacts de la guerre en ex-Yougoslavie et de l'effondrement des régimes communistes, sur la distribution rang-taille des villes balkaniques entre 1981 et 2001. Malgré le fait que ces chocs (notamment liés aux différents conflits balkaniques récents) ont essentiellement touché les grandes villes, Dimou et Schaffar (2009) ne trouvent aucune convergence vers une taille unique, ce qui les conduit à ne pas rejeter la loi de Gibrat.

Par ailleurs, la taille urbaine apparaît comme un vecteur de régulation des impacts de ces chocs. Ainsi, dans le cas des changements de régime politique, l'effet taille a favorisé une accélération de la croissance urbaine dans les grandes villes, censées initier le processus de changement économique espéré. Lors des conflits armés, la taille semble, à l'inverse, avoir joué en faveur d'une stabilisation de la population dans les petites et moyennes villes, moins exposées aux risques de guerre (non seulement de conflit armé, mais également de ravitaillement, de conservation du patrimoine, etc.) que les grandes agglomérations (Dimou et Schaffar, 2009).

Par le biais de ce travail, Dimou et al. (2008) et Dimou et Schaffar (2009) explorent une question qui reste en suspens, à savoir la différenciation de la nature de la croissance urbaine, selon le seuil d'agglomération. Dimou et al. (2008) montrent, ainsi, que les villes peuvent réagir de façon différente face aux chocs exogènes, selon qu'elles se situent dans la partie haute ou dans la partie basse de la distribution. Cette approche, bien qu'exploratoire, permet de nuancer les dichotomies théoriques précédentes et permet de considérer des mouvements asymptotiques des distributions rang-taille, empiriquement observés.

Les études sur les chocs exogènes et leurs impacts sur la distribution rang-taille des villes appliquent une batterie d'outils économétriques et statistiques assez performants pour tester la nature de la croissance urbaine. Parmi ces outils, certains testent explicitement la relation entre la taille et la croissance urbaine, tandis que d'autres se focalisent sur l'étude de la croissance relative des villes, permettant de comprendre les changements de leur position au sein de la distribution rang-taille.

Les approches hybrides représentent un ensemble de travaux assez hétéroclites qui se focalisent sur la question de la croissance urbaine.

Malgré leur hétérogénéité apparente, ces approches ne doivent pas être considérées comme des tentatives isolées, inclassables dans les théories de la croissance aléatoire ou de la croissance urbaine déterministe, mais comme des apports scientifiques récents qui se dotent d'un double objectif : en premier lieu, proposer des modèles réalistes qui permettent de prendre en compte les effets d'agglomération, tout en admettant l'hypothèse de chocs exogènes distribués de façon aléatoire parmi les villes ; en second lieu, développer une série d'outils économétriques et statistiques permettant de comparer les processus de la croissance urbaine, absolue et relative, dans différents pays, et de comprendre les évolutions de leurs hiérarchies urbaines.

Conclusion

Le troisième chapitre de cette thèse a investi un ensemble de travaux théoriques qui s'interrogent sur la nature du processus de croissance urbaine et notamment son caractère aléatoire ou déterministe. Ce processus n'est pas considéré pour la ville individuelle, mais pour un système de villes d'un pays ou d'une région, ce qui implique la prise en compte des migrations interurbaines. La croissance urbaine est, donc, liée aux interactions directes ou indirectes entre les villes, dans un environnement démographique stable ou croissant, selon les hypothèses retenues par chaque auteur.

Ces travaux construisent un cadre analytique qui complète et prolonge celui des approches sur les distributions rang-taille des villes, permettant d'étudier l'évolution des hiérarchies urbaines. D'ailleurs, un des objectifs affichés par les analyses de la croissance urbaine est celui de comprendre la forme de la distribution des tailles des villes et les mécanismes qui expliquent sa stabilité ou son évolution, ainsi que la validité ou le rejet de la loi de Zipf.

Les approches sur la croissance urbaine peuvent être classées en trois grands groupes : en premier lieu, on trouve les théories de la croissance aléatoire, qui admettent la validité de la loi de Gibrat pour les villes, au moins dans le long terme. En second lieu, il y a les théories de la croissance déterministe, selon lesquelles la croissance démographique des villes dépend de leur taille. Celle-ci est mesurée par le volume des effets externes que représentent les attributs de seconde nature, mais également un certain nombre d'avantages locationnels correspondant aux attributs intrinsèques de première nature. Enfin, en troisième lieu, on trouve les théories hybrides, qui cherchent à concilier les approches théoriques précédentes, à travers des modèles plus réalistes, tout en mettant en place un ensemble d'outils

économétriques permettant de tester la croissance urbaine, absolue et relative, des systèmes de villes de différents pays et régions.

Ce classement est une construction propre de ce travail de thèse, différent des classements opérés par d'autres auteurs (Davis et Weinstein, 2002, Gabaix et Ioannides, 2004, Dimou et al., 2008) et s'appuie sur le critère de la relation entre la croissance urbaine et la taille des villes.

En utilisant un ensemble de méthodes économétriques récentes, le dernier chapitre de cette thèse cherche à étudier la nature de la croissance urbaine chinoise et indienne entre 1981 et 2004, afin de tester la validité de ces théories et expliciter l'évolution de la distribution rang-taille des villes, dans chaque pays.

Chapitre **4**

**La croissance urbaine
en Chine et en Inde**

Introduction

Notre but est ici d'étudier les processus de croissance démographique des villes de plus de 100 000 habitants dans les deux pays considérés, la Chine et l'Inde, à l'aide des théories présentées au chapitre précédent.

Ce travail cherche à compléter les résultats obtenus dans le chapitre 2 qui relatent la différenciation relative des trajectoires des systèmes urbains chinois et indien, durant une période fortement marquée par des changements institutionnels. Il convient de rappeler que l'étude des coefficients de hiérarchisation avait montré qu'en Chine, les années 1984-1993 étaient caractérisées par le poids démographique important des villes de petite taille. Ces années furent suivies par une décennie où la tendance se renverse, sous l'effet de l'assouplissement des contrôles migratoires imposés par le système Hukou, sauf pour les plus grandes agglomérations. En Inde, le système urbain est plus égalitaire qu'en Chine, malgré la présence de quelques très grandes métropoles telles que Bombay, Delhi et Calcutta, mais tend, de façon lente et stable, vers une hiérarchisation (concentration) croissante. Une analyse plus fine avait montré, cependant, que dans le cas indien, les tailles des plus grandes agglomérations ont tendance à se rapprocher, tandis que l'écart entre celles-ci et les petites villes se creuse, sous l'effet des préférences migratoires des ruraux.

Sur le plan méthodologique, les travaux empiriques qui entreprennent l'étude de la croissance urbaine utilisent un ensemble varié d'outils économétriques et statistiques. Trois méthodes d'investigation de la croissance urbaine prédominent : (i) les estimations non paramétriques de la relation entre le taux de croissance des villes et la taille urbaine ; (ii) l'étude de la croissance relative des villes, grâce aux matrices de Markov qui mettent en perspective les changements intra-distributionnels plutôt que ceux de la forme même de la distribution des tailles des villes ; (iii) l'utilisation de tests paramétriques et plus particulièrement de tests de

racine unitaire, en série temporelle ou en panel, permettant d'étudier, de façon plus robuste, les éventuels processus de convergence vers une taille urbaine optimale et de tester la validité de la loi de Gibrat pour les villes.

Dans la littérature récente sur la croissance urbaine, plusieurs auteurs ont combiné ces différentes méthodes d'investigation selon le modèle théorique qu'ils épousent (Gonzales-Val et Senso-Navarro, 2009). Ainsi, Black et Henderson (2003) s'appuient sur des tests de racine unitaire et des matrices de Markov pour réfuter la loi de Gibrat pour les grandes villes américaines, durant le vingtième siècle. Dimou et al. (2008) utilisent également ces deux méthodes dans leur étude de l'évolution du système urbain chinois, tandis que Bosker et al. (2008) alternent les trois méthodes, dans leur investigation des effets des bombardements alliés de 1944-1945 sur l'évolution des hiérarchies urbaines en Allemagne.

Ce quatrième chapitre prétend développer une analyse empirique qui apporte certains éléments de réponse aux confrontations théoriques sur la nature de la croissance urbaine, présentées dans le chapitre précédent. Il cherche, plus spécifiquement, à étudier la relation entre la croissance et la taille des villes dans deux pays en développement, où la vitesse du changement urbain est nettement plus rapide que dans les pays industrialisés (Henderson et Wang, 2004).

A notre connaissance, cet exercice fut rarement tenté pour ce type de pays, à l'exception notable du travail minutieux d'Anderson et Ge (2005) sur la Chine. Dans cette thèse, on l'applique ici à la fois sur l'Inde et la Chine, en se focalisant sur une période de vingt ans, marquée par des mutations sociales et économiques majeures et quasi-irréversibles. Or, la grande difficulté de l'exercice engagé provient du fait que l'on travaille avec des données annuelles sur des séries relativement courtes, ce qui peut nuire et limiter la fiabilité de certains résultats obtenus. Ceci conduit au choix de privilégier la combinaison des trois méthodes d'investigation de la croissance urbaine, citées précédemment, afin de pouvoir comparer leurs résultats.

Dans le sous-chapitre 4.1, on entame une étude non paramétrique des taux de croissance démographique des villes chinoises et indiennes, selon

leur taille. Ce travail utilise des représentations graphiques des densités de kernel, pour extraire une information, certes descriptive mais relativement complète, sur l'évolution de la distribution des taux de croissance urbaine en fonction de la taille des villes. Il cherche, par ailleurs, à estimer, de manière non paramétrique, le lien entre ces deux variables.

Dans le sous-chapitre 4.2, en suivant la démarche de Black et Henderson (2003), on s'appuie sur des matrices de Markov pour étudier la croissance relative des villes et les tendances de changement au sein même de la distribution des tailles des villes, indépendamment de son allure. Les informations sur les mouvements intra-distributionnels des villes permettent de saisir la différenciation des évolutions de chaque ville (ou de groupe de villes) vis-à-vis des autres et s'interroger sur la permanence ou l'instabilité de sa position dans la hiérarchie urbaine de chaque pays.

Enfin, le sous-chapitre 4.3 propose d'étudier la stationnarité des séries des tailles des villes et de tester l'éventuelle existence de processus de convergence vers une taille urbaine optimale dans chaque pays, en utilisant les tests de racine unitaire, en série temporelle et essentiellement en panel.

4.1 Etude non paramétrique du lien entre croissance et taille urbaine

Selon Quah (1993), l'utilisation de techniques semi et non paramétriques doit être privilégiée, lorsque l'on cherche à étudier les évolutions des caractéristiques d'une distribution dans le temps, sans connaître le modèle qui explique la forme de cette distribution. Parmi ces techniques, la régression kernel (régression avec lissage par opérateur à noyau), dont les origines remontent aux travaux pionniers de Nadaraya (1964) et Watson (1964), s'avère très appropriée pour examiner la distribution des taux de croissance des villes d'un pays, selon leur taille, durant une période donnée.

Ioannides et Overman (2003) et Eeckhout (2004) s'appuient sur une estimation des densités de kernel des taux de croissance urbaine aux Etats Unis pour montrer que, durant le vingtième siècle, la croissance démographique des villes américaines est indépendante de leur taille, en validant, par-là, la loi de Gibrat. En suivant cette même démarche méthodologique, Bosker et al. (2008) montrent, de leur côté, qu'en Allemagne, les plus petites villes enregistrent systématiquement des taux de croissance démographique supérieurs au reste de la population des villes, caractérisées davantage par une croissance parallèle.

Dans une première section 4.1.1 de ce sous-chapitre, on présente la méthodologie utilisée pour la construction des densités de kernel et pour l'estimation non paramétrique de la régression des taux de croissance des villes en fonction de leur taille. L'avantage principal de cette méthode réside sur le fait qu'elle ne nécessite aucune hypothèse a priori sur la forme de ce lien (Hurlin, 2007).

Dans une deuxième section 4.1.2, on applique ces méthodes sur le cas chinois, en considérant deux sous-périodes : la première comprend la décennie 1984-1993 où le système Hukou reste encore en vigueur, tandis que la seconde (1994-2004) intègre la libéralisation des déplacements et des migrations internes, à l'exception des plus grandes agglomérations.

Enfin, dans la dernière section de ce sous-chapitre (4.1.3), on reproduit ce même travail pour le système urbain indien, en considérant, là encore, deux sous-périodes : la première (1981-1991) correspond à la fin du modèle de développement autocentré, engagé au lendemain de l'indépendance du pays ; la deuxième (1992-2001) est marquée par les changements institutionnels qui ont accéléré la libéralisation économique du pays, suite à la crise monétaire de 1991,

La programmation pour la construction des densités de kernel est faite sous Matlab. Tous les codes ont été écrits par l'auteur et apparaissent en Annexe 4.1.

4.1.1 Représentation graphique de la croissance urbaine : éléments méthodologiques

En suivant Eeckhout (2004), on considère un modèle de régression non paramétrique du taux de croissance normalisé, en fonction du logarithme de la taille d'une ville :

$$g = m(s) + \varepsilon \quad (4.1)$$

où $g = \ln(S_{t+1}/S_t) = \Delta \ln S_t$ représente le logarithme du taux de croissance démographique d'une ville donnée que l'on normalise, en soustrayant la moyenne annuelle et en divisant par l'écart-type, tandis que $s = \ln S_t$ est le logarithme de la taille urbaine correspondante et ε le terme d'erreur.

La fonction du lien m entre le taux de croissance et la taille des villes peut être explicitée par :

$$m(s_0) = E(g \mid s = s_0) \quad (4.2)$$

ce qui conduit à estimer la relation entre le niveau moyen de g et toutes les valeurs possibles de s . Pour une taille quelconque s_0 , l'estimation de la fonction m est donnée par le calcul suivant :

$$\hat{m}(s_0) = \sum_{i=1}^n w_i(s_0) g_i \quad (4.3)$$

$$\text{avec } w_i(s_0) = \frac{K\left(\frac{s_i - s_0}{\lambda}\right)}{\sum_{i=1}^n K\left(\frac{s_i - s_0}{\lambda}\right)} \quad (4.4)$$

où $K(\cdot)$ désigne une fonction kernel, $\lambda > 0$ un paramètre de lissage (*bandwidth parameter*) et n la taille de l'échantillon utilisé pour l'estimation (n étant, ici, le nombre de villes de l'échantillon multiplié par

le nombre d'années considérées). La fonction $w_i(s_0)$ définit le poids qui doit être attribué au couple d'observations (s_i, g_i) .

On choisit la fonction kernel gaussienne²¹ :

$$K(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2}u^2\right) \text{ avec } u \in]-\infty ; +\infty[\quad (4.5)$$

Le choix du paramètre de lissage λ joue un rôle très important dans le comportement asymptotique de l'estimateur. Comme le souligne Hurlin (2008), dans le cas du kernel gaussien, le paramètre λ représente la distance au-delà de laquelle les observations s_i ont une influence négligeable dans la fonction $w_i(s_0)$. Un paramètre trop faible provoque l'apparition de détails mineurs sur le graphique de la fonction \hat{m} et conduit à une courbe irrégulière tandis qu'un paramètre trop élevé efface, à l'inverse, la majorité des caractéristiques, en conduisant à une courbe lisse, et en augmentant considérablement le biais de l'estimation (Youndje et al. 1993).

En suivant Ioannides et Overman (2003) et Eeckhout (2004), on utilise, ici, le paramètre de lissage proposé par Silverman (1986) :

$$\lambda = 0,9 \cdot \min\left(\sigma_e, \frac{Q_{75} - Q_{25}}{1,349}\right) \cdot n^{-0,2} \quad (4.6)$$

où σ_e est l'écart-type de l'échantillon, Q_{25} et Q_{75} le premier et le dernier quartile, et n la taille de l'échantillon, comme définie précédemment.

La représentation graphique des fonctions densités conditionnelles des taux de croissance selon la taille des villes dégage une information descriptive mais complémentaire à celle obtenue par la régression kernel.

²¹ Sur ce point, on se différencie de la démarche de Eeckhout (2003) qui choisit une fonction Epanechnikov, tandis que dans cette thèse on préfère utiliser une fonction normale. Hurlin (2007) explique que, dans la pratique, le choix de la fonction kernel influence peu les résultats de l'estimation.

La fonction densité conditionnelle $\hat{f}(g | s = s_0)$ est le rapport entre la densité jointe $\hat{f}(g_0, s_0)$ et la densité marginale de s , estimée en s_0 , $\hat{f}(s_0)$.

La densité jointe est estimée à l'aide d'une fonction kernel bivariée qui est le produit de deux fonctions kernel univariées gaussiennes :

$$\hat{f}(g_0, s_0) = \frac{1}{n \cdot \lambda_g \lambda_s} \sum_{i=1}^n K \left(\frac{g_0 - g_i}{\lambda_g}, \frac{s_0 - s_i}{\lambda_s} \right) \quad (4.7)$$

Tandis que l'on utilise un estimateur kernel de densité pour calculer la densité marginale :

$$\hat{f}(s_0) = \frac{1}{n \lambda} \sum_{i=1}^n K \left(\frac{s_0 - s_i}{\lambda} \right) \quad (4.8)$$

La densité conditionnelle est, donc, le quotient des deux densités estimées :

$$\hat{f}(g_0 | s = s_0) = \frac{\hat{f}(g_0, s_0)}{\hat{f}(s_0)} \quad (4.9)$$

En s'appuyant sur ces calculs, on peut dresser un graphique représentant la densité conditionnelle du taux de croissance urbaine, selon la taille des villes. Celui-ci montre la distribution des taux de croissance démographique enregistrés, pour chaque taille urbaine donnée, sur la période de référence considérée.

L'étude non paramétrique du lien entre la croissance et la taille urbaine permet de dégager une information descriptive intéressante, sans s'appuyer sur un modèle qui spécifie la nature de ce lien. Le fait de travailler avec des données annuelles sur des systèmes urbains en mutation pose, néanmoins, quelques soucis, surtout lorsque l'on se focalise sur le cas des plus grandes villes qui représentent un faible nombre d'informations sur une période relativement courte. On obtient, alors, des résultats moins probants et des tendances moins nettes que les autres études qui adoptent cette démarche méthodologique. Ceci doit conduire à une certaine prudence quant aux interprétations dégagées.

4.1.2 Estimation non paramétrique du lien entre croissance et taille des villes chinoises

On cherche à connaître, dans un premier temps, si la forme de la distribution des taux de croissance annuels des villes chinoises, durant la période 1984-2004, évolue selon leur taille, en s'appuyant sur l'observation des densités conditionnelles.

La figure 4.1 permet de représenter la densité jointe du taux de croissance (en logarithme) et des tailles des villes chinoises (en logarithme) sur l'ensemble de la période 1984-2004 (soit 4400 informations).

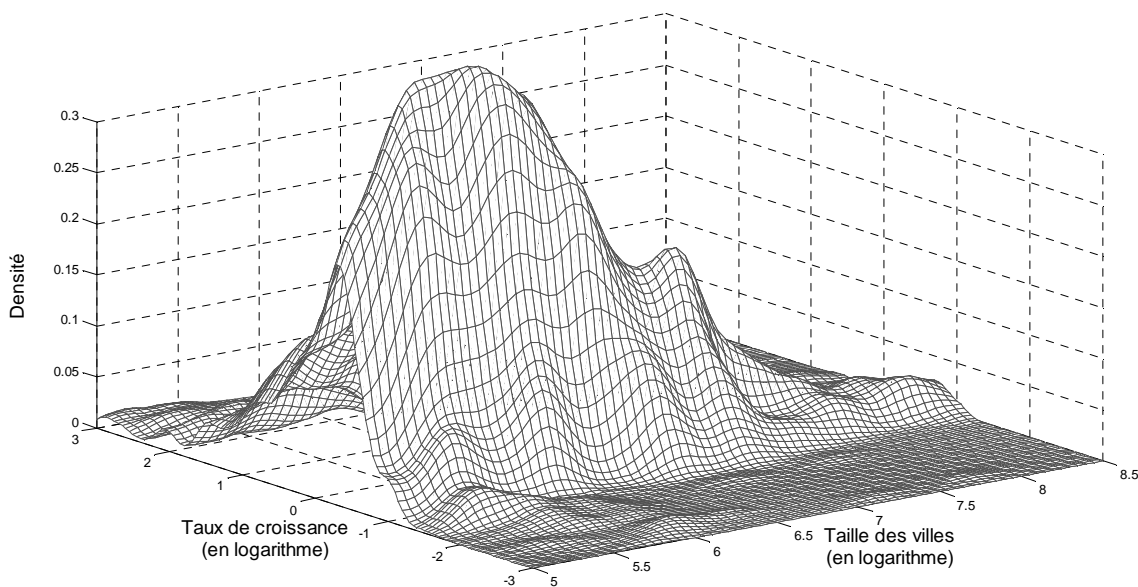


Figure 4.1 : Densité jointe des taux de croissance et des tailles des villes chinoises 1984-2004

Par le fait que ce graphique concentre des informations liées à la fois à la distribution des tailles et des taux de croissance, sa lecture est moins aisée. On observe la formation d'un pic, aux environs de la taille médiane, aux parois plus ou moins abruptes des trois côtés et une pente plus douce lorsque la taille des villes baisse, conduisant d'ailleurs à une distribution plus étalée des taux de croissance observés. Ceci signifie que les plus petites villes enregistrent une variance du taux de croissance démographique plus élevée que celle des autres villes. Lorsque la taille des villes augmente, les

écarts entre les taux de croissance diminuent, en formant le pic observé qui chute assez rapidement au-delà d'une certaine taille, du fait du très faible nombre de grandes villes.

La figure 4.2 permet de tracer la densité conditionnelle des taux de croissance des villes chinoises selon leur taille qui est le quotient entre la densité jointe et la densité marginale. C'est cette représentation qu'utilisent la plupart des auteurs (Ioannides et Overman, 2003 ; Eeckhout, 2004 ; Bosker et al., 2008) pour dresser leurs conclusions sur le lien entre croissance et taille des villes. Il convient de considérer avec beaucoup de précaution les valeurs extrêmes -surtout supérieures- qui représentent très peu d'information et qui conduisent, de ce fait, à des fortes irrégularités des formes des courbes tracées.

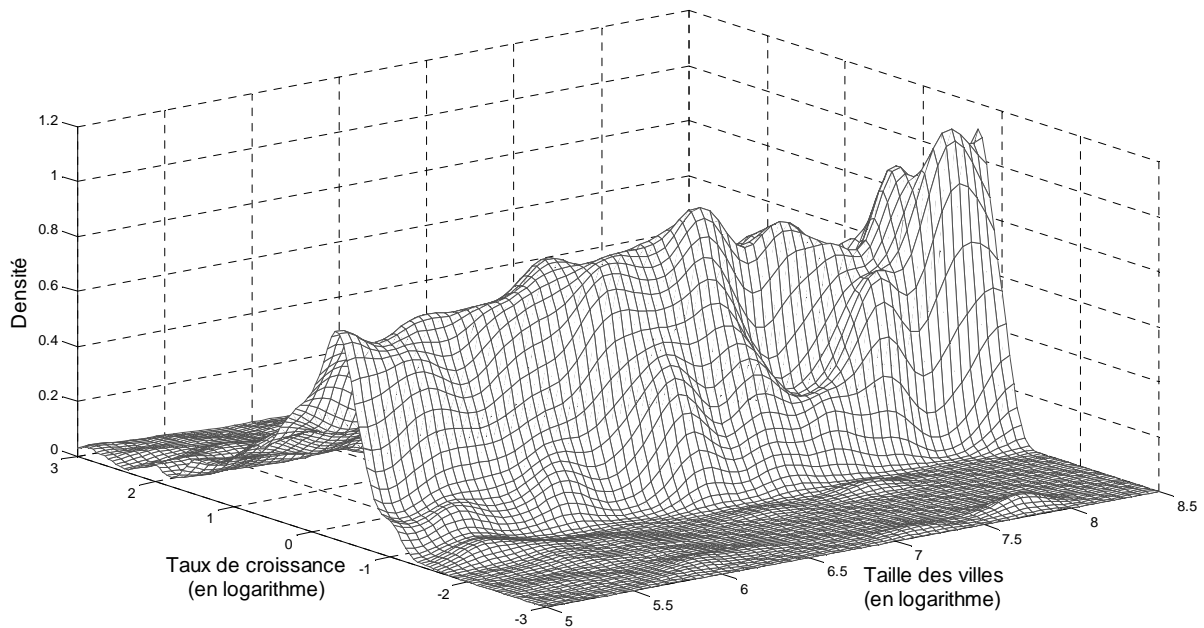


Figure 4.2 : Densité conditionnelle des taux de croissance des villes chinoises selon leur taille 1984-2004

Pour interpréter cette figure, il convient de choisir une taille urbaine donnée et « couper » la surface par un plan vertical parallèle à l'axe des taux de croissance. La courbe ainsi obtenue est la densité conditionnelle du taux de croissance pour la taille de ville considérée. Quelques densités conditionnelles, ainsi, obtenues sont représentées dans la figure 4.3.

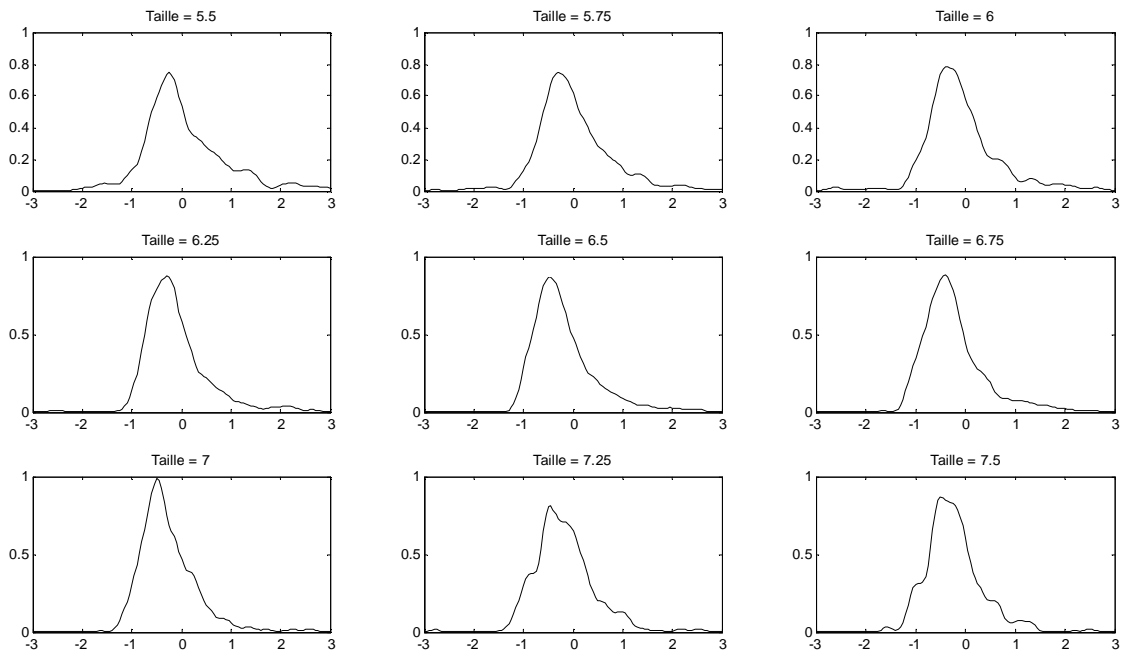


Figure 4.3 : Densités conditionnelle du taux de croissance pour des tailles urbaines chinoises choisies 1984-2004

En comparant les allures de ces graphiques, on constate une certaine similarité dans les distributions des taux de croissance selon la taille, sauf que les plus petites villes (moins de 500 000 habitants) semblent enregistrer, en moyenne, une croissance un peu plus élevée que les grandes. Certes, il ne s'agit, là, que des coupes pour certaines tailles spécifiques, d'où le besoin de représenter les courbes de niveau de la surface des densités conditionnelles.

Dans la figure 4.4, les lignes de niveau des densités conditionnelles des taux de croissance des villes selon leur taille affichent une allure relativement parallèle, avec une faible pente descendante. Les taux de croissance observés sont fortement concentrés pour les villes de taille moyenne. Enfin, les lignes de niveau pour les valeurs (des taux de croissance) inférieures à la moyenne sont nettement plus rapprochées que celles des valeurs supérieures à la moyenne, et ceci indépendamment de la taille, ce qui signifie qu'un très grand nombre de villes enregistre un taux de croissance démographique annuel proche ou peu inférieur à la moyenne, tandis qu'un petit nombre de villes enregistre des valeurs supérieures, toute taille confondue.

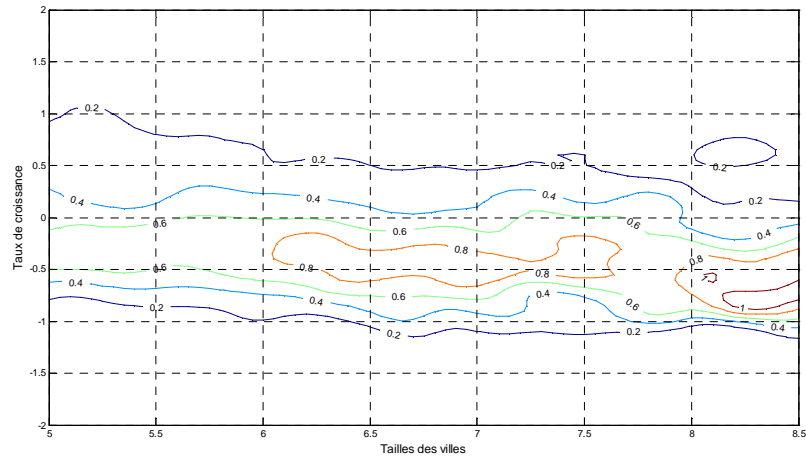


Figure 4.4 : Lignes de niveaux des densités conditionnelles des taux de croissances des villes chinoises 1984-2004

L'estimation de la fonction liant la croissance et la taille des villes (figure 4.5) confirme ces observations, à savoir une relation légèrement décroissante à partir d'une certaine taille donnée, mais contenue dans une fenêtre assez restreinte (voir aussi le nuage de points en Annexe 4.2).

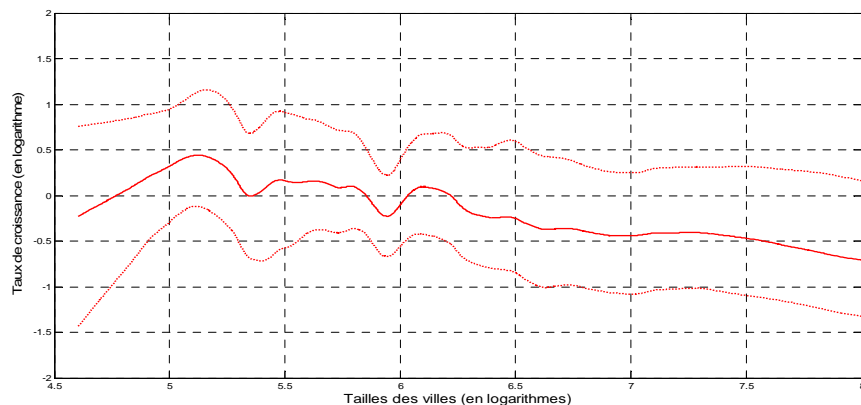


Figure 4.5 : Estimation non paramétrique du taux de croissance en fonction de la taille sur les villes chinoises 1984-2004

Ces premiers résultats montrent des allures assez similaires des processus de croissance urbaine selon la taille, ce qui serait conforme à un processus de croissance aléatoire, même si au-delà d'un certain seuil, les villes affichent, en moyenne, des taux de croissance légèrement plus faibles. On choisit, par la suite, de partager la période d'observation en deux sous-périodes, avant et après 1993, afin de voir si les changements institutionnels opérés durant cette année, conduisant à une libéralisation des déplacements, ont modifié l'allure de cette relation.

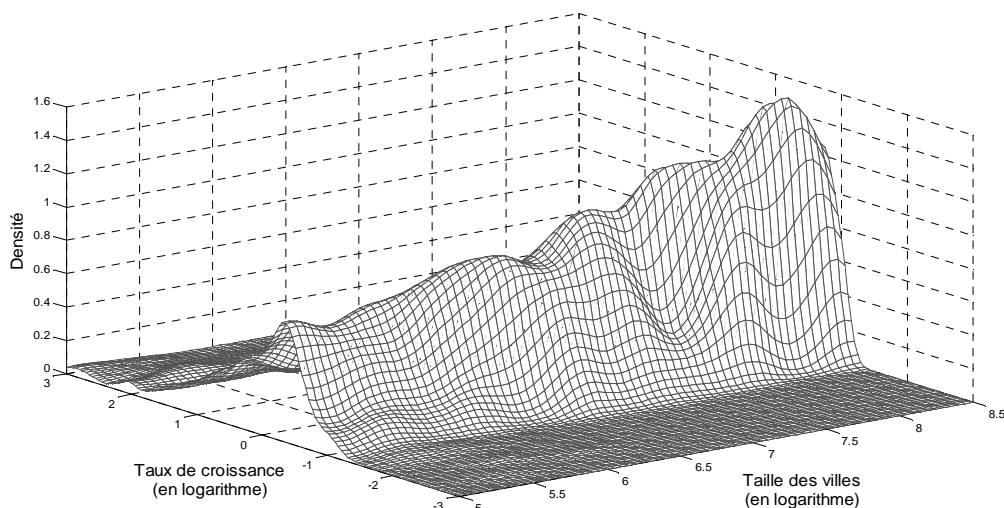


Figure 4.6 : Densité conditionnelle des taux de croissance des villes chinoises selon leur taille 1984-1994

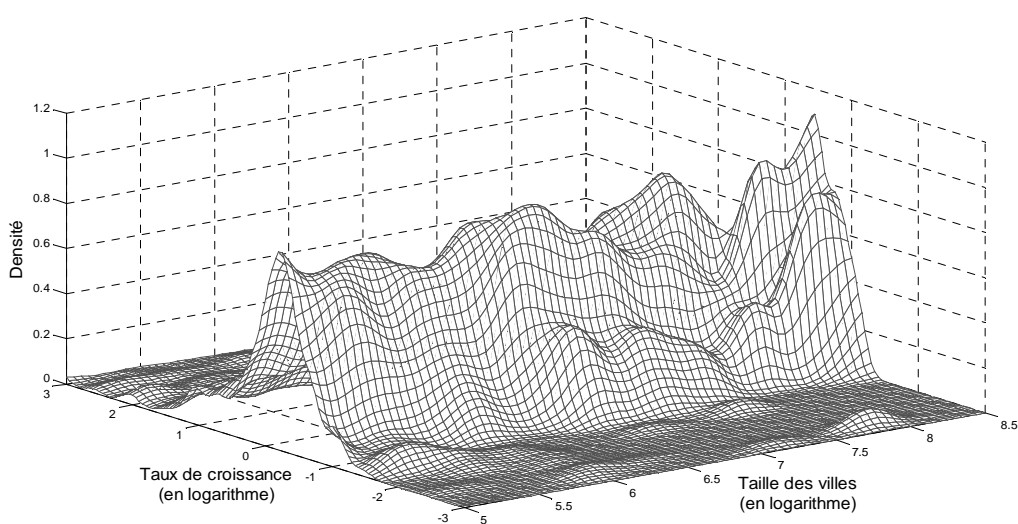


Figure 4.7 : Densité conditionnelle des taux de croissance des villes chinoises selon leur taille 1994-2004

On se limite, ici, à la présentation des densités conditionnelles et les courbes de niveau correspondantes, pour chaque période. Les graphiques sont présentés ensemble, afin de permettre une comparaison claire du lien entre croissance et taille urbaine pour les deux périodes²².

²² En Annexe 4.2, sont également dressés les graphiques avec les nuages de points du taux de croissance en fonction de la taille pour chaque sous-période.

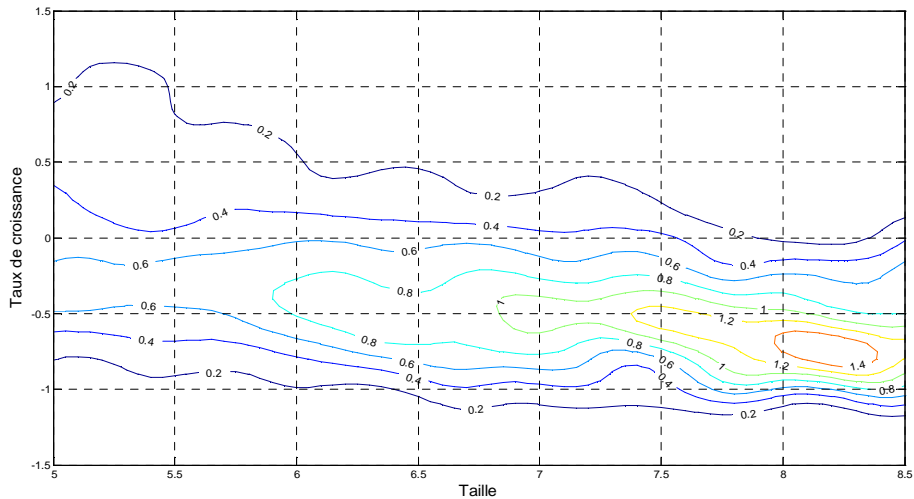


Figure 4.8 : Lignes de niveaux des densités conditionnelles des taux de croissances des villes chinoises 1984-1994

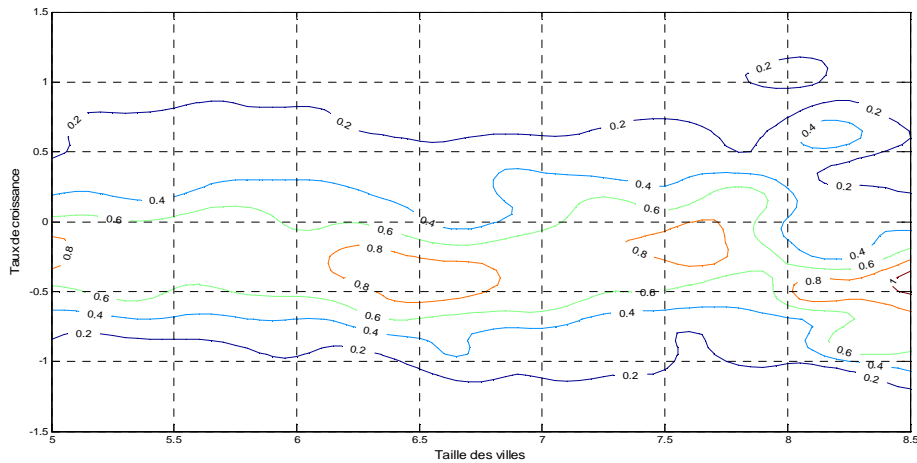


Figure 4.9 : Lignes de niveaux des densités conditionnelles des taux de croissances des villes chinoises 1994-2004

F

La période 1984-1994 (figures 4.6 et 4.8) est caractérisée par des taux de croissance plus forts, mais également plus étalés, dans les petites villes. Les effets du système Hukou sur la limitation démographique des grandes métropoles sont clairs. La période 1994-2004 (figures 4.7 et 4.9) est, à l'inverse, caractérisée par une variance plus élevée des taux de croissance, indépendamment de la taille urbaine. Les lignes de niveaux sont irrégulières mais gardent une allure générale parallèle et horizontale. Comme Eeckhout (2004) le signale, ceci est une indication que la croissance des villes puisse être de nature aléatoire. Enfin, la différenciation des processus de croissance urbaine entre les deux décennies confirme les résultats du chapitre 2, montrant une évolution contrastée des hiérarchies urbaines chinoises.

4.1.3 Estimation non paramétrique du lien entre croissance et taille des villes indiennes

Dans un deuxième temps, on investit l'étude non paramétrique de la distribution des taux de croissance démographique annuelle des villes indiennes, selon leur taille, durant la période 1981-2001. La figure 4.10 représente la densité jointe du taux de croissance (en logarithme) et des tailles des villes indiennes (en logarithme) sur l'ensemble de la période considérée (soit 4460 informations).

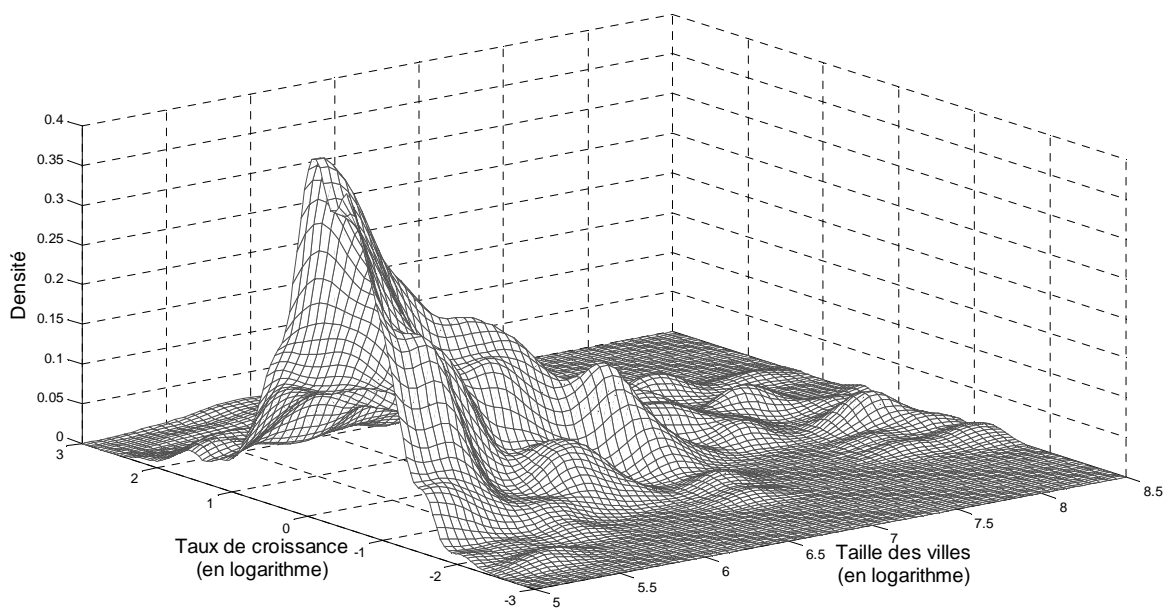


Figure 4.10 : Densité jointe des taux de croissance et des tailles des villes indiennes 1981-2001

Ce graphique s'avère plus percutant que celui de la figure 4.1, représentant la densité jointe des taux de croissance et des tailles pour la Chine, car il met en évidence, de façon claire, le fait que la structuration du système urbain indien doit être fortement prise en compte dans l'analyse engagée. Celui-ci est dominé par le poids massif des petites et moyennes villes, de taille inférieure à 350 000 habitants, auxquelles s'ajoutent quelques très grandes métropoles. De ce fait, au-delà de ce seuil, les informations sur le lien entre croissance et taille urbaine doivent être considérées avec la plus grande précaution.

Comme dans le cas chinois, la figure 4.11 permet de tracer la densité conditionnelle des taux de croissance des villes indiennes selon leur taille. Ce graphique, contrairement au précédent, est nettement moins éloquent que celui de la figure 4.2, correspondant au cas chinois. Il convient de rappeler que dans le kernel de la densité conditionnelle, le poids accordé à chaque taille urbaine est identique, ce qui conduit, ici, pour les tailles les plus élevées, à une succession de pics qui ne représentent, le plus souvent, des observations qui ne concernent qu'une ou deux villes seulement²³.

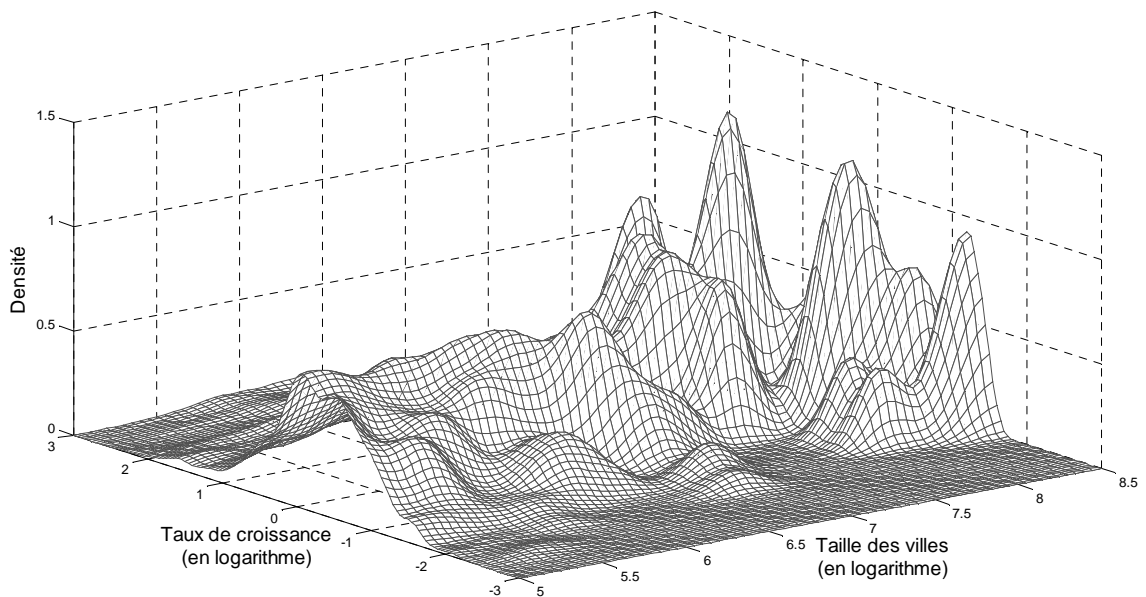


Figure 4.11 : Densité conditionnelle des taux de croissance des villes indiennes selon leur taille 1981-2001

Malgré cette forme particulière, l'exploitation du graphique de la figure 4.11 permet d'extraire un certain nombre d'informations intéressantes. Lorsque l'on opère des coupes perpendiculaires pour étudier la distribution des taux de croissance selon des tailles spécifiques (figure 4.1.2), deux remarques peuvent être faites : d'abord, la variance du taux de croissance est élevée, pour la plupart des tailles considérées ; ensuite, il ne semble pas se dégager une tendance nette, caractérisant, de façon concise, la relation entre croissance et taille urbaine.

²³ En Annexe 4.3, on dresse le nuage de points, représentant la distribution des taux de croissance des villes indiennes selon leur taille.

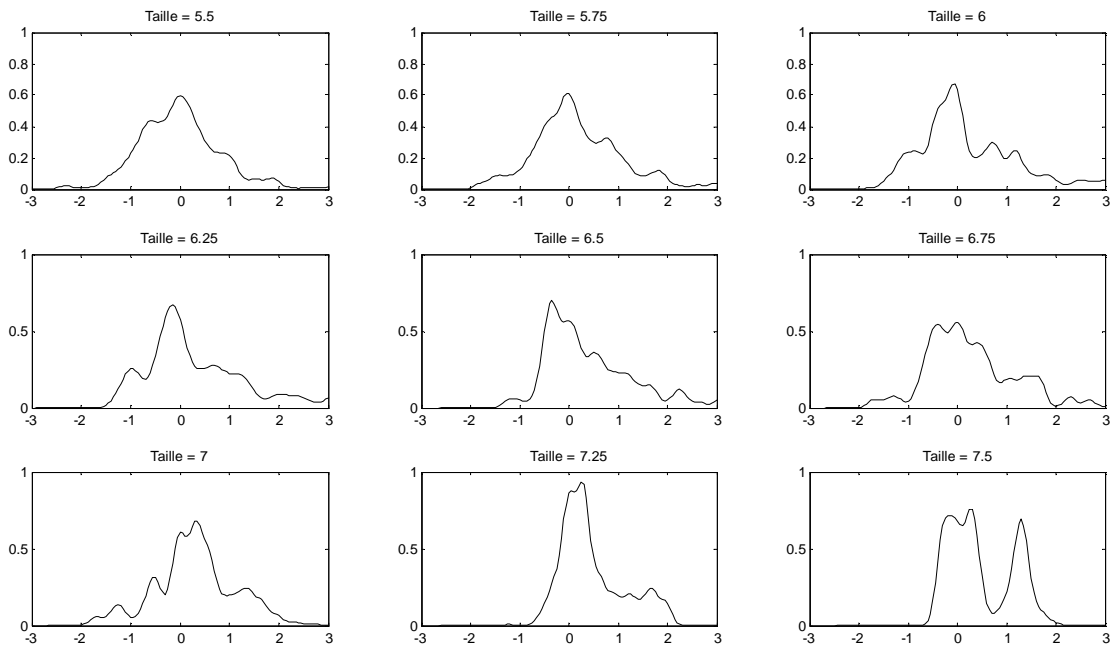


Figure 4.12 : Densités conditionnelle du taux de croissance pour des tailles urbaines indiennes choisies 1981-2001

La figure 4.13 permet de tracer les lignes de niveau des densités conditionnelles des taux de croissance démographique annuels des villes indiennes selon leur taille, durant la période 1981-2001. Trois informations peuvent en être extraites.

En premier lieu la variance est élevée pour les villes de petite et moyenne taille et plus faible pour les villes de grande taille, ce qui est plutôt normal, car ces dernières sont en faible nombre et leur croissance annuelle ne varie pas de façon importante (ce qui explique la formation des pics, dans le graphique de la figure 4.11).

En second lieu, les lignes suivent une allure légèrement ascendante jusqu'aux tailles urbaines proches de deux millions d'habitants, ce qui confirme les résultats obtenus dans le chapitre 2, montrant un processus lent mais permanent de hiérarchisation croissante du système urbain indien.

Enfin, en troisième lieu, lorsque l'on se focalise uniquement sur le segment des grandes tailles urbaines (supérieures à 1,5 millions

d'habitants), on constate que les plus « petites » villes de ce groupe enregistrent des taux de croissance nettement supérieurs à ceux des grandes métropoles. Ceci conduit à un renforcement de l'hypothèse de rattrapage des secondes par les premières, également émise dans le chapitre 2.

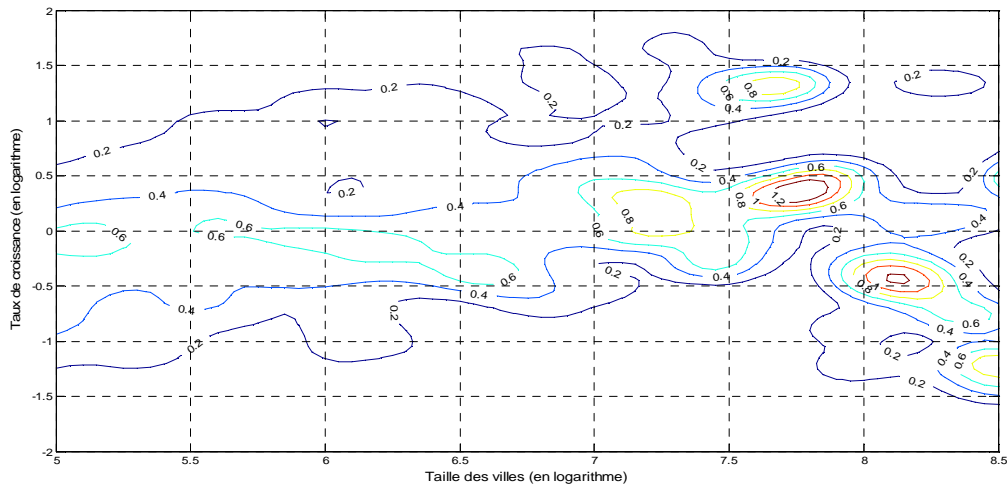


Figure 4.13 : Lignes de niveaux des densités conditionnelles des taux de croissances des villes indiennes 1981-2001

L'estimation de la fonction liant la croissance et la taille des villes (figure 4.14) confirme ces observations, à travers une courbe qui pourrait s'apparenter à celle d'une croissance parallèle, sauf pour les petites villes et les très grandes métropoles qui enregistrent des taux plus faibles. Cependant comme les premières sont très nombreuses, contrairement aux dernières, le système entier affiche une tendance à la hiérarchisation.

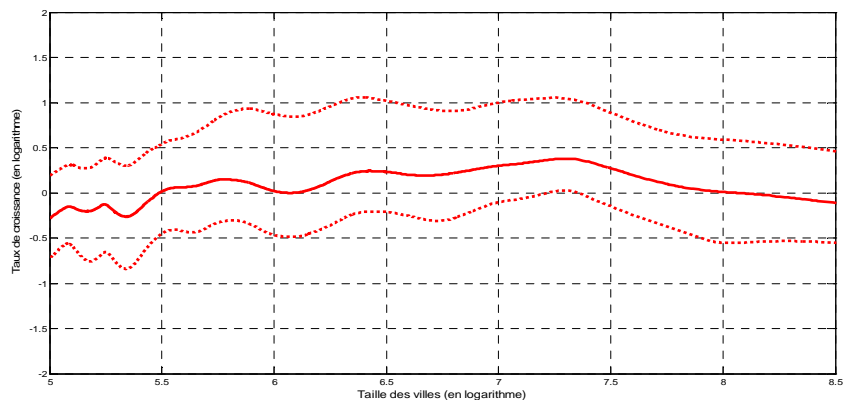


Figure 4.14 : Estimation non paramétrique du taux de croissance en fonction de la taille sur les villes indiennes 1981-2001

On partage, à présent, la période d'observation en deux sous-périodes, avant et après 1991, afin de voir si la crise économique et ses conséquences institutionnelles ont modifié les processus de croissance urbaine. Comme dans le cas de la Chine, on se limite à la présentation des densités conditionnelles (figures 4.15 et 4.16) et des courbes de niveaux correspondantes (figures 4.17 et 4.18), pour chaque période.

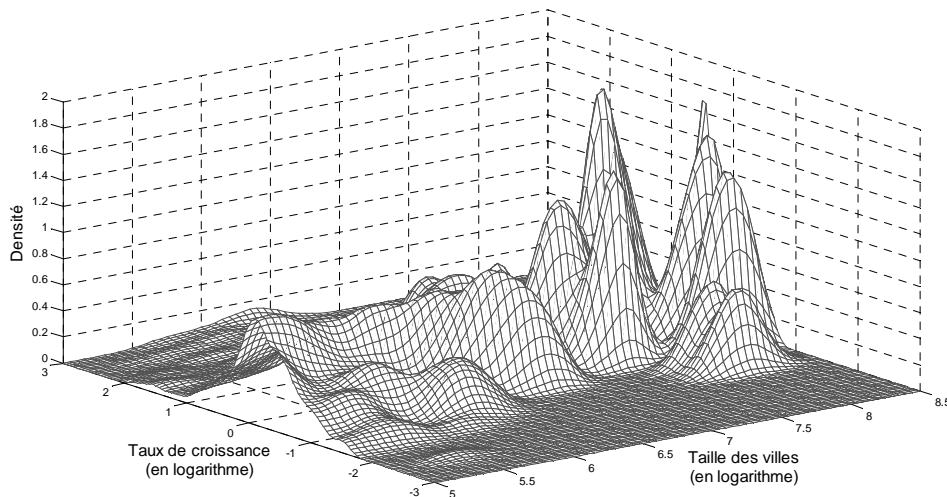


Figure 4.15 : Densité conditionnelle des taux de croissance des villes indiennes selon leur taille 1981-1991

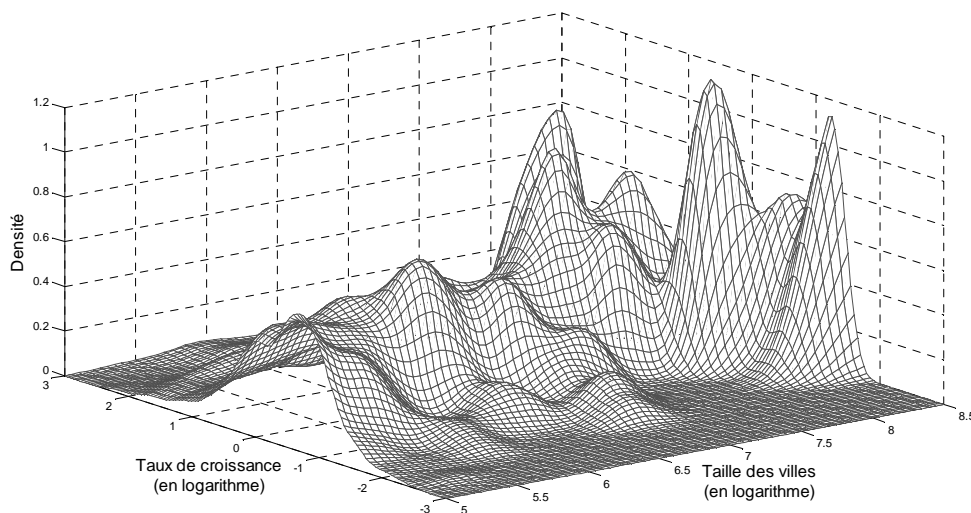


Figure 4.16 : Densité conditionnelle des taux de croissance des villes indiennes selon leur taille 1991-2001

La comparaison de ces deux couples de graphiques met en évidence l'évolution du processus de croissance urbaine en Inde entre ces deux périodes. Les figures 4.17 et 4.18 offrent une information plus lisible que les figures précédentes²⁴.

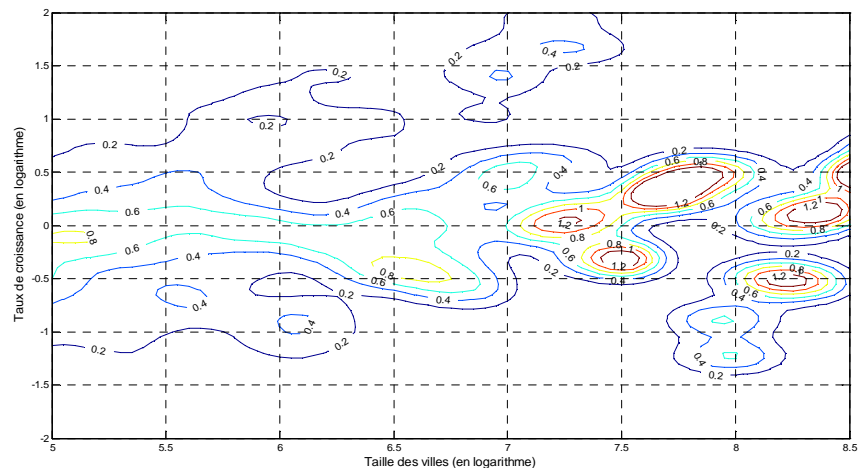
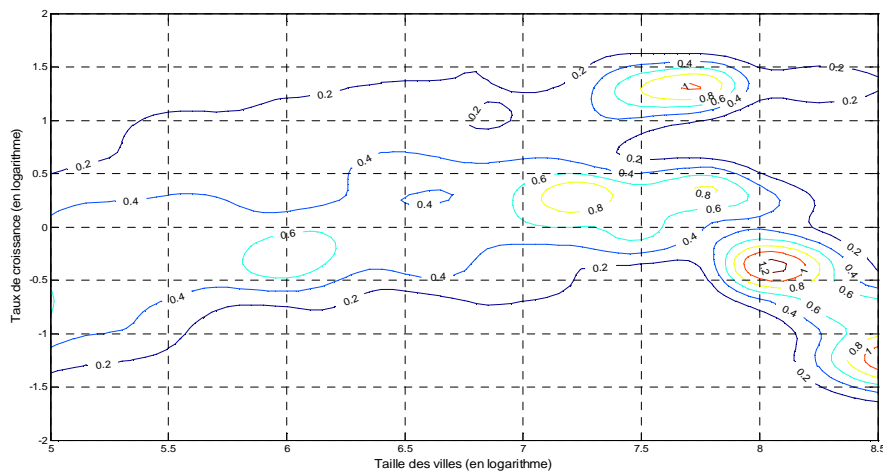


Figure 4.17 : Lignes de niveaux des densités conditionnelles des taux de croissances des villes indiennes 1981-1991



Fi

Figure 4.18 : Lignes de niveaux des densités conditionnelles des taux de croissances des villes indiennes 1991-2001

De façon générale, les différences entre les deux périodes sont beaucoup moins marquées qu'en Chine. Durant la première décennie, l'allure générale des lignes de niveau indique une croissance parallèle, avec une variance du taux de croissance sensiblement plus élevée pour les petites villes, qui se

²⁴ Voir, également, dans l'annexe 4.3 le nuage de points correspondant à chaque période.

réduit au fur et à mesure que la taille urbaine s'accroît. Durant la seconde décennie, à l'inverse, la variance reste élevée pour quasiment toutes les tailles, sauf pour les grandes métropoles. Les lignes de niveaux deviennent légèrement ascendantes sur le segment de villes allant de 100 000 à 1500 000 habitants, en indiquant une certaine hiérarchisation croissante du système urbain indien. Seules les grandes métropoles affichent des taux de croissance résolument plus faibles, ce qui confirme l'hypothèse d'un rattrapage dans le groupe des plus grandes villes indiennes.

Ces résultats corroborent, de façon générale, les tendances observées dans le chapitre 2. Les derniers graphiques montrent, plus particulièrement, que le système indien urbain, d'avant 1991, connaît un processus de croissance aléatoire, suivie, dans la décennie suivante, par un mouvement légèrement plus contrasté.

L'étude non paramétrique de la distribution des taux de croissance démographique annuelle des villes chinoises et indiennes selon leur taille permet de mettre en évidence l'évolution des processus de croissance urbaine, dans chaque pays. Dans la première décennie, pour l'Inde, et dans la seconde, pour la Chine, les deux systèmes urbains enregistrent des processus de croissance qui s'apparentent à celui de la croissance aléatoire. A l'inverse, en Chine, la première décennie semble davantage confirmer l'hypothèse d'une convergence des tailles, sous l'effet du système Hukou. En Inde, on observe, durant la seconde décennie, une évolution plus contrastée, marquée par une hiérarchisation plus prononcée, avec la croissance élevée des grandes villes, hormis quelques gigantesques métropoles.

Il est intéressant de noter que pour la Chine, les différences entre les deux sous-périodes sont suffisamment marquées, tandis que, pour l'Inde, le choix de ce découpage temporel reste plus nuancé. Ceci montre, en même temps, que les conséquences des mesures institutionnelles sur les migrations internes et les processus de croissance urbaine, dans les deux pays, ne sont pas nécessairement identiques.

4.2 La croissance relative des villes chinoises et indiennes

L'étude non paramétrique de la distribution des taux de croissance démographique des villes chinoises et indiennes a permis, à la fois, d'éclairer la relation entre croissance et taille urbaine et de comparer la dynamique des systèmes urbains des deux pays. Elle n'apporte, par contre, aucun élément d'analyse sur la dimension temporelle de cette relation, ainsi que sur ses conséquences sur l'organisation urbaine dans chaque pays. Les changements intra-distributionnels restent, à cet égard, imperceptibles par ce type d'approche : on peut, par exemple, imaginer une permutation de rang entre certaines villes, que l'étude non paramétrique des densités de kernel ne saurait déceler.

Afin de corriger cette lacune, on s'intéresse aux mouvements internes qui caractérisent une distribution rang-taille des villes, dans le temps, c'est-à-dire à la croissance relative de chaque ville par rapport aux autres. L'accent est, ici, mis sur les changements de position des villes au sein de la distribution, plutôt que sur les changements de la forme et de la pente même de la distribution.

Pour observer ces processus, on s'appuie sur la méthode des chaînes de Markov (Kolmogorov, 1956), qui permet d'engager une prédiction de la taille et de la croissance future des villes, sans posséder davantage d'informations sur leur passé et sur leur histoire. De nombreux auteurs ont utilisé cette méthode pour étudier les évolutions intra-distributionnelles des villes en France et au Japon (Eaton et Eckstein, 1997), aux Etats Unis (Black et Henderson, 2003), en Chine (Dimou et al., 2008), en Allemagne (Bosker et al., 2008) et aux Balkans (Dimou et Schaffar, 2009).

Comme précédemment, ce sous-chapitre est composé de trois sections. La section 4.2.1 est consacrée à la présentation théorique du processus de Markov, appliqué aux évolutions des distributions des tailles des villes. La section 4.2.2 présente les résultats obtenus pour la Chine, tandis que la section 4.2.3 les résultats pour l'Inde.

4.2.1 Les chaînes de Markov

Dans ce travail, on utilise des chaînes de Markov finies de premier ordre, à temps discret. Une chaîne de Markov est une suite de variables aléatoires, à valeurs dans un ensemble d'états fini, qui vérifie la propriété de Markov, selon laquelle, l'avenir ne dépend du passé que via le présent (Kolmogorov, 1956, Kemeny et Snell, 1976, Berchtold, 1988, Le Gallo, 2002).

En s'appuyant sur cette définition, on peut considérer que la population d'une ville représente une chaîne de Markov si, lorsque l'on connaît sa taille S_t à un moment donné t , on peut prédire ses tailles futures, sans tenir compte de ses tailles précédentes, antérieures à t . Dans ce processus sans mémoire, la probabilité $p_{ij,t}$ pour qu'une ville de taille i , à l'instant t , passe à une taille j , à l'instant suivant $t + 1$, est donnée par :

$$\Pr (S_{t+1} = j \mid S_0 = i_0, S_1 = i_1, \dots, S_t = i_t) = \Pr (S_{t+1} = j \mid S_t = i_t) \quad (4.10)$$

Si m est le nombre d'états possibles de la taille d'une ville, à chaque instant t , les différentes probabilités $p_{ij,t}$, pour i et j variant de 1 à m , forment une matrice de taille (m, m) appelée matrice de transition et notée M_t :

$$M_t = \begin{pmatrix} p_{11,t} & p_{12,t} & \cdots & p_{1m,t} \\ p_{21,t} & p_{22,t} & \cdots & p_{2m,t} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{m1,t} & p_{m2,t} & \cdots & p_{mm,t} \end{pmatrix} \quad (4.11)$$

Si cette matrice reste invariable dans le temps, c'est-à-dire si les probabilités de transition sont stationnaires, avec $M_t = M$ pour tout t , alors la chaîne de Markov est homogène.

La matrice de transition permet de décrire l'évolution de la distribution des probabilités de chaque état de la variable aléatoire. En étudiant toutes les possibilités de provenance d'une ville située dans la classe j , à la date $t+1$, la probabilité correspondant s'exprime de la façon suivante :

$$\Pr(S_{t+1} = j) = \sum_{i=1}^m \Pr(S_{t+1} = j \mid S_t = i) \times \Pr(S_t = i) \quad (4.12)$$

On peut, alors, considérer le vecteur ligne F_t , composé des probabilités de chaque état à l'instant t , $F_{t,i} = \Pr(S_t = i)$. Dans ce cas :

$$F_{t+1,j} = \sum_{i=1}^m p_{ij} F_{t,i} \quad (4.13)$$

ce qui conduit à l'égalité matricielle suivante :

$$F_{t+1} = M \times F_t \quad (4.14)$$

On en déduit que la loi de distribution d'une chaîne de Markov homogène est totalement connue à partir de sa loi initiale et de sa matrice de transition :

$$F_t = M^t \times F_0 \quad (4.14)$$

L'élément M_{ij}^t de la matrice M^t est la probabilité de passage de l'état i à l'état j en t périodes. Si cette probabilité est non nulle alors l'état j est atteignable depuis i . Une chaîne de Markov est dite *ergodique* (ou *irrégulière*) lorsque tout état est atteignable depuis tout autre état. Ce type de chaîne a la particularité de tendre vers un état stationnaire défini par :

$$\lim_{t \rightarrow \infty} M^t = W = \begin{pmatrix} w_1 & w_2 & \cdots & w_m \\ w_1 & w_2 & \cdots & w_m \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ w_1 & w_2 & \cdots & w_m \end{pmatrix} \quad (4.16)$$

La *distribution stationnaire* $w = (w_1 \ w_2 \ \dots \ w_m)$, est la limite de la distribution F_t lorsque t tend vers l'infini²⁵, ce qui signifie que la probabilité que la taille d'une ville se retrouve dans l'état i tend vers w_i lorsque le temps tend vers l'infini, et ceci quelque soit son état de départ.

La dynamique de transition des tailles urbaines d'un état vers un autre peut être étudiée à travers la matrice M_P des temps moyens de premier passage. Le terme $M_{P,ij}$ de cette matrice correspond à l'espérance du temps de premier passage τ_{ij} , c'est-à-dire au nombre minimal d'étapes nécessaires pour qu'une ville de taille i passe à la taille j :

$$\tau_{ij} = \inf\{k > 0 : S_k = j\} \text{ avec } S_0 = i \quad (4.17)$$

Afin d'engager ce travail, il est nécessaire, au préalable, de discrétiser la distribution des tailles des villes chinoises et indiennes. Une discrétisation arbitraire peut s'avérer problématique, car elle peut conduire à des résultats erronés (Quah, 1996)²⁶. Afin de minimiser le biais, Quah (1993), Lopez-Bazo et al. (1999) ou Le Gallo (2002) préconisent un découpage homogène, en classes comportant le même nombre d'individus. Or, un tel découpage aurait eu, ici, le désavantage de construire des classes artificielles qui ne permettent pas d'identifier les mouvements de taille urbaine, soit en séparant des villes de petite taille qui devraient, vraisemblablement appartenir à une même classe, soit en réunissant des très grandes métropoles et des villes de taille moyenne dans une dernière classe dépourvue de tout sens.

Il convient de rappeler, à cet égard, certaines caractéristiques des échantillons des villes chinoises et indiennes, présentées dans le chapitre 2 : la valeur de la taille moyenne des villes chinoises correspond à celle du troisième quartile (Q_{75}), tandis que pour l'Inde, le premier quartile et la

²⁵ Pour une présentation plus détaillée et complète des chaînes de Markov, voir Le Gallo (2002).

²⁶ Le Gallo (2002) explique que la méthode alternative, qui consiste à estimer des noyaux stochastiques continus, de façon non paramétrique, pose également de nombreux problèmes, car réduit les caractéristiques des processus de croissance et de convergence.

médiane sont très proches, ce qui indique une forte propension de villes de petite taille (inférieure à 200 000 habitants) qu'on ne saurait séparer de façon artificielle en deux classes distinctes. Par ailleurs, dans les deux cas, le groupe des grandes villes semble emprunter un comportement spécifique, parfois différent du reste de la distribution ; il serait, donc, judicieux, de ne pas inclure, dans un même groupe, ces grandes métropoles et des villes de taille moyenne au comportement démographique différencié.

En suivant les chercheurs (Eaton et Eckstein, 1997 ; Black et Henderson, 2003 ; Bosker et al., 2008) qui ont initié l'utilisation des chaînes de Markov dans l'étude de la croissance urbaine, on choisit, dans ce travail, de diviser la distribution des tailles urbaines en 5 classes, représentant des tailles urbaines comprises (i) entre le seuil d'entrée de l'échantillon S_{\min} , égal à 100 000 habitants, et $0,3m$ où m représente la taille urbaine moyenne ; (ii) entre $0,3m$ et $0,5m$; (iii) entre $0,5m$ et la taille moyenne m ; (iv) entre m et $2m$; et finalement (v) les tailles urbaines supérieures à $2m$.

On calcule la matrice de transition des villes chinoises et indiennes, en estimant les différentes probabilités p_{ij} de passage d'une ville d'une classe de tailles c_i vers une autre classe c_j . On utilise l'estimateur du maximum de vraisemblance, proposé par Anderson et Goodman (1957), qui, lorsque les probabilités de transition sont stationnaires, est défini par :

$$\hat{p}_{ij} = \frac{n_{ij}}{n_i} \quad (4.18)$$

où n_{ij} est le nombre de villes de taille c_i passant à la taille c_j l'année suivante ($t+1$) et n_i est l'effectif de la $i^{\text{ème}}$ classe, tandis que l'écart-type est donné par la formule :

$$\sigma_{ij} = \sqrt{\frac{\hat{p}_{ij}(1 - \hat{p}_{ij})}{n_i}} \quad (4.19)$$

Les sections suivantes donnent les résultats des estimations pour chacun des deux pays. Les calculs ont été faits sur Matlab et les codes écrits sont présentés en Annexe 4.4

4.2.2 La croissance relative des villes chinoises

En suivant les choix de discrétisation des séries des tailles urbaines énoncés précédemment, on obtient une distribution initiale des 220 villes chinoises de l'échantillon en 5 classes (tableau 4.1) :

Tableau 4.1 : Distribution initiale (1984) des villes chinoises en cinq classes discrètes

Classes	Taille (en milliers)	Nombre de villes	Fréquence en %	Fréq. cum. en %
c_1 : $S_{\min} \leq S \leq 0,3 m$	100 - 140,3	47	21,4	21,4
c_2 : $0,3 m < S \leq 0,5 m$	140,3 - 233,8	60	27,3	48,7
c_3 : $0,5 m < S \leq m$	233,8 - 467,6	61	27,7	76,4
c_4 : $m < S \leq 2m$	467,6 - 935,2	28	12,7	89,1
c_5 : $2m \leq S$	$S > 935,2$	24	10,9	100

La classe c_5 correspond aux grandes villes qui dépassent – à quelques exceptions près – le seuil d'un million d'habitants. La classe c_4 représente les villes moyennes, comprises entre le troisième quartile Q_{75} et un million d'habitants. Les trois premières classes comptabilisent, quant à elles, environ 75% des villes de l'échantillon. La classe c_3 abrite les villes qui se rangent, globalement, entre la médiane et le troisième quartile Q_{75} . Enfin, les deux premières classes, c_1 et c_2 , englobent les villes de petite taille, dont une partie (c_1) correspond aux très petites villes. Ces classes sont le résultat d'un choix de discrétisation assez convenable de la série des tailles des villes chinoises, bien que la détermination de leurs bornes reste fondamentalement arbitraire et, de ce fait, logiquement contestable.

On calcule, à présent, la matrice de transition des villes chinoises, en estimant la probabilité p_{ij} qu'une ville appartenant à la classe c_i passe à la classe c_j au bout d'un an (tableau 4.2). Les valeurs entre parenthèses correspondent aux écarts-types calculés.

Tableau 4.2 : Matrice de transition (1 an) des villes chinoises – 1984/2004

\hat{p}_{ij}	c_1	c_2	c_3	c_4	c_5
c_1	0,952 (0,0084)	0,048 (0,0084)	0	0	0
c_2	0,014 (0,0032)	0,960 (0,0054)	0,026 (0,0044)	0	0
c_3	0	0,015 (0,0032)	0,974 (0,0043)	0,011 (0,0028)	0
c_4	0	0	0,024 (0,0060)	0,964 (0,0074)	0,013 (0,0044)
c_5	0	0	0	0,026 (0,0078)	0,974 (0,0078)

Evidemment la diagonale affiche des valeurs extrêmement élevées, mais, non pas égales à 1 (il y a donc des valeurs significatives hors diagonale), malgré le fait que l'on raisonne sur l'intervalle temporel d'une seule année. Les probabilités de passage d'une classe à l'autre sont représentées, de façon plus schématique, dans la figure 4.19.

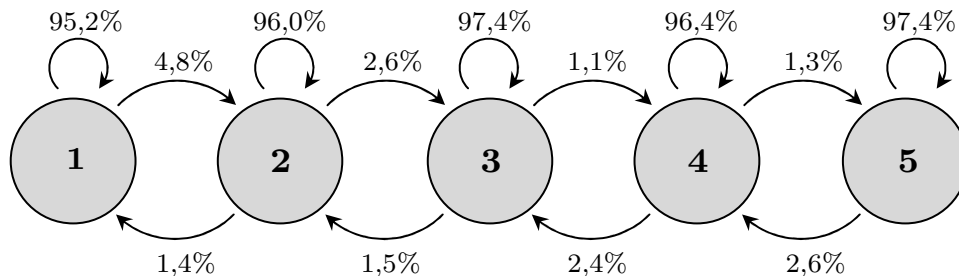


Figure 4.19 : Probabilités de transition annuelle des villes chinoises entre différentes classes – 1984/2004

Il est intéressant de noter que les probabilités de changement de classe évoluent au sens inverse de la taille. Dans la partie basse de la distribution rang-taille, les petites villes peuvent gagner facilement des places (le passage de c_1 à c_2 affiche une valeur nettement plus élevée que celles des passages ascendants des villes entre les autres classes), tandis que cette dynamique s'essouffle progressivement, lorsque la taille s'accroît. La probabilité de mobilité descendante est, à l'inverse, plus prononcée dans la

partie haute de la distribution, ce qui signifie que les grandes villes sont plus enclines à perdre leur rang que les petites.

Si l'on élève la matrice de transition à la puissance 6, tous ses éléments deviennent non nuls. Ceci signifie qu'au bout de six années, toute classe est atteignable par une ville appartenant à n'importe quelle autre classe, même si, évidemment, la probabilité de passage entre les classes les plus éloignées reste extrêmement faible. La taille des villes chinoises représente, alors, une chaîne de Markov ergodique dont on cherche à étudier la vitesse de transition entre les différentes classes, en calculant le temps moyen de premier passage, c'est-à-dire, le temps espéré pour qu'une ville de la classe i atteigne, pour la première fois, la classe j (tableau 4.3).

Tableau 4.3 : Temps moyens de premier passage pour les villes chinoises

$M_{P,ij}$	c_1	c_2	c_3	c_4	c_5
c_1	0	20,8	70,0	222,2	586,7
c_2	288,3	0	49,2	201,4	565,9
c_3	402,8	114,5	0	152,2	516,7
c_4	465,5	177,2	62,7	0	364,5
c_5	503,7	215,4	100,9	38,27	0

On remarque que les petites villes mettent moins de temps pour changer de classe (21 ans, en moyenne, pour passer de c_1 à c_2 ; 49 ans pour passer de c_2 à c_3) que les grandes (365 ans pour passer de c_4 à c_5). En matière de mobilité descendante, les durées du temps de passage en fonction de la taille s'inversent : il faut 38 ans, en moyenne, pour qu'une ville appartenant à la classe c_5 « visite » la classe c_4 , mais 288 ans pour qu'une ville de la classe c_2 descend en c_1 .

Comme la matrice de transition est régulière, on peut étudier son comportement limite à long terme et l'état stationnaire de la distribution (tableau 4.4). On constate que le poids des classes extrêmes diminue fortement, tandis que la classe centrale c_3 atteint 40,8% de la population des villes, ce qui indique une certaine convergence vers une taille moyenne.

Tableau 4.4 : Etat stationnaire de la taille des villes chinoises

	c_1	c_2	c_3	c_4	c_5
Etat initial	0,147	0,295	0,318	0,144	0,096
Etat ergodique	0,067	0,233	0,408	0,197	0,095

Les résultats montrent une croissance relative plus rapide pour les petites villes que pour les grandes, avec une distribution limite où un peu moins de la moitié des villes chinoises sont canalisées dans la classe moyenne. Ceci semble assez conforme avec l'hypothèse d'un processus de croissance urbaine relativement déterminé par les contraintes imposées par le système Hukou. Or, on a vu, précédemment, que les réformes institutionnelles, engagées en 1993 pour accélérer le processus de libéralisation économique, ont, par la levée de la plupart des restrictions migratoires existantes, modifié les processus de croissance urbaine dans ce pays.

Afin d'étudier les impacts de ces réformes sur la croissance relative des villes, on calcule pour chacune des deux sous-périodes (1984-1994 et 1994-2004), les matrices de transition (tableaux 4.5 et 4.6)

Tableau 4.5 : Matrice de transition des villes chinoises - 1984-1994

$\hat{p}_{ij}(1)$	c_1	c_2	c_3	c_4	c_5
c_1	0,945 (0,0116)	0,055 (0,0116)	0	0	0
c_2	0,002 (0,002)	0,969 (0,0069)	0,030 (0,0067)	0	0
c_3	0	0,009 (0,0037)	0,979 (0,0056)	0,012 (0,0043)	0
c_4	0	0	0,023 (0,0087)	0,974 (0,0092)	0,003 (0,0033)
c_5	0	0	0	0,023 (0,0100)	0,977 (0,0100)

Tableau 4.6 : Matrice de transition des villes chinoises - 1994-2004

$\hat{p}_{ij}(2)$	c_1	c_2	c_3	c_4	c_5
c_1	0,962 (0,0117)	0,038 (0,0117)	0	0	0
c_2	0,026 (0,0062)	0,951 (0,0084)	0,023 (0,0058)	0	0
c_3	0	0,020 (0,0051)	0,969 (0,0063)	0,011 (0,0038)	0
c_4	0	0	0,024 (0,0084)	0,955 (0,0114)	0,021 (0,0079)
c_5	0	0	0	0,030 (0,0120)	0,970 (0,0120)

Un premier constat montre une différenciation des comportements des villes dans les deux sous-périodes. Les valeurs diagonales sont, ainsi, plus faibles dans la période 1994-2004 que dans la période précédente, à l'exception des petites villes de la classe c_1 , tandis que les valeurs dans les cellules hors-diagonale montrent un rééquilibrage des mouvements ascendants et descendants pour toutes les classes. Ces changements pourraient indiquer une plus grande volatilité dans les hiérarchies urbaines chinoises, dans la période qui suit les réformes.

Dans le contexte d'une succession de périodes distinctes, Fingleton (2001) et Le Gallo (2002) préconisent de tester si les différentes matrices sont égales afin de vérifier la stabilité du processus de transition. Ceci conduit à conduire un test de stabilité dont l'hypothèse H_0 est $\hat{p}_{ij}(1) = \hat{p}_{ij}(2) = \hat{p}_{ij}$ pour tout i, j compris entre 1 et 5, contre l'hypothèse alternative H_1 selon laquelle les probabilités de transition sont différentes. On utilise le test du ratio de vraisemblance dont la statistique est égale à :

$$Q_1 = -2 \ln \left[\prod_{l=1}^2 \prod_{j=1}^k \prod_{i=1}^k \left(\frac{\hat{p}_{ij}}{\hat{p}_{ij}(l)} \right)^{n_{ij}(l)} \right] \quad (4.20)$$

où \hat{p}_{ij} est la probabilité de passage de la classe i à la classe j sur l'ensemble de la période, $\hat{p}_{ij}(l)$ la même probabilité durant la période l ($l = 1$ pour la période 1984-1994 et $l = 2$ pour la période 1994-2004), $n_{ij}(l)$ le nombre de villes passant de la classe i à la classe j dans chaque période l et k , le nombre de classes.

Cette statistique suit une loi du Khi^2 à $k(k-1)(l-1)$ degrés de liberté, réduits, ici, de 20 à 8, du fait des nombreuses valeurs nulles dans la matrice de transition. Avec une valeur de Q_1 égale à 26,33 et une p-valeur correspondante de 0,001, on rejette H_0 , en confirmant l'hypothèse que les changements institutionnels de 1993 ont influencé la dynamique des tailles des villes.

Le tableau 4.7 permet de comparer la distribution réelle en 2004, avec celle calculée, en supposant que le processus de transition reste inchangé durant toute la période, et celle dont le calcul tient compte du changement de vitesse de transition en 1993. On constate, aisément, que la dernière est beaucoup plus proche de la distribution réelle que la prévision initiale.

*Tableau 4.7 : Distributions des villes chinoises en 2004 :
état réel vs prévisions*

	c_1	c_2	c_3	c_4	c_5
Distribution initiale 1984 F_{84}	0,214	0,273	0,277	0,127	0,109
Distribution calculée 2004 ($F_{84} \times M_1^{20}$)	0,075	0,296	0,382	0,170	0,077
Distribution calculée 2004 ($F_{94} \times M_2^{10}$)	0,147	0,281	0,332	0,146	0,094
Distribution réelle 2004 F_{04}	0,155	0,273	0,332	0,145	0,095

Enfin, le tableau 4.8 compare les états stationnaires des distributions, calculés sur la base de la vitesse de transition dans chaque période.

Tableau 4.8 : Etats stationnaires de la distribution des villes chinoises selon la vitesse de transition

	c_1	c_2	c_3	c_4	c_5
Etat initial	0,147	0,295	0,318	0,144	0,090
Etat ergodique M_1	0,005	0,160	0,521	0,274	0,040
Etat ergodique M_2	0,186	0,272	0,308	0,137	0,097

En tenant compte de la vitesse de transition des villes, uniquement entre 1984 et 1993, le processus de croissance urbaine conduit à une convergence vers les tailles de la classe moyenne. A l'inverse, si l'on considère seulement les vitesses de transition, durant la période 1994 – 2004, on obtient un processus qui pourrait s'apparenter à de la croissance aléatoire.

Ces résultats confirment, très clairement, ceux obtenus dans la section 4.1.2.

4.2.3 La croissance relative des villes indiennes

On choisit le même processus de discrétisation pour les villes indiennes. Le tableau 4.9 donne les caractéristiques des 5 classes en 1981.

Tableau 4.9 : Distribution initiale (1981) des villes indiennes en cinq classes discrètes

Classes	Taille (en milliers)	Nombre de villes	Fréquence en %	Fréq. cum. en %
c_1 : $S_{\min} \leq S \leq 0,3 m$	100 - 108,5	25	11,2	11,2
c_2 : $0,3 m < S \leq 0,5 m$	108,5 - 180,8	92	41,3	52,5
c_3 : $0,5 m < S \leq m$	180,8 – 361,5	62	27,7	80,2
c_4 : $m < S \leq 2m$	361,5 – 723	26	11,7	91,9
c_5 : $2m \leq S$	$S > 723$	18	8,1	100

Les résultats de la discrétisation pour l'Inde sont moins satisfaisants, sur un plan méthodologique, mais assez représentatifs de la structure urbaine de ce pays. Les trois premières classes représentent 80% de la population des villes, avec la classe c_2 qui comptabilise 41,3% d'entre elles en 1981. A l'opposé, la classe c_5 avec les villes dont la taille urbaine est supérieure à 725 000 habitants n'enregistre que 8% des villes de l'échantillon. Il serait, probablement, intéressant d'élever, arbitrairement, les bornes des deux dernières classes c_4 et c_5 , afin de mieux saisir les mouvements distincts au sein des moyennes et des grandes villes (avec une population supérieure à un million d'habitants), mais ceci aurait conduit à un plus grand déséquilibre entre le poids des différentes classes.

Comme dans le cas chinois, on estime, d'abord, les probabilités de passage p_{ij} d'une ville de la classe i à la classe j , durant la période 1981-2001, en utilisant l'estimateur du maximum de vraisemblance. La matrice de transition M est présentée dans le tableau 4.10. Entre parenthèses, on trouve les écarts-types calculés.

Tableau 4.10 : Matrice de transition (1 an) des villes indiennes – 1981/2001

\hat{p}_{ij}	c_1	c_2	c_3	c_4	c_5
c_1	0,985 (0,0041)	0,015 (0,0041)	0	0	0
c_2	0,028 (0,0042)	0,964 (0,0047)	0,008 (0,0023)	0	0
c_3	0	0,019 (0,0042)	0,966 (0,0055)	0,015 (0,0037)	0
c_4	0	0	0,011 (0,0043)	0,981 (0,0055)	0,008 (0,0036)
c_5	0	0	0	0,011 (0,0056)	0,989 (0,0056)

Les probabilités de transition sont représentées, de façon plus schématique, dans la figure 4.20.

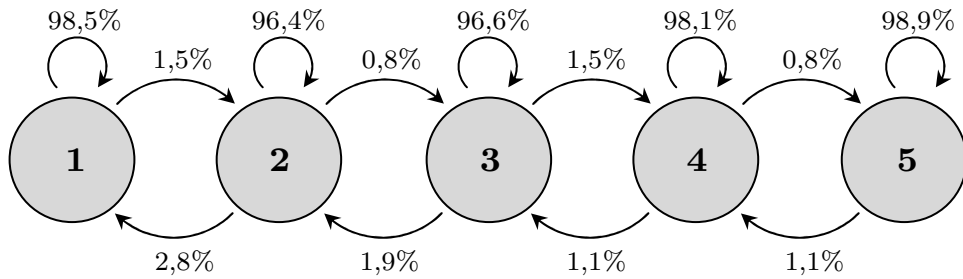


Figure 4.20 : Probabilités de transition annuelle des villes indiennes entre différentes classes – 1981/2001

Deux constats s'imposent : en premier lieu, les valeurs diagonales sont plus élevées que celles de la matrice chinoise correspondante, à l'exception de la classe c_3 , ce qui signifie que la hiérarchie urbaine indienne est relativement stable ; en second lieu, bien que, dans le cas indien, il est plus difficile d'établir un lien entre la volatilité de la croissance urbaine et la taille, force est de constater que la mobilité descendante est nettement plus élevée que la mobilité ascendante, pour les classes inférieures. Ce phénomène est moins prononcé ou disparaît pour les deux dernières classes.

Comme dans le cas chinois, à la puissance 6, la matrice ne contient plus aucun élément nul, ce qui implique la possibilité pour une ville d'atteindre une classe autre que celle de son origine au bout de 6 années. La taille des villes indiennes représente, donc, également une chaîne de Markov ergodique et l'on cherche à calculer les temps de premier passage d'une ville de la classe i à la classe j (tableau 4.11).

Tableau 4.11 : Temps moyens de premier passage pour les villes indiennes

M_p	c_1	c_2	c_3	c_4	c_5
c_1	0	66,5	405,5	896,3	1707,0
c_2	89,0	0	339,1	829,8	1640,5
c_3	264,2	175,2	0	490,8	1301,4
c_4	416,2	327,2	152,0	0	810,7
c_5	505,5	416,5	241,3	89,3	0

Cette matrice montre, de façon claire, que la mobilité ascendante du système urbain indien est inférieure à celle du système chinois. Quelque soit

la taille des villes, le temps moyen de passage d'une classe donnée à une classe supérieure est plus élevé pour les villes indiennes que pour les villes chinoises : il faut en moyenne 66 ans pour passer de la classe c_1 à la classe c_2 , pour une ville indienne, alors qu'il en faut seulement 21 pour une ville chinoise ; au total, il faut, en moyenne, 1707 ans pour passer de la classe c_1 à la classe c_5 pour une ville indienne contrairement à 587 pour une ville chinoise, soit presque trois fois plus rapidement.

En ce qui concerne la mobilité descendante, la vitesse de transition est plus rapide pour les villes indiennes des trois premières classes que celle de leurs homologues chinoises, mais plus lente pour les classes supérieures c_4 et c_5 . La mobilité ascendante vers la classe c_5 est très lente, ce qui permet de soutenir l'hypothèse que le groupe des grandes villes suit une dynamique propre. Il convient de rappeler que dans la section précédente, ainsi que dans le chapitre 2, on a constaté une évolution différente du haut de la distribution vis-à-vis du reste, mais le choix des bornes, lors de la discrétisation de la série des villes indiennes, masque, ici le sens de ce processus.

Lorsque l'on cherche à calculer l'état stationnaire de la distribution, dans le long terme (tableau 4.12), on peut constater la dualité du processus de croissance urbaine en Inde. A la limite, la première classe c_1 contient plus de 40% de la population des villes, tandis que les classes intermédiaires c_2 et c_3 perdent leurs effectifs. A l'inverse les classes supérieures c_4 et c_5 , non seulement maintiennent leurs effectifs, mais voient, qui plus est, leur poids se renforcer légèrement, par rapport à la distribution initiale.

Tableau 4.12 : Etat stationnaire de la taille des villes indiennes

	c_1	c_2	c_3	c_4	c_5
Etat initial	0,112	0,413	0,278	0,117	0,081
Etat ergodique	0,427	0,232	0,104	0,137	0,099

Il convient de noter que ce résultat confirme la tendance convexe de la distribution rang-taille des villes indiennes, observée dans le chapitre 2, lors des tests de la formule quadratique de Rosen et Resnick (1980)

Afin d'étudier une éventuelle influence des politiques qui ont accéléré la libéralisation et l'ouverture internationale de l'économie indienne, sur la croissance urbaine du pays, suite à la crise de 1991, on partage la période d'étude en deux sous-périodes : celle de l'avant (1981-1991) et celle de l'après-crise (1991-2001). Les tableaux 4.13 et 4.14 donnent les matrices de transition pour chacune de ces deux périodes. Un premier regard comparatif permet de constater que les deux matrices affichent des valeurs caractéristiques assez semblables.

Tableau 4.13 : Matrice de transition des villes indiennes - 1981-1991

$\hat{p}_{ij}(1)$	c_1	c_2	c_3	c_4	c_5
c_1	0,989 (0,0053)	0,011 (0,0053)	0	0	0
c_2	0,034 (0,0064)	0,961 (0,0068)	0,005 (0,0024)	0	0
c_3	0	0,021 (0,0060)	0,963 (0,0079)	0,016 (0,0052)	0
c_4	0	0	0,017 (0,0077)	0,972 (0,0097)	0,010 (0,0060)
c_5	0	0	0	0,017 (0,0097)	0,983 (0,0097)

Tableau 4.14 : Matrice de transition des villes indiennes - 1991-2001

$\hat{p}_{ij}(2)$	c_1	c_2	c_3	c_4	c_5
c_1	0,982 (0,0061)	0,018 (0,0061)	0	0	0
c_2	0,020 (0,0052)	0,967 (0,0066)	0,012 (0,0041)	0	0
c_3	0	0,016 (0,0056)	0,970 (0,0076)	0,014 (0,0053)	0
c_4	0	0	0,006 (0,0043)	0,988 (0,0060)	0,006 (0,0043)
c_5	0	0	0	0,011 (0,0055)	0,989 (0,0055)

Le test de stabilité permet de calculer une statistique Q_1 égale à 26,33, avec une p-valeur correspondante de 15,51%²⁷, ce qui conduit à ne pas rejeter l'hypothèse nulle H_0 qui stipule l'égalité entre les deux matrices de transition. La croissance relative annuelle des villes indiennes peut, donc, être considérée comme stable entre 1981-1991 et 1991-2001. La comparaison, dans le tableau 4.15, de la distribution effective des villes en 2001 et de celle calculée par les chaînes de Markov montre que la puissance prévisionnelle de cette dernière est relativement élevée.

*Tableau 4.15 : Distribution des villes indiennes en 2001 :
état réel vs prévisions*

	c_1	c_2	c_3	c_4	c_5
Distribution initiale 1981 F_{81}	0,112	0,413	0,278	0,117	0,081
Distribution calculée 2001 ($F_{81} \times M^{20}$)	0,252	0,304	0,206	0,154	0,085
Distribution réelle 2001 F_{01}	0,247	0,309	0,206	0,152	0,085

Ce résultat confirme la stabilité du processus de croissance urbaine, en Inde, durant la période 1981-2001. Cependant, le processus de discrétisation s'avère plus problématique que dans le cas chinois et certaines informations sur la croissance relative des grandes villes, révélées par l'approche non paramétrique dans la section 4.1.3, sont gommées.

L'exploration de la croissance relative des villes chinoises et indiennes, à l'aide des chaînes de Markov, permet de mettre en évidence certaines caractéristiques de l'évolution des systèmes urbains des deux pays. De façon générale, les mouvements de rang et les transitions sont plus nuancés en Inde qu'en Chine.

Pour la Chine, les résultats obtenus confirment la rupture en 1994 dans le processus de croissance urbaine, où la tendance de convergence vers une

²⁷ Comme en Chine, cette statistique suit une loi de χ^2 , avec un degré de liberté égal à 8.

taille moyenne cède la place à un processus qui s'apparente davantage à une croissance parallèle. En ce qui concerne l'Inde, le système urbain connaît une hiérarchisation, à vitesse lente et stable. Les changements de politique économique intervenus suite à la crise de 1991, ne modifient pas de façon substantielle les caractéristiques du processus de croissance urbaine.

En suivant Le Gallo (2002), on a calculé un indice de mobilité en convergence mesurant la vitesse de la distribution vers l'état stationnaire et l'indice de Bartholomew qui est un indice de mobilité à l'équilibre, mesurant le nombre espéré de changements de classe à l'état stationnaire. La distribution chinoise tend plus rapidement vers l'état stationnaire que la distribution indienne (l'indice de Prais est égal à 0,0188 pour la Chine contre 0,0051 pour l'Inde) et affiche une plus grande volatilité, une fois cet état atteint (l'indice de Bartholomew est égal à 0,0246 et 0,0188, pour la Chine et l'Inde respectivement). Ceci confirme la différenciation des vitesses d'évolution des deux séries de villes.

En guise de conclusion, il convient de rappeler ici que les choix de discrétisation doivent conduire à une certaine prudence vis-à-vis des résultats annoncés. Comme le souligne Le Gallo (2002), dans les chaînes de Markov, la mobilité est visible uniquement s'il y a de saut de classe. Or, la fréquence de cette observation dépend fortement de la définition du bornage des classes de la série des villes.

4.3 Tests de non stationnarité des tailles urbaines

Bien que les approches non paramétriques précédentes permettent d'étudier la croissance urbaine en Chine et en Inde, Gabaix et Ioannides (2004) soulignent que l'amélioration des tests de racine unitaire fournit une instrumentation utile pour explorer, empiriquement, la relation entre la croissance et la taille des villes et tester la validité de la loi de Gibrat.

Dans un travail pionnier, Clark et Stabler (1991) testent la stationnarité des séries des tailles des villes canadiennes, en montrant que lorsque celles-ci contiennent une racine unitaire, la loi de Gibrat est vérifiée. Par la suite, d'autres chercheurs appliquent cette même démarche, avec des résultats contrastés. Ainsi, en s'appuyant sur des tests sur données de panel, Black et Henderson (2003) rejettent la loi de Gibrat pour les aires métropolitaines américaines, contrairement à Sharma (2003) ou Dimou et al. (2008) qui mènent des tests similaires pour les villes indiennes et chinoises.

De leur côté, lorsqu'ils cherchent à étudier les effets des bombardements de 1945 sur la croissance des villes japonaises, Davis et Weinstein (2002) réfutent l'hypothèse de non stationnarité des tailles urbaines. Ils concluent que les impacts des chocs exogènes sur la croissance restent limités, dans le temps, et que la taille d'une ville fluctue autour d'une tendance déterministe. Dans des études similaires pour l'Allemagne et les Balkans, Bosker et al. (2008), ainsi que Dimou et Schaffar (2009), arrivent à des résultats plus mitigés : la présence d'une racine unitaire dans les séries des tailles urbaines signifie que les effets des chocs aléatoires qui affectent les villes de ces pays se prolongent, dans le temps. Sous l'influence de cette « mémoire longue », les villes suivent, alors, un processus stochastique, où le changement, produit par une accumulation de chocs exogènes, est permanent et aléatoire, sans possibilité de retour vers une tendance donnée.

Ces chercheurs utilisent des tests en séries chronologiques ou en panel de première génération, qui permettent, certes, de limiter le biais lié à la taille réduite des échantillons et aux séries chronologiques courtes, mais restent assujettis à l'éventualité d'une auto-corrélation des erreurs. Par ailleurs, ils ne considèrent pas la possibilité d'une interdépendance des processus de croissance des différentes villes, ce qui réduit fortement la pertinence des conclusions que l'on peut apporter quant à la nature de la croissance urbaine.

Dans ce travail, afin de tester la validité de la loi de Gibrat pour les villes chinoises et indiennes, on entreprend des tests de racine unitaire sur les séries chronologiques des tailles urbaines, puis des tests sur données de panel, de première et de seconde génération, susceptibles de corriger les limites méthodologiques des études précédentes. La section 4.1 propose des tests de Dickey Fuller augmenté sur les séries chronologiques des tailles des villes des deux pays, tout en admettant les limites d'interprétation des résultats obtenus, liées à la faible puissance de ces tests. La section 4.2 propose une série de tests de racine unitaire en panel, de première, puis de seconde génération (Pesaran, 2003), plus robustes, permettant de prendre en compte les interdépendances entre les villes, dans chaque échantillon²⁸.

²⁸ Tous les calculs sont effectués sur Matlab, en utilisant les codes programmés par Hurlin (2008).

4.3.1 Tests de racine unitaire sur les séries chronologiques des tailles urbaines

Les tests de racine unitaire sur séries chronologiques trouvent leur origine dans le papier fondateur de Nelson et Plosser (1982). Ces auteurs soulignent la présence d'une racine unitaire dans les principales séries macroéconomiques. Ils distinguent deux types de processus : les processus *trend-stationary* (TS) qui sont stationnaires autour d'une tendance temporelle déterministe et les processus *difference-stationary* (DS), caractérisés par la présence d'une racine unitaire (Ertur, 1998).

Par la suite, différents tests de racine unitaire sur des séries chronologiques ont été développés, à partir des travaux de Dickey et Fuller (1981), de Phillips et Perron (1988), de Perron (1989), de Dufour et King (1991), de Ng et Perron (1995), d'Elliot et al. (1996). Bien que la littérature économétrique sur la pertinence de ces tests soit conséquente²⁹, on se restreint ici, comme la plupart des travaux sur la taille des villes, au test de Dickey Fuller augmenté.

De façon générale, on suppose que les différentes tailles d'une ville sont auto-corrélées dans le temps, du fait de la durabilité des équipements publics et des habitations, ainsi que des coûts fixes de production. Afin de tester la stationnarité de la série des tailles d'une ville, on peut utiliser un test de racine unitaire.

Si $\ln S_t$ est le logarithme de la population d'une ville à la période t , alors, on peut considérer que la taille d'une ville est un processus autorégressif AR de premier ordre tel que :

$$\ln S_t = \phi \ln S_{t-1} + \varepsilon_t \text{ avec } \varepsilon_t \text{ i.i.d. } (0, \sigma_\varepsilon^2) \text{ et } \phi \in \mathbb{R} \quad (4.21)$$

²⁹ Voir, à cet égard, Ertur (1992 et 1998) ou Banerjee (1999) pour une présentation de la littérature sur les différentes procédures ou Darné et Diebolt (2005) sur leurs prolongements actuels.

avec ϕ_i , le coefficient autorégressif de premier ordre et ε_t , un choc ponctuel en t . Le modèle déterminant la stationnarité de la taille de la population peut également prendre la forme :

$$\Delta(\ln S_t) = \gamma \ln S_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.22)$$

avec $\gamma = \phi - 1$. L'hypothèse nulle est celle de la non stationnarité stochastique du processus : $H_0 : \phi = 1$ (ou $\gamma = 0$) versus l'hypothèse alternative : $H_1 : \phi < 1$ (ou $\gamma < 0$). La loi de Gibrat pour les villes est vérifiée si le taux de variation de la taille de la ville (en logarithme) à l'instant t , $\Delta \ln P_t$, ne dépend pas de la taille de cette ville (en logarithme) à l'instant $t - 1$, c'est-à-dire si $\gamma = 0$.

On applique le test ADF de Dickey-Fuller augmenté, qui permet de contrôler l'auto-corrélation des résidus ε_t , en incluant, dans le modèle, p termes différenciés retardés de la variable dépendante :

$$\Delta \ln S_t = \gamma \ln S_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta \ln S_{t-j} + \mu_t \quad \text{avec } \mu_t \text{ i.i.d. } (0, \sigma_\mu^2) \quad (4.23)$$

Comme le souligne Hoarau (2004), à ce stade, deux difficultés fondamentales apparaissent. D'une part, il faut déterminer la longueur optimale du retard de la variation de $\ln S_t$, car le pouvoir explicatif des tests ADF est extrêmement sensible au nombre de termes retardés (Ng et Perron, 1995). On s'appuie sur une méthode d'élimination successive des retards non significatifs (Enders, 1995) et en utilisant, comme critère d'arrêt, le test d'auto-corrélation des résidus de Ljung-Box. D'autre part, comme le processus peut contenir à la fois une constante et un trend déterministe, il convient de tester simultanément la stationnarité et le choix de la spécification la plus appropriée pour déterminer le processus qui caractérise l'évolution des données.

Dans l'étude de la non stationnarité des séries des tailles des villes chinoises et indiennes, le nombre de retards est calculé en utilisant le critère de Schwarz (1976). Par ailleurs, on s'appuie sur deux spécifications,

le modèle avec constance et tendance (modèle 3) et le modèle sans dérive (modèle 2), présentées ci-dessous³⁰ :

$$\text{Modèle 2} \quad \Delta \ln S_t = c + \gamma \ln S_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta \ln S_{t-j} + \mu_t \quad (4.24)$$

$$\text{Modèle 3} \quad \Delta \ln S_t = c + \delta t + \gamma \ln S_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta \ln S_{t-j} + \mu_t \quad (4.25)$$

où c est la constante et δt , le terme linéaire, indicatif du trend ascendant. Le terme p correspond au nombre de variables retardées.

Dans le tableau 4.16, sont présentés les résultats obtenus, lorsque l'on applique le test ADF, individuellement, sur les séries des 220 villes chinoises et 223 villes indiennes, entre 1984 et 2004 et 1981 et 2001, respectivement.

Tableau 4.16 : Résultats des tests de racine unitaire en série temporelle pour les tailles des villes chinoises et indiennes

Pays	Risque	% de villes stationnaires	
		Modèle 3 avec constante et dérive	Modèle 2 sans dérive
Chine	à 10%	15,5%	5,0%
	à 5%	11,8%	2,7%
	à 1%	0%	0%
Inde	à 10%	1,3%	37,7%
	à 5%	1,3%	31,8%
	à 1%	0%	0%

Tous modèles confondus, 32 villes chinoises (sur 220) rejettent l'hypothèse nulle au risque de 5% (notamment avec le modèle avec constance et dérive) contre 74 villes indiennes (sur 223), soit une ville sur trois, essentiellement avec le modèle sans dérive. Les tableaux avec les résultats pour chaque ville peuvent être consultés dans l'annexe 5.

³⁰ Il n'y a aucune ville chinoise ou indienne stationnaire, lorsque l'on emploie le modèle 1 sans constance ni dérive.

Lorsque l'on utilise le modèle 3, pour les villes où l'hypothèse H_0 n'est pas rejetée, un test de significativité de δ est effectué, dont l'hypothèse nulle est $(c, \delta, \gamma) = (c, 0, 0)$. Si cette hypothèse est rejetée, alors le modèle choisi est le mieux approprié et la série des taux de croissance urbaine suit un processus TS (Hurlin, 2008). En revanche si l'hypothèse nulle est non rejetée, il convient d'entreprendre les tests de racine unitaire avec le modèle sans tendance. Dans l'ensemble des séries de tailles urbaines chinoises et indiennes qui rejettent l'hypothèse de non stationnarité, l'hypothèse $H_0 : (c, \delta, \gamma) = (c, 0, 0)$ est rejetée.

On peut pousser l'analyse un peu plus loin, en réitérant la même procédure sur les variables prises en différences premières (Dickey et Pantula, 1987, Sharma, 2003). Ceci revient à chercher si les séries des logarithmes des taux de croissance urbaine contiennent une racine unitaire. Le tableau 4.17 affiche les résultats synoptiques des tests ADF, appliqués sur les modèles 2 et 3 :

$$\text{Modèle 2} \quad \Delta^2 \ln S_t = c + \gamma \Delta \ln S_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta^2 \ln S_{t-j} + \mu_t \quad (4.26)$$

$$\text{Modèle 3} \quad \Delta^2 \ln S_t = c + \delta t + \gamma \Delta \ln S_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta^2 \ln S_{t-j} + \mu_t \quad (4.27)$$

Tableau 4.17 : Résultats des tests de racine unitaire en série temporelle sur les taux de croissance (en ln) des villes chinoises et indiennes

Pays	Risque	% de villes stationnaires	
		Modèle 3 avec constante et dérive	Modèle 2 sans dérive
Chine	à 10%	49,6%	37,7%
	à 5%	38,0%	29,5%
	à 1%	0%	0%
Inde	à 10%	39,6%	12,1%
	à 5%	34,2%	11,2%
	à 1%	0%	0%

L'ensemble des résultats des tests ADF, présentés dans les deux tableaux précédents, montrent que les tailles urbaines des deux échantillons ne sont pas stationnaires, bien que ceci soit moins marqué pour les villes indiennes. Les tests reconduits sur les taux de croissance, avec les deux modèles, montrent qu'une partie des tailles urbaines chinoises sont stationnaires en différence première, ce qui est conforme à un processus de croissance aléatoire, contrairement au cas indien.

Sur la base de ces résultats, qui ne sont pas en contradiction avec ceux obtenus dans les sections précédentes, on peut conclure que les tailles des villes ne convergent pas, en Chine ou en Inde, tandis que la loi de Gibrat ne peut pas être rejetée, stricto sensu.

Il convient néanmoins de rappeler, à l'instar de nombreux auteurs, que la puissance des tests individuels ADF de non-stationnarité est fortement limitée lorsque la série est courte, comme c'est le cas ici, même si les échantillons utilisés sont de dimension satisfaisante (Perron et Shiller, 1985 ; Agiakoglou et Newbold, 1996). Bien que d'autres tests, tels que ceux de Phillips et Perron (1988), de Kwiatkowski et al. (1992) ou plus récemment celui de Elliot et al. (1996) pourraient permettre de confondre les résultats obtenus, il est apparu plus utile de chercher à améliorer la puissance des tests entrepris, en s'appuyant sur l'utilisation de données en panel.

4.3.2 La non stationnarité des tailles urbaines : les résultats des tests sur données de panel

Les études des données de panel non stationnaires se sont fortement développées à partir du travail pionnier de Levin et Lin (1992). Elles procurent plusieurs avantages par rapport aux études en coupe transversale ou celles en séries temporelles. Les premières ne permettent pas de saisir la dynamique temporelle des variables, tandis que les secondes imposent une homogénéité du comportement des variables sur l'ensemble des individus. La double dimension, individuelle et temporelle, des données en panel

accroît l'information et augmente la puissance explicative des tests de non stationnarité sur des séries courtes. Elle permet, par ailleurs, d'étudier simultanément la dynamique et l'hétérogénéité des comportements des individus (Baltagi et al., 2000 ; Hsiao, 2003).

Compte tenu de l'absence de fiabilité pour des séries chronologiques plus longues, dans les deux pays, l'approche en panel apparaît essentielle pour mener une étude robuste de la stationnarité des tailles des villes. En s'appuyant sur les synthèses des tests de racine unitaire sur données de panel, proposées par Araujo et al. (2004) et Hurlin et Mignon (2005), on entreprend, ici, un ensemble de tests de première et deuxième génération³¹.

Comme le soulignent Hurlin et Mignon (2005), les tests en panel doivent résoudre deux problèmes essentiels. En premier lieu, l'empilement de données individuelles peut entraîner une estimation biaisée des paramètres d'un modèle considéré comme homogène, lorsque les données sont hétérogènes. En second lieu, il est nécessaire de spécifier si l'on autorise ou pas la présence d'éventuelles interdépendances individuelles.

Si l'on considère le modèle 3, utilisé dans la section précédente :

$$\Delta \ln S_{it} = c_i + \delta_i t + \gamma_i \ln S_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \beta_j \Delta \ln S_{t-j} + \mu_{it} \quad (4.28)$$

avec c_i les spécificités individuelles de chaque ville, constantes dans le temps, et $\delta_i t$ les tendances déterministes, également propres à chaque ville, on peut procéder à des tests en panel de première génération, dont l'hypothèse centrale repose sur le principe de l'indépendance des individus du panel (Fouquau, 2008).

Dans ces tests, l'hypothèse nulle est la même : $H_0 : \gamma_i = 0, \forall i$, mais l'hypothèse alternative diffère. Dans le test de Levin et al. (2002), la seule

³¹ Il convient de signaler que les études similaires sur les villes américaines (Black et Henderson, 2003), indiennes (Sharma, 2003) ou allemandes (Bosker et al, 2008) utilisent seulement des tests de première génération. A notre connaissance, le travail présenté ici est une première tentative d'appliquer des tests de seconde génération dans ce domaine.

source d'hétérogénéité réside dans la spécificité individuelle de chaque ville, captée par les effets fixes, tandis que les γ_i sont homogènes ($H_1 : \gamma_i = \gamma < 0, \forall i$). A l'inverse, le test de racine unitaire sur panels hétérogènes IPS de Im, Pesaran et Shin (1997 et 2003) considère plusieurs sources d'hétérogénéité, à savoir celle de la racine autorégressive mais également une hétérogénéité quant à la présence même d'une seule racine unitaire dans le panel (Hurlin et Mignon, 2005). L'hypothèse alternative admet, ainsi, la coexistence de N_1 villes dont les séries des tailles sont stationnaires et de $(N - N_1)$ villes dont les séries des tailles ne sont pas stationnaires : $H_1 : \gamma_i < 0$ pour $1 \leq i \leq N_1$ et $\gamma_i = 0$ pour $N_1 < i \leq N$.

On choisit d'effectuer ces deux tests de première génération. La statistique du test LL est une statistique de Student modifiée, tandis que celle du test IPS (\bar{Z}_t) est une moyenne des statistiques ADF de chaque ville du panel. Enfin, on calcule également la statistique \bar{W}_t du test IPS qui est beaucoup plus puissante que la précédente et qui devrait être privilégiée, en cas de conflit des critères, lorsque la dimension temporelle est petite (Im et al., 2003).

Le tableau 4.18 permet de consulter les résultats de ces deux tests appliqués sur les modèles 2 et 3 pour les villes chinoises et indiennes. Comme le soulignent Maddala et Wu (1999), les comparaisons directes entre les statistiques LL et \bar{Z}_t ou \bar{W}_t peuvent s'avérer fallacieuses, vu que l'hypothèse alternative des deux tests diffère.

De façon assez prévisible, le test IPS rejette l'hypothèse H_0 de non stationnarité pour les villes indiennes, lorsque l'on considère le modèle 2. Ceci signifie qu'il y a, parmi les villes considérées, au moins une, dont la taille est stationnaire. Par contre l'hypothèse de non stationnarité ne peut pas être rejetée pour les villes chinoises, même si les deux statistiques \bar{Z}_t et \bar{W}_t atteignent des conclusions contradictoires.

A l'inverse, de façon étonnante, le test LL conduit au rejet de l'hypothèse H_0 dans les deux pays, mais son interprétation reste plus controversée car, comme le rappellent Hurlin et Mignon (2005), il impose

l'homogénéité de la racine autorégressive et, donc, l'homogénéité de la conclusion quant à la présence d'une racine unitaire dans la dynamique de la variable $\ln S$.

Tableau 4.18 : Tests de racine unitaire sur données de panel pour la taille des villes (en logarithme)

	Test	Statistiques	Modèle 3 avec tendance	Modèle 2 sans tendance
Chine	Levin, Lin et Chu (2002)	LL	-3,916 (0,00)	-4,114 (0,00)
	Im, Pesaran et Shin (2003)	\bar{Z}_t	-4,835 (0,00)	18,182 (1,00)
		\bar{W}_t	4,472 (1,00)	19,975 (1,00)
Inde	Levin, Lin et Chu (2002)	LL	-6,696 (0,00)	-8,556 (0,00)
	Im Pesaran et Shin (2003)	\bar{Z}_t	-9,960 (0,00)	-15,707 (0,00)
		\bar{W}_t	0,260 (0,60)	-14,977 (0,00)

Entre parenthèses les p-valeurs associées aux différentes statistiques

Les tests de première génération reposent sur l'hypothèse de l'indépendance interindividuelle. Or, dans le cas des dynamiques urbaines, il semblerait logique que de telles corrélations existent : par exemple, des villes appartenant à une même région pourraient être affectées par certains facteurs macroéconomiques communs ou, dans certains cas, les flux migratoires sortants d'une ville pourraient quasi-exclusivement alimenter les flux migratoires entrants d'une autre, du fait de leur proximité ou de l'existence d'importants réseaux interpersonnels entre leurs habitants, ce qui conduirait à lier leurs dynamiques respectives.

La seconde génération de tests sur données de panel lève l'hypothèse de l'indépendance interindividuelle, en transformant le rôle des corrélations entre individus, jusque là considérées comme des paramètres de nuisance, en paramètres d'enrichissement des informations sur la dynamique de la

variable observée (Bai et Ng, 2004 ; Hurlin et Mignon, 2005). Bien qu'il existe, actuellement, plusieurs tests de seconde génération (Phillips et Sul, 2003 ; Choi, 2002 ; Chang, 2002 ; Pesaran, 2003 ; Moon et Perron, 2004 ; Bai et Ng, 2004), on entreprend, ici deux procédures : celles de Choi (2002) et de Pesaran (2003) qui proposent un test unique de la racine unitaire de la série étudiée.

Pour tester la présence d'une racine unitaire, Choi (2002) propose de transformer la série observée $\ln S_{it}$, afin d'éliminer les corrélations entre les individus (Fouquau, 2008). Il utilise, à cette fin, un modèle à erreurs composées :

$$\ln S_{it} = c_i + \vartheta_t + v_{it} \quad (4.29)$$

où
$$v_{it} = \sum_{j=1}^{p_i} d_{ij} v_{i,t-j} + \mu_{it} \text{ avec } \mu_{it} \text{ i.i.d. } (0, \sigma_\mu^2) \quad (4.30)$$

Dans ce modèle, il n'existe qu'un unique facteur commun, représenté par l'effet temporel ϑ_t qui agit de manière homogène sur toutes les variables individuelles S_{it} . Choi (2002) propose de tester la présence d'une racine unitaire dans la composante idiosyncratique v_{it} , en éliminant les effets individuels c_i et le facteur commun ϑ_t . Il s'appuie sur trois différentes statistiques, P_m , Z et L^* , fondées sur des combinaisons de niveaux de significativité des tests individuels³².

Le test de racine unitaire de Pesaran (2003) s'applique, de son côté, sur les séries brutes des logarithmes des tailles urbaines, en augmentant le modèle ADF par l'introduction de moyennes interindividuelles de $\ln S_{i,t-1}$ et des différences premières $\Delta \ln S_{it}$ (modèle CADF : *Cross Sectionally Augmented Dickey Fuller*). Il s'appuie sur la structure du test IPS, en introduisant un facteur commun inobservable θ_i qui, contrairement à celui

³² Selon Choi (2002), les deux premières P_m et Z s'avèrent plus robustes que la troisième et conduisent à des meilleurs résultats en termes de taille et de puissance.

de Choi (2002), présente une certaine sensibilité hétérogène, spécifique à chaque ville λ_i :

$$\Delta \ln S_{it} = c_i + \gamma_i \ln S_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \beta_j \Delta \ln S_{t-j} + u_{it} \quad (4.31)$$

$$\text{avec } v_{it} = \lambda_i \theta_t + \mu_{it} \quad (4.32)$$

où θ_t est *i.i.d.* (0,1) et λ_i désigne la façon dont θ_t affecte une ville i . Les hypothèses associées restent les mêmes que celles du test IPS, ce qui signifie que l'hypothèse alternative admet la coexistence de villes dont les séries des tailles sont stationnaires et de villes dont les séries des tailles ne le sont pas. Le modèle utilise deux statistiques associées : la statistique CIPS (*Cross-Sectionally Augmented IPS*) et la statistique CIPS* qui améliore la puissance de la première, lorsque les séries sont courtes³³.

Le tableau 4.19 donne les résultats pour les deux tests.

Les tests de Choi et de Pesaran conduisent au non rejet de l'hypothèse nulle de non stationnarité des tailles des villes, dans les deux pays. Ainsi, pour la Chine, les tests de seconde génération ne font que confirmer l'hypothèse de non stationnarité des tailles urbaines, déjà révélée par les tests précédents. Pour l'Inde, la prise en considération des interdépendances individuelles permet d'atteindre la même conclusion, contrairement aux tests précédents qui conduisaient à des résultats plus mitigés, notamment en utilisant le modèle sans dérive.

³³ Pour une présentation des statistiques du test de Pasaran (2003), mais également de celles de Choi (2002), voir Hurlin et Mignon (2005).

*Tableau 4.19 : Tests de racine unitaire sur données de panel
de seconde génération pour la taille des villes*

	Test	Statistiques	Modèle 3 avec tendance	Modèle 2 sans tendance
Chine	Choi (2002)	P_m	-1,007 (0,84)	-10,476 (1,00)
		Z	7,534 (1,00)	14,615 (1,00)
		L^*	9,307 (1,00)	10,005 (1,00)
	Pesaran (2003)	$CIPS$	-1,347 (0,99)	-1,474 (0,93)
		$CIPS^*$	-1,362 (0,99)	-1,458 (0,95)
Inde	Choi (2002)	P_m	-7,987 (1,00)	-11,671 (1,00)
		Z	10,179 (1,00)	9,110 (1,00)
		L^*	10,591 (1,00)	8,598 (1,00)
	Pesaran (2003)	$CIPS$	-2,194 (0,71)	-1,890 (0,23)
		$CIPS^*$	-2,194 (0,71)	-1,890 (0,23)

Entre parenthèses les p-valeurs associées aux différentes statistiques

Ces résultats viennent, ainsi, renforcer les conclusions émises dans les sous-chapitres précédents.

Les tests en séries chronologiques et sur données de panel de première et seconde génération permettent d'étudier la stationnarité des tailles des villes chinoises et indiennes. Dans la plupart des tests, l'hypothèse nulle de non stationnarité n'est pas rejetée, ce qui signifie qu'il n'y a pas de processus de convergence des villes vers une taille optimale. Dans les deux pays, la loi de Gibrat pour les villes ne peut pas être rejetée.

Tandis que pour la Chine, tous les tests (sauf celui de Levin et al., 2002) admettent la présence d'une racine unitaire dans les séries des tailles, pour l'Inde, il est nécessaire de prendre en compte l'existence des interdépendances individuelles, c'est-à-dire le fait que la dynamique démographique d'une ville influence celle d'une autre ville, pour atteindre de façon claire, cette même conclusion.

Ces résultats corroborent ceux de Dimou et al. (2008) pour la Chine et de Sharma (2003) pour l'Inde, bien que l'étude de cette dernière s'appuie sur des tailles urbaines par décennie durant la période 1901-2001, et donc ses résultats ne peuvent pas être comparés avec ceux obtenus ici.

Conclusion

Dans le chapitre 4, on s'est appuyé sur un certain nombre de méthodes statistiques et économétriques pour comparer les dynamiques urbaines en Chine et en Inde, entre 1981 et 2004 et analyser la relation entre la taille et la croissance des villes, dans chacun de ces deux pays.

Les résultats obtenus, bien qu'ils divergent parfois selon la méthode employée, ne permettent pas de rejeter de façon claire la loi de Gibrat pour les villes qui stipule que la croissance urbaine est indépendante de la taille. Néanmoins, lorsque l'on examine les processus de croissance urbaine, par sous-période, un certain nombre d'éléments de différenciation entre les deux pays doivent être mentionnés.

En Chine, les réformes institutionnelles majeures de 1993, avec l'assouplissement du système Hukou et la levée des restrictions migratoires pour les travailleurs, ont modifié la nature de la croissance urbaine. Durant la période précédant les réformes, on peut privilégier l'hypothèse d'une convergence relative des tailles des villes. Par contre, après les réformes, la croissance urbaine épouse les traits d'un processus de croissance aléatoire.

La croissance indienne est plus difficile à caractériser, bien que là aussi on ne puisse pas réfuter la loi de Gibrat pour les villes, sur l'ensemble de la période considérée. Les politiques successives menées en Inde à partir de 1991 en faveur de la libéralisation et de l'internationalisation de l'économie, n'ont pas fondamentalement influencé l'évolution des hiérarchies urbaines. Ces dernières semblent plutôt déterminées par la stabilité de la démographie et des comportements migratoires indiens.

On ne peut donc pas apporter la même conclusion quant aux impacts des changements institutionnels sur la croissance urbaine des deux pays. On peut cependant affirmer que seule une action institutionnelle forte

permet d'enregistrer un processus de convergence des tailles urbaines, comme ce fut le cas en Chine, dans la période précédant 1993.

A partir de ces résultats, il est clair que l'on n'enregistre pas de processus de convergence ni en Chine ni en Inde et que la loi de Gibrat pour les villes ne peut pas être réfutée. Dans ce contexte, les théories de la croissance aléatoire semblent les plus appropriées pour interpréter les dynamiques des hiérarchies urbaines des deux pays.

Annexes du chapitre 4

Annexe 4.1. Codes Matlab pour l'estimation des densités de Kernel et les régressions non paramétriques

```
function [X1D,Z2D,Z1D] = graph3kernel(S,Tx)
```

```
% Construit 3 graphiques des densités de Kernel :
```

```
% 1- Densité de Kernel simple de S
```

```
% 2- Densités doubles jointes de S et Tx
```

```
% 3- Densités doubles conditionnelles de Tx sachant S
```

```
% Construit la régression non paramétrique de Kernel et le nuage de points
```

```
% S : taille des villes en logarithme
```

```
% Tx : Taux de croissance des villes en logarithme
```

```
% X1D : vecteur des densités de S
```

```
% Z2D : vecteur des densités jointes de S et Tx
```

```
% Z1D : vecteur des densités conditionnelles de Tx sachant S
```

```
n = size(S,1);
```

```
% Construction de la grille
```

```
[X_gr,Y_gr] = meshgrid(5:0.05:8.5, -3:0.05:3);
```

```
i_max = size(X_gr,1);
```

```
j_max = size(X_gr,2);
```

```
% Calcul de fenêtre selon Silverman
```

```
sX = std(S);
```

```
q25 = prctile(S,25);
```

```
q75 = prctile(S,75);
```

```

bdwX = 0.9*min(sX,(q75-q25)/1.349)*n^-0.2;
sY = std(Tx);
q25 = prctile(Tx,25);
q75 = prctile(Tx,75);
bdwY = 0.9*min(sY,(q75-q25)/1.349)*n^-0.2;

% Calcul de la densité de Kernel pour X
X1D = zeros(1,j_max);
for j = 1:j_max
    Somme = 0;
    for k = 1:n
        abs = (X_gr(1,j)-S(k))/bdwX;
        Somme = Somme+exp((-0.5)*(abs^2));
    end
    X1D(1,j) = Somme/(n*bdwX*sqrt(2*pi));
end
%figure
%plot(X_gr(1,:),X1D(1,:))

% Calcul de la densité Kernel jointe (X,Y)
Z2D = zeros(i_max,j_max);
for i = 1:i_max
    for j = 1:j_max
        Somme = 0;
        for k = 1:n
            abs = (X_gr(i,j)-S(k))/bdwX;
            ord = (Y_gr(i,j)-Tx(k))/bdwY;
            Somme = Somme+exp((-0.5)*(abs^2+ord^2));
        end
        Z2D(i,j) = Somme/(n*bdwX*bdwY*2*pi);
    end
end
end
figure
mesh(X_gr,Y_gr,Z2D)
xlabel('Taille des villes(en logarithme)');
ylabel('Taux de croissance(en logarithme)');
zlabel('Densité');

```

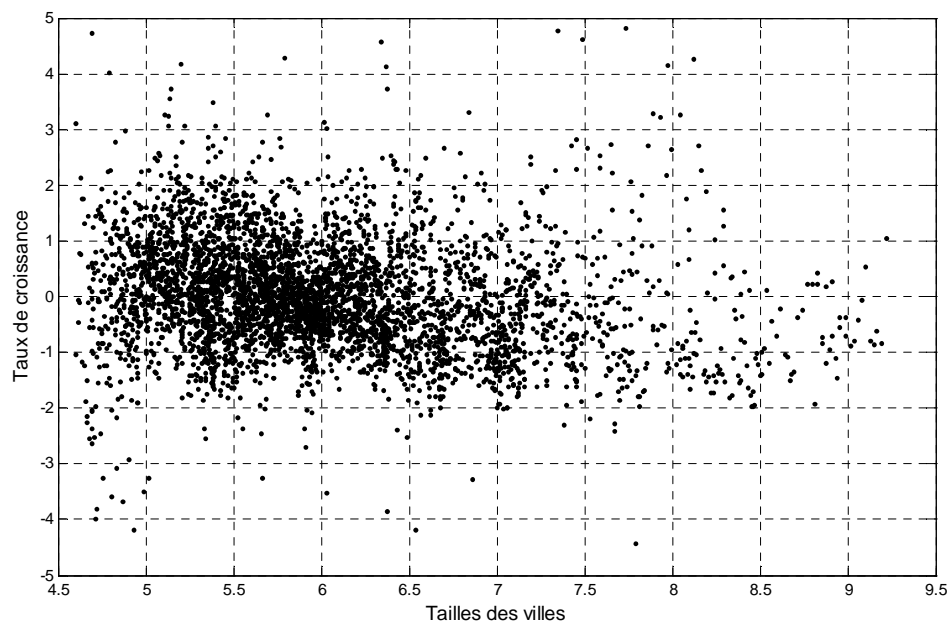
```
% Calcul des densité conditionnelle de Y/X = densité jointe / densité de X
Z1D = zeros(i_max,j_max);
for i = 1:i_max
    for j = 1:j_max
        Z1D(i,j) = Z2D(i,j)/X1D(1,j);
    end
end
figure
mesh(X_gr,Y_gr,Z1D)
xlabel('Taille des villes(en logarithme)');
ylabel('Taux de croissance(en logarithme)');
zlabel('Densité');

%Graphique des lignes de niveaux
figure
[u,v] = contour(X_gr,Y_gr,Z1D,[0.2 0.4 0.6 0.8 1 1.2]);
clabel(u,v);
grid;
axis([5 8.5 -3 3]);
xlabel('Taille des villes (en logarithme)');
ylabel('Taux de croissance (en logarithme)');

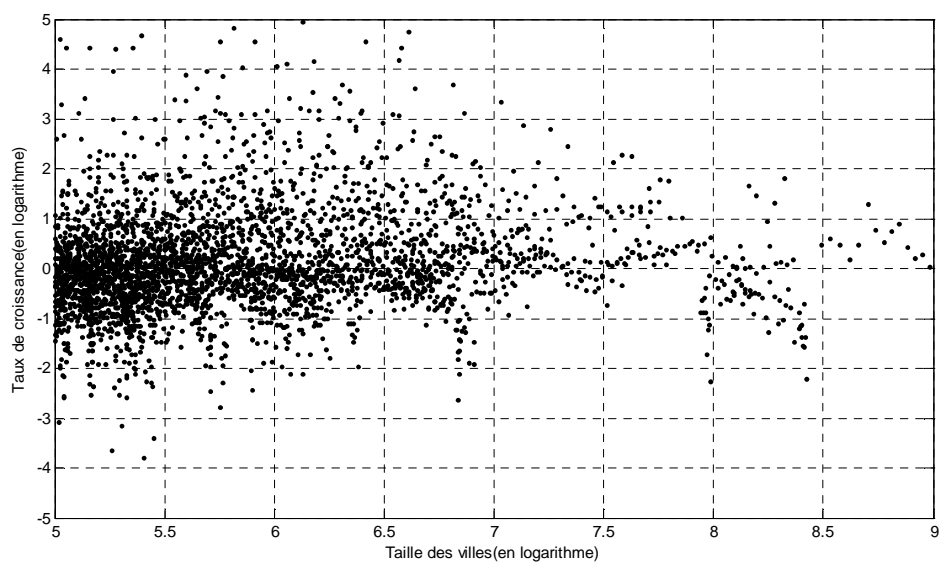
% Régression kernel : utilisation de la toolbox Bounds
% de A. Beresteanu et C. Manski
x_eval = (5:0.1:8.5);
y_eval = 1;
ix_max = size(x_eval,2);
y_eval = kern('Tx,S,bdwX,x_eval','gau');
figure;
plot(x_eval,y_eval);
axis([5 7.5 -3 3]);
xlabel('Taille des villes(en logarithme)');
ylabel('Taux de croissance(en logarithme)');

%Nuage de points
figure, plot(S,Tx,'k. ');
axis([5 7.5 -3 3]);
xlabel('Taille des villes(en logarithme)');
ylabel('Taux de croissance(en logarithme)')
```

Annexe 4.2. Nuage de points de la taille et du taux de croissance des villes chinoises



Annexe 4.3. Nuage de points de la taille et du taux de croissance des villes indiennes



Annexe 4.4. Codes Matlab pour les calculs des chaînes de Markov

```
function [N,P,Ps,W,M,ind_P,ind_B] = matmark(D)

% matmark calcule la matrice de transition d'un processus de Markov,
% matrice limite, matrice des temps moyens de premier passage
% D = matrice (N,T) de données de panel
% B = vecteur (1,p) des bornes considérées
% N = matrice tq N(ij) = nb ville tq [S(t+1)=j | S(t)=i]
% P = matrice de transition annuelle
%   P(ij) = proba [S(t+1)=j | S(t)=i]
%   P(ij) = [nb villes i(t) -> j(t+1), qqst t] / [nb total villes en i]
% Ps = matrice des écart-type des termes de la matrice P
%   Ps(ij) = racine [P(ij)*(1-P(ij))/Ni]
% W = matrice limite de P (lim(P^n) qd n->inf), distribution stationnaire
% M = matrice des temps moyens de premier passage
% ind_P = indice de Prais (indice de mobilité en convergence)
% ind_B = indice de Bartholomey (indice de mobilité à l'équilibre)

[n,t] = size(D);
B = [0 0.3 0.5 1 2]; % vecteur des bornes des classes considérées
nbclass = size(B,2);
N = zeros(nbclass,nbclass);
P = zeros(nbclass,nbclass);

% Etape 1 : normalisation de la matrice des données
%   S(ij) <- S(ij) / moyenne annuelle

moy = mean(D,1);
for j = 1:t
    for i = 1:n
        Dnorm(i,j) = D(i,j)/moy(j);
    end
end
end
```


% Etape 2 : discrétisation de la matrice des données

% S(ij) <- n° classe contenant S(ij)

for j = 1:t

 for i = 1:n

 for k = 1:nbclass

 if Dnorm(i,j)>B(k)

 Ddiscr(i,j) = k;

 end

 end

 end

end

% Etape 3 : calcul des nbville(ij) et nbville(i)

% ville(ij) = 1 si S(t)=i et S(t+1)=j

% 0 sinon

% nbville(i) = somme_j ville(ij)

Sville = 0;

for mi = 1:nbclass

 for i = 1:n

 for j = 1:t-1

 if Ddiscr(i,j) = mi

 Sville = Sville+1;

 N(mi,Ddiscr(i,j+1)) = N(mi,Ddiscr(i,j+1))+1;

 end

 end

 end

for mj = 1:5

 if Sville>0

 P(mi,mj) = N(mi,mj)/Sville;

 Ps(mi,mj) = sqrt(P(mi,mj)*(1-P(mi,mj))/Sville);

 end

end

Sville = 0;

end

% Etape 4 : calcul de la matrice limite W (distribution stationnaire)

% vecteur propre associé à la valeur 1 (ie $wP=w$)

% et tq somme des valeurs = 1

```
[VectProp,ValProp] = eig(P')
```

```
diff = abs(ValProp(1,1)-1);
```

```
val1 = 1;
```

```
for k = 2:nbclass
```

```
    if diff>abs(ValProp(k,k)-1);
```

```
        diff = abs(ValProp(k,k)-1);
```

```
        val1 = k;
```

```
    end
```

```
end
```

```
vectW = VectProp(:,val1)./sum(VectProp(:,val1));
```

```
for k = 1:nbclass
```

```
    W(k,:) = vectW;
```

```
end
```

% Etape 5 : calcul de la matrice des temps moyens de premier passage

```
% Z = inverse(I-P+W)
```

```
% M(ij) = [ Z(jj) - Z(ij) ] / w(j)
```

```
Z = inv(eye(nbclass)-P+W);
```

```
for i = 1:nbclass
```

```
    for j = 1:nbclass
```

```
        M(i,j) = (Z(j,j)-Z(i,j))/vectW(j);
```

```
    end
```

```
end
```

% Etape 6 : Indice de mobilité

```
% ind_P = Nb_cl * trace(P) / (Nb_cl - 1)
```

```
% ind_B = Somme [(Wi) * (P(ij)*|i-j|)] sur i et j
```

```
ind_P = (nbclass-trace(P))/(nbclass-1);
```

```
ind_B = 0;
```

```
for i = 1:nbclass
```

```
    for j = 1:nbclass
```

```
        ind_B = ind_B + W(i,i)*P(i,j)*abs(j-i);
```

```
    end
```

```
end
```

Annexe 4.5. Résultats des tests de racine unitaires ADF sur les villes chinoises et les villes indiennes.

Villes chinoises par taille croissante	ADF modèle3					ADF modèle2					ADF modèle1				
	t_stat	CV 1%	CV 5%	CV10%	p_val	t_stat	CV 1%	CV 5%	CV10%	p_val	t_stat	CV 1%	CV 5%	CV10%	p_val
1 shanghai	0,327	-4,515	-3,655	-3,269	0,99	2,189	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	9,169	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
2 beijing	-0,955	-4,526	-3,673	-3,273	0,93	1,617	-3,844	-3,041	-2,656	0,99	1,518	-2,702	-1,956	-1,600	0,97
3 tianjin	-3,800	-4,574	-3,691	-3,289	0,04	1,340	-3,925	-3,068	-2,672	0,99	1,379	-2,703	-1,956	-1,608	0,95
4 shenyang	-2,496	-4,526	-3,673	-3,273	0,33	0,474	-3,793	-3,007	-2,645	0,98	6,170	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
5 wuhan	-2,370	-4,526	-3,673	-3,273	0,38	1,420	-3,844	-3,041	-2,656	0,99	1,940	-2,702	-1,956	-1,600	0,99
6 guangzhou	-0,809	-4,678	-3,727	-3,303	0,94	1,802	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	6,122	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
7 haerbin	-2,232	-4,526	-3,673	-3,273	0,45	1,370	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	1,675	-2,702	-1,956	-1,600	0,97
8 chongqing	1,222	-4,515	-3,655	-3,269	0,99	3,338	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	4,179	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
9 nanjing	4,220	-4,574	-3,691	-3,289	0,99	2,467	-3,925	-3,068	-2,672	0,99	-0,253	-2,703	-1,956	-1,608	0,58
10 xian	3,192	-4,526	-3,673	-3,273	0,99	3,804	-3,844	-3,041	-2,656	0,99	-0,359	-2,686	-1,952	-1,604	0,54
11 chengdu	0,249	-4,526	-3,673	-3,273	0,99	4,098	-3,844	-3,041	-2,656	0,99	1,485	-2,686	-1,952	-1,604	0,96
12 changchun	-0,122	-4,738	-3,758	-3,327	0,99	3,600	-3,952	-3,087	-2,685	0,99	0,777	-2,703	-1,956	-1,608	0,87
13 taiyuan	-2,329	-4,515	-3,655	-3,269	0,40	-0,008	-3,793	-3,007	-2,645	0,95	6,668	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
14 dalian	-1,591	-4,515	-3,655	-3,269	0,76	0,536	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	3,453	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
15 lanzhou	-1,266	-4,515	-3,655	-3,269	0,87	0,417	-3,793	-3,007	-2,645	0,98	5,152	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
16 qingdao	-2,284	-4,526	-3,673	-3,273	0,42	0,642	-3,844	-3,041	-2,656	0,99	1,262	-2,702	-1,956	-1,600	0,94
17 jinan	-1,520	-4,526	-3,673	-3,273	0,79	3,560	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	1,412	-2,702	-1,956	-1,600	0,96
18 anshan	1,947	-4,515	-3,655	-3,269	0,99	4,253	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	1,415	-2,702	-1,956	-1,600	0,96
19 fushun	0,919	-4,515	-3,655	-3,269	0,99	3,256	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	4,808	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
20 hangzhou	1,253	-4,526	-3,673	-3,273	0,99	3,364	-3,844	-3,041	-2,656	0,99	7,855	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
21 zhengzhou	0,117	-4,515	-3,655	-3,269	0,99	2,325	-3,844	-3,041	-2,656	0,99	8,236	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
22 qiqihaer	0,049	-4,515	-3,655	-3,269	0,99	1,568	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	11,059	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
23 kunming	1,128	-4,738	-3,758	-3,327	0,99	4,719	-3,952	-3,087	-2,685	0,99	7,985	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
24 wulumuqi	-0,808	-4,515	-3,655	-3,269	0,95	1,408	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	5,328	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
25 tangshan	-0,210	-4,515	-3,655	-3,269	0,99	1,402	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	5,579	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
26 changsha	-3,725	-4,574	-3,691	-3,289	0,05	1,967	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	1,863	-2,702	-1,956	-1,600	0,98
27 shijiazhuang	-1,811	-4,526	-3,673	-3,273	0,66	1,681	-3,844	-3,041	-2,656	0,99	1,461	-2,702	-1,956	-1,600	0,96
28 jilin	-3,376	-4,574	-3,691	-3,289	0,09	2,622	-3,952	-3,087	-2,685	0,99	3,641	-2,703	-1,956	-1,608	0,99
29 nanchang	-0,319	-4,526	-3,673	-3,273	0,99	2,250	-3,844	-3,041	-2,656	0,99	1,015	-2,702	-1,956	-1,600	0,91
30 guiyang	-1,163	-4,515	-3,655	-3,269	0,89	0,431	-3,793	-3,007	-2,645	0,98	6,448	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
31 baotou	-0,137	-4,515	-3,655	-3,269	0,99	1,305	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	5,901	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
32 zibo	-1,563	-4,526	-3,673	-3,273	0,77	0,283	-3,844	-3,041	-2,656	0,97	2,209	-2,702	-1,956	-1,600	0,99
33 yichunhij	0,550	-4,526	-3,673	-3,273	0,99	3,607	-3,844	-3,041	-2,656	0,99	9,445	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
34 fuzhoufj	-0,551	-4,515	-3,655	-3,269	0,97	3,005	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	6,811	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
35 handan	-0,291	-4,515	-3,655	-3,269	0,99	2,590	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	6,803	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
36 xuzhou	-0,876	-4,515	-3,655	-3,269	0,94	1,914	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	6,891	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
37 wuxi	-0,997	-4,515	-3,655	-3,269	0,92	3,382	-3,877	-3,044	-2,664	0,99	6,562	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
38 datong	-0,503	-4,515	-3,655	-3,269	0,98	1,764	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	6,178	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
39 benxi	-0,556	-4,515	-3,655	-3,269	0,97	2,030	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	8,069	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
40 jixi	-0,868	-4,515	-3,655	-3,269	0,94	1,900	-3,844	-3,041	-2,656	0,99	10,133	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
41 luoyang	0,363	-4,515	-3,655	-3,269	0,99	2,346	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	9,545	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
42 suzhoujs	-0,817	-4,515	-3,655	-3,269	0,95	1,056	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	4,916	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
43 huainan	0,154	-4,515	-3,655	-3,269	0,99	1,761	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	5,710	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
44 hefei	-0,638	-4,526	-3,673	-3,273	0,97	2,092	-3,844	-3,041	-2,656	0,99	1,267	-2,702	-1,956	-1,600	0,94
45 daqing	0,196	-4,515	-3,655	-3,269	0,99	2,032	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	6,509	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
46 nanning	-2,640	-4,574	-3,691	-3,289	0,27	1,906	-3,844	-3,041	-2,656	0,99	6,874	-2,676	-1,942	-1,598	0,99

47	fuxin	-1,139	-4,515	-3,655	-3,269	0,90	0,995	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	4,811	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
48	huhehaote	-0,962	-4,515	-3,655	-3,269	0,93	1,104	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	5,045	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
49	liuzhou	-2,295	-4,515	-3,655	-3,269	0,42	-0,402	-3,793	-3,007	-2,645	0,89	10,570	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
50	mudanjiang	-2,297	-4,515	-3,655	-3,269	0,42	-0,346	-3,793	-3,007	-2,645	0,90	5,748	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
51	zhangjiakou	-2,158	-4,515	-3,655	-3,269	0,49	-0,230	-3,793	-3,007	-2,645	0,92	6,888	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
52	shantou	-2,089	-4,515	-3,655	-3,269	0,52	-0,134	-3,793	-3,007	-2,645	0,93	6,170	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
53	xining	-2,872	-4,515	-3,655	-3,269	0,19	0,083	-3,793	-3,007	-2,645	0,96	5,294	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
54	hegang	-1,211	-4,515	-3,655	-3,269	0,88	1,087	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	6,942	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
55	dandong	-3,152	-4,738	-3,758	-3,327	0,13	0,638	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	6,215	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
56	kaifeng	-2,575	-4,526	-3,673	-3,273	0,30	1,080	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	6,446	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
57	changzhou	-3,754	-4,574	-3,691	-3,289	0,05	1,226	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	6,831	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
58	liaoyang	-1,430	-4,515	-3,655	-3,269	0,82	0,615	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	5,182	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
59	ningbo	-3,411	-4,574	-3,691	-3,289	0,08	1,792	-3,844	-3,041	-2,656	0,99	2,340	-2,702	-1,956	-1,600	0,99
60	jiamusi	0,804	-4,526	-3,673	-3,273	0,99	2,979	-3,844	-3,041	-2,656	0,99	1,199	-2,686	-1,952	-1,604	0,94
61	baoding	0,302	-4,515	-3,655	-3,269	0,99	1,758	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	7,137	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
62	hengyang	0,030	-4,515	-3,655	-3,269	0,99	1,362	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	8,353	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
63	jinzhoun	0,140	-4,515	-3,655	-3,269	0,99	2,222	-3,844	-3,041	-2,656	0,99	7,991	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
64	xinxiang	0,317	-4,515	-3,655	-3,269	0,99	1,910	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	8,841	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
65	bangbu	-0,271	-4,526	-3,673	-3,273	0,99	2,217	-3,844	-3,041	-2,656	0,99	7,903	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
66	wuhu	-0,733	-4,526	-3,673	-3,273	0,96	2,006	-3,844	-3,041	-2,656	0,99	7,557	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
67	huangshi	-0,746	-4,515	-3,655	-3,269	0,96	1,190	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	8,165	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
68	xiangtan	-4,001	-4,738	-3,758	-3,327	0,04	1,460	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	8,414	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
69	wenzhou	-3,255	-4,618	-3,717	-3,300	0,11	1,076	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	8,461	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
70	panzhihua	-4,898	-4,738	-3,758	-3,327	0,01	0,598	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	7,176	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
71	yingkou	-1,845	-4,515	-3,655	-3,269	0,65	0,282	-3,793	-3,007	-2,645	0,97	7,383	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
72	zigong	-4,326	-4,618	-3,717	-3,300	0,02	0,395	-3,793	-3,007	-2,645	0,98	7,376	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
73	anyang	-3,829	-4,574	-3,691	-3,289	0,04	0,446	-3,793	-3,007	-2,645	0,98	7,534	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
74	shuangyashan	-4,333	-4,738	-3,758	-3,327	0,02	0,281	-3,793	-3,007	-2,645	0,97	7,687	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
75	pingdingshan	-4,761	-4,678	-3,727	-3,303	0,01	0,347	-3,793	-3,007	-2,645	0,98	7,245	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
76	zhuzhou	-4,623	-4,738	-3,758	-3,327	0,01	0,666	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	8,131	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
77	pingxiangjx	-1,605	-4,515	-3,655	-3,269	0,76	0,816	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	8,115	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
78	xiamen	-2,236	-4,515	-3,655	-3,269	0,45	0,594	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	8,600	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
79	yakeshi	-1,612	-4,515	-3,655	-3,269	0,75	0,641	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	9,601	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
80	jiaozuo	-4,149	-4,738	-3,758	-3,327	0,03	1,600	-3,844	-3,041	-2,656	0,99	9,496	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
81	zhenjiang	-2,171	-4,515	-3,655	-3,269	0,48	0,509	-3,793	-3,007	-2,645	0,98	8,470	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
82	liaoyuan	-1,979	-4,515	-3,655	-3,269	0,58	0,666	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	8,015	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
83	liupanshui	-1,609	-4,515	-3,655	-3,269	0,75	0,667	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	8,473	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
84	yichang	-1,738	-4,515	-3,655	-3,269	0,70	0,525	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	10,480	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
85	guilin	-1,929	-4,515	-3,655	-3,269	0,60	1,578	-3,844	-3,041	-2,656	0,99	10,108	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
86	tieling	-1,511	-4,515	-3,655	-3,269	0,79	1,020	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	9,752	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
87	zhanjiang	-1,193	-4,515	-3,655	-3,269	0,89	1,427	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	10,030	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
88	yantai	-0,450	-4,515	-3,655	-3,269	0,98	2,053	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	11,725	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
89	nantong	-1,245	-4,526	-3,673	-3,273	0,87	1,396	-3,844	-3,041	-2,656	0,99	4,559	-2,702	-1,956	-1,600	0,99
90	weifang	-1,470	-4,526	-3,673	-3,273	0,81	1,477	-3,844	-3,041	-2,656	0,99	3,080	-2,702	-1,956	-1,600	0,99
91	leshan	-2,895	-4,526	-3,673	-3,273	0,19	1,984	-3,900	-3,044	-2,660	0,99	2,005	-2,702	-1,956	-1,600	0,99
92	jingdezhen	-1,426	-4,515	-3,655	-3,269	0,82	0,636	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	11,737	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
93	xiangfan	-0,984	-4,515	-3,655	-3,269	0,93	1,511	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	15,500	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
94	qinghuangdao	-0,814	-4,515	-3,655	-3,269	0,95	1,835	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	14,825	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
95	yangquan	-2,441	-4,618	-3,717	-3,300	0,35	0,987	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	8,929	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
96	yangzhou	-4,851	-4,678	-3,727	-3,303	0,01	0,932	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	9,199	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
97	shaoguan	-1,579	-4,515	-3,655	-3,269	0,77	0,885	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	8,557	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
98	tonghua	-1,623	-4,515	-3,655	-3,269	0,75	0,910	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	7,742	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
99	baoji	-0,185	-4,526	-3,673	-3,273	0,99	1,884	-3,844	-3,041	-2,656	0,99	13,622	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
100	lianyungang	0,589	-4,515	-3,655	-3,269	0,99	1,648	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	13,511	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
101	siping	-0,276	-4,515	-3,655	-3,269	0,99	1,302	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	11,567	-2,676	-1,942	-1,598	0,99

102	xianyang	-2,649	-4,526	-3,673	-3,273	0,27	0,608	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	12,813	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
103	huaibei	-4,195	-4,526	-3,673	-3,273	0,02	0,778	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	10,249	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
104	chifeng	-2,504	-4,515	-3,655	-3,269	0,32	0,634	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	9,150	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
105	zaozhuang	-2,967	-4,526	-3,673	-3,273	0,17	0,946	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	7,460	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
106	changzhi	-2,581	-4,515	-3,655	-3,269	0,29	0,495	-3,793	-3,007	-2,645	0,98	5,999	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
107	chaozhou	-2,087	-4,515	-3,655	-3,269	0,52	0,590	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	6,541	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
108	yinchuan	-1,487	-4,515	-3,655	-3,269	0,80	0,917	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	7,656	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
109	xingtai	-2,341	-4,526	-3,673	-3,273	0,40	0,701	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	7,797	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
110	maanshan	-2,658	-4,526	-3,673	-3,273	0,26	1,044	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	8,819	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
111	yancheng	-3,218	-4,526	-3,673	-3,273	0,11	0,487	-3,793	-3,007	-2,645	0,98	8,174	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
112	changshu	-4,392	-4,526	-3,673	-3,273	0,02	-0,213	-3,877	-3,044	-2,664	0,92	3,216	-2,686	-1,952	-1,604	0,99
113	jiujiang	-3,932	-4,526	-3,673	-3,273	0,03	-0,107	-3,844	-3,041	-2,656	0,94	2,166	-2,702	-1,956	-1,600	0,99
114	tongchuan	-2,516	-4,526	-3,673	-3,273	0,32	0,064	-3,793	-3,007	-2,645	0,96	8,110	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
115	zunyi	-3,918	-4,618	-3,717	-3,300	0,04	0,286	-3,793	-3,007	-2,645	0,97	9,473	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
116	foshan	-3,634	-4,574	-3,691	-3,289	0,06	0,308	-3,793	-3,007	-2,645	0,97	9,170	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
117	yueyang	-1,709	-4,515	-3,655	-3,269	0,71	0,362	-3,793	-3,007	-2,645	0,98	8,627	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
118	luzhou	-2,944	-4,574	-3,691	-3,289	0,18	0,669	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	9,902	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
119	wuhai	-2,956	-4,574	-3,691	-3,289	0,17	0,749	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	9,125	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
120	chengde	-3,065	-4,574	-3,691	-3,289	0,15	-0,007	-3,793	-3,007	-2,645	0,95	10,205	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
121	mianyang	-3,252	-4,574	-3,691	-3,289	0,11	0,111	-3,793	-3,007	-2,645	0,96	8,772	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
122	yibin	-1,867	-4,515	-3,655	-3,269	0,64	-0,533	-3,793	-3,007	-2,645	0,87	7,640	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
123	jingmen	-1,866	-4,515	-3,655	-3,269	0,64	-1,067	-3,793	-3,007	-2,645	0,71	2,730	-2,702	-1,956	-1,600	0,99
124	shaoyang	-2,033	-4,515	-3,655	-3,269	0,55	-0,817	-3,793	-3,007	-2,645	0,79	8,542	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
125	zhongshan	-2,007	-4,515	-3,655	-3,269	0,56	-0,713	-3,793	-3,007	-2,645	0,82	9,018	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
126	anqing	-3,101	-4,515	-3,655	-3,269	0,14	-0,401	-3,793	-3,007	-2,645	0,89	8,405	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
127	jiningsd	-3,309	-4,515	-3,655	-3,269	0,10	-0,634	-3,793	-3,007	-2,645	0,84	9,577	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
128	shiyang	-2,879	-4,515	-3,655	-3,269	0,19	-0,403	-3,793	-3,007	-2,645	0,89	10,509	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
129	shizuishan	-3,532	-4,515	-3,655	-3,269	0,07	-0,007	-3,844	-3,041	-2,656	0,95	6,017	-2,702	-1,956	-1,600	0,99
130	haikou	-2,654	-4,515	-3,655	-3,269	0,26	-0,165	-3,793	-3,007	-2,645	0,93	9,500	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
131	beian	-2,976	-4,515	-3,655	-3,269	0,16	-0,228	-3,793	-3,007	-2,645	0,92	9,560	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
132	suihua	-2,760	-4,515	-3,655	-3,269	0,23	-0,565	-3,793	-3,007	-2,645	0,86	13,030	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
133	ezhou	-1,947	-4,515	-3,655	-3,269	0,60	-0,352	-3,793	-3,007	-2,645	0,90	14,537	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
134	taian	-2,001	-4,515	-3,655	-3,269	0,57	-0,317	-3,793	-3,007	-2,645	0,91	13,613	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
135	baicheng	-3,732	-4,526	-3,673	-3,273	0,05	0,896	-3,925	-3,068	-2,672	0,99	3,562	-2,722	-1,972	-1,613	0,99
136	cangzhou	-2,607	-4,515	-3,655	-3,269	0,28	-0,026	-3,793	-3,007	-2,645	0,95	9,669	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
137	wuzhou	-2,546	-4,515	-3,655	-3,269	0,31	-0,278	-3,793	-3,007	-2,645	0,91	11,395	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
138	gejiu	-2,889	-4,515	-3,655	-3,269	0,19	-0,473	-3,793	-3,007	-2,645	0,88	9,340	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
139	ganzhou	-4,030	-4,515	-3,655	-3,269	0,03	-0,727	-3,793	-3,007	-2,645	0,82	5,073	-2,702	-1,956	-1,600	0,99
140	huzhou	-3,445	-4,515	-3,655	-3,269	0,08	0,324	-3,844	-3,041	-2,656	0,98	6,005	-2,702	-1,956	-1,600	0,99
141	tongliao	-3,175	-4,515	-3,655	-3,269	0,12	0,417	-3,844	-3,041	-2,656	0,98	5,891	-2,702	-1,956	-1,600	0,99
142	nanyang	-5,391	-4,738	-3,758	-3,327	0,01	0,444	-3,844	-3,041	-2,656	0,98	5,674	-2,702	-1,956	-1,600	0,99
143	neijiang	-4,455	-4,738	-3,758	-3,327	0,02	0,669	-3,844	-3,041	-2,656	0,99	5,652	-2,702	-1,956	-1,600	0,99
144	linyì	-4,587	-4,678	-3,727	-3,303	0,01	0,602	-3,844	-3,041	-2,656	0,99	5,718	-2,702	-1,956	-1,600	0,99
145	deyang	-3,877	-4,618	-3,717	-3,300	0,04	0,924	-3,844	-3,041	-2,656	0,99	5,922	-2,702	-1,956	-1,600	0,99
146	changde	-2,425	-4,526	-3,673	-3,273	0,36	0,899	-3,844	-3,041	-2,656	0,99	5,805	-2,702	-1,956	-1,600	0,99
147	tongling	-2,310	-4,526	-3,673	-3,273	0,41	0,442	-3,844	-3,041	-2,656	0,98	4,871	-2,702	-1,956	-1,600	0,99
148	yuci	-2,167	-4,526	-3,673	-3,273	0,48	0,638	-3,844	-3,041	-2,656	0,99	5,153	-2,702	-1,956	-1,600	0,99
149	jiaxing	-4,306	-4,574	-3,691	-3,289	0,02	0,154	-3,844	-3,041	-2,656	0,96	3,650	-2,702	-1,956	-1,600	0,99
150	chaoyangln	-4,476	-4,574	-3,691	-3,289	0,01	-0,051	-3,844	-3,041	-2,656	0,94	3,198	-2,702	-1,956	-1,600	0,99
151	yanji	-3,053	-4,526	-3,673	-3,273	0,15	-0,230	-3,844	-3,041	-2,656	0,92	2,584	-2,702	-1,956	-1,600	0,99
152	kelamayì	-2,223	-4,515	-3,655	-3,269	0,45	-1,245	-3,793	-3,007	-2,645	0,63	8,326	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
153	dongying	-2,230	-4,515	-3,655	-3,269	0,45	-1,314	-3,793	-3,007	-2,645	0,60	8,229	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
154	jiangmen	-2,158	-4,574	-3,691	-3,289	0,49	-1,117	-3,877	-3,044	-2,664	0,69	3,218	-2,702	-1,956	-1,600	0,99
155	xinyang	-2,527	-4,574	-3,691	-3,289	0,32	-1,345	-3,793	-3,007	-2,645	0,59	3,184	-2,702	-1,956	-1,600	0,99
156	qitaihe	-2,557	-4,574	-3,691	-3,289	0,30	-0,677	-3,844	-3,041	-2,656	0,83	4,090	-2,702	-1,956	-1,600	0,99

157	xuchang	-2,490	-4,515	-3,655	-3,269	0,33	-0,832	-3,844	-3,041	-2,656	0,79	4,997	-2,702	-1,956	-1,600	0,99
158	hebi	-1,947	-4,515	-3,655	-3,269	0,60	-1,375	-3,793	-3,007	-2,645	0,57	4,007	-2,702	-1,956	-1,600	0,99
159	zhangzhou	-1,877	-4,515	-3,655	-3,269	0,63	-1,283	-3,793	-3,007	-2,645	0,62	3,835	-2,702	-1,956	-1,600	0,99
160	meixian	-2,170	-4,526	-3,673	-3,273	0,48	0,066	-3,844	-3,041	-2,656	0,96	3,557	-2,702	-1,956	-1,600	0,99
161	dezhou	-1,813	-4,526	-3,673	-3,273	0,66	-0,191	-3,844	-3,041	-2,656	0,93	3,560	-2,702	-1,956	-1,600	0,99
162	nanping	-1,566	-4,526	-3,673	-3,273	0,77	-1,287	-3,793	-3,007	-2,645	0,61	3,846	-2,702	-1,956	-1,600	0,99
163	shenzhen	-1,940	-4,526	-3,673	-3,273	0,60	-0,114	-3,844	-3,041	-2,656	0,94	3,594	-2,702	-1,956	-1,600	0,99
164	linfen	-2,071	-4,526	-3,673	-3,273	0,53	-0,025	-3,844	-3,041	-2,656	0,95	3,582	-2,702	-1,956	-1,600	0,99
165	yiayang	-2,270	-4,574	-3,691	-3,289	0,43	-0,795	-3,877	-3,044	-2,664	0,80	2,200	-2,686	-1,952	-1,604	0,99
166	yining	-2,317	-4,526	-3,673	-3,273	0,41	-0,018	-3,844	-3,041	-2,656	0,95	2,971	-2,702	-1,956	-1,600	0,99
167	quanzhou	-2,660	-4,526	-3,673	-3,273	0,26	-0,826	-3,793	-3,007	-2,645	0,79	9,862	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
168	nanchong	-1,604	-4,515	-3,655	-3,269	0,76	-0,789	-3,793	-3,007	-2,645	0,80	10,458	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
169	hailaer	-1,717	-4,515	-3,655	-3,269	0,71	-0,696	-3,793	-3,007	-2,645	0,83	11,207	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
170	hanzhong	-1,815	-4,515	-3,655	-3,269	0,66	-0,472	-3,793	-3,007	-2,645	0,88	12,667	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
171	shaoxing	-2,016	-4,515	-3,655	-3,269	0,56	-0,323	-3,793	-3,007	-2,645	0,91	11,470	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
172	suizhou	-2,268	-4,515	-3,655	-3,269	0,43	-0,243	-3,793	-3,007	-2,645	0,92	11,331	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
173	xintai	-2,503	-4,515	-3,655	-3,269	0,32	-0,996	-3,793	-3,007	-2,645	0,73	9,140	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
174	sanmin	-3,184	-4,515	-3,655	-3,269	0,12	-1,052	-3,793	-3,007	-2,645	0,71	7,986	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
175	hami	-2,891	-4,515	-3,655	-3,269	0,19	-0,882	-3,793	-3,007	-2,645	0,77	9,080	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
176	jiningnm	-2,625	-4,515	-3,655	-3,269	0,27	-0,629	-3,793	-3,007	-2,645	0,84	13,067	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
177	fuyangah	-2,773	-4,515	-3,655	-3,269	0,22	-0,822	-3,793	-3,007	-2,645	0,79	11,983	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
178	chenzhou	-2,456	-4,515	-3,655	-3,269	0,34	-0,582	-3,793	-3,007	-2,645	0,86	11,773	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
179	kashi	-2,419	-4,515	-3,655	-3,269	0,36	-0,801	-3,793	-3,007	-2,645	0,80	10,133	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
180	zhaoqing	-0,219	-4,618	-3,717	-3,300	0,99	-4,043	-3,900	-3,044	-2,660	0,01	9,868	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
181	akesu	0,986	-4,678	-3,727	-3,303	0,99	-5,464	-3,925	-3,068	-2,672	0,01	11,915	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
182	taizhoujs	-1,766	-4,515	-3,655	-3,269	0,68	-1,402	-3,793	-3,007	-2,645	0,56	8,773	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
183	laiwu	-1,364	-4,515	-3,655	-3,269	0,84	-1,931	-3,793	-3,007	-2,645	0,31	10,756	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
184	jinhua	-1,057	-4,515	-3,655	-3,269	0,91	-1,551	-3,793	-3,007	-2,645	0,49	12,011	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
185	dazhou	-1,466	-4,515	-3,655	-3,269	0,81	-0,693	-3,793	-3,007	-2,645	0,83	10,513	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
186	shangqiu	-1,599	-4,515	-3,655	-3,269	0,76	-1,055	-3,793	-3,007	-2,645	0,71	10,177	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
187	jianjx	-1,199	-4,515	-3,655	-3,269	0,88	-2,050	-3,793	-3,007	-2,645	0,27	4,126	-2,702	-1,956	-1,600	0,99
188	anshun	-4,045	-4,618	-3,717	-3,300	0,03	-1,792	-3,793	-3,007	-2,645	0,37	3,903	-2,702	-1,956	-1,600	0,99
189	xianning	-1,717	-4,574	-3,691	-3,289	0,70	-1,800	-3,877	-3,044	-2,664	0,37	1,746	-2,686	-1,952	-1,604	0,98
190	qujing	-1,341	-4,515	-3,655	-3,269	0,85	-1,875	-3,793	-3,007	-2,645	0,34	7,893	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
191	wulanhaote	-0,726	-4,515	-3,655	-3,269	0,96	-2,807	-3,793	-3,007	-2,645	0,08	8,986	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
192	tianshui	-1,190	-4,515	-3,655	-3,269	0,89	-2,879	-3,793	-3,007	-2,645	0,07	3,143	-2,702	-1,956	-1,600	0,99
193	duyun	-1,029	-4,515	-3,655	-3,269	0,92	-2,794	-3,793	-3,007	-2,645	0,08	3,161	-2,702	-1,956	-1,600	0,99
194	xinyu	-0,434	-4,515	-3,655	-3,269	0,98	-3,340	-3,793	-3,007	-2,645	0,03	2,064	-2,702	-1,956	-1,600	0,99
195	liuan	-0,804	-4,515	-3,655	-3,269	0,95	-3,521	-3,793	-3,007	-2,645	0,02	2,705	-2,702	-1,956	-1,600	0,99
196	kuerte	-0,780	-4,515	-3,655	-3,269	0,95	-3,049	-3,793	-3,007	-2,645	0,05	2,955	-2,702	-1,956	-1,600	0,99
197	beihai	0,259	-4,526	-3,673	-3,273	0,99	-2,372	-3,844	-3,041	-2,656	0,16	1,425	-2,686	-1,952	-1,604	0,96
198	liao Cheng	-0,107	-4,526	-3,673	-3,273	0,99	-1,551	-3,844	-3,041	-2,656	0,49	3,002	-2,702	-1,956	-1,600	0,99
199	suzhouah	-0,123	-4,526	-3,673	-3,273	0,99	-1,425	-3,844	-3,041	-2,656	0,55	2,761	-2,702	-1,956	-1,600	0,99
200	puyang	0,216	-4,526	-3,673	-3,273	0,99	-1,578	-3,844	-3,041	-2,656	0,47	2,756	-2,702	-1,956	-1,600	0,99
201	langfang	-0,977	-4,515	-3,655	-3,269	0,93	-2,622	-3,793	-3,007	-2,645	0,11	3,165	-2,702	-1,956	-1,600	0,99
202	chaohu	-2,073	-4,618	-3,717	-3,300	0,53	-3,022	-3,793	-3,007	-2,645	0,05	2,720	-2,702	-1,956	-1,600	0,99
203	shangrao	-2,753	-4,678	-3,727	-3,303	0,23	-2,734	-3,793	-3,007	-2,645	0,09	2,438	-2,702	-1,956	-1,600	0,99
204	quzhou	-1,105	-4,515	-3,655	-3,269	0,90	-2,072	-3,793	-3,007	-2,645	0,26	2,877	-2,702	-1,956	-1,600	0,99
205	dali	-0,520	-4,515	-3,655	-3,269	0,98	-2,016	-3,793	-3,007	-2,645	0,28	7,368	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
206	heze	-0,282	-4,515	-3,655	-3,269	0,99	-2,087	-3,793	-3,007	-2,645	0,25	2,577	-2,702	-1,956	-1,600	0,99
207	zhalantun	-0,625	-4,515	-3,655	-3,269	0,97	-1,625	-3,793	-3,007	-2,645	0,45	2,753	-2,702	-1,956	-1,600	0,99
208	yulingx	-1,170	-4,574	-3,691	-3,289	0,89	-1,768	-3,877	-3,044	-2,664	0,38	2,072	-2,702	-1,956	-1,600	0,99
209	xiaogan	-0,404	-4,515	-3,655	-3,269	0,98	-1,615	-3,793	-3,007	-2,645	0,46	8,657	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
210	huizhou	-0,746	-4,515	-3,655	-3,269	0,96	-1,699	-3,793	-3,007	-2,645	0,42	6,919	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
211	fuzhoujx	-0,113	-4,526	-3,673	-3,273	0,99	-1,313	-3,844	-3,041	-2,656	0,60	4,244	-2,702	-1,956	-1,600	0,99

212	manzhouli	-0,180	-4,526	-3,673	-3,273	0,99	-1,270	-3,844	-3,041	-2,656	0,62	4,171	-2,702	-1,956	-1,600	0,99
213	maoming	-1,881	-4,574	-3,691	-3,289	0,63	-3,548	-3,952	-3,087	-2,685	0,02	1,552	-2,686	-1,952	-1,604	0,97
214	longyan	-1,965	-4,574	-3,691	-3,289	0,58	-1,264	-3,877	-3,044	-2,664	0,62	1,233	-2,686	-1,952	-1,604	0,94
215	zhoukou	-2,958	-4,515	-3,655	-3,269	0,17	-0,890	-3,793	-3,007	-2,645	0,77	3,626	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
216	chuzhou	-2,192	-4,515	-3,655	-3,269	0,47	-0,738	-3,793	-3,007	-2,645	0,82	3,852	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
217	weinan	-3,331	-4,526	-3,673	-3,273	0,09	0,738	-3,844	-3,041	-2,656	0,99	1,792	-2,702	-1,956	-1,600	0,98
218	xichang	-3,365	-4,526	-3,673	-3,273	0,09	0,544	-3,844	-3,041	-2,656	0,99	2,223	-2,702	-1,956	-1,600	0,99
219	changji	-5,344	-4,618	-3,717	-3,300	0,01	0,156	-3,793	-3,007	-2,645	0,96	4,144	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
220	yongan	0,126	-4,738	-3,758	-3,327	0,99	-1,747	-3,793	-3,007	-2,645	0,39	0,858	-2,676	-1,942	-1,598	0,89

Villes indiennes par taille croissante	ADF modèle3					ADF modèle2					ADF modèle1					
	t_stat	CV 1%	CV 5%	CV10%	p_val	t_stat	CV 1%	CV 5%	CV10%	p_val	t_stat	CV 1%	CV 5%	CV10%	p_val	
1	Mumbai	-2,135	-4,515	-3,655	-3,269	0,50	-0,989	-3,793	-3,007	-2,645	0,74	53,964	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
2	Delhi	-1,702	-4,515	-3,655	-3,269	0,71	-11,489	-3,793	-3,007	-2,645	0,01	0,863	-2,702	-1,956	-1,600	0,89
3	Calcutta	-1,586	-4,526	-3,673	-3,273	0,76	-2,622	-3,844	-3,041	-2,656	0,11	0,059	-2,702	-1,956	-1,600	0,69
4	Chennai	-1,168	-4,526	-3,673	-3,273	0,89	-3,522	-3,844	-3,041	-2,656	0,02	16,338	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
5	Bangalore	-0,996	-4,526	-3,673	-3,273	0,92	0,425	-3,844	-3,041	-2,656	0,98	1,267	-2,702	-1,956	-1,600	0,94
6	Hyderabad	-1,309	-4,515	-3,655	-3,269	0,86	-2,991	-3,844	-3,041	-2,656	0,06	0,507	-2,702	-1,956	-1,600	0,82
7	Ahmadabad	-1,327	-4,515	-3,655	-3,269	0,85	-11,179	-3,793	-3,007	-2,645	0,01	0,840	-2,702	-1,956	-1,600	0,89
8	Kanpur	-1,968	-4,526	-3,673	-3,273	0,58	0,771	-3,844	-3,041	-2,656	0,99	1,467	-2,702	-1,956	-1,600	0,96
9	Nagpur	-1,345	-4,515	-3,655	-3,269	0,85	-9,150	-3,793	-3,007	-2,645	0,01	1,144	-2,702	-1,956	-1,600	0,93
10	Pune	-2,477	-4,526	-3,673	-3,273	0,34	0,313	-3,844	-3,041	-2,656	0,97	1,355	-2,702	-1,956	-1,600	0,95
11	Jaipur	-2,414	-4,526	-3,673	-3,273	0,36	0,354	-3,844	-3,041	-2,656	0,98	1,779	-2,702	-1,956	-1,600	0,98
12	Lucknow	-2,184	-4,515	-3,655	-3,269	0,47	-12,137	-3,793	-3,007	-2,645	0,01	0,689	-2,702	-1,956	-1,600	0,86
13	Madurai	-1,601	-4,526	-3,673	-3,273	0,76	-2,475	-3,844	-3,041	-2,656	0,14	-0,182	-2,702	-1,956	-1,600	0,61
14	Surat	-1,845	-4,515	-3,655	-3,269	0,65	-8,417	-3,793	-3,007	-2,645	0,01	0,777	-2,686	-1,952	-1,604	0,87
15	Patna	-1,825	-4,526	-3,673	-3,273	0,65	0,754	-3,844	-3,041	-2,656	0,99	1,537	-2,702	-1,956	-1,600	0,97
16	Indore	-1,244	-4,515	-3,655	-3,269	0,87	-6,582	-3,793	-3,007	-2,645	0,01	0,930	-2,686	-1,952	-1,604	0,90
17	Haora	-0,835	-4,515	-3,655	-3,269	0,95	-2,951	-3,844	-3,041	-2,656	0,06	0,619	-2,702	-1,956	-1,600	0,84
18	Vadodara	-2,041	-4,574	-3,691	-3,289	0,54	-5,409	-3,877	-3,044	-2,664	0,01	1,095	-2,702	-1,956	-1,600	0,92
19	agra	-2,265	-4,526	-3,673	-3,273	0,43	0,511	-3,844	-3,041	-2,656	0,98	1,399	-2,702	-1,956	-1,600	0,96
20	Varanasi	-1,291	-4,515	-3,655	-3,269	0,86	-4,590	-3,793	-3,007	-2,645	0,01	1,559	-2,702	-1,956	-1,600	0,97
21	Coimbatore	-1,183	-4,526	-3,673	-3,273	0,89	-5,821	-3,844	-3,041	-2,656	0,01	1,229	-2,686	-1,952	-1,604	0,94
22	Bhopal	-1,981	-4,515	-3,655	-3,269	0,58	-11,493	-3,793	-3,007	-2,645	0,01	1,538	-2,746	-1,971	-1,616	0,97
23	Jabalpur	-1,816	-4,526	-3,673	-3,273	0,66	0,963	-3,844	-3,041	-2,656	0,99	1,998	-2,702	-1,956	-1,600	0,99
24	Ludhiana	-2,102	-4,515	-3,655	-3,269	0,52	-11,425	-3,793	-3,007	-2,645	0,01	0,802	-2,702	-1,956	-1,600	0,88
25	Allahabad	-3,242	-4,526	-3,673	-3,273	0,11	0,661	-3,877	-3,044	-2,664	0,99	2,930	-2,686	-1,952	-1,604	0,99
26	Amritsar	-1,485	-4,526	-3,673	-3,273	0,80	3,853	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	1,834	-2,702	-1,956	-1,600	0,98
27	Vishakhapatnam	-1,471	-4,526	-3,673	-3,273	0,81	-1,765	-3,844	-3,041	-2,656	0,39	0,818	-2,702	-1,956	-1,600	0,88
28	Gwalior	-1,217	-4,515	-3,655	-3,269	0,88	-9,933	-3,793	-3,007	-2,645	0,01	0,986	-2,702	-1,956	-1,600	0,91
29	Solapur	-0,909	-4,515	-3,655	-3,269	0,94	3,909	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	1,926	-2,702	-1,956	-1,600	0,98
30	Jodhpur	-1,281	-4,515	-3,655	-3,269	0,86	-6,745	-3,793	-3,007	-2,645	0,01	0,830	-2,686	-1,952	-1,604	0,88
31	Ranchi	-1,625	-4,526	-3,673	-3,273	0,75	3,423	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	1,944	-2,702	-1,956	-1,600	0,99
32	Trivandrum	-1,882	-4,526	-3,673	-3,273	0,63	0,289	-3,844	-3,041	-2,656	0,97	1,388	-2,702	-1,956	-1,600	0,96
33	Vijayawada	-2,119	-4,526	-3,673	-3,273	0,50	-2,708	-3,844	-3,041	-2,656	0,09	0,288	-2,702	-1,956	-1,600	0,76
34	Rajkot	-2,116	-4,526	-3,673	-3,273	0,51	0,426	-3,844	-3,041	-2,656	0,98	1,481	-2,702	-1,956	-1,600	0,96
35	Mysore	-1,728	-4,526	-3,673	-3,273	0,70	0,481	-3,844	-3,041	-2,656	0,98	1,482	-2,702	-1,956	-1,600	0,96
36	Kochi	-1,712	-4,526	-3,673	-3,273	0,71	-2,559	-3,844	-3,041	-2,656	0,12	0,156	-2,702	-1,956	-1,600	0,72
37	Jamshedpur	-1,766	-4,526	-3,673	-3,273	0,68	0,396	-3,844	-3,041	-2,656	0,98	1,383	-2,702	-1,956	-1,600	0,95
38	Meerut	-1,969	-4,515	-3,655	-3,269	0,58	-8,283	-3,793	-3,007	-2,645	0,01	1,087	-2,702	-1,956	-1,600	0,92
39	Jalandhar	-1,974	-4,526	-3,673	-3,273	0,58	0,808	-3,844	-3,041	-2,656	0,99	1,612	-2,702	-1,956	-1,600	0,97
40	Kozhikode	-1,560	-4,526	-3,673	-3,273	0,77	-2,180	-3,844	-3,041	-2,656	0,22	0,627	-2,702	-1,956	-1,600	0,84
41	Hubli-Dharwar	-2,143	-4,526	-3,673	-3,273	0,49	-2,923	-3,844	-3,041	-2,656	0,06	0,291	-2,702	-1,956	-1,600	0,76

42	Bareilly	-1,439	-4,515	-3,655	-3,269	0,82	-8,463	-3,793	-3,007	-2,645	0,01	1,077	-2,702	-1,956	-1,600	0,92
43	Ajmer	-0,638	-4,515	-3,655	-3,269	0,97	4,644	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	1,204	-2,686	-1,952	-1,604	0,94
44	Guntur	-1,732	-4,526	-3,673	-3,273	0,70	-2,527	-3,844	-3,041	-2,656	0,13	0,305	-2,702	-1,956	-1,600	0,76
45	Salem	-1,018	-4,515	-3,655	-3,269	0,92	0,632	-3,844	-3,041	-2,656	0,99	1,568	-2,702	-1,956	-1,600	0,97
46	Tiruchchirappalli	-2,180	-4,526	-3,673	-3,273	0,47	-0,160	-3,844	-3,041	-2,656	0,93	1,361	-2,702	-1,956	-1,600	0,95
47	Kota	-1,827	-4,515	-3,655	-3,269	0,65	-12,362	-3,793	-3,007	-2,645	0,01	0,723	-2,702	-1,956	-1,600	0,86
48	Kolhapur	-1,218	-4,515	-3,655	-3,269	0,88	0,855	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	43,941	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
49	Raipur	-1,677	-4,526	-3,673	-3,273	0,72	2,114	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	2,284	-2,702	-1,956	-1,600	0,99
50	Warangal	-1,063	-4,515	-3,655	-3,269	0,91	-10,805	-3,793	-3,007	-2,645	0,01	0,232	-2,686	-1,952	-1,604	0,74
51	Moradabad	-2,356	-4,526	-3,673	-3,273	0,39	0,507	-3,844	-3,041	-2,656	0,98	1,422	-2,702	-1,956	-1,600	0,96
52	Faridabad	-2,015	-4,526	-3,673	-3,273	0,56	-1,667	-3,844	-3,041	-2,656	0,43	1,088	-2,702	-1,956	-1,600	0,92
53	Aligarh	-1,603	-4,515	-3,655	-3,269	0,76	-9,492	-3,793	-3,007	-2,645	0,01	1,019	-2,702	-1,956	-1,600	0,91
54	Thana	-14,643	-4,678	-3,727	-3,303	0,01	0,084	-3,952	-3,087	-2,685	0,96	5,426	-2,746	-1,971	-1,616	0,99
55	Bhavnagar	-1,187	-4,515	-3,655	-3,269	0,89	-9,772	-3,793	-3,007	-2,645	0,01	0,770	-2,702	-1,956	-1,600	0,87
56	Durgapur	-1,716	-4,526	-3,673	-3,273	0,71	-2,667	-3,844	-3,041	-2,656	0,10	0,605	-2,702	-1,956	-1,600	0,84
57	Saharanpur	-0,661	-4,526	-3,673	-3,273	0,96	-6,586	-3,844	-3,041	-2,656	0,01	0,569	-2,703	-1,956	-1,608	0,83
58	Aurangabad	-0,190	-4,738	-3,758	-3,327	0,99	-2,693	-3,952	-3,087	-2,685	0,10	4,523	-2,746	-1,971	-1,616	0,99
59	Bhilai	-2,698	-4,526	-3,673	-3,273	0,25	4,526	-3,952	-3,087	-2,685	0,99	1,437	-2,702	-1,956	-1,600	0,96
60	Gorakhpur	-1,665	-4,515	-3,655	-3,269	0,73	-9,352	-3,793	-3,007	-2,645	0,01	0,759	-2,702	-1,956	-1,600	0,87
61	Ujjain	-1,267	-4,515	-3,655	-3,269	0,87	-9,991	-3,793	-3,007	-2,645	0,01	0,722	-2,702	-1,956	-1,600	0,86
62	Jamnagar	-2,145	-4,526	-3,673	-3,273	0,49	0,755	-3,844	-3,041	-2,656	0,99	1,645	-2,702	-1,956	-1,600	0,97
63	Ghaziabad	-3,015	-4,526	-3,673	-3,273	0,16	0,029	-3,844	-3,041	-2,656	0,95	1,398	-2,702	-1,956	-1,600	0,96
64	Belgaum	-0,964	-4,515	-3,655	-3,269	0,93	1,929	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	39,959	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
65	Behala	-1,800	-4,526	-3,673	-3,273	0,67	0,600	-3,844	-3,041	-2,656	0,99	1,471	-2,702	-1,956	-1,600	0,96
66	New Delhi	-1,589	-4,526	-3,673	-3,273	0,76	-2,489	-3,844	-3,041	-2,656	0,14	-0,002	-2,702	-1,956	-1,600	0,67
67	Bhatpara	-1,623	-4,526	-3,673	-3,273	0,75	0,866	-3,844	-3,041	-2,656	0,99	1,494	-2,702	-1,956	-1,600	0,96
68	Cuttack	-1,719	-4,515	-3,655	-3,269	0,71	-10,493	-3,793	-3,007	-2,645	0,01	0,576	-2,686	-1,952	-1,604	0,83
69	Guwahati	-2,723	-4,515	-3,655	-3,269	0,24	-13,414	-3,793	-3,007	-2,645	0,01	1,030	-2,746	-1,971	-1,616	0,92
70	Nashik	-0,324	-4,738	-3,758	-3,327	0,98	-2,467	-3,952	-3,087	-2,685	0,15	6,164	-2,746	-1,971	-1,616	0,99
71	Amravati	-1,904	-4,515	-3,655	-3,269	0,62	-12,585	-3,793	-3,007	-2,645	0,01	0,674	-2,702	-1,956	-1,600	0,85
72	Ulhasnagar	-1,663	-4,515	-3,655	-3,269	0,73	-12,729	-3,793	-3,007	-2,645	0,01	0,774	-2,702	-1,956	-1,600	0,87
73	Gaya	-2,055	-4,526	-3,673	-3,273	0,54	-0,739	-3,844	-3,041	-2,656	0,81	1,244	-2,702	-1,956	-1,600	0,94
74	Bikaner	-2,254	-4,526	-3,673	-3,273	0,44	-12,301	-3,793	-3,007	-2,645	0,01	0,415	-2,702	-1,956	-1,600	0,79
75	Malegaon	-1,932	-4,526	-3,673	-3,273	0,60	-2,713	-3,844	-3,041	-2,656	0,09	0,416	-2,702	-1,956	-1,600	0,80
76	Kamarhati	-0,753	-4,515	-3,655	-3,269	0,95	3,275	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	2,062	-2,702	-1,956	-1,600	0,99
77	Nellore	-1,250	-4,515	-3,655	-3,269	0,87	-10,786	-3,793	-3,007	-2,645	0,01	0,818	-2,702	-1,956	-1,600	0,88
78	Jhansi	-3,185	-4,515	-3,655	-3,269	0,12	-1,755	-3,844	-3,041	-2,656	0,39	19,040	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
79	Udaipur	-1,334	-4,515	-3,655	-3,269	0,85	-9,053	-3,793	-3,007	-2,645	0,01	0,694	-2,686	-1,952	-1,604	0,86
80	South Dum Dum	-1,968	-4,526	-3,673	-3,273	0,58	-0,226	-3,844	-3,041	-2,656	0,92	1,340	-2,702	-1,956	-1,600	0,95
81	Kakinada	-1,684	-4,526	-3,673	-3,273	0,72	-2,516	-3,844	-3,041	-2,656	0,13	0,231	-2,702	-1,956	-1,600	0,74
82	Akola	-2,035	-4,526	-3,673	-3,273	0,55	-2,810	-3,844	-3,041	-2,656	0,08	0,406	-2,702	-1,956	-1,600	0,79
83	Bhagalpur	-1,902	-4,526	-3,673	-3,273	0,62	0,690	-3,844	-3,041	-2,656	0,99	1,406	-2,702	-1,956	-1,600	0,96
84	Bhagalpur Pimpri- Chinchwad	-2,070	-4,526	-3,673	-3,273	0,53	-3,754	-3,952	-3,087	-2,685	0,02	0,950	-2,702	-1,956	-1,600	0,90
85	Bokaro Steel City	-1,972	-4,526	-3,673	-3,273	0,58	-2,755	-3,844	-3,041	-2,656	0,09	0,316	-2,702	-1,956	-1,600	0,77
86	Bhubaneswar	-2,114	-4,515	-3,655	-3,269	0,51	-8,556	-3,793	-3,007	-2,645	0,01	1,130	-2,702	-1,956	-1,600	0,93
87	Gulbarga	-1,868	-4,515	-3,655	-3,269	0,63	-1,413	-3,793	-3,007	-2,645	0,56	34,518	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
88	Dehra Dun	-1,044	-4,515	-3,655	-3,269	0,92	2,887	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	2,432	-2,702	-1,956	-1,600	0,99
89	Dhule	-1,716	-4,526	-3,673	-3,273	0,71	-6,592	-3,844	-3,041	-2,656	0,01	0,662	-2,686	-1,952	-1,604	0,85
90	Kurnool	-0,782	-4,515	-3,655	-3,269	0,95	-9,064	-3,793	-3,007	-2,645	0,01	0,776	-2,702	-1,956	-1,600	0,87
91	Jammu	-1,965	-4,526	-3,673	-3,273	0,58	-0,169	-3,844	-3,041	-2,656	0,93	1,353	-2,702	-1,956	-1,600	0,95
92	Raurkela	-1,308	-4,526	-3,673	-3,273	0,86	-12,315	-3,793	-3,007	-2,645	0,01	0,652	-2,702	-1,956	-1,600	0,85
93	Panihati	-1,462	-4,515	-3,655	-3,269	0,81	-3,525	-3,793	-3,007	-2,645	0,02	19,881	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
94	Patiala	-0,803	-4,515	-3,655	-3,269	0,95	3,598	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	2,279	-2,702	-1,956	-1,600	0,99
95	Rampur	-1,084	-4,515	-3,655	-3,269	0,91	-15,113	-3,793	-3,007	-2,645	0,01	0,548	-2,702	-1,956	-1,600	0,83

96	Rajahmundry	-1,822	-4,526	-3,673	-3,273	0,66	-2,600	-3,844	-3,041	-2,656	0,11	-0,277	-2,702	-1,956	-1,600	0,57
97	Firozabad	-2,127	-4,526	-3,673	-3,273	0,50	0,029	-3,844	-3,041	-2,656	0,95	1,329	-2,702	-1,956	-1,600	0,95
98	Bellary	-2,446	-4,526	-3,673	-3,273	0,35	0,607	-3,844	-3,041	-2,656	0,99	1,455	-2,702	-1,956	-1,600	0,96
99	Davangere	-0,454	-4,738	-3,758	-3,327	0,98	7,890	-3,952	-3,087	-2,685	0,99	10,722	-2,746	-1,971	-1,616	0,99
100	Tuticorin	-1,653	-4,526	-3,673	-3,273	0,73	0,907	-3,844	-3,041	-2,656	0,99	1,290	-2,702	-1,956	-1,600	0,95
101	Nanded	-2,847	-4,574	-3,691	-3,289	0,20	1,252	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	29,791	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
102	Muzaffarpur	-0,218	-4,738	-3,758	-3,327	0,99	-8,177	-3,952	-3,087	-2,685	0,01	1,297	-2,702	-1,956	-1,600	0,95
103	Asansol	-2,461	-4,526	-3,673	-3,273	0,34	0,073	-3,844	-3,041	-2,656	0,96	1,438	-2,702	-1,956	-1,600	0,96
104	Shahjahanpur	-1,561	-4,515	-3,655	-3,269	0,77	-3,854	-3,844	-3,041	-2,656	0,01	1,293	-2,686	-1,952	-1,604	0,95
105	Thanjavur	-1,570	-4,526	-3,673	-3,273	0,77	-2,243	-3,844	-3,041	-2,656	0,20	0,605	-2,702	-1,956	-1,600	0,84
106	Nizamabad	-1,063	-4,515	-3,655	-3,269	0,91	-9,856	-3,793	-3,007	-2,645	0,01	0,280	-2,703	-1,956	-1,608	0,76
107	Darbhanga	-1,432	-4,526	-3,673	-3,273	0,82	-4,864	-3,952	-3,087	-2,685	0,01	0,904	-2,702	-1,956	-1,600	0,90
108	Vellore	-1,551	-4,526	-3,673	-3,273	0,78	0,884	-3,844	-3,041	-2,656	0,99	1,276	-2,702	-1,956	-1,600	0,95
109	Muzaffarnagar	-1,490	-4,526	-3,673	-3,273	0,80	-5,746	-3,844	-3,041	-2,656	0,01	0,773	-2,686	-1,952	-1,604	0,87
110	Mangalore	-1,461	-4,515	-3,655	-3,269	0,81	-7,741	-3,793	-3,007	-2,645	0,01	1,067	-2,702	-1,956	-1,600	0,92
111	Nagercoil	-2,642	-4,738	-3,758	-3,327	0,27	-15,908	-3,793	-3,007	-2,645	0,01	0,784	-2,746	-1,971	-1,616	0,88
112	Dindigul	-1,950	-4,526	-3,673	-3,273	0,59	1,078	-3,844	-3,041	-2,656	0,99	1,538	-2,702	-1,956	-1,600	0,97
113	Alleppey	-1,548	-4,526	-3,673	-3,273	0,78	-2,245	-3,844	-3,041	-2,656	0,20	0,557	-2,702	-1,956	-1,600	0,83
114	Eluru	-1,583	-4,526	-3,673	-3,273	0,76	-2,184	-3,844	-3,041	-2,656	0,22	-0,692	-2,702	-1,956	-1,600	0,41
115	Baranagar	-1,788	-4,526	-3,673	-3,273	0,67	-2,574	-3,844	-3,041	-2,656	0,12	0,301	-2,702	-1,956	-1,600	0,76
116	Bardhaman	-1,930	-4,526	-3,673	-3,273	0,60	-2,695	-3,844	-3,041	-2,656	0,10	0,301	-2,702	-1,956	-1,600	0,76
117	Rohtak	-1,618	-4,515	-3,655	-3,269	0,75	0,098	-3,793	-3,007	-2,645	0,96	35,991	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
118	Tiruppur	-2,628	-4,526	-3,673	-3,273	0,28	-0,204	-3,844	-3,041	-2,656	0,92	1,942	-2,702	-1,956	-1,600	0,99
119	Pondicherry	-1,705	-4,526	-3,673	-3,273	0,71	-2,493	-3,844	-3,041	-2,656	0,13	0,335	-2,702	-1,956	-1,600	0,77
120	Brahmapur	-1,950	-4,526	-3,673	-3,273	0,59	0,807	-3,844	-3,041	-2,656	0,99	1,710	-2,702	-1,956	-1,600	0,98
121	Sagar	-1,169	-4,515	-3,655	-3,269	0,89	-14,513	-3,793	-3,007	-2,645	0,01	0,626	-2,702	-1,956	-1,600	0,84
122	Imphal	-1,740	-4,526	-3,673	-3,273	0,70	-2,506	-3,844	-3,041	-2,656	0,13	0,382	-2,702	-1,956	-1,600	0,79
123	Ulubaria	-2,340	-4,526	-3,673	-3,273	0,40	-0,689	-3,844	-3,041	-2,656	0,83	1,355	-2,702	-1,956	-1,600	0,95
124	Shiliguri	-1,522	-4,515	-3,655	-3,269	0,79	-8,254	-3,793	-3,007	-2,645	0,01	0,856	-2,686	-1,952	-1,604	0,89
125	Kharagpur	-1,638	-4,526	-3,673	-3,273	0,74	-2,418	-3,844	-3,041	-2,656	0,15	0,378	-2,702	-1,956	-1,600	0,79
126	Sangli	-2,094	-4,526	-3,673	-3,273	0,52	0,234	-3,844	-3,041	-2,656	0,97	1,506	-2,702	-1,956	-1,600	0,96
127	Shimoga	-1,069	-4,515	-3,655	-3,269	0,91	3,258	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	2,105	-2,702	-1,956	-1,600	0,99
128	Bihar	-1,816	-4,526	-3,673	-3,273	0,66	-2,584	-3,844	-3,041	-2,656	0,12	0,399	-2,702	-1,956	-1,600	0,79
129	Mathura	-1,650	-4,515	-3,655	-3,269	0,74	-9,592	-3,793	-3,007	-2,645	0,01	1,086	-2,702	-1,956	-1,600	0,92
130	Bijapur	0,397	-4,738	-3,758	-3,327	0,99	-2,760	-3,952	-3,087	-2,685	0,09	2,542	-2,746	-1,971	-1,616	0,99
131	Bilaspur	-2,225	-4,526	-3,673	-3,273	0,45	0,378	-3,844	-3,041	-2,656	0,98	1,353	-2,702	-1,956	-1,600	0,95
132	Farrukhabad	-1,846	-4,526	-3,673	-3,273	0,64	-2,633	-3,844	-3,041	-2,656	0,11	0,432	-2,702	-1,956	-1,600	0,80
133	Jalgaon	-1,621	-4,515	-3,655	-3,269	0,75	-6,918	-3,793	-3,007	-2,645	0,01	1,023	-2,702	-1,956	-1,600	0,92
134	Ahmadnagar	-2,109	-4,526	-3,673	-3,273	0,51	0,430	-3,844	-3,041	-2,656	0,98	1,466	-2,702	-1,956	-1,600	0,96
135	Ratlam	-1,824	-4,526	-3,673	-3,273	0,65	-2,600	-3,844	-3,041	-2,656	0,11	0,320	-2,702	-1,956	-1,600	0,77
136	Erode	-1,556	-4,526	-3,673	-3,273	0,77	-2,177	-3,844	-3,041	-2,656	0,22	-0,650	-2,702	-1,956	-1,600	0,42
137	Nadiad	-0,983	-4,515	-3,655	-3,269	0,93	-14,130	-3,793	-3,007	-2,645	0,01	0,635	-2,702	-1,956	-1,600	0,85
138	Burhanpur	-1,699	-4,526	-3,673	-3,273	0,71	-2,452	-3,844	-3,041	-2,656	0,14	0,477	-2,702	-1,956	-1,600	0,81
139	Alwar	-1,813	-4,515	-3,655	-3,269	0,66	-14,554	-3,793	-3,007	-2,645	0,01	0,466	-2,702	-1,956	-1,600	0,81
140	Quilon	-2,393	-4,526	-3,673	-3,273	0,37	-0,585	-3,844	-3,041	-2,656	0,85	1,248	-2,702	-1,956	-1,600	0,94
141	Machilipatnam	-2,267	-4,738	-3,758	-3,327	0,43	0,241	-3,952	-3,087	-2,685	0,97	1,358	-2,746	-1,971	-1,616	0,95
142	Panipat	-1,490	-4,515	-3,655	-3,269	0,80	-2,281	-3,793	-3,007	-2,645	0,19	31,831	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
143	Bally	-2,666	-4,526	-3,673	-3,273	0,26	0,332	-3,844	-3,041	-2,656	0,98	1,777	-2,702	-1,956	-1,600	0,98
144	Kalyan	-1,067	-4,738	-3,758	-3,327	0,90	-1,613	-3,952	-3,087	-2,685	0,46	-0,585	-2,746	-1,971	-1,616	0,45
145	Tiruvottiyur	-2,383	-4,515	-3,655	-3,269	0,38	-1,102	-3,793	-3,007	-2,645	0,69	44,977	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
146	Ichalkaranji	-2,085	-4,526	-3,673	-3,273	0,52	-2,827	-3,844	-3,041	-2,656	0,08	0,262	-2,702	-1,956	-1,600	0,75
147	Kumbakonam	-1,563	-4,526	-3,673	-3,273	0,77	-2,466	-3,844	-3,041	-2,656	0,14	0,067	-2,702	-1,956	-1,600	0,69
148	Karnal	-1,892	-4,526	-3,673	-3,273	0,62	-2,791	-3,844	-3,041	-2,656	0,08	0,481	-2,702	-1,956	-1,600	0,81
149	Agartala	-1,726	-4,526	-3,673	-3,273	0,70	1,337	-3,844	-3,041	-2,656	0,99	1,920	-2,702	-1,956	-1,600	0,98
150	Hisar	-1,049	-4,515	-3,655	-3,269	0,91	2,301	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	19,026	-2,676	-1,942	-1,598	0,99

151	Kanchipuram	-1,592	-4,526	-3,673	-3,273	0,76	-2,284	-3,844	-3,041	-2,656	0,19	0,535	-2,702	-1,956	-1,600	0,82
152	Cantonment	-1,930	-4,526	-3,673	-3,273	0,60	-13,536	-3,793	-3,007	-2,645	0,01	0,485	-2,702	-1,956	-1,600	0,81
153	Hugli-Chinsurah	-1,631	-4,526	-3,673	-3,273	0,74	-2,494	-3,844	-3,041	-2,656	0,13	0,551	-2,702	-1,956	-1,600	0,83
154	Munger	-1,923	-4,526	-3,673	-3,273	0,60	0,926	-3,844	-3,041	-2,656	0,99	1,430	-2,702	-1,956	-1,600	0,96
155	Tirunelveli	-2,364	-4,526	-3,673	-3,273	0,39	-0,429	-3,844	-3,041	-2,656	0,89	1,266	-2,702	-1,956	-1,600	0,94
156	Mirzapur	-1,961	-4,526	-3,673	-3,273	0,59	-14,165	-3,793	-3,007	-2,645	0,01	0,496	-2,702	-1,956	-1,600	0,81
157	Cuddalore	-1,572	-4,526	-3,673	-3,273	0,77	-2,403	-3,844	-3,041	-2,656	0,16	0,581	-2,702	-1,956	-1,600	0,83
158	Serampore	-1,609	-4,526	-3,673	-3,273	0,75	0,589	-3,844	-3,041	-2,656	0,99	1,488	-2,702	-1,956	-1,600	0,96
159	avadi	-1,476	-4,515	-3,655	-3,269	0,81	-9,698	-3,793	-3,007	-2,645	0,01	0,493	-2,686	-1,952	-1,604	0,81
160	Raichur	-1,530	-4,515	-3,655	-3,269	0,79	1,688	-3,844	-3,041	-2,656	0,99	6,994	-2,702	-1,956	-1,600	0,99
161	Ara	-2,560	-4,526	-3,673	-3,273	0,30	5,049	-3,952	-3,087	-2,685	0,99	1,781	-2,702	-1,956	-1,600	0,98
162	Bathinda	-0,943	-4,515	-3,655	-3,269	0,93	2,230	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	30,101	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
163	Bhusawal	-0,593	-4,738	-3,758	-3,327	0,96	6,637	-3,952	-3,087	-2,685	0,99	11,279	-2,746	-1,971	-1,616	0,99
164	Bhilwara	-4,688	-4,574	-3,691	-3,289	0,01	-0,505	-3,844	-3,041	-2,656	0,87	1,341	-2,702	-1,956	-1,600	0,95
165	Jalna	-1,440	-4,515	-3,655	-3,269	0,82	-8,280	-3,793	-3,007	-2,645	0,01	0,968	-2,702	-1,956	-1,600	0,91
166	Ganganagar	-1,506	-4,515	-3,655	-3,269	0,79	-3,086	-3,793	-3,007	-2,645	0,05	1,236	-2,686	-1,952	-1,604	0,94
167	Ambala	-1,664	-4,526	-3,673	-3,273	0,73	-0,259	-3,844	-3,041	-2,656	0,92	1,354	-2,702	-1,956	-1,600	0,95
168	Junagadh	-1,824	-4,526	-3,673	-3,273	0,65	0,549	-3,844	-3,041	-2,656	0,99	1,389	-2,702	-1,956	-1,600	0,96
169	Dhanbad	-2,422	-4,526	-3,673	-3,273	0,36	4,469	-3,952	-3,087	-2,685	0,99	1,778	-2,702	-1,956	-1,600	0,98
170	Anantapur	-2,144	-4,526	-3,673	-3,273	0,49	-13,580	-3,793	-3,007	-2,645	0,01	0,435	-2,702	-1,956	-1,600	0,80
171	Tenali	-1,670	-4,526	-3,673	-3,273	0,73	-2,463	-3,844	-3,041	-2,656	0,14	0,332	-2,702	-1,956	-1,600	0,77
172	Navadwip	-1,496	-4,526	-3,673	-3,273	0,80	-1,271	-3,844	-3,041	-2,656	0,62	-1,189	-2,702	-1,956	-1,600	0,21
173	Gadag	-0,608	-4,738	-3,758	-3,327	0,96	6,512	-3,952	-3,087	-2,685	0,99	9,914	-2,746	-1,971	-1,616	0,99
174	Barakpur	-1,617	-4,526	-3,673	-3,273	0,75	-2,329	-3,844	-3,041	-2,656	0,18	0,531	-2,702	-1,956	-1,600	0,82
175	Valparai	-1,147	-4,526	-3,673	-3,273	0,89	1,873	-3,844	-3,041	-2,656	0,99	-0,883	-2,702	-1,956	-1,600	0,32
176	Chandrapur	-2,482	-4,526	-3,673	-3,273	0,33	-3,123	-3,844	-3,041	-2,656	0,05	0,239	-2,702	-1,956	-1,600	0,75
177	Porbandar	-1,666	-4,526	-3,673	-3,273	0,73	0,150	-3,844	-3,041	-2,656	0,96	1,379	-2,702	-1,956	-1,600	0,95
178	Bhiwandi	-1,337	-4,738	-3,758	-3,327	0,84	2,317	-3,952	-3,087	-2,685	0,99	7,554	-2,746	-1,971	-1,616	0,99
179	Tirupati	-1,720	-4,738	-3,758	-3,327	0,69	-15,446	-3,793	-3,007	-2,645	0,01	1,766	-2,746	-1,971	-1,616	0,98
180	Vizianagaram	-1,802	-4,526	-3,673	-3,273	0,67	-2,621	-3,844	-3,041	-2,656	0,11	0,170	-2,702	-1,956	-1,600	0,72
181	Ambattur	-9,658	-4,678	-3,727	-3,303	0,01	-12,852	-3,793	-3,007	-2,645	0,01	2,742	-2,746	-1,971	-1,616	0,99
182	Durg	-2,082	-4,526	-3,673	-3,273	0,52	0,652	-3,844	-3,041	-2,656	0,99	1,614	-2,702	-1,956	-1,600	0,97
183	Khandwa	-1,251	-4,515	-3,655	-3,269	0,87	-14,154	-3,793	-3,007	-2,645	0,01	0,512	-2,702	-1,956	-1,600	0,82
184	Haridwar	-1,094	-4,515	-3,655	-3,269	0,91	-6,797	-3,793	-3,007	-2,645	0,01	1,567	-2,702	-1,956	-1,600	0,97
185	Naihati	-2,395	-4,526	-3,673	-3,273	0,37	-0,034	-3,844	-3,041	-2,656	0,95	1,305	-2,702	-1,956	-1,600	0,95
186	Amroha	-1,944	-4,515	-3,655	-3,269	0,60	-1,959	-3,793	-3,007	-2,645	0,30	37,170	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
187	Etawah	-1,714	-4,526	-3,673	-3,273	0,71	0,484	-3,844	-3,041	-2,656	0,98	1,516	-2,702	-1,956	-1,600	0,96
188	Latur	-2,248	-4,515	-3,655	-3,269	0,44	-11,708	-3,793	-3,007	-2,645	0,01	0,681	-2,702	-1,956	-1,600	0,86
189	Chapra	-2,086	-4,526	-3,673	-3,273	0,52	0,801	-3,844	-3,041	-2,656	0,99	1,603	-2,702	-1,956	-1,600	0,97
190	Palghat	-1,588	-4,526	-3,673	-3,273	0,76	-2,276	-3,844	-3,041	-2,656	0,19	0,552	-2,702	-1,956	-1,600	0,83
191	Sambalpur	-1,461	-4,515	-3,655	-3,269	0,81	-2,954	-3,793	-3,007	-2,645	0,06	40,094	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
192	Bharuch	-1,682	-4,526	-3,673	-3,273	0,72	-2,429	-3,844	-3,041	-2,656	0,15	0,478	-2,702	-1,956	-1,600	0,81
193	Parbhani	-2,336	-4,515	-3,655	-3,269	0,40	-13,933	-3,793	-3,007	-2,645	0,01	1,481	-2,746	-1,971	-1,616	0,96
194	Sonipat	-1,636	-4,526	-3,673	-3,273	0,74	2,753	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	2,233	-2,702	-1,956	-1,600	0,99
195	Tumkur	-2,225	-4,526	-3,673	-3,273	0,45	0,295	-3,844	-3,041	-2,656	0,97	1,435	-2,702	-1,956	-1,600	0,96
196	Yamunanagar	-1,780	-4,515	-3,655	-3,269	0,68	-1,729	-3,793	-3,007	-2,645	0,40	33,311	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
197	adoni	-1,754	-4,526	-3,673	-3,273	0,69	-2,595	-3,844	-3,041	-2,656	0,11	0,493	-2,702	-1,956	-1,600	0,81
198	Pathankot	-1,876	-4,526	-3,673	-3,273	0,63	0,832	-3,844	-3,041	-2,656	0,99	1,392	-2,702	-1,956	-1,600	0,96
199	Ondal	-1,986	-4,526	-3,673	-3,273	0,57	-2,586	-3,844	-3,041	-2,656	0,12	0,587	-2,702	-1,956	-1,600	0,83
200	Sambhal	-1,218	-4,515	-3,655	-3,269	0,88	-5,274	-3,793	-3,007	-2,645	0,01	0,860	-2,686	-1,952	-1,604	0,89
201	Shillong	-1,649	-4,526	-3,673	-3,273	0,74	-2,533	-3,844	-3,041	-2,656	0,13	-0,038	-2,702	-1,956	-1,600	0,66
202	Proddatur	-1,723	-4,526	-3,673	-3,273	0,70	-2,479	-3,844	-3,041	-2,656	0,14	0,435	-2,702	-1,956	-1,600	0,80
203	Navsari	-1,653	-4,526	-3,673	-3,273	0,73	-2,443	-3,844	-3,041	-2,656	0,15	0,346	-2,702	-1,956	-1,600	0,78
204	Bharatpur	0,087	-4,738	-3,758	-3,327	0,99	-6,248	-3,952	-3,087	-2,685	0,01	0,994	-2,702	-1,956	-1,600	0,91
205	Patan	-1,612	-4,526	-3,673	-3,273	0,75	-1,246	-3,844	-3,041	-2,656	0,63	1,110	-2,702	-1,956	-1,600	0,93

206	Jaunpur	-1,071	-4,515	-3,655	-3,269	0,91	-5,904	-3,793	-3,007	-2,645	0,01	1,867	-2,702	-1,956	-1,600	0,98
207	Balurghat	-0,838	-4,515	-3,655	-3,269	0,95	-12,670	-3,793	-3,007	-2,645	0,01	0,648	-2,702	-1,956	-1,600	0,85
208	Katihar	-0,258	-4,738	-3,758	-3,327	0,99	-8,069	-3,952	-3,087	-2,685	0,01	1,278	-2,702	-1,956	-1,600	0,95
209	Titagarh	-0,606	-4,515	-3,655	-3,269	0,97	-9,498	-3,793	-3,007	-2,645	0,01	0,730	-2,702	-1,956	-1,600	0,87
210	Bulandshahr	-1,875	-4,526	-3,673	-3,273	0,63	0,852	-3,844	-3,041	-2,656	0,99	1,585	-2,702	-1,956	-1,600	0,97
211	Hapur	-1,749	-4,515	-3,655	-3,269	0,69	-0,047	-3,793	-3,007	-2,645	0,95	22,944	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
212	Cuddapah	-1,642	-4,526	-3,673	-3,273	0,74	-2,485	-3,844	-3,041	-2,656	0,14	0,227	-2,702	-1,956	-1,600	0,74
213	Sikar	-1,393	-4,515	-3,655	-3,269	0,83	-8,843	-3,793	-3,007	-2,645	0,01	0,311	-2,703	-1,956	-1,608	0,77
214	Bahraich	-0,482	-4,738	-3,758	-3,327	0,97	-3,093	-3,952	-3,087	-2,685	0,05	14,763	-2,746	-1,971	-1,616	0,99
215	Bhimavaram	-1,663	-4,526	-3,673	-3,273	0,73	-2,560	-3,844	-3,041	-2,656	0,12	0,534	-2,702	-1,956	-1,600	0,82
216	Chandannagar	-1,952	-4,526	-3,673	-3,273	0,59	0,787	-3,844	-3,041	-2,656	0,99	1,443	-2,702	-1,956	-1,600	0,96
217	Faizabad	-1,752	-4,526	-3,673	-3,273	0,69	-13,794	-3,793	-3,007	-2,645	0,01	0,525	-2,702	-1,956	-1,600	0,82
218	Rajapalayam	-1,601	-4,526	-3,673	-3,273	0,76	-2,288	-3,844	-3,041	-2,656	0,19	0,546	-2,702	-1,956	-1,600	0,83
219	Bhiwani	-1,976	-4,526	-3,673	-3,273	0,58	0,737	-3,844	-3,041	-2,656	0,99	1,458	-2,702	-1,956	-1,600	0,96
220	Puri	-1,400	-4,515	-3,655	-3,269	0,83	0,409	-3,793	-3,007	-2,645	0,98	48,611	-2,676	-1,942	-1,598	0,99
221	Rewa	-1,629	-4,526	-3,673	-3,273	0,74	2,724	-3,793	-3,007	-2,645	0,99	2,146	-2,702	-1,956	-1,600	0,99
222	Gondia	-1,931	-4,526	-3,673	-3,273	0,60	1,071	-3,844	-3,041	-2,656	0,99	1,531	-2,702	-1,956	-1,600	0,97
223	Mandya	-1,669	-4,526	-3,673	-3,273	0,73	-2,416	-3,844	-3,041	-2,656	0,15	0,433	-2,702	-1,956	-1,600	0,80

Conclusion générale

L'objectif de cette thèse est d'étudier la dynamique des hiérarchies urbaines dans les pays émergents. Dans la démarche engagée, la ville n'est pas analysée en tant qu'objet isolé, mais en tant qu'élément d'un système hiérarchisé. Ce dernier peut être appréhendé par différentes représentations, telles que le modèle centre-périphérie ou la distribution rang-taille.

Cette thèse privilégie l'utilisation de la distribution rang-taille qui correspond au classement ordonné des villes, en fonction de leur population. Ce schéma souffre, certes, d'une définition fortement réductrice de la ville, limitée à la taille de sa population, et fait abstraction d'autres caractéristiques, telles que sa fonctionnalité ou la nature de ses échanges avec les autres villes. Il permet, néanmoins, de cerner la relation entre la taille et la croissance urbaines, qui se trouve au cœur de la problématique de cette thèse.

Selon de nombreux auteurs, la distribution rang-taille des villes suit une loi de Pareto, c'est-à-dire que le logarithme du rang d'une ville est une expression linéaire du logarithme de sa taille démographique. Le coefficient de hiérarchisation associé à cette distribution représente, alors, une mesure pertinente du degré de concentration d'un système urbain donné. Le premier chapitre de cette thèse aborde les modes de calcul de ce coefficient et explore son utilisation dans l'étude comparée des évolutions de différents systèmes urbains dans le monde.

Lorsque le coefficient de hiérarchisation se rapproche de l'unité, la distribution rang-taille des villes obéit à la loi de Zipf. La régularité empirique de cette loi, dans l'espace et dans le temps, est, pour de

nombreux auteurs, un fascinant « mystère urbain » qui reste à déchiffrer. La loi de Zipf apparaît, alors, à l'origine d'un ensemble d'approches théoriques qui s'interrogent sur la relation entre la taille d'une ville et sa croissance démographique.

Ces approches, présentées dans le troisième chapitre de cette thèse, élaborent des modèles structurels permettant de considérer que la taille d'une ville est génératrice de différents types d'externalités positives et négatives d'agglomération. Lorsque ces dernières conditionnent la croissance urbaine, celle-ci suit un processus déterministe qui n'est affecté que de façon temporaire par des éventuels chocs exogènes ; à l'inverse, si la croissance urbaine est indépendante des effets d'agglomération, alors, elle s'apparente à un processus de marche aléatoire qui valide la loi de Gibrat. Dans ce dernier cas de figure, la taille d'une ville n'a aucune influence déterminante sur sa croissance démographique et n'intervient guère dans les choix de localisation et de migration des ménages.

Les implications de la validité des lois de Zipf et de Gibrat sur l'action institutionnelle s'avèrent conséquentes : d'une part, les politiques locales peuvent générer des chocs exogènes d'aménités et/ou de productivité des facteurs, dont les impacts se répercutent de façon permanente sur la démographie d'une ville ; d'autre part, les stratégies d'aménagement régional sont contraintes de prendre en compte l'immuabilité relative de la forme et de l'allure de la distribution rang-taille des villes, ce qui signifie que les hiérarchies urbaines restent fondamentalement stables bien que des changements de rang entre les villes soient possibles. Ceci pose la question du rôle et des modalités de gouvernance des villes et des agglomérations (Goze, 2005).

Dans ce travail, les questions précédentes sont appréciées à travers l'étude des évolutions des systèmes urbains de la Chine et de l'Inde, entre 1981 et 2004. Durant cette période, ces deux pays ont connu des mutations urbaines importantes, tant sur un plan démographique que sur un plan économique et institutionnel. En ce sens, le travail, engagé dans cette thèse, contraste avec la plupart des recherches dans ce domaine qui se focalisent sur les systèmes urbains, extrêmement stables, des pays déjà industrialisés.

Les deuxième et quatrième chapitres de cette thèse sont consacrés à l'étude des hiérarchies chinoises et indiennes. Les résultats obtenus montrent que dans les deux pays, la loi de Gibrat pour les villes ne peut pas être rejetée. De même, la distribution rang-taille des villes chinoises de plus de 100 000 habitants vérifie la loi de Zipf sur l'ensemble de la période, contrairement à la distribution indienne. Ceci conforte les hypothèses des modèles de la croissance urbaine aléatoire.

Un examen plus approfondi des trajectoires des villes chinoises permet, cependant, de nuancer initialement cette conclusion. Dans ce pays, les processus de croissance urbaine enregistrent un changement significatif en 1993, suite à la mise en place d'un ensemble de réformes institutionnelles majeures, visant à libéraliser l'économie et supprimer les mesures migratoires restrictives, imposées, précédemment, par le système Hukou. Ainsi, entre 1984 et 1993, le système urbain chinois est caractérisé par un processus de convergence, institutionnellement canalisé, avec les villes de petite taille qui enregistrent des taux de croissance démographique annuels plus élevés que les grandes villes. Ceci se répercute sur une augmentation du coefficient de hiérarchisation de la distribution rang-taille. A partir de 1994, l'allure de la croissance urbaine change et devient parallèle, avec, comme résultat, une stabilisation du coefficient de hiérarchisation, voire un léger retour vers sa valeur initiale de 1984.

Dans le même registre, la loi de Gibrat ne peut pas être rejetée pour les villes indiennes. Leur croissance démographique s'apparente à une marche aléatoire où les effets de taille ne jouent aucun rôle déterminant. Certes, la structuration particulière du système indien, caractérisé par la présence massive de villes de petite taille et de quelques grandes métropoles, conduit à nuancer ces conclusions, sans, cependant, fondamentalement les modifier. Plus particulièrement, en Inde, les petites villes semblent suivre un processus de croissance dont l'espérance est proche du taux moyen de croissance démographique naturelle. Le groupe des plus grandes villes suit, de son côté, une tendance particulière, où les villes de taille moyenne évoluent à une vitesse plus rapide que les grandes mégapoles. Le coefficient de hiérarchisation enregistre, ainsi, une chute lente et systématique, tout au long de la période, mais ceci est davantage lié au mouvement bipolaire de

la distribution qu'à un véritable processus de concentration, comme le laissaient supposer les conclusions partielles du chapitre 2. La dynamique du système urbain indien ne semble pas, par ailleurs, affectée par les réformes économiques et politiques, qui ont suivi la crise économique de 1991.

Quels enseignements pour les pays émergents, peut-on dégager à partir de ces résultats, en sachant que la taille et la spécificité des deux pays étudiés doivent conduire à une certaine prudence quant aux généralisations abusives ? Hormis la période marquée par un interventionnisme fort de l'Etat chinois (1984-1993), la taille des villes ne joue, dans ces pays, qu'un rôle limité dans la détermination des processus de croissance urbaine. Il n'y aurait donc ni convergence vers une taille urbaine optimale (sauf, sous une tutelle étatique contraignante) ni concentration urbaine cumulative, liée au rôle des externalités positives d'agglomération. Cette conclusion tranche, clairement, avec celles obtenues par la plupart des études empiriques qui se focalisent sur les systèmes urbains des pays industrialisés. Appliquée, de façon commune, aux pays émergents, elle renvoie au besoin de reconsidérer le lien entre développement économique et processus d'urbanisation.

Le travail engagé rencontre, toutefois, plusieurs limites qu'il convient de rappeler, ici, brièvement : la lecture non exhaustive de la littérature empirique, qui est tout de même conséquente, ou la sélection arbitraire des méthodes d'investigation des processus de croissance urbaine, chinois et indien, apparaissent comme des limites inhérentes à ce type d'exercice. L'absence de données statistiques en est une autre. Les séries des tailles des villes chinoises et indiennes sont relativement courtes, difficiles à obtenir et même lorsqu'elles sont disponibles, un long et minutieux travail de vérification de leur fiabilité s'avère indispensable.

Ainsi, en Chine, plusieurs séries statistiques coexistent, alternant les définitions de la ville, souvent changeantes. Ceci rend les bases statistiques, établies par d'autres chercheurs, quasiment inexploitable, dès lors qu'ils utilisent une définition de l'unité urbaine différente. En Inde, aucune donnée annuelle sur les tailles des villes n'est disponible, hormis celles des recensements de la population, opérées tous les dix ans. Il a donc, fallu,

mener un travail assez long et fastidieux pour construire la base de données utilisée.

Par ailleurs, le choix de travailler sur des données annuelles peut paraître contestable, si l'on suppose que les tailles urbaines évoluent à vitesse lente et que des changements significatifs ne peuvent apparaître que sur une périodicité plus étalée (cinq ou dix ans, par exemple). Or, outre l'impossibilité de construire des séries fiables plus longues, le fait que la Chine et l'Inde ont connu, durant ces vingt dernières années, des mutations extrêmement rapides et quasi-irréversibles, sur un plan économique et institutionnel, justifie l'intérêt de ces options méthodologiques.

A l'issue de cette thèse, le travail engagé pourrait se prolonger à travers deux grands programmes de recherches distincts :

Dans un premier temps, il est nécessaire d'introduire une composante spatiale dans l'étude de la croissance urbaine et de la distribution rang-taille des villes. Il convient notamment de chercher à savoir si l'introduction de la distance entre les villes et/ou la prise en compte de leur appartenance à un même environnement régional permet d'explicitier l'auto-corrélation de leurs processus de croissance. Cela reviendrait, alors, à supposer que certaines caractéristiques macroéconomiques régionales influencent, de façon déterministe, la dynamique urbaine. Bien que cette question ne figure pas parmi les objectifs de cette thèse, un certain nombre de recherches, engagées dans ce sens, ont fait l'objet de publications, mais leurs résultats n'ont pas été inclus, ici, du fait qu'ils restent encore largement inachevés.

En second lieu, il semble opportun de mener ce même type d'étude sur un panel plus large de pays émergents, afin de pouvoir comparer leurs évolutions et tirer des enseignements sur la relation entre le développement économique et l'évolution des hiérarchies urbaines. L'intérêt apparent de ce travail de comparaison internationale ne trouvera, cependant, sa pleine mesure que s'il parvient à proposer une définition universelle de la ville, ce qui reste un sujet de controverse, à la fois ancien et étonnamment actuel, en sciences régionales.

Bibliographie

- Acharya S., 2002, Macro Economic Management in the Nineties, *Economic and Political Weekly*, Vol. XXXVII, n°16, pp.67-78.
- Ades A., Glaeser L., 1995, Trade and Circuses: Explaining Urban Giants, *Quarterly Journal of Economics*, n°110(1), pp.195-227.
- Agarwal R., Audretsch D., 2001, Does Entry Size Matter? The Impact of the Life Cycle and Technology on Firm Survival, *Journal of Industrial Economics*, vol. 49(1), pp.21-43.
- Agiakoglou C., Newbold P., 1996, The balance between size and power in Dickey-Fuller type tests with data dependent rules for the choice of truncation lag, *Economic Letters*, 52, pp.229-234.
- Allen G., 1954, The Courbe des populations, a further analysis, *Bulletin of the Oxford University Institute of Statistics*, Vol.16, pp.179-189.
- Allen P., Sanglier M., 1979, A Dynamic Model of Growth in a Central Place System, *Geographical Analysis*, 11, pp.256-272
- Alperovich, G. Deutsch J., 1995, The Size Distribution of Urban Areas: Testing For the Appropriateness of the Pareto Distribution Using a Generalized Box-Cox Transformation Function, *Journal of Regional Science*, vol.35, pp.267-276.
- Alperovich, G., 1993, An explanatory Model of City-size distribution: Evidence from Cross country Data, *Urban Studies*, 9, pp.1591-1601.
- Anderson G., Ge Y., 2005, The size distribution of Chinese cities, *Regional Science and Urban Economics* 35, pp 756-776.
- Anderson, T., Goodman L., 1957, Statistical Inference about Markov Chains, *Annals of Mathematical Statistics*, vol.28, pp.89-110.
- Araujo, C., Brun, J.-F., Combes J-L., 2004, *Econométrie*, Bréal, Paris.
- Arnaud M., 1998, *Dynamique de l'urbanisation de l'Afrique au Sud du Sahara*, ISTED, Paris.
- Arthur B., 1990, Silicon Valley locational clusters: when do increasing returns imply monopoly, *Mathematical Social Sciences*, 19(3), pp.235-251.

- Arthur, B., 1989, Competing technologies, increasing returns and lock-in by historical events, *The Economic Journal*, n°99, pp.116-131.
- Asadoorian M., 2008, Simulating the spatial distribution of population and emissions to 2100, *Environmental Resource Economics*, n.39, pp.199-221.
- Aubert C., 1996, Chine : Petites Villes ou Grandes Cités ? Les Relations Villes-Campagnes, in Sachs, Ignacy (eds), *Quelles Villes Pour Quel Développement*, Paris, PUF.
- Auerbach, F., 1913, Das Gesetz der Bevölkerungskonzentration, reproduit dans *Regional Science and Urban Economics*, 31, pp.601-615.
- Bai, J., Ng S., 2004, A PANIC Attack on unit roots and cointegration, *Econometrica*, 72(4), pp.1127-1178.
- Bailon-Moreno R., Jurado-Alameda E., Ruiz-Banos R., Courtila J., 2005, Bibliometric laws: empirical flows of fit, *Scientometrics*, vol.63, pp.209-229.
- Bairoch P., 1985, *Histoire économique De Jéricho à Mexico. Villes et économie dans l'histoire*, Gallimard, Paris.
- Bak P., Tang., Wiesenfeld K., 1988, Self-organized criticality, *Physical Review A*, 38, pp.364-374.
- Baltagi B., Kao C., 2000, Nonstationary panels, cointegration in panels and dynamic panels, *Advances in econometrics*, vol.15., pp.7-51.
- Banerjee A., 1999, Panel data unit root and cointegration: an overview, *Oxford bulletin of economics and statistics*, special issue, pp.607-629.
- Banque Mondiale, 2006, *Rapport annuel 2006*, Banque Mondiale, Paris.
- Batty M., 1991, Polynucleated urban landscapes, *Urban Studies*, 38, pp.635-655.
- Batty M., Longley P., 1994, *Fractal cities: a geometry of form and function*, Academic Press, London.
- Baumont C., Combes P., Derycke P., Jayet H., 2000, *Economie géographique : les théories à l'épreuve des faits*, Economica, Paris.

- Beckmann M.J. 1958, City hierarchies and the distribution of city sizes, *Economic Development and Cultural Change*, 6, pp.243-248.
- Behrens K., 2007, On the location and lock-in of cities: Geography vs transportation technology, *Regional Science and Urban Economics*, 37, pp.22-45.
- Beirlant J., Dierckx G., Goegebeur Y., Matthys G., 1999, Tail index estimation and an exponential regression mode,. *Extremes 2*, pp.177-200
- Benguigui L., Blumenfeld-Lieberthal E., 2007, A dynamic model for city size distribution beyond Zipf 's law, *Physica A*, 384 , pp.613–627.
- Berchtold A., 1998, *Chaînes de Markov et Modèles de Transition*, Editions Hermès, Paris.
- Berry B.J., 1964, Cities as systems within systems of cities, *Papers of the Regional Science Association*, 13, pp.147-163.
- Bessey K., 2002, Structure and dynamics in an urban landscape: towards a multiscale view, *Ecosystems*, 5, pp.360-375.
- Bhagat R., 1992, Components of Urban Growth in India with Reference to Haryana: Findings from Recent Censuses, *Nagarlok*, Vol.25(3), pp.10-14.
- Bhagat R., 2005, *Urban growth by city and town-size in India*, Acts of the Population Association of America Conference, Philadelphia, March 2005.
- Black D., Henderson J.V., 1999, A Theory of Urban Growth, *Journal of Political Economy*, 107, pp.252-284.
- Black D., Henderson J.V., 2003, Urban evolution in the USA, *Journal of Economic Geography*, 3, pp.343-372.
- Bocquier P., Traoré S., 2000, *Urbanisation et Dynamique Migratoire en Afrique de l'Ouest: la Croissance Urbaine en Panne*, Paris, Harmattan.
- Bonnabeau E., Dorigo M., Theraulaz G., 1999, *Swarm Intelligence from natural to artificial systems*, Oxford University press, New York.

- Bosker E., Brakman D., Garretsen H., Schramm M., 2008, A century of shocks: the evolution of the German city-size distribution, *Regional Science and Urban Economics*, 38-4, pp.330-347.
- Bradford, S. C., 1934, Sources of informations on specific subjects, *Engineering*, 137, pp.85-86.
- Brakman S., Garretsen H., Marrewijk C., Van de Berg M., 1999, The return of Zipf: A further understanding of the rank-size distribution, *Journal of Regional Science* 39, 183-213.
- Brookes B., 1984, Ranking techniques and the empirical log law, *Information Processing & Management*, vol.20., pp.16-37.
- Bura S., Guérin-Pace F., Mathian H., Pumain D., Sanders L., 1996, Multi-agents systems and the dynamics of a settlement system, *Geographical Analysis*, Vol.28(2), pp.287-305
- Cai F., Lin J., 2003, *The Chinese Economy*, Zhongguo Caijing Chubanshe, Beijing.
- Cameron, T. A., 1990, One-Stage Structural Models to Explain City Size, *Journal of Urban Economics*, vol.27, pp.294-307.
- Candeal et al, 2001, *Spurious Zipf's law*, Working paper, University of Zaragoza, Spain.
- Carroll, R.C. 1982, National City Size Distributions: What Do We Know After 67 Years of Research?, *Progress in Human Geography*, Vol.9, pp.1-43.
- Catin M., Hanchane S., Kamal A., 2008, Urbanisation, primatie et étapes de développement : existe-t-il une courbe en cloche ?, *Région et Développement*, 27, pp.215-223.
- Catin M., Van Huffel C., 2004, L'impact de l'ouverture économique sur la concentration spatiale dans les pays en développement, *Région et Développement*, 20, pp.123-157.
- Chan K., Hu Y., 2003, Urbanization in China in the 1990s: New Definition, Different Series, and Revises Trends, *The China Review*, Vol.3, No. 2, pp.49-71.

- Chan K., Zhang L., 1999, The Hukou System and Rural-urban Migration in China: Processes and Changes, *The China Quarterly*, n.160, pp.819-855.
- Chang Y., 2002, Nonlinear IV unit root tests in panels with cross-sectional dependency, *Journal of Econometrics*, 110, pp.261-292.
- Charnes A., Frome E, Yu P., 1976, The equivalence of generalised least squares and maximum likelihood estimates in the exponential family, *Journal of the American Statistical Association*, Vol.71, n°353, pp.169-171.
- Chasco C., Lopez A, 2008, *Evolution of the influence of geography on the location of production in Spain, 1930-2005*, MPRA Paper, 9580, University Library of Munich.
- Chauvin S., Lemoine F., 2005, *L'économie indienne : changements structurels et perspectives à long terme*, Les Cahiers du CEPII, 04-2005, Avril.
- Chen A., 2002, Urbanisation and disparities in China: challenges of growth and development, *China Economic Review*, 13, pp.407-411.
- Chen H., Rozelle S., 1999, Economic Reform, Institutional Transition, and Firm Contractual Form Innovation: an Empirical Study on China's Township and Village Enterprises, *Journal of Development Economics*, 60, pp.529-557.
- Chen Y., Liu J., 2002, Derivations of fractal models of city hierarchies using entropy-maximization principle, *Prog Natural Science*, vol.12, pp.208-211.
- Chen Y., Zhou Y., 2004, Multi-fractals measures of city-size distributions based on the three parameter Zipf model, *Chaos, Solitons and Fractals*, vol.22, pp.793-805.
- Chenery H., Syrquin M., 1975, *Patterns of development*, Oxford University press.
- Chesher A., 1979, Testing the Law of Proportionate Effect, *Journal of Industrial Economics*, 27-4, pp.403-411.

- Cheshire P., 1999, Trends in sizes and structures of urban areas, in Cheshire P. and Mills J. (Eds), 1999, *Handbook of regional and urban economics*, vol.3, Elsevier Science B.B, Amsterdam, pp.1339-1773.
- China Statistical Office, *China statistical Yearbooks*, 1984-2004, Beijing.
- China Statistical Office, *Urban Statistic Yearbook of China*, 1984-2004, Beijing.
- Choi I., 2002, *Combination Unit root tests for cross-sectionally correlated panels*, Mimeo, Hong Kong University of Science and Technology.
- Christaller W., 1933, *Central Places in Southern Germany*, Englewood Cliffs, New Jersey.
- Clark S.J., Stabler J.C., 1991, Gibrat's Law and the growth of Canadian cities, *Urban Studies*, vol.28, pp.635-639.
- Cohen B., 2004, Urban Growth in Developing Countries: a Review of Current Trends and a Caution Regarding Existing Forecasts, *World Development*, vol. 32.1, pp.23-51.
- Cordoba J.C., 2008a, On the Distribution of City Sizes, *Journal of Urban Economics*, 63 (1), pp.177-197.
- Cordoba J-C., 2008b, A Generalized Gibrat's Law, *International Economic Review*, 49-4, pp.1463-1468.
- Cori B., 1984, The national settlement system of Italy, in Bourne L. et al. (eds), *Urbanisation and settlement systems*, Oxford University Press, London.
- Crampton G., 2005, *The rank-size rule in Europe: testing Zipf's law using European data*, communication à la conférence ERSA, Amsterdam, Août 2005.
- Cronon W., 1991, *Nature's metropolis: Chicago and the Great West*, Norton W. and Company ltd, New York.
- Csőrgo, S., Viharos, L., 1997, Asymptotic normality of least squares estimators of tails indices, *Bernoulli*, 3, pp.351-370.

- Darné O, Diebolt C., 2005, Non-stationary tests in Macroeconomic Time Series, in Diebolt C., Kyrtsov C, 2005, *New trends in macroeconomics*, Springer, Berlin.
- Datta P., 2006, *Urbanization in India*, working paper, Indian Statistical Institute, Kolkata.
- Davis J., Henderson V., 2003, Evidence of the Political Economy of the Urbanisation process, *Journal of Urban Economics*, 53, pp.98-123.
- Davis D., Weinstein D.E., 2002, Bones, Bombs and Breakpoint: the Geography of Economic Activity, *The American Economic Review*, 92(5), pp. 1269-1289.
- Delgado A.P, Godinho I, 2007, Growth and Change in the Portuguese urban system: 1890-1901, communication à la *International Conference on Regional and Urban modelling*, Bruxelles, 1-2 juin.
- DeLong J, 2001, India since independence: an analytical growth narrative, in Rodrik D. (eds). *Modern Economic Growth: Analytical Country Studies*, The Brookings Institution, Washington, DC.
- Dickey D.A., Fuller W.A., 1981, Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root, *Econometrica*, 49, pp.1057-1072.
- Dickey D.A., Pantula S., 1987, Determining the order of differencing in autoregressive processes, *Journal of Business and Economic Statistics*, 15, pp.455-461.
- Dimou M., Schaffar A., 2007, Evolution des hiérarchies urbaines et loi de Zipf. Le cas des Balkans, *Région et Développement*, 25, pp.65-86.
- Dimou M., Schaffar A., 2009, Urban Hierarchies and city-growth in the Balkans, *Urban Studies*, 46(8), forthcoming.
- Dimou M., Schaffar A., Chen Z., Fu S., 2008, La croissance urbaine chinoise reconsidérée, *Région et Développement*, 26, pp.109-131.
- Dobkins, L.H., Ioannides, Y.M., 2000, Dynamic evolution of U.S. cities, in Huriot, J., Thisse, J (Eds.), *The Economics of Cities, Theoretical Perspectives*, Cambridge University Press, Cambridge, pp.217-260.

- Dobkins, L., Ioannides, Y., 2001, Spatial interaction among U.S. cities 1900-1990, *Regional Sciences and Urban Economics*, 31(6), pp.701-731.
- Dufour J., King M., 1991, Optimal invariant tests for the autocorrelation coefficient in linear regressions with stationary and non stationary errors, *Journal of Econometrics*, vol.47, pp.115-143.
- Dune T., Roberts M., Samuelson L., 1989, The Growth and Failure of U.S. Manufacturing Plants, *Quarterly Journal of Economics*, Novembre, pp.671-698.
- Dupont V., 2001, Delhi : Dynamique démographique et spatiale d'une grande métropole, *Mappemonde*, 2001-2, 62, pp.33-38.
- Dupont V., 2008, L'urbanisation en Inde révision de quelques mythes et vrais défis, *Rayonnement du CNRS*, 47, pp.7-14.
- Duranton G., 2006, Some foundations for Zipf's law: product proliferation and local spillovers, *Regional Science and Urban Economics*, 36, pp.542-563.
- Duranton G., 2007, Urban evolutions: the fast, the slow and the still, *The American Economic Review*, 97(1), pp.197-221.
- Duranton G., Puga D., 2005, From sectoral to functional urban specialisation, *Journal of Urban Economics*, 57, pp.343-370.
- Durfour J-M., Kurz-Kim J-R., 2005, *Exact inference and optimal invariant estimation for the tail coefficient of symmetric unstable distributions*, Working paper, Université de Montréal.
- Eaton J., Eckstein Z., 1997, Cities and Growth: Theory and Evidence from France and Japan, *Regional Science and Urban Economics*, vol.XXVII, pp. 443-474.
- Economic Survey of India, 2006, Government of India, N.Delhi.
- Eeckhout J., 2004, Gibrat's Law for (all) Cities, *The American Economic Review*, 94(5), pp.1429-1451.
- Eeckhout J., 2009, Reply to Levy M. on Gibrat's Law for (all) Cities, *American Economic Review*, 99, pp.1676-1683.

- Egghe L., Rousseau R., 1990, *Introduction to Informetrics: Quantitative Methods in Library, Documentation and Information Science*, Elsevier, Amsterdam.
- Egghe, L., 1985, Consequences of Lotka's law for the law of Bradford, *Journal of Documentation*, 41, pp.173-189.
- Elliott G., Rothenberg T., Stock J., 1996, Efficient tests for an autoregressive unit root, *Econometrica*, vol.64, pp.813-836.
- Ellis L., Andrews D., 2001, *City sizes, Housing costs and wealth*, Research paper, Reserve Bank of Australia, n°453.
- Ellison G., Glaeser L., 1997, Geographic concentration in US manufacturing industries: a dartboard approach, *Journal of Political Economy*, vol.105, pp.889-927.
- Ellison G., Glaeser L., 1999, The geographic concentration of industry: does natural advantage explain agglomeration?, *The American Economic Review*, vol.89(2), pp.311-316.
- Embrechts, P., Kluppelberg, C, Mikosch, T., 1997, *Modelling Extremal Events for Insurance and Finance*, Springer, New York.
- Enders W., 1995, *Applied Econometric Time Series*, John Wiley & Sons, Inc.
- Ertur C., 1992, *Tests de non-stationnarité: application au PIB réel*, Thèse de Doctorat ès Sciences Economiques, Université de Bourgogne.
- Ertur C., 1998, *Méthodologies de test de la racine unitaire*, miméo, Latec, Université de Bourgogne.
- Escobal J., Torero M., 2005, Measuring the impact of asset complementarities. The case of rural Peru, in Kanbur R., Venables A., 2005, *Spatial inequality and development*, Oxford University Press, London, pp.137-164.
- Evans, D., 1987, Tests of Alternative Theories of Firm Growth, *Journal of Political Economics*, August, pp.657-674.
- Fan C., 1999, The vertical and horizontal expansions of China's city system. *Urban Geography*, 20(6), pp.493-515.

- Feuerverger A., Hall P., 1999, Estimating a tail exponent by modelling departure from a Pareto distribution, *The Annals of Statistics*, vol.27.2, pp.760-781.
- Filiztekin A., 2006, *Urban Dynamics in Turkey*, miméo, Sabanci University, Istanbul, Turkey.
- Findeisen S., Südekum J., 2008, Industry churning and the evolution of cities: Evidence for Germany, *Journal of Urban Economics*, vol.64(2), pp.326-339.
- Fingleton B., 2001, Theoretical economic geography and spatial econometrics: dynamic perspectives, *Journal of Economic Geography*, 1, pp.201-225.
- Fleisher B., Yang D., 2003, Labor laws and regulations in China, *China Economic Review*, 14(4), pp.426-433.
- Fouquau J., 2008, *Modèles à changements de régimes et données de panel: de la non-linéarité à l'hétérogénéité*, Thèse ès Sciences Economiques, Université d'Orléans.
- Fujita M., Hu, D., 2001, Regional disparity in China 1985-1994: the effects of globalization and economic liberalization, *Annals of Regional Science*, 35, pp. 3-37.
- Fujita, M., Krugman P., 1995, When is the economy monocentric? Von Thünen and Chamberlin unified, *Regional Science and Urban Economics* 25, pp. 505-528.
- Fujita, M., Krugman P., Mori T., 1999a. On the Evolution of Hierarchical Urban Systems, *European Economic Review*, 43, pp.209-51.
- Fujita, M., Krugman P., Venables C., 1999b, *The spatial economy*, MIT Press, Cambridge.
- Fujita, M., Mori T., 1996, The role of ports in the making of major cities: self-agglomeration and hub-effect, *Journal of Development Economics*, 49, pp.93-120.
- Gabaix X., 1999, Zipf's Law for Cities: an Explanation, *Quarterly Journal of Economics*, 114, pp.739-767.

- Gabaix, X., Ibragimov, R., 2006, *Log(Rank - ½): 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 et Thisse J-F. (eds) *Handbook of regional and urban economics*, vol.4, Elsevier Science B.B, Amsterdam, pp.2341-2376.
- Gallup J., Sachs J., Mellinger A., 1999, *Geography and Economic Development*, CID working paper, n°1, Harvard University.
- Gan L., Li D., Song S., 2006, Is Zipf's law spurious in explaining city-size distributions?, *Economic Letters*, 92, pp.256-262.
- Garmestani A., Allen C., Bessey K., 2005, Time series analysis of clusters in city-size distribution, *Urban Studies*, 42, pp.1507-1515.
- Garmestani A., Allen C., Gallagher C., Mittelstaedt, J., 2007, Departures from Gibrat Law, discontinuities and city-size distributions, *Urban Studies*, 44, pp.1997-2007.
- George P., 1956, *Précis de géographie humaine*, PUF, Paris.
- Gibrat, R., 1931, *Les inégalités économiques*. Librairie du Recueil Sirey, Paris.
- Glaeser E., Scheinkman J., Shleifer A., 1995, Economic growth in a cross-section of cities, *Journal of Monetary Economics*, 36, pp.117-143.
- Glaeser E., Shapiro J., 2001, *Is There a New Urbanism? The Growth of U.S. Cities in the 1990s*, NBER Working Papers 8357, National Bureau of Economic Research.
- Gonzales-Val R., Sanso-Navarro M., 2009, Gibrat's law for countries, *Journal of population economics*, september, forthcoming.
- Goodrich P., 1926, The statistical relationship between population and the city plan, in Burgess N. (eds) *The Urban Community*, University of Chicago, pp.144-156.
- Gordon J., Gupta P., 2003, *Understanding India's Services Revolution*, IMF-NCAER Conference, New Delhi, Novembre.

- Goze M., 2005, La gouvernance des agglomérations, in Hudon R., Augustin J-P., 2005, *Villes, Régions et Universités*, Les Presses de l'Université de Laval, pp.191-220.
- Goze M., Leymarie D., 1978, Analyse démographique et spatiale du réseau urbain français, *Revue d'Economie Régionale et Urbaine*, 1(3), pp.358-379.
- Grimm, N. B., J. M. Grove, S. T. A. Pickett, and C. L. Redman. 2000. Integrated approaches to long-term studies of urban ecological systems, *Biosciences*, 50, pp.571-583.
- Grossman G., Helpman E., 1991a, *Innovation and Growth in the World Economy*, MIT Press, Cambridge.
- Grossman G., Helpman E., 1991b, Quality ladders in the theory of growth, *Review of Economic Studies*, 58(1), pp.43-61.
- Guérin-Pace F., 1995, Rank size distributions and the process of urban growth, *Urban Studies*, vol.32, n°3, pp.551-562.
- Henderson V., 1974, The size and types of cities, *American Economic Review*, 64, pp.640-656.
- Henderson V., 1988, *Urban Development: theory fact and illusion*, Oxford University Press.
- Henderson V., Wang H., 2005, Aspects of the rural-urban transformation of countries, *Journal of Economic Geography*, 5(1), pp.23-42.
- Henderson V., Wang H., 2006, *Urbanisation and city growth: the role of institutions*, Brown University, 5(1), mimeo, pp.1-38.
- Hill, B.M., 1975, A simple approach to inference about the tail of a distribution, *Annals of Statistics*, n°3, pp.1163-1174.
- Hoarau J-F., 2004, *Le mésalignement du taux de change réel dans le cadre d'une petite économie ouverte*, Thèse de Doctorat ès Sciences économiques, Université de La Réunion.
- Hsiao, C., 2003, *Analysis of Panel Data*, Cambridge University Press.
- Hsing, Y., 1990, A Note on Functional Forms and the Urban Size Distribution, *Journal of Urban Economics*, vol.27, pp.73-79.

- Huang Y., 1998, *Agricultural Reform in China: Getting institutions right*, Cambridge University Press.
- Huisman R., Koodjijk C., Kool J., Palm F., 2001, Tail-index estimates in small samples, *Journal of Business and Economic Statistics*, n°19, pp.208-216.
- Hurlin C., 2008, [http:// www.univ-orleans.fr/deg/masters/ESA/CH/churlin _E.htm](http://www.univ-orleans.fr/deg/masters/ESA/CH/churlin_E.htm)
- Hurlin C., Mignon V., 2005, Une synthèse des tests de racine unitaire sur données de panel, *Economie et Prévision*, 169, pp.253-294.
- Ijiri Y., Simon H., 1977, *Skew Distributions and Sizes of Business Firms*, North-Holland Pub., Amsterdam.
- Im K., Pesaran M., Shin Y., 1997, *Testing for unit roots in heterogeneous panels*, DAE, Working Paper, 9526, University of Cambridge.
- Im, K., Pesaran, M., Shin, Y., 2003, Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels, *Journal of Econometrics*, 115, pp.53-74.
- Ioannides Y., Overman H., 2003, Zipf's Law for Cities: An Empirical Examination, *Regional Science and Urban Economics*, 33, pp.127-137.
- Isard W., 1956, *Location and space economy*, MIT Press, Cambridge.
- Jefferson N., 1939, The law and the primate city, *Geographical Review*, 29, pp.227-232.
- Juran J., 1960, Pareto, Lorenz, Cournot, Bernouli, Juran and others, *Industrial Quality-Control*, vol 17(4).
- Kalecki, M., 1945, On the Gibrat distribution, *Econometrica*, vol.13, pp.161– 170.
- Kapteyn J. Uven M., 1916, *Skew Frequency Curves in Biology and Statistics*, Hoitsema Brothers, Groningen.
- Kazuhiro Y., 2007, Urbanization, Informal Sector, and Development, *Journal of Development Economics*, Vol 84(1), pp.76-103.
- Kemeny J., Snell L., 1976, *Finite Markov chains*, Springer, New York

- Kim S., 1999, Regions, Resources and Economic Geography: sources of US regional comparative advantages, *Regional Sciences and Urban Economics*, 29, pp.1-32.
- Knight J., Yueh L., 2004, Job mobility of residents and migrants in urban China, *Journal of Comparative Economics*, vol.32(4), pp.637-660.
- Knudsen T., 2001, Zipf's law for cities and beyond – the case of Denmark, *American Journal of Economics and Sociology*, vol.60, pp.123-146.
- Kojima R., 1995, Urbanization in China, *The Developing Economies*, vol.XXXIII-2, pp.121-154.
- Kolmogorov A., 1956, *Foundations of the theory of probability*, 2nd edition, Chelsea Publishing Company, New York.
- Kratz M., Resnick S., 1996, The QQ-estimator and heavy tails, *Communications in Statistics, Stochastic models*, 12, pp.699-724
- Krugman P., 1991, *History vs expectations*, *Quarterly Journal of economics*, 106, pp.651-667.
- Krugman P., 1993, First nature, second nature and metropolitan location, *Journal of Regional Science*, 33, pp.129-144.
- Krugman P., 1996a, Confronting the Mystery of Urban Hierarchy, *Journal of the Japanese and the International Economies*, 10, pp.399-418.
- Krugman P., 1996b, *The self-organizing economy*, Blackwell Press, London.
- Krugman P., Venables A., 1995, Globalization and the Inequality of Nations, *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, vol. 110(4), pp.857-80.
- Kundak S, Dökmeci V., 2000, *Growth, Distribution and Rank Stability of Urban Settlements in Turkey*, 6th World Congress of the RSAI, Lugano, May 16-20
- Kundu A, 1997, Trends and Structure of Employment in the 1990s: Implications for Urban Growth, *Economic and Political Weekly*, 32(24), pp.1399-1405.

- Kwiatkowski D., Phillips P., Schmidt P., Shin Y., 1992, Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: how sure are we that economic time series have a unit root?, *Journal of Econometrics*, 54, pp.159-178.
- Laherrere J, Sornette D., 1998, Power laws, *European Physics*, 2, pp.525 - 528.
- Le Gallo J., 2002, *Disparités géographiques et convergence des régions européennes : une approche par l'économétrie spatiale*, Thèse de Doctorat ès Sciences Economiques, Université de Bourgogne.
- Le Gallo J., Chasco C., 2008, Spatial analysis of urban growth in Spain, 1900-2001, *Empirical Economics*, Vol. 34(1), pp.59-80.
- Leimkuhler F., 1980, An exact formulation of Bradford's law. *Journal of Documentation*, 36, pp.285-292.
- Lepetit B, 1990, Patterns of settlement and political changes: The French Revolution and the National Urban Hierarchy, in Van der Woude, Hayami, De Vries (Eds.), *Urbanization in History*, Clarendon Press, Oxford.
- Levin, A., Lin C., 1992, *Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties*, Discussion paper, University of California, San Diego.
- Levin, A., Lin C., Chu C., 2002, Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108, pp. 1-24.
- Levy M., 2009, Comment on Eeckhout J., 2004, Gibrat's Law for (all) Cities, *American Economic Review*, 99, pp.1672-1675
- Lewis J., 2000, *Estimating Regression Models in which the Dependent Variable is Based on Estimates with Application to Testing Key's Racial Threat Hypothesis*, mimeo, Princeton University.
- Li H., 2003, Government's Budget Constraint, Competition, and Privatization: Evidence from China's Rural Industry, *Journal of Comparative Economics*, 31, pp.486-499.

- Lopez-Bazo E., Vaya E., Mora A., Suriñach J., 1999, Regional economic dynamics and convergence in the European Union, *Annals of Regional Science*, vol.33, pp.343-370.
- Lotka A., 1926, The frequency distribution of scientific productivity, *Journal of the Washington Academy of Science*, 16, pp.317-323.
- Lotka A., 1941, The law of urban concentration, *Science*, n°94, pp.164.
- Lucas R., 1988, On the mechanisms of economic development, *Journal of Monetary Economics*, 22, pp.3-42.
- Lucas R., 1993, Making a Miracle, *Econometrica*, vol. 61(2), pp.251-72,
- Lucas R., Rossi-Hansberg M., 2002, The internal structure of cities, *Econometrica*, 70-4, pp.1445-1476.
- Maddala G., Wu S., 1999, A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 12, pp.631-652.
- Maddison A., 2001, *The World Economy: a Millennial Perspective*, OCDE, Paris.
- Malakarne L, et al., 2001, q-exponential distribution in urban agglomeration, *Physical review*, Vol.65, pp.65-68.
- Malecki E., 1980, Growth and change in the analysis of rank-size distributions: empirical findings, *Environment and Planning A*, n°12, pp.41-52.
- Mallee H., 1995, China's household registration system under reform, *Development and Change*, vol.26(1), pp.1-29.
- Mandelbrot B., 1960, The Pareto-Levy law and the distribution of income, *International Economic Review*, Vol.1.2, pp.79-106.
- Mansfield E., 1962, Entry, Gibrat's law, innovation and the growth of firms, *The American Economic Review*, 52, pp.1023-1062.
- Markusen A., 2000, *Des lieux aimants dans un espace mouvant : une typologie des districts industriels*, in Benko G., Lipietz A., 2000, *La richesse des régions*, PUF, Paris.

- Marshall A., 1898 [1971], *Principles of Economics*, traduction française de la quatrième édition, Librairie de Droit et de jurisprudence et Gordon & Breach, Paris.
- McCallum J., 1995, National borders matter: Canada-US trade patterns, *The American Economic Review*, vol.85, pp.615-623.
- McCulloch J., 1997, Measuring tail thickness to estimate the stable index alpha: A critique, *Journal of Business and Economic Statistics*, n°15, pp.74-81.
- Mill J.S., 1871 [1929], *Principals of political economy*, seventh edition, W.J.Ashley, Longmans Geen & Co, London.
- Mills E.S., 1972, *Studies in the Structure of the Urban Economy*, Johns Hopkins University Press.
- MIT, 2004, *World Densities data bases*, MIT joint program on the Science and Policy of Global Changes, Cambridge MA.
- Moomaw R., Shatter A., 1996, Urbanisation and Economic Development: a bias towards large cities, *Journal of Urban Economics*, 40, pp.13-37.
- Moon H., Perron B., 2004, Testing for a unit root in panels with dynamic factors, *Journal of Econometrics*, 122, pp.81-126.
- Mori T., Nishikimi K., Smith T., 2008, The Number-Average Size Rule: A New Empirical Relationship Between Industrial Location And City Size, *Journal of Regional Science*, vol. 48(1), pp.165-211.
- Moriconi-Ebrard F., 1993, *L'urbanisation du monde depuis 1950*, Paris, Anthropos.
- Nadaraya E., 1964, On estimating regression, *Theory of Probability and its applications*, vol.9(1), pp.141-142.
- Nations Unies, 2006, *World urbanization prospects: the 2005 revision*, Nations-Unies, Division Population, New York.
- Nations Unies, 2008, *World urbanization prospects: the 2007 revision*, Nations-Unies, Division Population, New York.
- Nelson C., Plosser C., 1982, Trends and random walk in macroeconomic time series, *Journal of Monetary Economics*, 10, pp.139-162.

- Ng S., Perron P., 1995, Unit root tests in Arma Models with data dependent methods for the selection of the truncation lag, *Journal of the American Statistical Association*, 90, pp.268-281.
- Nishiyama Y., Osada S., 2005, *Statistical theory of rank-size rule regression under Pareto distribution*, Working paper, Kyoto Institute of economic research.
- Nishiyama Y., Osada S., Mirumune M., 2004, *Estimation and testing for rank-size rule regression under Pareto distribution*, Working paper, Kyoto Institute of economic research.
- Nishiyama Y., Osada S., Sato Y., 2008, OLS estimation and the-t-test revisited in rank-size rule regression, *Journal of Regional Science*, vol.48 (4), pp.691-716.
- Nitsch V., 2005, Zipf zipped, *Journal of Urban Economics*, n°57, pp.86-100.
- Northam R., 1975, *Urban geography*, J.Wiley & sons, New York.
- Nota S., Song F., 2006, Further Analysis of the Zipf's Law: Does the Rank-Size Rule Really Exist? UNR Joint Economics Working Paper Series, *Working Paper, 07-2006*, University of Nevada.
- OCDE, 2007, *Panorama des statistiques de l'OCDE*, Editions de l'OCDE, Paris.
- Office of Registrar General of India, *Annual Migration Tables, 1981-2001*, Jharkhand.
- Office of Registrar General of India, *Census of India, 1981, 1991, 2001*, Jharkhand.
- Office of Registrar General of India, *Sample Registration System, 1981-2001*, Jharkhand.
- Osada S., 2003, The japanese urban system: 1970-1990, *Progress in planning*, 59(3), pp.125-131.
- Paltsev S., Reilly J., Jacoby H., Eckaus R., McFarland J., Sarofim M., Asadoorian M., Babiker M., 2005 *The MIT emissions prediction and policy analysis (EPPA) model: Version 4*, MIT, Cambridge.

- Panagariya A., 2004, *India in the 1980s and 1990s: A Triumph of Reforms*, IMF Working Papers 04/43, International Monetary Fund.
- Pareto V., 1895, [1965], *La courbe de la répartition de la richesse*, Librairie Droz, Genève.
- Parr J., 1976, A class of deviations from rank-size regularity: Three interpretations, *Regional Studies* 10(3), pp.285–292.
- Parr J., 1985, A note on the size distribution of cities over time, *Journal of Urban Economics*, vol.18, pp. 199–212.
- Parr J., Jones C., 1983, City size distributions and urban density functions: some interrelationships, *Journal of Regional Science*, pp.283-307.
- Parr, J., 1970, Models of city size in an urban system, *Papers and Proceedings of the Regional Science Association*, 25, pp.221-253.
- Pearson K., 1905, The problem of the random walk, *Nature*, 72, pp.294-297.
- Perron P., 1989, The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis, *Econometrica*, 57, pp.457-505.
- Perron P., Schiller R., 1985, Testing the random walk hypothesis: power vs frequency of observations, *NBER Technical Papers*, 45, Washington.
- Persky J., 1992, Pareto's law, *Journal of Economic Perspectives*, vol.6(2), pp.181-192.
- Pesaran H., 2003, *The simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence*, Mimeo, University of Southern California.
- Petrakos et al., 2003, *Growth, Integration and regional Inequality in Europe*, Working Paper, University of Thessaly.
- Phillips P., Perron P., 1988, Testing for a Unit Root in Time Series Regression, *Biometrika*, 75, pp.335-346
- Phillips P., Sul D., 2003, Dynamic Panel Estimation and homogeneity testing under cross section dependence, *Econometrics Journal*, 6(1), pp.217-259.
- Pickett M., Cadenasso J., Grove C., Nilon R., Poyat W., Zipperer S., Costanza R., 2001, *Urban Ecological Systems: linking terrestrial,*

- ecological, physical and socioeconomic components of metropolitan areas, *Annual Review of Ecological Systems*, vol.32, pp.127-157.
- Portugali J., 2000, Complexity theory as a link between space and place, *Environnement and Planning A*, vol.38, pp.647-664.
- Pumain D., 2006, Alternative explanations of hierarchical differentiation in urban systems, in Pumain D. (ed). Hierarchy in natural and social sciences, *Methodos*, series 3, pp.169-222.
- Quah D., 1993, Empirical cross-section dynamics in economic growth, *European Economic Review*, 37, pp.426-434.
- Quah D., 1996, Empirics for economic growth and convergence, *European Economic Review*, vol.40, pp.1353-1375.
- Ravallion M., 2007, Urban poverty, *Finance and Development*, Vol.44(3), pp.15-17.
- Reed J., 2001, The Pareto, Zipf and other power laws', *Economics Letters*, n°74, pp.15-19.
- Reed J., 2002, On the rank-size distribution for human settlements, *Journal of Regional Science*, 41, pp.1-17,
- Rodrik D, Subramanian A., 2004, Why India Can Grow at 7 Percent a Year or More: Projections and Reflections, *IMF Working Papers*, 04/118, International Monetary Fund.
- Romer P., 1990, Endogenous technological change, *Journal of Political Economy*, vol.98, pp.71-102.
- Rose A., 2005, *Cities and Countries*, Draft Paper, Haas School of Management, University of California, Berkeley.
- Rosen, K., Resnick, M., 1980, The size distribution of cities: an examination of the Pareto law primacy, *Journal of Urban Economics*, 8, pp.165-186.
- Rosenthal S., Strange W., 2004, Evidence of the nature and sources of agglomeration economies, in Henderson J.V., Thisse J-F. (eds) *Handbook of regional and urban economics*, vol.4, Elsevier Science B.B, Amsterdam, pp.2341-2376.

- Rossi-Hansberg E., Wright M., 2007, Urban Structure and Growth, *Review of Economic Studies*, 74, pp. 597-624.
- Sachs J., Woo W., 2000, Understanding China's Economic Performance, *Journal of Policy Reform*, vol.4.1, pp.1-50.
- Schaffar A., 2008, Income inequalities, urbanisation and regional development in China, *Région et Développement*, 28, pp.132-156.
- Schaffar A., 2009, La loi de Zipf dans la science régionale : entre anciennes controverses et nouvelles perspectives, *CyberGeo–Revue Européenne de Géographie*, n.450, Avril, pp.1-23.
- Schumpeter J., 1949, Economic Theory and Entrepreneurial History, reprinted in Schumpeter, J., 1989, *Essays on Entrepreneurs, Innovations, Business*, Transaction Publishers, N.Brunswick.
- Schwarz, G., 1976, Estimating the dimension of a model, *Annals of Statistics*, vol.6, pp.461-464.
- Schweizer U., Varaiya P., 1976, The spatial structure of production with a Leontief technology, *Regional Science and Urban Economics*, vol.6, pp.231-251.
- Sciode N., Batty M., 2000, Power law distributions in real and virtual worlds, *Proceedings of the 10th annual internet Society*, University College, London.
- Sharma S., 2003, Persistence and stability in city growth, *Journal of Urban Economics*, 53, pp.300-320.
- Shen J., 2006, Understanding Dual-track Urbanisation in Post-reform China: Conceptual Framework and Empirical Analysis, *Population, Space and place*, 12, pp.497-516.
- Silverman B.W., 1986, *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*, Chapman and Hall, London.
- Simon, H., 1955, On a class of skew distribution functions, *Biometrika*, 44, pp.425-440.
- Singer H., 1936, The "courbe des populations": a parallel to Pareto's law, *The Economic Journal*, vol.XLVI, n°182, pp.254-263.

- Smith A., 1776 [1976], *An inquiry into the nature and the causes of the wealth of nations*, Campbell & Skinner, Oxford.
- Song, S., Zhang, K., 2002, Urbanization and City Size Distribution in China, *Urban Studies*, vol.39, 2317-2327.
- Soo K.T., 2005, Zipf's Law for cities: a cross-country investigation, *Regional Science and Urban Economics*, vol.35, pp. 239-263.
- Srinivasan T., Tendulkar D., 2003, *Reintegrating India with the World Economy*, Institute for International Economy, Washington DC, March.
- Steindl J., 1965, *Random Processes and the Growth of Firms*, Grion, Londres.
- Steindl J., 1968, Size distributions in Economics, in *International Encyclopedia of the Social sciences*, vol.14, McMillan Press, New York.
- Stewart C., 1958, The Size and Spacing of Cities, *Geographical Review*, n° 48, pp.222-245.
- Stoev S., Michailidis G., Taqqu M., 2008, *Estimating heavy-tail exponents through max self-similarity*, Research Paper, University of Michigan, Ann Arbor.
- Suarez-Villa L., 1980, Rank size distribution, city size hierarchies and the Beckmann model: some empirical results, *Journal of Regional Science*, vol.22 (3), pp.315-324.
- Suarez-Villa L., 1982, A test of Beckmann's model and the rank size distribution with microregional data, *Journal of Regional Science*, vol.20, pp.91-97.
- Sutton J., 1997, Gibrat's Legacy, *Journal of Economic Literature*, vol.XXXV, pp.40-59.
- Taylor J. Martin P., 2001, Human capital, migration and rural population change, in Gardner and al., eds, *Handbook of Agricultural Economics*, 1, North-Holland press, pp.947-1034.
- Tsallis C., 1988, Possible generalization of Boltzmann-Gibbs statistics, *Journal of Statistical Physics*, vol. 52(2), pp.479-487.

- Tschoegl A., 1983, Size, Growth, and Transnationality among the World's Largest Banks, *Journal of Business*, vol. 56(2), pages 187-201.
- Venables A., 1999, The International Division of Industries: Clustering and Comparative Advantage in a Multi-industry Model, *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 10(4), pp.495-513.
- Wang F., Zuo X., 1999, Inside China's Cities: Institutional Barriers and Opportunities for Urban migrants, *The American Economic Review*, Vol. 89(2), 276-280.
- Watson G., 1964, Smooth regression Analysis, *Sankhya Serie A*, 26, pp.359-372.
- Wei Y., 2007, Rural-Urban Migrant Workers in China: The Vulnerable Group in Cities, paper presented at *Berlin roundtables of the Irmgard Coninx Foundation*, February.
- Weibull W., 1939, *A statistical theory of the strength of materials*, Generalstabens Litografiska Anstalts Förlag, Stockholm.
- Werner T., Upper C., 2002, *Time variation in the tail behaviour of bund futures returns*, European Central Bank, Working Paper, pp.1-36.
- Weron R., 2001, Levy-stable distributions revisited: tail index >2 does not exclude the Levy stable regime, *International Journal of Modern Physics*, vol.12(2), pp.110-1115 .
- Wheaton W., Shishido H., 1981, Urban concentration, Agglomeration Economies and the level of economic development, *Economic development and cultural change*, 30, 1, pp.17-30.
- White R., Engelen, G., 1993, Cellular automata and fractal urban form: a cellular modelling approach to the evolution of urban land use patterns, *Environment and Planning A*, vol.25, pp.1175-1199.
- Wickens, 1921, *Census of the Commonwealth of Australia*, in H.J.Green, Government Printer, Melbourne.
- Williamson J., 1965, Regional inequality and the process of national development, *Economic Development and Cultural Change*, 4, pp.3-47.

- Wu X., 1994, Rural to Urban Migration in the People's Republic of China, *The China Quarterly*, 139, pp.669-672.
- Xu Z., 2008, *Urbanisation et croissance des villes en Chine*, Thèse de Doctorat, Université de Clermont-Ferrand.
- Youndje E., Sarda P., Vieu P., 1993, Estimateur à noyau d'une densité conditionnelle : choix de la fenêtre pour des observations dépendantes, *Comptes rendus de l'Académie des Sciences*, Série 1, Mathématique, vol.316 (9), pp.935-938.
- Yule G. (1911) [1944], *The statistical study of library vocabulary*, Cambridge University Press.
- Zeyneloglu S., Kundak S., Dokmeci V., 2005, Methods and Data consideration related to the rank size distributions of settlements, *Acts of the ERSA*, Amsterdam, August.
- Zhang L., Zhao S., 1998, Re-examining China's 'Urban' Concept and the Level of Urbanization, *The China Quarterly*. 154, pp.330-381.
- Zhang Y., 2002, Historical Review and Prospects of Hukou System Reform, *Ning xia Social Science*, n.3, pp.5-36.
- Zhao S., Chan R., Sit K., 2003, Globalization and the dominance of large cities in contemporary China, *Cities*, 20-4, pp. 265-278.
- Zhao, Chan and Sit, 2003, Globalization and the dominance of large cities in contemporary China, *Cities*, 20(4), pp. 265-278.
- Zhou Y., Ma J, 2003, China's Urbanization Levels: Reconstructing a Baseline from the Fifth Population Census, *The China Quarterly*, 173, pp.176-196.
- Zipf G.K., 1941, *National Unity and Disunity: the Nation as a Bio-Social Organism*, Principia Press, Bloomington.
- Zipf G.K., 1949, *Human Behavior and the Principle of Least Effort*, Addison-Welsey, Cambridge, MA.

Liste des figures

1.1	La fréquence de la distribution des revenus	23
1.2	Les fractions de la distribution de Bradford	26
1.3	La relation entre le logarithme du rang et le logarithme de la taille des villes	29
1.4	Histogramme des estimations du coefficient de hiérarchisation (515 estimations)	40
1.5	La distribution rang taille des villes françaises. 1831-1990	43
1.6	Le biais de l'estimateur du coefficient de Pareto par la méthode des MCO	50
1.7	Le biais de la variance du coefficient estimée par les MCO	50
1.8	Comparaison du biais de l'estimation du coefficient de hiérarchisation (γ) par la méthode des MCO et des MCG	53
1.9	Comparaison du biais de l'estimation de la variance du coefficient de hiérarchisation par la méthode des MCO et des MCG	53
1.10	Histogrammes des estimateurs du coefficient de hiérarchisation obtenus par 20 000 simulations Monte Carlo	60
1.11	Comportement des différents estimateurs pour les échantillons de taille 500 (20 000 simulations Monte Carlo)	62
1.12	Kernel de densité des villes américaines en 2000	71
2.1	Evolution du taux d'urbanisation 1980 – 2005 : Inde – Chine - Etats-Unis - Europe	92
2.2	Courbe de Lorenz et indice de Gini en 1997 : Inde – Chine - Etats-Unis - Europe	94
2.3	Histogramme des tailles des villes chinoises et indiennes en 2004 et 2001 respectivement	121
2.4	Fonction de répartition des villes chinoises de plus de 100 000 habitants	123

2.5	Fonction de répartition des villes indiennes de plus de 100 000 habitants	124
2.6	Hypothèse d'une adéquation entre la distribution réelle des tailles des villes chinoises et indiennes de plus de 100 000 hab. (en ln) et une loi lognormale non tronquée	125
2.7	Densité de kernel pour les villes chinoises 1984-1994-2004	128
2.8	Densité de kernel pour les villes indiennes 1981-1991-2001.	129
2.9	Distribution rang taille des villes chinoises et indiennes.	130
3.1	Taille optimale des villes et spécialisation industrielle.	179
4.1	Densité jointe des taux de croissance et des tailles des villes chinoises 1984-2004	213
4.2	Densité conditionnelle des taux de croissance des villes chinoises selon leur taille 1984-2004	214
4.3	Densités conditionnelle du taux de croissance pour des tailles urbaines chinoises choisies 1984-2004	215
4.4	Lignes de niveaux des densités conditionnelles des taux de croissances des villes chinoises 1984-2004	216
4.5	Estimation non paramétrique du taux de croissance en fonction de la taille sur les villes chinoises 1984-2004	216
4.6	Densité conditionnelle des taux de croissance des villes chinoises selon leur taille 1984-1994	217
4.7	Densité conditionnelle des taux de croissance des villes chinoises selon leur taille 1994-2004	217
4.8	Lignes de niveaux des densités conditionnelles des taux de croissances des villes chinoises 1984-1994	218
4.9	Lignes de niveaux des densités conditionnelles des taux de croissances des villes chinoises 1994-2004	218
4.10	Densité jointe des taux de croissance et des tailles des villes indiennes 1981-2001	219
4.11	Densité conditionnelle des taux de croissance des villes indiennes selon leur taille 1981-2001	220
4.12	Densités conditionnelle du taux de croissance pour des tailles urbaines indiennes choisies 1981-2001	221
4.13	Lignes de niveaux des densités conditionnelles des taux de croissances des villes indiennes 1981-2001	222

4.14 Estimation non paramétrique du taux de croissance en fonction de la taille sur les villes indiennes 1981-2001	222
4.15 Densité conditionnelle des taux de croissance des villes indiennes selon leur taille 1981-1991	223
4.16 Densité conditionnelle des taux de croissance des villes indiennes selon leur taille 1991-2001	223
4.17 Lignes de niveaux des densités conditionnelles des taux de croissances des villes indiennes 1981-1991	224
4.18 Lignes de niveaux des densités conditionnelles des taux de croissances des villes indiennes 1991-2001	224
4.19 Probabilités de transition annuelle des villes chinoises entre différentes classes – 1984/2004	233
4.20 Probabilités de transition annuelle des villes indiennes entre différentes classes – 1981/2001	240

Liste des tableaux

1.1	Coefficients de hiérarchisation (modèle de Lotka) par blocs de pays et Continents	38
1.2	Quelques études qui testent la validité de la loi de Zipf	39
1.3	Estimations du coefficient de Pareto – Résultats de la simulation Monte Carlo (20 000 estimations)	58
1.4	Comparaison des différentes méthodes d'estimation	63
2.1	Evolution du taux d'urbanisme et du PIB par habitant en \$ constant PPPA (2000)	93
2.2	Nombre de grandes métropoles en 1980 et 2005 : Inde – Chine – Etats-Unis - Europe	97
2.3	Population et poids des aires métropolitaines dans la population totale en 2001 (Inde – Chine – Europe – Etats-Unis)	98
2.4	Echantillon des villes chinoises 1984 – 2004.	115
2.5	Echantillon des villes indiennes 1981 – 2001.	117
2.6	Résultats du KS-test sur l'adéquation entre la distribution des villes chinoises de plus de 100 000 habitants et la loi de Pareto . . .	122
2.7	Résultats du KS-test sur l'adéquation entre la distribution des villes indiennes de plus de 100 000 habitants et la loi de Pareto . . .	123
2.8	KS-test sur l'adéquation entre la distribution réelle des villes chinoises de plus de 100 000 habitants et la loi lognormale estimée à partir de différents paramètres en 2004	126
2.9	KS-test sur l'adéquation entre la distribution réelle des villes indiennes de plus de 100 000 habitants et la loi lognormale estimée à partir de différents paramètres en 2001	126
2.10	Coefficient de Pareto pour les distributions-rang taille des villes chinoises et indiennes – Méthode Hill	129
2.11	Résultats du terme quadratique de la régression de Rosen-Resnik – Chine et Inde	131

2.12 Sensibilité des paramètres de la distribution rang taille au changement de seuil de taille minimale des villes chinoises	132
2.13 Sensibilité des paramètres de la distribution rang taille au changement de seuil de taille minimale des villes indiennes	133
4.1 Distribution initiale (1984) des villes chinoises en cinq classes discrètes	232
4.2 Matrice de transition (1 an) des villes chinoises – 1984/2004	233
4.3 Temps moyens de premier passage pour les villes chinoises	234
4.4 Etat stationnaire de la taille des villes chinoises	235
4.5 Matrice de transition des villes chinoises - 1984-1994	235
4.6 Matrice de transition des villes chinoises - 1994-2004	236
4.7 Distributions des villes chinoises en 2004 : Etat réel vs prévisions. .	237
4.8 Etats stationnaires de la distribution des villes chinoises selon la vitesse de transition	238
4.9 Distribution initiale (1981) des villes indiennes en cinq classes discrètes	238
4.10 Matrice de transition (1 an) des villes indiennes – 1981/2001	239
4.11 Temps moyens de premier passage pour les villes indiennes	240
4.12 Etat stationnaire de la taille des villes indiennes	241
4.13 Matrice de transition des villes indiennes - 1981-1991	242
4.14 Matrice de transition des villes indiennes - 1991-2001	242
4.15 Distributions des villes indiennes en 2001 : Etat réel vs prévisions. .	243
4.16 Résultats des tests de racine unitaire en série temporelle pour les tailles des villes chinoises et indiennes	249
4.17 Résultats des tests de racine unitaire en série temporelle sur les taux de croissance (en ln) des villes chinoises et indiennes	250
4.18 Tests de racine unitaire sur données de panel pour la taille des villes (en logarithme)	254
4.19 Tests de racine unitaire sur données de panel de seconde génération pour la taille des villes	257

Liste des cartes

- 1.1 Densité de la population mondiale (nombre de personnes par 100 km²) 95
- 1.2 Densité de population indienne et chinoise – Détail (nombre de personnes par 100 km²) 96

Liste des annexes

1.1	Simulation Monte Carlo : code Matlab	78
1.2	Densités de Kernel des estimations du coefficient de Pareto	83
1.3	Comparaison des différents estimateurs	84
2.1	Evolution de l'urbanisation dans les pays industriels et les pays en développement	139
2.2	Organisation administrative - Chine.	140
2.3	Organisation administrative - Inde.	142
2.4	Comparaison des systèmes urbains chinois et indien.	144
2.5	Histogramme des tailles des villes chinoises et indiennes	145
2.6	Test d'adéquation Kolmogorov-Smirnov : code Matlab	146
2.7	Adéquation de la distribution des tailles des villes chinoises à une loi lognormale	148
2.8	Adéquation de la distribution des tailles des villes indiennes à une loi lognormale	150
2.9	Adéquation de la distribution des tailles des villes indiennes à une loi lognormale tronquée	151
4.1	Codes Matlab pour l'estimation des densités de Kernel et les régressions non-paramétriques	261
4.2	Nuage de points de la taille et du taux de croissance des villes chinoises	264
4.3	Nuage de points de la taille et du taux de croissance des villes indiennes	264
4.4	Codes Matlab pour les calculs des chaînes de Markov	265
4.5	Résultats des tests de racine unitaires ADF sur les villes chinoises et les villes indiennes	268

Table des matières

Avant propos	1
Sommaire	3
Introduction générale	5
1 La loi de Zipf et l'organisation hiérarchique des villes	15
1.1 La loi de Zipf revisitée	20
1.1.1 La loi de Pareto	22
1.1.2 Les lois de Bradford et de Lotka	24
1.1.3 La Loi de Zipf	27
1.2 La loi rang taille dans la science régionale	32
1.2.1 La loi rang taille et la théorie des places centrales : le modèle de Beckmann	33
1.2.2 Les tests empiriques sur la loi de Zipf : une comparaison internationale	37
1.2.3 L'évolution du coefficient de hiérarchisation	42
1.3 Méthodes d'estimation du coefficient de hiérarchisation	47
1.3.1 Estimation du coefficient de Pareto par la méthode des moindres carrés ordinaires	48
1.3.2 La correction du biais de l'estimation par les moindres carrés ordinaires	51
1.3.3 L'estimateur de Hill	54
1.3.4 Le choix de la méthode d'estimation. Une simulation Monte Carlo	51

1.4	Les hypothèses d'une distribution alternative	66
1.4.1	L'hypothèse d'une déviation vis-à-vis d'une distribution de Pareto	67
1.4.2	L'hypothèse d'une distribution lognormale	68
1.4.3	Quelques prolongements théoriques sur les distributions alternatives	72
	Conclusion	76
	Annexes du chapitre 1	78
2	Les distributions rang-taille en Chine et en Inde	85
2.1	Les processus d'urbanisation en Chine et en Inde	90
2.1.1	Une approche descriptive des processus d'urbanisation chinois et indien	91
2.1.2	Une approche historique de l'urbanisation chinoise . . .	99
2.1.3	Une approche historique de l'urbanisation indienne . .	102
2.2	Base de données - Echantillonnage	106
2.2.1	Définitions et choix de l'échantillonnage	107
2.2.2	La construction des échantillons des villes	110
2.2.3	Caractéristiques des échantillons des villes chinoises et indiennes	115
2.3	Etude des distributions des tailles des villes chinoises et indiennes	119
2.3.1	La forme des distributions des villes	120
2.3.2	Evolution des hiérarchies urbaines chinoises et indiennes	128
	Conclusion	137
	Annexes du chapitre 2	139
3	Les théories de la croissance urbaine	153
3.1	Les théories de la croissance urbaine aléatoire	158
3.1.1	La loi de Gibrat	160
3.1.2	Le modèle probabiliste de Simon	163
3.1.3	Croissance urbaine aléatoire : le modèle canonique de Gabaix	166

3.2	Les théories de la croissance urbaine déterministe	171
3.2.1	Croissance urbaine et avantages géographiques	173
3.2.2	Croissance urbaine et externalités d'agglomération	177
3.2.3	Les modèles de la croissance urbaine endogène	181
3.3	Théories hybrides – approches empiriques	187
3.3.1	Croissance aléatoire et effets de taille	188
3.3.2	Croissance urbaine et chocs de productivité	191
3.3.3	Croissance endogène et chocs aléatoires	197
	Conclusion	201
4	La croissance urbaine en Chine et en Inde	203
4.1	Etude non paramétrique du lien entre croissance et taille urbaine	208
4.1.1	Représentation graphique de la croissance urbaine : éléments méthodologiques	210
4.1.2	Estimation non paramétrique du lien entre croissance et taille des villes chinoises	213
4.1.3	Estimation non paramétrique du lien entre croissance et taille des villes indiennes	219
4.2	La croissance relative des villes chinoises et indiennes	226
4.2.1	Les chaînes de Markov	228
4.2.2	La croissance relative des villes chinoises	232
4.2.3	La croissance relative des villes indiennes	238
4.3	Tests de non stationnarité des tailles urbaines	245
4.3.1	Tests de racine unitaire sur les séries chronologiques des tailles urbaines	247
4.3.2	La non stationnarité des tailles urbaines : les résultats des tests sur données de panel	251
	Conclusion	259
	Annexes du chapitre 4	261

Conclusion générale	277
Bibliographie	285
Liste des figures	311
Liste des tableaux	314
Liste des cartes	316
Liste des annexes	317

Résumé

L'objectif de cette thèse est d'étudier l'évolution des hiérarchies urbaines et la nature de la croissance des villes dans les pays émergents, en s'appuyant sur les exemples de la Chine et de l'Inde entre 1981 et 2004. Cette période est marquée par des bouleversements profonds, tant sur un plan économique que sur un plan institutionnel pour les deux pays.

Dans ce travail, la question de la nature de la croissance urbaine est analysée à travers la relation entre la taille d'une ville et sa croissance démographique. Si une telle relation existe, cela conduit à lier structurellement changement économique et mutation urbaine. Dans le cas inverse, les deux processus sont bien distincts, ce qui met en cause tout un pan de littérature qui se situe à l'intersection des sciences régionales et de l'économie du développement.

Cette thèse montre que la croissance urbaine s'apparente à un processus aléatoire, sauf lorsqu'elle est institutionnellement canalisée, c'est-à-dire lorsque le législateur impose des restrictions dans les choix de déplacement et de migration des ménages et des firmes. Cela revient à démontrer que la croissance démographique de chaque ville est indépendante de sa taille, conformément à la loi de Gibrat. Sous un tel régime, un système urbain évolue à travers des changements dans l'ordre hiérarchique (les rangs) des différentes villes, tout en gardant sa structure hiérarchique d'ensemble fondamentalement stable dans le temps. Cette configuration valide la loi de Zipf pour les villes.

Sur un plan empirique, les évolutions des hiérarchies urbaines chinoises et indiennes sont analysées à travers deux séries d'outils méthodologiques. En premier lieu, on cherche à caractériser la forme des distributions rang taille des villes, afin d'extraire un ensemble d'informations, concentrées dans la valeur du coefficient de hiérarchisation. On propose, alors, une analyse en coupe transversale, permettant de comparer l'état hiérarchique des distributions chinoise et indienne, à différentes dates, entre 1981 et 2004. En second lieu, on utilise un ensemble de méthodes paramétriques et non paramétriques pour étudier la nature de la croissance urbaine, en s'appuyant sur un panel plus réduit de villes des deux pays. On propose, alors, une analyse dynamique des hiérarchies urbaines, en se focalisant sur la question de la relation entre la taille et la croissance des villes.

Cette problématique est développée en quatre chapitres. Le premier chapitre présente le modèle rang taille, le second l'applique sur les distributions des villes en Chine et en Inde, le troisième aborde les modèles de la croissance urbaine, tandis que le quatrième teste la nature de ce processus en Chine et en Inde.

Par ce travail, cette thèse s'inscrit au prolongement d'un ensemble d'analyses engagées dans les sciences régionales contemporaines.