

# **La croissance urbaine marocaine : convergence vs concentration**

**Résumé :** Cet article propose d'étudier la croissance et les hiérarchies urbaines au Maroc entre 1994 et 2010. Il montre que, contrairement aux théories de la courbe en cloche, le système urbain marocain est caractérisé par une baisse de la concentration urbaine et une croissance démographique soutenue des villes de petite et de moyenne taille. Une telle conclusion implique un changement d'orientation dans les politiques de l'aménagement du territoire dans ce pays, résolument tournées jusqu'ici vers la gestion de la pression urbaine dans les grandes métropoles. Le travail engagé s'appuie sur une base de données originale fournie par le Haut-Commissariat au Plan permettant de recenser la taille des agglomérations marocaines et utilise un ensemble d'instruments statistiques et économétriques comme les tests de stationnarité et les chaînes de Markov.

**Mot clés :** croissance urbaine, hiérarchies urbaines, Maroc, convergence.

**JEL :** J11, R10, R12, R23

**Title: Urban growth in Morocco: convergence versus concentration**

**Abstract:** The aim of this paper is to study the nature of urban growth processes and the evolution of urban hierarchies in Morocco between 1994 and 2010. The paper draws upon panel data for Moroccan cities' sizes for this period and uses specific econometric and nonparametric analysis tools in order to show that Morocco's urban system is characterized by convergence. This contrasts with the main goals of regional planning policies in this country, mainly concerned by the regulation of urban concentration, while they should focus on the emergence and the high growth rates of a series of small and medium size cities.

**Key words:** urban growth, urban hierarchies, Morocco, convergence.

## 1. Introduction

Un grand nombre d'études récentes se focalise sur les changements démographiques urbains dans le Sud de la Méditerranée. Dans leur étude comparative des hiérarchies urbaines en Méditerranée entre 1960 et 2000, Schaffar et Catin (2011) montrent la divergence des trajectoires démographiques des villes entre les deux rivages de cette mer antique. Les pays de la rive Sud se caractérisent par un processus de concentration urbaine croissante tandis que ceux de la rive Nord affichent une stabilité de l'organisation de leurs systèmes urbains.

En mettant en relation les évolutions des hiérarchies urbaines et des niveaux de PIB par habitant dans les différents pays du pourtour méditerranéen, Schaffar et Catin (2011) confirment l'hypothèse d'une courbe en cloche des dynamiques urbaines, ce qui implique la succession, dans le temps, d'une phase de concentration puis de déconcentration urbaine (Parr, 1985 ; Catin et Van Huffel, 2004). Dans un tel modèle, à l'étape préurbaine, caractérisée par la faiblesse des infrastructures de transport et l'absence d'économies d'agglomération, succède une étape de concentration urbaine durant laquelle les infrastructures publiques se développent et certaines villes se spécialisent dans des productions particulières, d'où l'apparition d'une série d'économies d'échelle localisées ; ce processus de concentration se poursuit jusqu'à ce que la formation progressive de déséconomies d'agglomération produise un renversement de tendance et une dispersion urbaine. Celle-ci est renforcée par l'amélioration des infrastructures de transport interrégional qui facilitent la relocalisation des activités de production dans les régions et villes périphériques (Catin et al 2008).

De nombreuses études empiriques confirment le caractère explicatif et prédictif de ce modèle malgré des variantes nationales importantes (Brakman et al. 1999 ; Petrakos, 2003 ; Soo, 2005 ; Le Gallo et Chasco, 2008 ; Schaffar, 2009 ; Schaffar et Dimou, 2012). Sur le plan de l'organisation urbaine et des politiques de la ville, la validité d'un tel modèle implique le besoin de gérer, durant la seconde étape, la croissance démographique – parfois démesurée, souvent très rapide – de certaines grandes métropoles dont la structure initiale n'est pas toujours adaptée ni en disponibilité foncière, ni en matière d'équipement public ou de services à l'habitant pour accueillir un flot permanent d'immigrants ruraux ou en provenance d'autres villes de taille inférieure, dans un laps de temps plus ou moins court. Ceci semble être le cas de certaines grandes métropoles méditerranéennes (Le Caire, Casablanca, Istanbul, Athènes) dans les pays qui se positionnent sur la pente ascendante ou même au sommet de la courbe en cloche.

Dans certains pays, comme la Grèce ou le Maroc, la structuration démographique urbaine primatale exige une coordination entre certaines politiques économiques nationales et les politiques d'aménagement menées par les grandes métropoles afin de faire preuve d'une réelle efficacité. Ainsi, les politiques en faveur de l'activité industrielle grecque ne peuvent faire abstraction du fait que celle-ci est concentrée à plus de 50% dans le bassin d'emploi d'Athènes (Psycharis et al, 2014) ; de la même façon, les objectifs de la politique d'ouverture internationale du Maroc ne peuvent se décliner, sans penser aux mesures d'accompagnement économique et social du développement du port de Casablanca, véritable plaque tournante des échanges commerciaux extérieurs du Maroc.

Une telle approche conduit inexorablement à focaliser l'attention des planificateurs et des pouvoirs publics sur certains espaces métropolitains, considérés souvent comme le fer de lance de la croissance économique nationale par leur taille démographique, la concentration des firmes, l'importance des externalités d'échelle et de variété, mais aussi par la présence d'équipements publics. Ainsi, dans un pays comme le Maroc, les grandes lignes des politiques de l'aménagement du territoire s'inscrivent soit dans le prolongement du développement de Casablanca soit dans la gestion coordonnée de la régénération de son ancienne rivale, Tanger. Or, un regard plus attentif sur la démographie des villes du pays et une analyse plus élaborée des évolutions des hiérarchies urbaines depuis une vingtaine d'années incite à remettre en cause cette vision trop stricte des dynamiques urbaines marocaines et à déplacer, en même temps, le « curseur » des priorités en matière d'aménagement urbain. Catin et al (2008) montrent, ainsi, que le taux de primatie urbaine au Maroc, c'est-à-dire le poids de la population de la plus grande ville du pays rapportée sur la population des autres villes, augmente jusqu'aux années 1970 puis baisse systématiquement, ce qui signifie que le dynamisme démographique de Casablanca s'estompe au profit des autres villes.

L'objectif de cet article est d'analyser les évolutions démographiques des villes marocaines durant les deux dernières décennies, en utilisant un ensemble d'outils économétriques élaborés dans les études sur les hiérarchies et la croissance urbaines des pays industrialisés (Black et Henderson, 2003 ; Ioannides et Overman, 2003 ; Bosker et al, 2008 ; Schaffar et Dimou, 2012). En s'appuyant sur une base de données originale pour la période 1994-2010, cet article montre que les dynamiques urbaines au Maroc sont plus complexes et moins déterministes que celles énoncées par le modèle de la courbe en cloche. Contrairement aux apparences et aux discours officiels, on n'observe aucune tendance de concentration urbaine durant cette période ; à l'inverse, la dynamique urbaine est alimentée par la croissance élevée des villes de petite et de moyenne taille plutôt que par celle de Casablanca ou de Rabat, ce qui implique un processus de convergence des tailles des villes marocaines.

La section suivante revisite les approches théoriques de la croissance urbaine. La troisième section propose une présentation descriptive du système de villes du Maroc et de l'évolution des hiérarchies urbaines. La quatrième section aborde l'analyse de la croissance urbaine marocaine via des tests de stationnarité et le calibrage d'une relation non paramétrique entre la croissance et la taille des villes. La cinquième section s'appuie sur des chaînes de Markov pour étudier la croissance relative des villes. Enfin, la dernière section récapitule les résultats obtenus et discute les leçons que l'on peut en tirer en matière de politiques d'aménagement du territoire.

## **2. Les approches théoriques de la croissance urbaine**

L'étude des hiérarchies urbaines et de leur évolution occupe une place importante dans la science régionale contemporaine. Le point de départ de cette littérature est le travail original de Zipf (1949) sur les distributions rang-taille des villes. Selon Zipf, la distribution des tailles des villes d'un pays ou d'une région suit une loi de Pareto ; le coefficient de hiérarchisation de

cette distribution représente une mesure élégante et pertinente du degré de concentration urbaine. Lorsque ce coefficient est faible (inférieur à 1), un système urbain est caractérisé par le poids démographique prépondérant des plus grandes villes. A l'inverse, lorsque il est élevé (supérieur à 1), la population est distribuée de façon plus égalitaire entre les villes du système<sup>1</sup>.

Dans de nombreux pays ou régions, la partie haute de la distribution des tailles des villes, classées par ordre décroissant, suit une distribution de Pareto tandis que le coefficient de hiérarchisation est relativement stable, avec une valeur très proche à l'unité (Gabaix, 1999 ; Fujita et al, 1999 ; Dobkins et Ioannides, 2000 ; Guérin-Pace, 1995 ; Soo, 2005). Cette régularité empirique, appelée loi de Zipf (1949), implique que les hiérarchies urbaines d'un pays ou d'une région restent stables dans le temps, indépendamment des changements économiques qui s'y opèrent. Elle représente, selon Krugman (1996), un fascinant « *mystère urbain* » à déchiffrer.

Les travaux sur la croissance urbaine complètent les précédents car ils s'interrogent sur les mécanismes du changement démographique des villes, à l'origine des évolutions des hiérarchies urbaines. Ces travaux mettent en évidence les liens entre les caractéristiques des villes et leur croissance démographique ; ils cherchent à identifier les processus circulaires qui relient la spécialisation de chaque ville, l'existence de rendements croissants localisés ou l'évolution de son capital humain avec un processus continu et cumulatif d'agglomération des firmes et des ménages.

Les processus de croissance urbaine sont étudiés et interprétés au sein de deux séries d'approches théoriques majeures : celles de la croissance déterministe et celles de la croissance aléatoire (Dimou et Schaffar, 2011 ; Duranton, 2012). Selon Duranton et Puga (2013), les premières admettent l'existence de villes hétérogènes, contrairement aux secondes qui considèrent l'homogénéité des villes d'un système urbain.

Les modèles de la croissance déterministe se situent à l'intersection des approches de la croissance endogène de Lucas (1988) et des constructions théoriques de Henderson (1988) sur les externalités d'agglomération. Dans ces modèles, la croissance démographique urbaine est fondamentalement liée aux choix de localisation des firmes. La concentration des firmes, des travailleurs et de l'activité économique dépend d'une part des attributs de première nature de certains sites urbains, notamment des avantages naturels tels que l'accessibilité par des routes navigables, maritimes et fluviales ou un climat agréable et d'autre part, de la présence d'attributs de seconde nature, c'est à dire des avantages qui découlent des interactions entre les agents économiques lorsqu'ils sont spatialement concentrés. Dans les modèles les plus récents (Black et Henderson, 2003 ; Rossi-Hansberg et Wright, 2007), le changement démographique urbain est entretenu par le jeu des externalités d'agglomération de type MAR et dépend des spécialisations productives de chaque ville. La croissance urbaine représente un processus qui s'inscrit dans la continuité des dynamiques démographiques antérieures des villes.

Sur le plan empirique, le pouvoir explicatif de ces modèles, qui rejettent généralement la validité de la loi de Zipf, est controversé. Appliqué aux systèmes urbains français et japonais,

---

<sup>1</sup> Pour une présentation plus systématique de la loi de Zipf, voir Schaffar (2009) et Dimou et Schaffar (2011).

le modèle d'Eaton et Eckstein (1997) permet de produire des distributions rang taille des villes extrêmement stables conformes aux observations empiriques. Avec un modèle similaire, mais en admettant l'hétérogénéité urbaine, Black et Henderson (1999) concluent initialement à une croissance parallèle des villes américaines entre 1950 et 1990, puis, en relâchant quelques hypothèses contraignantes, ils montrent que le système urbain américain enregistre une lente tendance à la concentration, sous l'impulsion du changement technologique et l'accumulation des connaissances (Black et Henderson, 2003).

A l'inverse des approches précédentes, celles de la croissance aléatoire admettent que seuls les chocs exogènes sont susceptibles d'influencer les choix de localisation des agents économiques et agir sur la démographie des villes. Ces approches valident la loi de Gibrat pour les villes selon laquelle la croissance d'une ville à un instant  $t$  ne dépend ni de sa taille initiale ni de son histoire ou de sa dynamique démographique antérieure et n'a pas d'impact sur sa croissance future. Les tailles des villes suivent une marche aléatoire caractérisée par une succession de chocs indépendants et identiquement distribués et ne convergent pas vers une distribution limite finie. Ceci sous-entend qu'il n'existe pas de taille urbaine optimale.

Gabaix (1999), Gabaix et Ioannides (2004) ou Cordoba (2008) calibrent des modèles de croissance urbaine dans lesquels, sous certaines conditions restrictives telles qu'une mobilité limitée des ménages et des rendements d'échelle constants, la croissance urbaine s'apparente à un processus stochastique qui dépend exclusivement de chocs exogènes, distribués de façon aléatoire. Dans ces modèles, les tailles des villes tendent, à l'état stationnaire, vers une distribution qui suit la loi de Zipf, c'est-à-dire une distribution de Pareto avec un coefficient de hiérarchisation égal à 1.

A l'intersection de ces deux séries d'approches, certains modèles hybrides permettent de prendre en considération à la fois les effets de taille et les chocs exogènes (Duranton, 2006 et 2007). Dans le modèle de Duranton (2007), qui représente une variante spatiale du modèle de croissance à échelles de qualité des biens de Grossman et Helpman (1991), la source de la croissance urbaine réside dans les choix de localisation / relocalisation des firmes à l'issue d'un choc exogène, tel qu'une innovation intersectorielle ou la création d'une nouvelle variété de biens. Plus récemment, Duranton (2014) pointe l'influence d'autres facteurs sur la croissance urbaine, tels que l'importance du réseau routier, la qualité des équipements ou des aménagements urbains, mais aussi la formation professionnelle (Duranton et Turner, 2012).

La confrontation de toutes ces approches dérive sur la question de l'existence ou pas d'une taille urbaine optimale. Les théories de la croissance aléatoire réfutent cette hypothèse, en supposant que les externalités d'agglomération ne sont pas un facteur explicatif de la croissance démographique des villes ; à l'inverse, les modèles déterministes conduisent, sous certaines conditions, à la convergence des tailles urbaines. Sur un plan empirique, un ensemble de travaux étudient l'évolution des hiérarchies urbaines et la nature de la croissance démographique des villes dans différents pays et régions, en se focalisant sur la question de la convergence des tailles urbaines et la validité des lois de Zipf et de Gibrat. Ces travaux s'appuient sur une batterie d'outils économétriques variés (Findeisen et Sudekum, 2008 ; Bosker et al. 2008 ; Schaffar et Dimou, 2012), utilisés dans l'étude du système urbain marocain.

### 3. L'évolution des hiérarchies urbaines marocaines

Après 1960, le Maroc a connu un processus d'urbanisation soutenu : à l'indépendance, le taux d'urbanisation était de 29% ; il atteint en 2010 environ 60%, ce qui met le Maroc au premier rang (avec la Tunisie) des pays les plus urbanisés de l'Afrique du Nord, encore loin des standards européens (77,5%) mais aussi de la moyenne affichée par l'ensemble des pays émergents qui se situe autour de 45% (World Urbanization Prospects 2012).

L'urbanisation marocaine est alimentée par deux facteurs : la très forte natalité en milieu urbain (en moyenne 7,8 enfants par famille) et l'exode rural massif. Elle se manifeste par le gonflement des grandes agglomérations avec l'extension de leur périmètre et la multiplication de leurs banlieues mais aussi par l'émergence de nouvelles villes moyennes. Les années quatre-vingt-dix sont marquées par une décélération du processus d'urbanisation (Tableau 1) à cause de la baisse progressive de la natalité mais aussi de la réduction des migrations campagne-ville face à l'explosion du chômage urbain qui oscille entre 15 et 20% (HCP, 2013).

*Tableau 1 : Les taux de croissance démographique au Maroc*

Période	Population totale	Population urbaine	Taux d'urbanisation
1960-1970	2,5	4,3	31,7
1970-1980	2,6	4,4	37,4
1980-1990	2,2	4,0	44,5
1990-2000	1,7	2,8	51,5
2000-2010	1,1	1,8	55,6
2010-2020	1,0	1,8	59,8

*Source : Haut-Commissariat au Plan (HCP)*

*en %*

Dans l'étude de la croissance et des hiérarchies urbaines marocaines, la définition de la ville joue un rôle fondamental. La prise en compte de l'agglomération, c'est-à-dire de la ville dans son extension spatiale maximale, plutôt que de l'unité urbaine administrative, permet de capter les véritables dimensions des processus de concentration et de diffusion urbaine. Cette option s'avère néanmoins souvent problématique car si les séries de données statistiques pour les unités urbaines administratives sont relativement disponibles, ceci n'est guère le cas pour les agglomérations. La base de données utilisée dans ce travail provient des statistiques du Haut-Commissariat du Plan (HCP) et permet de recenser la population annuelle des agglomérations entre 1994 et 2010. Ceci conduit à intégrer toutes les villes limitrophes de Casablanca, de Rabat et de Marrakech dans ces agglomérations.

Une deuxième question relative à la définition de la ville est celle de la taille urbaine minimale retenue. La distribution des tailles des villes se caractérise par une probabilité d'apparition de valeurs extrêmes qui sont à l'origine de la formation de « queues épaisses » avec un comportement différent du reste de la distribution. Schaffar (2009) montre, ainsi, que lorsque l'on augmente considérablement la taille de l'échantillon, en incluant les plus petites

localités, une déviation significative peut apparaître vis-à-vis d'une distribution de Pareto, ce qui met en cause l'utilisation des modèles rang-taille dans l'étude des hiérarchies urbaines<sup>2</sup>.

Dans l'étude des hiérarchies urbaines marocaines, le « bornage » de la distribution a été opéré à 10 000 habitants pour deux raisons : en premier lieu, ce seuil est conforme à la définition de la ville admise lors de la Conférence de Prague (1966) et utilisée par le HCP du Maroc ; en second lieu, les séries statistiques démographiques marocaines sont fortement incomplètes pour les localités de moins de 10 000 habitants. Dans la base de données utilisée, sont retenues les 117 villes marocaines avec une population supérieure à 10 000 habitants en 1994<sup>3</sup>.

*Tableau 2 : Les villes marocaines de plus de 10 000 habitants 1994-2010*

Taille urbaine	1994	1999	2004	2010
Médiane	36 570	42 266	46 478	61 325
Moyenne	105 120	115 893	127 196	144 951
Ecart-type	277 135	292 440	308 164	329 716
Taille maximale (Casablanca)	2 713 169	2 829 079	2 946 440	3 095 922

Source / base de données : HCP

calculs par les auteurs

*Tableau 3 : Distribution des villes marocaines selon leur taille 1994-2010*

Taille (T)	1994	1999	2004	2010
10 000 < T < 20 000	0,2564	0,1709	0,0256	0,0000
20 000 < T < 50 000	0,2906	0,3931	0,5213	0,4274
50 000 < T < 100 000	0,2735	0,2222	0,2393	0,3162
100 000 < T	0,1795	0,2136	0,2136	0,2564
Population urbaine (117 villes)	12 298 995	13 559 533	14 819 846	16 959 253
Population urbaine (toutes les villes)	12 298 995	13 627 671	14 984 677	17 200 457
Représentativité de l'échantillon	100%	99,5%	98,9%	98,6%

Source / base de données : HCP

calculs par les auteurs

Le tableau 2 recueille quelques informations sur la population des villes marocaines retenues. La taille médiane est très faible en 1994 (36570 habitants) mais augmente de façon

<sup>2</sup> Dans son étude du système américain, Eeckhout (2004) montre que lorsque l'on tient compte de toutes les localités et notamment des plus petites, la distribution des tailles suit une loi log-normale. Néanmoins, la taille démographique de la plus petite localité retenue par Eeckhout (2004) est de 67 habitants, tandis que la taille médiane se situe à 1337 personnes, ce qui signifie qu'un très grand nombre de villes représentent à peine un village, démunis de fonctions métropolitaines.

<sup>3</sup> En 1994, ces 117 villes, avec 12,29 millions de personnes, représentent la totalité de la population urbaine marocaine. En 2010, elles comptabilisent 16,97 millions de personnes ce qui équivaut à 98,6% de la population urbaine marocaine. Le travail en données de panel n'autorise pas d'intégrer les nouvelles villes – celles dont la population atteint et/ou dépasse le seuil de 10 000 habitants en cours de période – dans la distribution des villes marocaines (au total, il y a 15 villes non-comptabilisées en 2010 dont le poids représente 1,4% de la population urbaine). Ceci ne modifie que de façon marginale les résultats obtenus, en sous-estimant légèrement le poids des petites villes dans la distribution rang-taille marocaine en fin de période.

prononcée durant toute la période de référence (elle double au bout de 17 ans). La taille moyenne augmente également, mais moins rapidement (en moyenne 4,2% par an), tandis que Casablanca reste la plus grande ville tout au long de la période, bien que sa croissance annuelle moyenne reste limitée à 2,3%).

Le tableau 3 permet de visualiser la distribution démographique des villes marocaines. En 1994, environ un quart des villes affichent une population inférieure à 20 000 habitants. Seize ans plus tard, toutes ces villes ont dépassé ce seuil démographique.

On analyse, à présent, l'évolution des hiérarchies urbaines au Maroc en comparant le coefficient de hiérarchisation des distributions rang taille des villes entre 1994 et 2010. On utilise la correction de Gabaix et Ibragimov (2009) pour les MCO, lorsque l'on dispose des échantillons de petite taille :

$$\ln\left(R - \frac{1}{2}\right) = a + \beta \ln(S)$$

où R est le rang d'une ville donnée, S sa taille et  $\beta$  le coefficient de hiérarchisation. Une baisse de la valeur absolue du coefficient  $\beta$  indique une tendance de concentration urbaine, tandis qu'une hausse montre un processus de diffusion plus équitable de la population urbaine entre les villes du pays<sup>4</sup>.

*Tableau 4 : Modèle rang-taille pour le Maroc 1994-2010*

	1994	1999	2004	2010
Constante	12,575 *** (0,000)	13,573 *** (0,000)	14,360 *** (0,000)	14,951 *** (0,000)
ln(S)	-0,825 *** (0,000)	-0,905 *** (0,000)	-0,964 *** (0,000)	-1,001 *** (0,000)
Nombre d'obs	117	117	117	117
R <sup>2</sup> adj	0,922	0,959	0,979	0,980

Notes : Les probabilités critiques sont entre parenthèses

\*\*\*, \*\*, \* correspondent respectivement à une significativité aux seuils 1%, 5%, 10%

Le tableau 4 montre les coefficients de Pareto obtenus pour les distributions des tailles urbaines en 1994, 1999, 2004 et 2010. Le coefficient augmente, en valeur absolue, de façon systématique tout au long de la période, ce qui signifie que la nature primatale du système urbain marocain diminue et que le poids des plus grandes villes s'estompe progressivement au profit des villes de petite ou moyenne taille. En 2010, la distribution rang-taille des villes marocaines valide la loi de Zipf.

<sup>4</sup> Schaffar (2012) a montré que l'utilisation d'un modèle en données de panel plutôt qu'en données transversales permet de déterminer un coefficient de hiérarchisation pour une période donnée plutôt que pour une seule année. Le modèle rang taille en panel améliore de façon significative la comparaison de différents systèmes urbains mais s'avère moins utile lorsque l'on étudie l'évolution des hiérarchies urbaines d'un seul pays dans le temps.



L'utilisation du modèle quadratique de Rosen et Resnick (1980) permet de compléter l'information fournie par le coefficient de hiérarchisation :

$$\ln(R) = a + \beta \ln(S) + \theta \ln(S)^2$$

Si  $\theta > 0$ , la distribution rang taille est convexe, ce qui signifie que le nombre de villes moyennes est inférieur à celui préconisé par la loi de Zipf. Au contraire, si  $\theta < 0$ , la distribution est concave, ce qui implique l'existence d'un nombre important de villes moyennes dont le poids démographique contrebalance celui des grandes agglomérations et des petites villes. Le tableau 5 permet de constater l'augmentation systématique du  $\theta$  entre 1994 et 2010, ce qui confirme l'importance croissante des villes moyennes dans le paysage urbain marocain.

*Tableau 5 : Modèle quadratique pour le Maroc 1994-2010*

	1994	1999	2004	2010
Constant	0,954 (0,159)	4,175 *** (0,000)	8,280 *** (0,000)	9,174 *** (0,000)
ln(Pop)	1,263 *** (0,000)	0,725 *** (0,000)	0,053 (0,700)	-0,054 (0,720)
ln(Pop)^2	-0,092 *** (0,000)	-0,069 *** (0,000)	-0,041 *** (0,000)	-0,038 *** (0,000)
Nombre d'obs	117	117	117	117
R <sup>2</sup> adj	0,980	0,983	0,990	0,990

*Notes :* Les probabilités critiques sont entre parenthèses

\*\*\*, \*\*, \* correspondent respectivement à une significativité aux seuils 1%, 5%, 10%

Plusieurs conclusions s'imposent : en premier lieu, le processus d'urbanisation se ralentit entre 1994 et 2010 ; en second lieu, la concentration urbaine baisse, ce qui signifie que les plus grandes agglomérations pèsent moins sur la distribution des villes en 2010 qu'en 1994 ; enfin, en troisième lieu, le poids des villes moyennes s'accroît systématiquement. Ces conclusions semblent aller à l'encontre des « à priori » officiels sur lesquels est bâtie la politique de l'aménagement du territoire au Maroc.

#### **4. La croissance urbaine au Maroc : vers une convergence des tailles des villes**

On se focalise, à présent, sur la croissance urbaine marocaine. On cherche à identifier la nature déterministe ou aléatoire des processus de croissance urbaine, en testant l'hypothèse de la convergence des tailles des villes. Si les séries des tailles des villes ont une racine unitaire, le processus de croissance urbaine est stochastique et les effets des chocs exogènes, distribués de façon aléatoire, ont un effet permanent sur la démographie des villes. A l'inverse, si les séries n'ont pas de racine unitaire, les effets des chocs sont temporaires ; dans ce cas, la croissance urbaine est déterministe et peut conduire, à l'état stationnaire, à un processus de convergence (Schaffar, 2010).

On utilise une spécification du modèle en données de panel avec effets fixes et dérive, en admettant que la taille d'une ville suit un processus d'autocorrélation de premier ordre <sup>5</sup> :

$$\Delta \ln S_{it} = \alpha_i + \theta_i t + \gamma_i \ln S_{it-1} + \sum_{j=1}^p \rho_{ij} \Delta \ln S_{it-j} + \varepsilon_{it}$$

où  $\ln S_{it}$  est le logarithme de la population de la ville  $i$  en  $t$ ,  $\gamma_i$  est le coefficient autorégressif de premier ordre,  $\alpha_i$  permet de capter la spécificité de chaque ville,  $\theta_i t$  est le terme indicatif du trend ascendant et  $\varepsilon_{it}$  un choc ponctuel *i.i.d.* en  $t$ . Le terme  $p$  correspond au nombre de variables retardées. L'hypothèse nulle est celle de la non-stationnarité versus l'hypothèse alternative selon laquelle les logarithmes des tailles des villes convergent. L'hypothèse alternative rejette la loi de Gibrat pour les villes et permet d'admettre un processus de convergence vers une taille optimale.

Ce travail s'appuie sur les tests de stationnarité en panel de première génération de Levin et al. (2002) et de Im et al (2003) et les tests de deuxième génération de Choi (2002) et de Pesaran (2007). Les tests de première génération reposent sur l'hypothèse de l'indépendance interindividuelle, ce qui signifie que les trajectoires démographiques des villes sont indépendantes. Or, il semble logique que, dans le cas des dynamiques urbaines, 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 part du fait de leur proximité ou de l'existence d'importants réseaux interpersonnels entre leurs habitants. 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.

Le tableau 6 affiche les résultats. Les tests de première génération (Levin et al. 2002 ; Im et al. 2003) et le test de Choi (2003) ne permettent pas de rejeter l'hypothèse nulle, ce qui signifie que la croissance urbaine marocaine s'apparente à un processus de croissance aléatoire. A l'inverse, le test de stationnarité de seconde génération de Pesaran (2007) rejette  $H_0$  et valide l'hypothèse de convergence des tailles urbaines. Bien que ces résultats s'avèrent contradictoires, il semble opportun de privilégier le test de Pesaran (2007), car outre son caractère plus robuste, il permet de prendre en considération la présence d'effets d'interaction urbaine et/ou d'effets macroéconomiques régionaux qui conditionnent la croissance des villes marocaines. Certes, cette hypothèse n'est pas davantage explorée dans cet article, car elle

---

<sup>5</sup> La loi de Gibrat stipule l'indépendance entre la taille et la croissance urbaine ; dans ce cas, la croissance démographique des villes dépend exclusivement des chocs exogènes distribués de façon aléatoire. Afin de tester la loi de Gibrat ou alternativement la convergence des tailles urbaines, il suffit d'admettre un processus autorégressif d'ordre 1, ce qui met en relation la taille de la ville en  $t-1$  et sa croissance démographique en  $t$ .

renvoie à un besoin de données économiques inexistantes encore au niveau urbain ou régional au Maroc. Elle ouvre, cependant, des perspectives de recherche future, fort intéressantes.

Tableau 6 : Résultats des tests de stationnarité en panel de 1<sup>ère</sup> et de 2<sup>ème</sup> génération

Test	Statistiques	Résultats
Levin et al (2002)	$LL$	-9,975 *** (0,000)
Im et al. (2003)	$\bar{Z}_t$	-17,751 *** (0,000)
	$\bar{W}_t$	-10,623 *** (0,000)
Choi (2002)	P	6,357 *** (0,000)
	Z	-7.270 *** (0,000)
	L*	-7.074 *** (0,000)
Pesaran (2007)	CIPS	-1,740 (0,996)
	CIPS*	-1,612 (0,953)

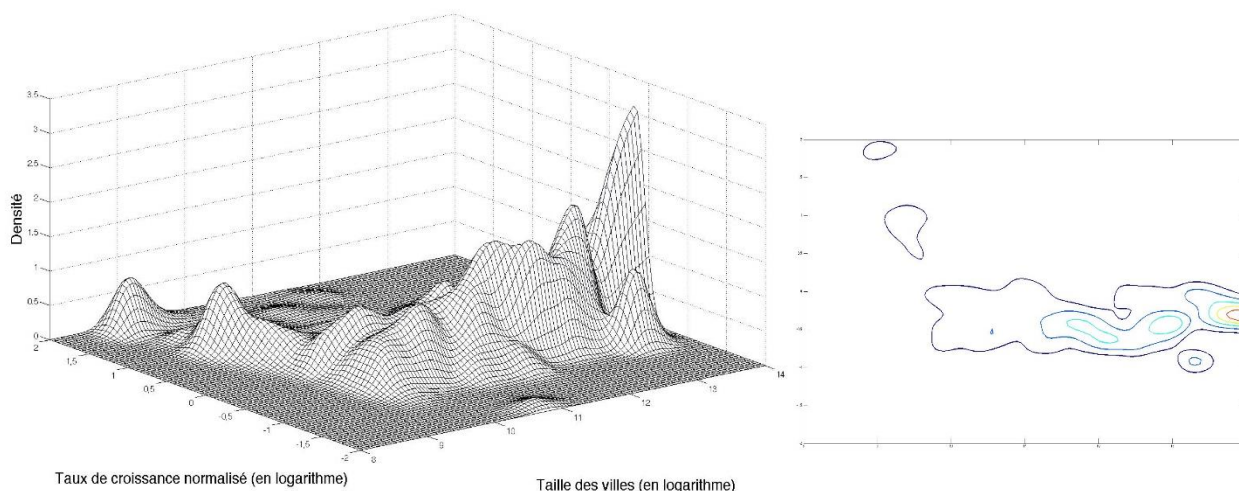
Notes : Les probabilités critiques sont entre parenthèses

\*\*\*, \*\*, \* correspondent respectivement à une significativité aux seuils 1%, 5%, 10%

Ces résultats peuvent être complétés par la détermination d'une relation non paramétrique entre le taux de croissance démographique des villes et la taille urbaine, selon la méthodologie initiée par Ioannides et Overman (2003). On détermine la densité conditionnelle du taux de croissance démographique selon la taille urbaine. Cette fonction  $\hat{f}(g|S = S_0)$  est le quotient entre la densité jointe  $\hat{f}(g_0, S_0)$  et la densité marginale  $\hat{f}(S_0)$  de  $S$ ;  $g$  est le logarithme du taux de croissance démographique normalisé d'une ville de taille  $S$ <sup>6</sup>. La représentation graphique de cette densité et les lignes de niveau associées (figure 1) permettent d'identifier l'uniformité et/ou la versatilité des processus de croissance démographique des villes marocaines entre 1994 et 2010. Dans l'hypothèse d'une croissance aléatoire, les villes, indépendamment de leur taille, affichent le même taux de croissance, proche du taux de croissance démographique du pays.

<sup>6</sup> Pour une présentation plus détaillée de cette méthode, voir Schaffar et al (2012).

Figure 1 : Densité conditionnelle du taux de croissance démographique selon la taille des villes et les lignes de niveau associées



Cette figure permet de montrer que jusqu'à un certain seuil, la croissance démographique est inversement corrélée avec la taille urbaine. Cette tendance concerne environ 80% des villes marocaines. Au-delà de 150 000 habitants, c'est-à-dire au-delà de la taille urbaine moyenne, les villes suivent une croissance parallèle, mais à un taux de croissance nettement inférieur.

## 5. La croissance relative des villes marocaines

Enfin, l'interprétation de la dynamique intra-distributionnelle des villes marocaines durant la période 1994-2010, s'appuie sur les chaînes de Markov, utilisées de façon systématique dans l'étude des processus de croissance urbaine (Eaton et Eckstein, 1997 ; Black et Henderson, 2003 ; Bosker et al, 2008 ; Dimou et Schaffar, 2009 ; Schaffar et Dimou, 2012).

En suivant la démarche méthodologique initiée par Le Gallo (2004), on admet 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, 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 :

$$\Pr(S_{t+1} = j \mid S_0 = i_0, S_1 = i_1, \dots, S_t = i_t) = \Pr(S_{t+1} = j \mid S_t = i_t)$$

L'utilisation des chaînes markoviennes permet d'appréhender la dynamique de la distribution rang taille des villes. La matrice de transition mesure la rapidité et l'importance de la progression des villes dans la distribution rang taille, tandis que la matrice des temps moyens

de premier passage affiche le nombre minimal d'années nécessaires pour qu'une ville de taille  $i$  évolue vers une taille  $j$ .<sup>7</sup>

La méthode des chaînes de Markov exige de découper la distribution des tailles urbaines en plusieurs classes. La discrétisation – nécessairement arbitraire – de la distribution s'avère problématique car peut conduire à des conclusions erronées. (Quah, 1993)<sup>8</sup>. Afin de minimiser le biais, Lopez-Bazo et al. (1999) ou Le Gallo (2002) préconisent un découpage homogène en classes comportant le même nombre d'individus. Or, appliqué aux systèmes urbains, un tel découpage ne permet pas de décerner clairement les effets de taille, soit parce qu'il sépare des petites villes qui devraient appartenir à une même classe, soit parce qu'il réunit les grandes métropoles et les villes de taille moyenne dans une dernière classe hétéroclite<sup>9</sup>.

Ce travail suit la démarche préconisée par Black et Henderson (2003) ou Schaffar et Dimou (2012), selon lesquels il est nécessaire d'adapter le découpage de la distribution, en tenant compte d'éventuelles « queues épaisses », c'est-à-dire d'une concentration de villes dans les classes de faible taille urbaine. On admet le principe de discrétisation en cinq classes, avec des seuils à  $0,18m$  ;  $0,25m$  ;  $0,4m$  ;  $m$  où  $m$  est la taille moyenne des villes marocaines, ce qui permet d'obtenir des classes relativement homogènes, tout en respectant les spécificités de la distribution, caractérisée par une forte présence des petites et moyennes villes.

*Tableau 7 : Distribution des 117 villes marocaines de plus de 10 000 habitants en 1994*

	C1	C2	C3	C4	C5
Intervalle	$S_{ij} < 0,18m$	$0,18m < S_{ij} < 0,25m$	$0,25m < S_{ij} < 0,40m$	$0,40m < S_{ij} < m$	$S_{ij} > m$
% de villes	0,205	0,179	0,188	0,213	0,213

Le tableau 7 permet de visualiser le poids de chaque classe selon le découpage initial de la distribution. Les quatre premières classes contiennent des villes dont la taille est inférieure à la taille moyenne des villes marocaines. Seule la classe C5 représente les villes supérieures à 105 120 habitants et représente un ensemble de configurations urbaines allant de la grande aire métropolitaine de Casablanca à des villes de taille plus réduite.

Préalablement à l'exploration des données à l'aide du modèle markovien, il convient d'évaluer sa validité et ses propriétés (Bickenbach et Bode, 2003). On cherche, d'abord, à déterminer l'ordre de la chaîne de Markov, en s'appuyant sur un test de  $\chi^2$  (Basawa et Prakasa Rao, 1980). On procède de manière séquentielle, en testant l'hypothèse d'une chaîne d'ordre 0

<sup>7</sup> Les probabilités de passage d'un groupe à l'autre, dans la matrice de transition, sont calculées par la méthode du maximum de vraisemblance.

<sup>8</sup> 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.

<sup>9</sup> Quah (1993), Eaton et Eckstein (1997) ou Bosker (2003) proposent un découpage arbitraire en 5 classes avec des seuils à  $\frac{1}{4}$  de la moyenne,  $\frac{1}{2}$  de la moyenne, la moyenne et deux fois la moyenne. Black et Henderson (2003) contestent ce choix en expliquant que lorsque l'on travaille avec des séries de tailles métropolitaines, il est nécessaire d'établir des points de rupture entre les classes inférieurs à la moyenne, afin de mieux capter la mobilité intra-distributionnelle des villes.

contre l'hypothèse d'une chaîne d'ordre égal ou supérieur à 1, puis en testant l'hypothèse d'ordre 1 contre l'hypothèse alternative d'un ordre supérieur. L'hypothèse nulle est rejetée dans le premier test, mais pas dans le deuxième, ce qui permet de considérer que la chaîne de Markov est d'ordre 1 (Tableau 8). Par la suite, on examine l'homogénéité temporelle de la chaîne, bien que la période de référence ne soit pas très longue et à priori pas caractérisée par des chocs structurels exogènes. Ceci conduit à subdiviser la période de référence en deux sous-périodes, avant et après 2002 et de vérifier si les matrices de transition obtenues diffèrent de la matrice obtenue pour l'ensemble de la période considérée. L'hypothèse nulle, ( $H_0$ ):  $p_{ij}(t) = p_{ij}$  pour tout  $i, j$ , stipule que les probabilités de transition sont les mêmes entre les deux matrices partielles ( $t = 1,2$ ) et la matrice totale. Le test du  $\chi^2$  ne permet pas de rejeter  $H_0$  ce qui valide l'hypothèse de l'homogénéité temporelle de la matrice de transition (tableau 8).

Tableau 8 : Tests de rang et d'homogénéité de la chaîne de Markov

	Statistiques	ddl	p-valeur
<i>Test de rang</i>			
( $H_0$ ) ordre = 0 ; ( $H_1$ ) ordre $\geq$ 1	$K_0 = 6907,689$	20	0,000
( $H_0$ ) ordre = 1 ; ( $H_1$ ) ordre $\geq$ 2	$K_1 = 58,653$	60	0,525
<i>Test d'homogénéité</i>	$K = 6,574$	8	0,583

Le tableau 9 permet de mesurer la mobilité intra-distributionnelle des villes marocaines, tandis que le tableau 10 indique les temps de premier passage d'une classe à une autre classe, c'est-à-dire le nombre d'années nécessaires pour qu'une ville change de statut et passe à une classe supérieure ou inférieure.

Tableau 9 : Dynamique intra-distributionnelle des villes marocaines 1994-2010

$p_{ij}$	C1	C2	C3	C4	C5
C1	0,936 (0,014)	0,063 (0,014)	0	0	0
C2	0,016 (0,07)	0,944 (0,013)	0,038 (0,011)	0	0
C3	0	0,002 (0,003)	0,965 (0,010)	0,032 (0,009)	0
C4	0	0	0,004 (0,003)	0,989 (0,005)	0,006 (0,004)
C5	0	0	0	0,002 (0,002)	0,997 (0,002)

Notes : Les écarts-types associées aux probabilités de transition sont entre parenthèses

Deux conclusions peuvent être avancées: en premier lieu, l'instabilité décroît avec la taille ; la mobilité des villes des premiers groupes C1 et C2 est nettement plus élevée que celle du C5 qui présente une très forte stabilité (avec 99,7% des villes restant dans ce groupe). En même temps, il faut rappeler que les premiers groupes représentent des villes de très petite taille

comparativement aux villes du dernier groupe ; en second lieu, pour tous les groupes, la mobilité ascendante est nettement plus élevée que la mobilité descendante, ce qui peut être interprété comme un premier signe de convergence des tailles ; néanmoins, ce décalage se réduit au fur et à mesure que l'on passe aux groupes supérieurs.

Le tableau 10 permet de mettre en relief la dynamique ascendante des villes marocaines ; ainsi, il faut 15,75 années pour qu'une ville du groupe C1 atteigne le groupe C2 et 48 années pour qu'elle atteigne le groupe C3 ; par contre il faut 176,4 années pour qu'une ville du groupe C4 entre dans le groupe C5. A l'inverse la mobilité descendante est extrêmement longue voire impossible<sup>10</sup>.

*Tableau 10 : Temps de premier passage des villes marocaines*

$M_{p,ij}$	C1	C2	C3	C4	C5
C1	0	15,75	48,06	81,75	258,21
C2	25492,2	0	32,31	66	242,46
C3	36088,2	10596	0	33,69	210,15
C4	36940,2	11448	852	0	176,46
C5	37354,2	11862	1266	414	0

Ces tableaux montrent clairement le mouvement ascendant des villes dans les premiers groupes de la distribution rang-taille marocaine. A l'inverse, les conclusions sont plus réservées pour le haut de la distribution qui semble davantage caractérisé par une croissance parallèle. En aucune façon, on n'enregistre des mouvements descendants, conformes à l'hypothèse d'une décongestion des grandes villes, comme le stipulent les théories de la courbe en cloche.

Le tableau 11 compare la distribution initiale de 1994 avec la distribution ergodique, qui émerge à l'état stationnaire lorsque cesse tout mouvement ascendant ou descendant des villes au sein de la distribution rang-taille des villes.

*Tableau 11 : Distributions initiale et ergodique des villes marocaines*

	C1	C2	C3	C4	C5
Etat initial	0,205	0,179	0,188	0,213	0,213
Etat ergodique	0,0006	0,002	0,035	0,260	0,701

Dans la distribution limite, 70% des villes marocaines se trouvent dans le groupe le plus élevé, tandis qu'un quart d'entre elles se trouve dans le groupe C4. La distribution rang-taille des villes marocaines affiche, ainsi, une tendance de long terme vers un aplatissement par le

<sup>10</sup> Les résultats en matière de mobilité descendante doivent être évidemment relativisés, au moins en ce qui concerne les valeurs obtenues. Ces résultats concordent avec ceux d'autres études sur la croissance urbaine qui utilisent des chaînes de Markov (Brakman et al, 2008 ; Dimou et Schaffar, 2009). Le nombre irréaliste d'années nécessaires obtenu en matière de mobilité descendante doit être simplement interprété comme une absence quasi-absolue de dynamiques transitoires déclinantes parmi les villes étudiées. Ceci signifie que durant la période étudiée, même lorsque l'on considère les variations annuelles, aucune ville n'a enregistré un taux de croissance démographique négatif.

haut, synonyme d'une certaine convergence des tailles urbaines. A l'état stationnaire, le Maroc se retrouverait ainsi avec une multitude de villes de taille assez importante, parsemées dans son territoire.

## **6. Conclusion**

Durant les deux dernières décennies, les politiques d'aménagement du territoire au Maroc se sont focalisées sur la gouvernance du développement des grandes métropoles du pays au sommet desquelles se trouve Casablanca. Ces politiques vont de l'organisation des transports urbains à la gestion foncière, en passant par la réalisation de grands travaux d'infrastructures ; elles trouvent leur justification dans l'hypothèse d'un processus de concentration urbaine soutenu.

Cet article infirme l'hypothèse précédente et montre que la dynamique urbaine du pays est caractérisée non pas par un processus de concentration mais par la forte progression des villes de petite et de moyenne taille. Plus particulièrement, en s'appuyant sur une base de données originale du Haut-Commissariat au Plan marocain qui permet de recenser les agglomérations de plus de 10 000 habitants pour la période 1994-2010 et en utilisant un ensemble d'instruments économétriques et statistiques appliqués aux études de la croissance urbaine, cet article permet d'atteindre trois séries de conclusions :

- en premier lieu, l'évolution du système urbain marocain est caractérisée par une baisse continue du degré de hiérarchisation et une diminution de la concentration urbaine ;
- en deuxième lieu, le système urbain marocain est caractérisé par la forte présence de villes de petite taille qui enregistrent, néanmoins des taux de croissance très élevés. Jusqu'au seuil de 150 000 habitants - qui correspond à la taille urbaine moyenne au Maroc - la croissance urbaine est inversement corrélée à la taille démographique des villes, ce qui est synonyme d'un processus de convergence.
- en troisième lieu, le mouvement précédent s'estompe pour les villes moyennes et les plus grandes agglomérations dont la croissance affiche davantage des traits parallèles. Les chaînes de Markov montrent que dans le très long terme, un processus de rattrapage s'opère et le système urbain marocain s'oriente vers une distribution caractérisée par un semis de villes de taille relativement importante.

Ces résultats ne confirment pas l'hypothèse d'une courbe en cloche, malgré le fait qu'on observe une phase de concentration puis de déconcentration urbaine. Les approches empiriques sur la validité la courbe en cloche indiquent généralement un point de retournement à un niveau de PIB par habitant supérieur à celui affiché par le Maroc. Ensuite, contrairement aux prédictions des théories de la courbe en cloche, au Maroc, on n'observe pas de décongestion des grandes métropoles, dont la démographie continue à croître à un rythme moins élevé que celui des petites et moyennes villes. La croissance de ces dernières n'est pas liée aux effets de diffusion économique et démographique des grandes agglomérations vers une périphérie plus ou moins lointaine mais à une migration directe campagne-ville.



Le système urbain marocain suit, ainsi, une voie de changement urbain assez complexe, plutôt bien relayée par les modèles déterministes dans la partie basse de la distribution rang-taille des villes (hypothèse de convergence) mais plus controversée dans la partie haute (hypothèse de croissance parallèle). Ces résultats indiquent le besoin d'accompagner, par des politiques adéquates, l'émergence et la croissance démographique des petites villes marocaines, souvent dépourvues d'équipements élémentaires, qui se développent sans véritable planification foncière et urbaniste.

La politique d'aménagement du territoire marocaine peut, à cet égard, s'orienter vers trois directions : en premier lieu, la maîtrise de l'étalement urbain des villes moyennes et de sa planification foncière ; en deuxième lieu, la mise en place d'une série d'équipements urbains allant de l'adduction d'eau courante à la gestion des déchets, en passant par les établissements scolaires, nécessaires au bien-être des nouveaux citadins ; enfin, en troisième lieu, le développement d'infrastructures routières permettant le développement des échanges économiques entre ces nouveaux espaces urbains et le reste du pays.

Les limites et les ouvertures de ce travail sont nombreuses. D'abord, la période considérée peut paraître assez courte pour étudier les dynamiques urbaines d'un pays. Cependant, contrairement aux pays anciennement industrialisés dans lesquels les changements démographiques s'opèrent avec des rythmes extrêmement lents, dans les émergents, comme le Maroc, les processus de changement urbain sont nettement plus rapides. Par la suite, les interactions entre les villes et les influences macroéconomiques régionales sont des facteurs clés du changement urbain, comme le laisse supposer le test de Pesaran (2007). La prise en considération de ces facteurs repose néanmoins sur la possibilité de disposer des données macroéconomiques adéquates au niveau urbain ou régional ; or, de telles données n'existent pas, actuellement, pour le Maroc.

Enfin, les tailles urbaines représentent des données géo-localisées, ce qui signifie que la croissance urbaine marocaine est probablement assujettie à des effets d'autocorrélation spatiale. Bien que Le Gallo et Chasco (2008) et Schaffar (2009) aient introduit de tels effets dans les modèles rang-taille, leur prise en compte dans les modèles de croissance urbaine reste encore problématique. Ce travail dépasse le cadre de l'analyse engagée dans cet article mais ouvre des perspectives de recherche plus larges dans le domaine des applications en économétrie spatiale.

## **7. Bibliographie**

- Basawa I., Pakasa Rao B., 1980, *Statistical Interference for stochastic processes*, Academic Press, London.
- Bickenbach, F., Bode, E. (2003). Evaluating The Markov Property in Studies of Economic convergence. *International Regional Science Review*, 26, 363–392.
- Black D., Henderson J.V., 1999, A Theory of Urban Growth, *Journal of Political Economy*, 107, 252-284.

- Black D., Henderson J.V., 2003, Urban evolution in the USA, *Journal of Economic Geography*, 3, 343-372.
- 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, 330-347.
- 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.
- Catin M., Hanchane S., Kamal A., 2008, Urbanisation, primatie et étapes de développement : existe-t-il une courbe en cloche ?, *Région et Développement*, 27, 215-223.
- Catin M., Cuenca C., Kamal A. 2008, L'évolution de la structure et de la primatie urbaines au Maroc, *Région et développement*, 27, 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, 123-157.
- Choi I., 2002, *Combination Unit root tests for cross-sectionally correlated panels*, Mimeo, Hong Kong, University of Science and Technology.
- Cordoba J.C., 2008, On the Distribution of City Sizes, *Journal of Urban Economics*, 63 (1), 177-197.
- Dimou M., Schaffar A., 2009, Urban hierarchies and city growth in the Balkans, *Urban Studies*, 46(13), 2891-2906.
- Dimou M., Schaffar A., 2011, Les théories de la croissance urbaine, *Revue d'Economie Politique*, 121(2), 61-89.
- 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, 217-260.
- Duranton G., 2006, Some foundations for Zipf's law: product proliferation and local spillovers, *Regional Science and Urban Economics*, 36, 542-563.
- Duranton G., 2007, Urban evolutions: the fast, the slow and the still, *The American Economic Review*, 97(1), 197-221.
- Duranton G., 2012, La croissance urbaine : déterminisme vs bruits, *Région et Développement*, 36, 11-30.
- Duranton G., 2014, The growth of US Cities, *Revue d'Economie Régionale et Urbaine*, 5, 857-876.
- Duranton G., Puga D., 2005, From sectoral to functional urban specialisation, *Journal of Urban Economics*, 57, 343-370.
- Duranton G., Puga D., 2013, *The growth of cities*, mimeo, Centre for Economic policy research.
- Duranton G., Turner M, 2012, Urban growth and transportation, *The review of economic studies*, 79(4), 1407-1740.
- Eaton B., Eckstein O., 1997, Cities and Growth: Theory and Evidence from France and Japan, *Regional Science and Urban Economics*, XXVII, 443-74.
- Eeckhout J., 2004, Gibrat's Law for (all) Cities, *The American Economic Review*, 94(5), 1429-1451.

- Findeisen S., Südekum J., 2008, Industry churning and the evolution of cities: Evidence for Germany, *Journal of Urban Economics*, 64(2), 326-339.
- Fujita M., Krugman P., Mori T., 1999, On the Evolution of Hierarchical Urban Systems, *European Economic Review*, 43, 209-51.
- Gabaix X., 1999, Zipf's Law for Cities: an Explanation, *Quarterly Journal of Economics*, 114, 739-767.
- Gabaix X., Ibragimov R., 2009, Log(Rank - 1/2): a simple way to improve the OLS estimation of tail exponents, *Journal of Business and Economic Statistics*, 4, 602-611.
- 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, 2341-2376.
- Grossman G., Helpman E., 1991, Quality ladders in the theory of growth, *Review of Economic Studies*, 58(1), 43-61.
- Guérin-Pace F., 1995, Rank size distributions and the process of urban growth, *Urban Studies*, vol.32, n°3, 551-562.
- Haut-Commissariat du Plan (HCP), 2013, projection de la population et des ménages par lieu de résidence, Rabat.
- Henderson V., 1988, *Urban Development: theory fact and illusion*, Oxford University Press.
- Im K., Pesaran M., Shin Y., 2003, Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels, *Journal of Econometrics*, 115, 53-74.
- Ioannides Y.M., Overman H.G., 2003, Zipf's Law for Cities: An Empirical Examination, *Regional Science and Urban Economics*, 33, 127-137.
- Kamal A., 2010, Industrialisation et concentration urbaine, Thèse de Doctorat, Université de Toulon.
- Krugman P., 1996, Confronting the Mystery of Urban Hierarchy, *Journal of the Japanese and the International Economies*, 10, 399-418.
- 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*, 34(1), 59-80.
- Levin A., Lin C., Chu C., 2002, Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108, 1-24.
- Lopez-Bazo E., Vaya E., Mora A., Suriñach J., 1999, Regional economic dynamics and convergence in the European Union, *Annals of Regional Science*, 33, 343-370.
- Lucas R., 1988, On the mechanisms of economic development, *Journal of Monetary Economics*, 22, 3-42.
- Parr J., 1985, A note on the size distribution of cities over time, *Journal of Urban Economics*, 18, 199-212.
- Pesaran H., 2007, *The simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence*, *Journal of Applied econometrics*, 22(2), 265-312.

- Petrakos et al., 2003, *Growth, Integration and regional Inequality in Europe*, Working Paper, University of Thessaly.
- Psycharis Y., Rovolis A., Tselios V., 2014, Economic crisis and regional development in Greece, *Region et Développement*, 39, 67-85.
- Quah D., 1993, Empirical cross-section dynamics in economic growth, *European Economic Review*, 37, 426-434.
- Rosen K., Resnick M., 1980, The size distribution of cities: an examination of the Pareto law primacy, *Journal of Urban Economics*, 8, 165-186.
- Rossi-Hansberg E., Wright M., 2007, Urban Structure and Growth, *Review of Economic Studies*, 74, 597-624.
- Schaffar A., 2009:1, *Croissance et Hiérarchies Urbaines dans les pays émergents*, Thèse de Doctorat, Université de La Réunion, 350p.
- Schaffar A., 2009 :2, La loi de Zipf dans la science régionale : entre anciennes controverses et nouvelles perspectives, *CyberGeo–Revue Européenne de Géographie*, 450, Avril, 1-23.
- Schaffar A., 2010, Quelle est la nature de la croissance urbaine indienne ? *Revue d'économie du développement*, 2, 101-120
- Schaffar A., 2012, La loi de Zipf sous le prisme de l'autocorrélation spatiale, *Région et Développement*, 36, 195-210.
- Schaffar A., Catin M., 2011, Hiérarchies urbaines comparées en Méditerranée, *Géographie, Economie, Sociétés*, 13(3), 301-319
- Schaffar A., Dimou M., 2012, Rank size dynamics in India and in China, *Regional Studies*, 46 (6), 707-721.
- Schaffar A., Dimou M., Hazem M., 2012. La croissance urbaine chinoise: convergence ou marche aléatoire ? *European Journal of Development Research*, 25(1), 154-167.
- Soo K.T., 2005, Zipf's Law for cities: a cross-country investigation, *Regional Science and Urban Economics*, 35, 239-263.
- United Nations, 2012, *World Urbanization Prospects*, New York.
- Zipf G.K., 1949, *Human Behavior and the Principle of Least Effort*, Addison-Welsey, Cambridge, MA.