Évolution des hiérarchies urbaines et loi de Zipf : le cas des Balkans

Michel Dimou, Alexandra Schaffar

ÉVOLUTION DES HIÉRARCHIES URBAINES ET LOI DE ZIPF : LE CAS DES BALKANS

Michel DIMOU*
Alexandra SCHAFFAR**

Résumé – *De nombreux auteurs se sont penchés, ces dernières années, sur le thème des hiérarchies urbaines et de leur évolution afin d'étudier et interpréter la régularité extraordinaire de la distribution des villes selon leur taille, connue, plus généralement, sous le nom de loi de Zipf. Tout en contribuant au débat méthodologique relatif à la détermination et au choix le plus efficace des méthodes d'estimation du coefficient de hiérarchisation d'une distribution rang-taille des villes, cet article tend à mettre en évidence la permanence de la validité de la loi de Zipf au sein des Balkans, une région qui a pourtant connu, durant ces trente dernières années une mutation politique, économique et institutionnelle majeure et dont les conséquences migratoires ont fortement affecté sa démographie.*

Mots-clés : DISTRIBUTION RANG-TAILLE, HIERARCHIES URBAINES, ZIPF, BALKANS.

Classification JEL : R10, R12, J11.

Une première version de cet article a été présentée au GDR CNRS EMMA Le partenariat euro-méditéranéen : construction régionale ou dilution dans la mondialisation ?, Istanbul, 26 et 27 mai 2006.

* CERESUR, Université de La Réunion.
** IREMIA, Université de La Réunion et LEAD, Université du Sud Toulon – Var.

INTRODUCTION

De nombreux auteurs, économistes, statisticiens ou géographes, se sont penchés, ces dernières années, sur le thème des hiérarchies urbaines et de leur évolution afin d'étudier et interpréter la régularité extraordinaire de la distribution des villes selon leur taille, connue plus généralement sous le nom de loi de Zipf. La question fondamentale, qui anime les débats les plus récents entre ces chercheurs, est la persistance de cette loi dans le temps et dans la formation des paysages urbains contemporains. Cet article prétend apporter quelques éléments d'analyse à cette question en cherchant à étudier l'évolution des hiérarchies urbaines dans les Balkans, un espace qui a connu durant ces trente dernières années une crise politique, économique et institutionnelle majeure et dont les conséquences migratoires furent fondamentales pour sa démographie.

L'article montre que la permanence de la loi de Zipf s'impose même dans cette région affectée par des bouleversements socio-économiques importants, méritant par-là le qualificatif de "mystère urbain" que Krugman (1996) lui a attribué. L'analyse exige, au préalable, de mettre en évidence les différentes approches des hiérarchies urbaines et plus particulièrement les méthodes d'estimation du coefficient de hiérarchisation qui régit une distribution rang-taille. Ce travail se dote ainsi, en parallèle, d'un objectif visant à comparer les différentes méthodes et leurs résultats.

Dans une première partie, nous rappelons les différentes méthodes d'estimation du coefficient de hiérarchisation (coefficient de Pareto) d'une distribution rang-taille des villes, ainsi que leurs principaux avantages et inconvénients. Dans une deuxième partie, nous appliquons ces méthodes sur la distribution des villes des pays de la péninsule balkanique selon leur taille afin de tester, d'une part, la validité de la loi de Zipf et comprendre, d'autre part, l'évolution des hiérarchies urbaines nationales durant les trente dernières années, dans cette région.

1. LE MODÈLE RANG-TAILLE DES VILLES : REPÈRES MÉTHODOLOGIQUES

1.1. Hiérarchies urbaines et validation empirique de la loi de Zipf : un rappel

Ce sont les travaux pionniers de Auerbach (1913), de Goodrich (1926) et de Singer (1936) qui ont mis en évidence, pour la première fois, l'existence d'un phénomène rang-taille, suivis par ceux de Lotka (1941) et notamment de Zipf (1949), dont le nom fut associé à une loi statistique selon laquelle la distribution des grandes villes en fonction de leur taille T suit une loi de Pareto de type :

$$P\,(\text{Taille}>T) \sim \alpha \,/\, T^{\zeta}$$

où α est une constante positive et ζ le coefficient de hiérarchisation qui, dans une distribution normale, est égal à 1. Cette loi annonce, de façon plus générale, une relation entre la taille T_j d'une ville *j* et son rang R_j telle que :

$$T_j^{\zeta} \cdot R_j = \alpha \Leftrightarrow R_j = \alpha \cdot T_j^{-\zeta} \Leftrightarrow \ln R_j = \ln \alpha - \zeta \ln T_j$$

Lotka (1941) propose une formulation alternative du modèle rang-taille :

$$T_j = \beta \cdot R_j^{-\gamma} \Rightarrow \ln T_j = \ln \cdot \beta - \gamma \cdot \ln R_j$$

où γ est l'inverse du coefficient de Pareto ζ, tandis que $\beta = \alpha^{\gamma}$ représente un indicateur de la taille de la plus grande ville du système. L'augmentation de β, observée durant une grande partie du vingtième siècle, traduit un processus d'urbanisation croissante et de concentration de la population dans la plus grande ville. Cependant, depuis une dizaine d'années, dans de nombreux systèmes urbains, β a tendance à stagner, voire baisser, notamment 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.

Dans le modèle de Zipf, la taille d'une ville j est liée au seuil de grandeur des villes retenues dans l'échantillon et à l'indice de hiérarchisation ζ. Quand ζ <1, l'effet agglomération est renforcé et les villes de grande taille ont un poids plus important. A l'inverse si ζ>1, on est en présence d'un espace polycentrique où plusieurs centres urbains de rang plus ou moins égal coexistent.

De nombreux chercheurs ont essayé de tester la validité de ces modèles. Sans nulle prétention à une quelconque exhaustivité, le tableau 1 récapitule les résultats des principaux travaux empiriques qui cherchent à tester la validité de la loi de Zipf sur la distribution rang-taille des villes au sein des différents systèmes urbains, régions ou pays.

Dès 1936, Singer examine les résultats de l'application d'une relation rang-taille sur la distribution des villes de plus de 2 000 habitants de sept 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 Pareto ζ dans un intervalle [0,81 ; 1,96], avec 75 % des pays affichant une valeur absolue de l'exposant supérieure à 1 (la moyenne des ζ est égale à 1,13), ce qui les conduit à conclure que la distribution rang-taille des villes est plus égalitaire que ce que la loi Zipf laisserait supposer. Ceci est également confirmé par l'étude de Brakman et alii (1999) appliquée sur un ensemble de 42 villes allemandes (ζ=1,13).

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. Il trouve un indice de hiérarchisation γ 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. Néanmoins, l'écart des γ nationaux, qui se situe entre 0,73 et 1,38, montre une certaine différenciation des pays selon leur niveau de développement et leur régime politique. Dans son étude basée sur un échantillon de villes de 73 pays et en utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires, Soo (2002) rejette, lui, la validité empirique de la loi de Zipf, dans 73 % des cas, soit 53 pays. En utilisant, par contre, une autre méthode, l'estimateur de Hill, le taux de rejet baisse dans 40 % des cas.

Tableau n° 1 : Etudes comparatives selon les pays testant la validité de la loi de Zipf

Auteur	Nombre de pays	Dates	Coefficient de Pareto ζ (ou γ dans modèle de Lotka)
Singer (1936)	7 pays (avec des villes de plus de 2 000 hab.)	XIXe et début XXe siècle	1,15
Rosen et Resnick (1980)	44 pays (avec les 50 plus grandes villes pour chaque pays)	1970	1,13
Moriconi-Ebrard (1993) *(modèle de Lotka)*	78 pays (avec au moins 30 villes par pays)	1950 à 1980	1,06 (γ)
Guérin-Pace (1995) *(modèle de Lotka)*	France (1780/675 villes de plus de 2 000 habitants en 1982/1871)	1831 et 1982	en 1982 1,05 (γ) en 1831 0,72 (γ)
Brakman et alii (1999)	Allemagne (42 villes)	1990	1,13
Fujita, Krugman et Venables (1999)	Etats-Unis (130 villes)	1990	1,004 (partie haute de la courbe)
Gabaix (1999)	Etats-Unis (135 villes)	1990	1,005 (partie haute de la courbe)
Dobkins et Ioannides (2000)	Etats-Unis 112/162/392 villes selon la date	1900 1950 1990	1,044 0,999 0,949
Black et Henderson (2002)	Etats-Unis 194/247/282 villes selon la date	1900 1950 1990	0,861 0,870 0,842
Soo (2002)	73 pays avec plus de 15 000 habitants	dernière année disponible	1,179 (MCO) 1,117 (Hill)
Rey et Yé (2006)	Etats-Unis (160 villes)	plusieurs dates entre 1960-2000	entre 0,8 et 0,9

Fujita, Krugman et Venables (1999), ainsi que Gabaix (1999), examinent, quant à eux, les hiérarchies urbaines aux Etats-Unis en utilisant un échantillon de 130 villes et trouvent un coefficient de Pareto ζ sensiblement proche de l'unité pour la partie supérieure de la distribution (1,004 pour Fujita, Krugman et Venables, 1,005 pour Gabaix). Guérin-Pace (1995) étudie le cas français en appliquant le modèle de Lotka sur 1782 unités urbaines de plus de 2 000 habitants (γ =1,05).

Dobkins et Ioannides (2000) tentent d'étudier l'évolution de la pente de la distribution rang-taille des villes américaines entre 1900 et 1990. Ils concluent à une baisse systématique de ζ 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. Le coefficient de Pareto est sensiblement plus faible que celui calculé par Dobkins et Ioannides et affiche une évolution moins déterministe : il augmente légèrement entre 1900 (ζ = 0,861) et 1950 (ζ = 0,870) et baisse par la suite (ζ = 0,842 en 1990). Black et Henderson dessinent, par ce biais, un espace américain fortement hiérarchisé où les tendances à la concentration démographique s'accélèrent dans la deuxième moitié du vingtième siècle. Dans leur approche spatialisée de la loi de Zipf, Rey et Ye (2006) trouvent des résultats semblables à ceux de Black et Henderson, pour la période 1960-2000 : le coefficient de Pareto reste entre 0,8 et 0,9 pour un échantillon fixé aux 160 plus grandes villes.

L'ensemble de ces travaux empiriques permet de dresser un certain nombre de conclusions méthodologiques, en ce qui concerne l'étude de la distribution des villes selon leur taille : la valeur du coefficient de Pareto est très sensible à la taille de l'échantillon, à la définition adoptée de la ville et/ou de l'agglomération, mais aussi à la méthode d'estimation utilisée. Or, cette dernière fait, depuis plusieurs années, l'objet d'un ensemble de controverses afin de définir l'estimateur le plus efficient.

1.2. L'estimation du coefficient de Pareto à travers la méthode des Moindres Carrés Ordinaires : constats et perspectives

Dans leur étude empirique des distributions rang-taille, et en utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) pour estimer le coefficient de Pareto, Rosen et Resnick (1980) ont montré que la loi de Zipf était assez systématiquement réfutée. Sur un plan méthodologique, ceci les a conduit à émettre l'hypothèse d'une déviation possible vis-à-vis de la stricte linéarité entre le logarithme de la taille et le logarithme du rang qui caractérise la loi de Pareto. Cette déviation est étudiée en ajoutant un terme quadratique à l'équation de base de la relation rang-taille qui la transforme de la façon suivante :

$$\ln R_j = \alpha + \beta \ln T_j + \delta (\ln T_j)^2$$

Lorsque δ est significativement différent de 0, on s'éloigne de la loi de Zipf. 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.

De leur côté, Gabaix et Ioannides (2004) expliquent que la méthode traditionnelle des MCO conduit à une estimation de l'écart type $\hat{\sigma}^{nom}(\zeta)$ de ζ bien plus faible que écart type réel et ceci est à l'origine d'un rejet trop systématique de la validité de la loi de Zipf. En prolongeant les travaux de Kratz et Resnick (1996) et de Csörgö et Viharos (1997), ces auteurs proposent une estimation plus vraisemblable de cet écart-type qui, pour un échantillon de grande taille *n*, est égal à :

$$\mathrm{var}(\zeta_n)^{1/2} \sim \zeta(2/n)^{1/2}$$

Nishiyama et Osada (2004), de leur côté, ont essayé de déterminer le biais de l'estimation par les MCO, lorsque celle-ci est appliquée sur des échantillons de petite ou moyenne taille. Ils proposent une correction de l'estimateur, en le multipliant par une constante qui ne dépend que du nombre de villes *n*, retenues dans l'échantillon et paraît donc à la fois indépendante d'autres paramètres et facile à calculer :

$$\bar{\zeta} = \frac{n\sum(\ln i)^2 - (\sum \ln i)^2}{n\sum_{i=1}^{n} \ln i(\frac{1}{n} + ... + \frac{1}{i} - 1)}\zeta$$

Comme la constante multiplicative est inférieure à 1, en valeur absolue, cette correction réduit fortement le biais de l'estimation par les MCO mais conduit également à une baisse de la variance de ζ.

Enfin, dans un travail de recherche récent, Gabaix et Ibragimov (2006) proposent une méthode simple et pratique pour éliminer le biais des MCO et calculer le coefficient de Pareto dans les échantillons de petite taille, en substituant au modèle rang-taille traditionnel un modèle Rang–½ :

$$\ln(R_j - \theta) = \alpha - \beta \ln T_j \text{ où } \theta \text{ est égal à ½.}$$

où l'écart-type asymptotique de l'estimateur β est donné par $\beta\sqrt{\frac{2}{n}}$.

1.3. L'estimateur de Hill et la méthode des Moindres Carrés Généralisés

Un certain nombre d'auteurs préfèrent une autre famille de méthodes d'estimation du coefficient de hiérarchisation, au sein de laquelle celle de Hill (1975) reste la plus utilisée, à cause de son caractère simple et robuste. L'estimateur de Hill est celui de la méthode du maximum de vraisemblance, lorsque la distribution étudiée suit parfaitement une loi de Pareto (et donc la loi de Zipf est vérifiée). Pour un échantillon de *n* villes avec des tailles $T_1 \geq ...T_j \geq ...T_n$, l'estimateur de Hill est égal à :

$$\hat{\zeta} = \frac{n-1}{\sum_{j=1}^{n-1}(\ln T_j - \ln T_n)}$$

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

$$\sigma_n\left(\frac{1}{\hat{\zeta}}\right)=\left(\frac{\sum_{j=1}^{n-1} j(\ln T_j-\ln T_{j+1})^2}{n-1}-\frac{1}{\hat{\zeta}^2}\right)^{\frac{1}{2}}(n-1)^{-\frac{1}{2}}$$

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

$$\sigma_n(\hat{\zeta})=\hat{\zeta}^2\left(\frac{\sum_{j=1}^{n-1} j(\ln T_j-\ln T_{j+1})^2}{n-1}-\frac{1}{\hat{\zeta}^2}\right)^{\frac{1}{2}}(n-1)^{-\frac{1}{2}}$$

Selon Gabaix et Ioannides (2004), l'estimateur de Hill décrit mieux la partie basse de la distribution rang-taille des villes que le coefficient obtenu par les MCO. Dans son étude de la distribution des villes selon leur taille dans 73 pays, Soo (2002) propose une comparaison des estimations de Hill et des MCO. Il conclut que la première affiche des résultats plus robustes permettant une meilleure validation de la loi de Zipf dans les échantillons traités.

Malgré ces avantages, la méthode Hill reste assujettie, elle aussi, à de nombreuses critiques, notamment quant à son imperfection de prédiction du coefficient dans les échantillons de petite taille. Ainsi, McCullogh (1996), Embrechts, Kluppelberg et Mikosch (1997) et Weron (2001) ont montré, à divers reprises, que la méthode Hill est très sensible à la sélection et à la taille des échantillons et peut conduire de façon assez systématique à une sous-estimation de l'écart-type réel de ζ. Huisman et alii (2001) et Durfour et Kurz-Kim (2005) ont proposé certaines améliorations de l'estimateur Hill pour le rendre moins biaisé, lorsqu'il s'applique sur des échantillons de petite taille.

En travaillant sur le modèle de Lotka, Nishiyama, Osada et Morimune (2004) proposent, eux, une amélioration de l'estimation du coefficient de hiérarchisation, en utilisant la méthode des Moindres Carrés Généralisés(MCG). L'estimation par les MCG est, en réalité, identique à celle du Maximum de Vraisemblance, lorsque les erreurs sont indépendantes et leur distribution suit une loi normale (Charnes, Frome et Yu, 1976). Nishiyama et Osada fournissent une présentation rapide de la méthode des MCG appliquée à la distribution rang-taille des villes :

$$y'=[\ln T_1,\ln T_2,.........,\ln T_n]$$

$$X' = \begin{bmatrix} 1, & 1, & ...., & 1 \\ \ln 1, & \ln 2, & ....., & \ln n \end{bmatrix} \text{ et } \Omega = V(y)$$

Les estimateurs de α et γ, fournis par la méthode des MCG, sont donnés par l'équation :

$$\begin{bmatrix} \hat{\alpha} \\ \hat{\gamma} \end{bmatrix} = (X'\Omega^{-1}X)^{-1} X'\Omega^{-1} y$$

et leur variance est égale à :

$$V\begin{bmatrix} \hat{\alpha} \\ \hat{\gamma} \end{bmatrix} = (X'\Omega^{-1}X)^{-1}$$

La méthode des MCG réduit la variance du coefficient $\hat{\gamma}$; sa valeur est presque la moitié de la variance calculée par la méthode des MCO. Sous certaines conditions, et notamment quand les erreurs sont indépendantes et normalement distribuées, l'estimation du coefficient $\hat{\gamma}$ par les MCG est égale à l'estimation de Hill $\frac{1}{\hat{\zeta}}$.

Nous avons appliqué ces différentes méthodes d'estimation du coefficient de hiérarchisation sur la distribution rang-taille des villes des dix pays[1] de la péninsule balkanique : Albanie, Bosnie, Bulgarie, Croatie, FyroM (Macédoine), Grèce, Roumanie, Serbie, Slovénie, Turquie (partie balkanique), afin d'étudier l'évolution de leurs hiérarchies urbaines et tester la validité de la loi de Zipf, durant les trente dernières années, marquées, dans cette région, par des bouleversements politiques et institutionnels majeurs.

2. ÉVOLUTION DES HIÉRARCHIES URBAINES DANS LES PAYS DE LA PENINSULE BALKANIQUE

2.1. Les Balkans : trente ans de mutations politiques, démographiques et économiques

La péninsule balkanique présente une architecture urbaine complexe, historiquement caractérisée par une décomposion/recomposition politique et institutionnelle permanente. De l'empire ottoman à la constitution des Etats-Nations et de l'effondrement du bloc de l'Est à la période post-guerre en ex-Yougoslavie, les Balkans ont connu des mutations profondes qui se sont traduites, souvent, par des effets démographiques et migratoires importants.

---

[1] La scission entre la Serbie et le Montenegro a eu lieu en Mai 2006 ; les données utilisées pour ce travail s'arrêtent en 2001/2002, donc les deux pays sont traités sous leur forme d'union qui prévalait à l'époque.

Durant les deux décennies précédentes, les peuples des Balkans ont assisté à un redécoupage de leurs frontières nationales, résultant des conflits générés par la montée en puissance des tentations ethnocentriques, qui a façonné des vastes mouvements de migration, internes et externes à la région. Parmi les déplacements les plus importants, on comptabilise 300 000 personnes entre la Bulgarie et la Turquie, dans les années quatre-vingts, 200 000 personnes entre la Serbie et la Croatie, lors de la guerre serbo-croate de 1991, 1 300 000 personnes entre les différentes républiques de l'ex-Yougoslavie, durant la guerre en Bosnie (1992-1995), 180 000 personnes entre la Serbie et FyroM en 1995, plus de 400 000 personnes entre l'Albanie et la Grèce dans les années quatre-vingt-dix, enfin, plus de 2 millions de personnes qui ont quitté, en vingt ans, la région, notamment en direction de l'Europe occidentale.

Carte n° 1 : Les Balkans en 2006

Source : Eurocartes (2006).

L'ensemble de ces migrations a conduit à un bilan démographique contrasté : la population globale des Balkans est passé de 60 988 millions en 1981 à 65 060 millions en 1991, puis a baissé à 63 020 millions en 2001[2]. A ces mouvements migratoires internationaux ou interrégionaux est associée une multitude de déplacements de population internes spécifiques à chaque pays qui modifient davantage la carte urbaine de la péninsule. Ainsi, à titre d'exemple, l'Albanie, pays fermé jusqu'à la fin des années quatre-vingts, a vu sa démographie tout autant bouleversée par l'émigration massive de ses

---

2 Pour la Turquie, sont comptabilisées uniquement ses provinces balkaniques.

ressortissants vers la Grèce que par un très important exode des campagnes vers les villes. Sa capitale, Tirana, est la ville qui a enregistré le plus fort taux de croissance démographique (3,2 % par an) dans la région entre 1980 et 2000, en passant du vingtième au dixième rang des plus grandes villes balkaniques. A l'opposé, la Roumanie, elle aussi affectée, bien qu'à un moindre degré, par des migrations internationales, s'est caractérisée, sur la même période, par un mouvement inverse et une migration soutenue des populations urbaines vers les campagnes. Les pays de l'ex-Yougoslavie, enfin, ont connu des mouvements beaucoup plus variés (émigration et immigration internationales, migrations internes, déplacements forcés…) qui ont complètement transformé le paysage démographique de cet ensemble (ainsi que la carte des groupes ethniques) en l'espace de dix ans.

Dans ce contexte politique, institutionnel et démographique particulièrement instable, nous avons cherché à étudier les changements dans la distribution des villes balkaniques selon leur taille, entre 1981 et 2001, deux dates qui symbolisent schématiquement l'avant et l'après crise dans la région, afin de saisir l'évolution des hiérarchies urbaines et tester la validité de la loi de Zipf.

2.2. Les choix d'échantillonnage

Selon Chesire (1999), les différents travaux sur les modèles rang-taille des villes alternent trois critères de sélection des villes d'un échantillon : le nombre de villes par pays, la taille des villes ou enfin un seuil d'agglomération au-dessus duquel l'échantillon représente une proportion fixe 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. Le troisième critère est également contestable car il est fortement biaisé par le degré d'urbanisation de chaque pays. Enfin, le second critère présente l'inconvénient de conduire à la constitution d'échantillons de taille différente selon les pays. Cependant ceci semble conforme à la réalité car les grands pays ont, de façon générale, un plus grand nombre de villes que les petits pays. Reste le problème de la définition de la ville qui n'est pas la même pour tous les pays (Soo, 2002), ceci tant du point de vue statistique que du point de vue social ou culturel.

Dans notre étude nous avons choisi le second critère, en retenant toutes les villes de plus de 10 000 habitants des dix pays concernés. Nous avons recueilli les observations pour trois dates, 1981, 1991 et 2001, qui représentent schématiquement les périodes avant, pendant et après la crise dans la péninsule balkanique, ce qui permet de mesurer l'effet de la recomposition des frontières au sein de cet espace régional[3]. Ceci signifie que pour la Bosnie, la Croatie, la République yougoslave de Macédoine, la Serbie-Monténégro et la Slovénie, les données sont régionales en 1981 et nationales en 1991.

---

[3] Pour l'Albanie les données sont de 1979, 1989, 2001, pour la Bulgarie de 1982, 1990, 2002, pour la Roumanie 1979, 1992, 2002.

Par ailleurs, pour la Turquie, seules sont considérées ses provinces balkaniques de Edirne, de Kirklareli, de Tekirdag et d'Istanbul, qui regroupent 12 millions d'habitants en 2001. Ce choix est justifié par une définition démographique, historique et contemporaine, de la région des Balkans, caractérisée par l'intensité des échanges économique et des flux de migrations internes. La partie orientale de la Turquie répond à d'autres caractéristiques démographiques et sociologiques qui rendraient biaisée la distribution rang-taille des villes de l'ensemble de la péninsule balkanique. De ce fait les dix espaces sélectionnés sont relativement homogènes du point de vue démographique (le plus grand, la Roumanie, compte 21 millions d'habitants, le plus petit, la Slovénie, à peine 2 millions), dans un ensemble qui représente, en 2001, 63 millions d'habitants.

Enfin, pour la Grèce, un regroupement de communes en unités urbaines a été effectué en 1993. Un ensemble de communes péri-urbaines des deux plus grandes métropoles, Athènes et Thessalonique, ont été intégrées dans celles-ci, lors du recensement de 2001. Pour rendre les données homogènes et comparables, nous avons donc également regroupé les données de 1981 et 1991 conformément à la présentation de 2001 pour ce pays.

Les données de l'échantillon sont issues de la base de Brinkhoff (2006) et représentent des villes identifiées du point de vue administratif.

2.3. Les résultats : la validité permanente de la loi de Zipf dans le temps

Nous avons appliqué les différentes méthodes d'estimation du coefficient de hiérarchisation sur la distribution rang-taille des villes des pays balkaniques entre 1981 et 2001. Le tableau 2 donne les résultats globaux des différentes estimations effectuées (les résultats détaillés sont présentés en Annexe).

La première colonne indique la méthode utilisée pour calculer le coefficient de Pareto, la seconde l'année de recueil des données, la troisième la moyenne du coefficient $\hat{\zeta}$ pour les 9[4] $\hat{\zeta}_i$ nationaux (avec *i*, le pays/région), la quatrième l'intervalle dans lequel se situent les $\hat{\zeta}_i$ nationaux et enfin la dernière colonne le pourcentage de rejet de la loi de Zipf ($\hat{\zeta}_i \neq 1$), avec un risque d'erreur inférieur à 5 %. Dans le bas du tableau nous avons ajouté une ligne qui indique les résultats obtenus pour le paramètre δ, lorsque nous appliquons le modèle quadratique de Rosen et Resnick qui peut être considéré comme un bon indicateur de la (non) linéarité des logarithmes de rang et de taille des distributions sélectionnées et donc d'un départ de la loi de Zipf.

Comme on peut le constater dans le tableau 2, la méthode des MCO conduit à un rejet assez systématique de la loi de Zipf : dans 70 % des pays en

[4] Nous avons exclu ici la Turquie, car le choix de considérer que les provinces balkaniques pour ce pays fausse les résultats globaux, étant donné qu'Istanbul représente 70% de la population des provinces sélectionnées, d'où un coefficient de Pareto extrêmement faible.

1981, dans tous les pays en 1991 et 2001. Ceci est confirmé par les résultats de l'équation quadratique de Rosen et Resnick, qui montrent également une évolution selon les années d'observation : en 1981, seulement 30 % des distributions ne valident pas l'hypothèse d'un δ différent de 0, mais ce taux grimpe à 50 % et 70 % en 1991 et 2001 respectivement.

Tableau n° 2 : Estimations moyennes du coefficient de hiérarchisation dans la distribution rang-taille des pays Balkaniques 1981-1991-2001

Méthode	Année	$\hat{\zeta}$ moyen (ou $\hat{\gamma}$)	Intervalle des valeurs pour $\hat{\zeta}_i$	% de refus de la loi d Zipf $\hat{\zeta}_i \neq 1$ à 95 %
MCO	1981	0,965	[0,840 ; 1,124]	70 %
	1991	0,924	[0,827 ; 1,099]	Tous les pays
	2001	0,963	[0,809 ; 1,124]	Tous les pays
MCO (Rang – ½)	1981	1,103	[1,003 ; 1,261]	Aucun pays
	1991	1,047	[0,937 ; 1,196]	Aucun pays
	2001	1,087	[0,954 ; 1,278]	Aucun pays
Hill	1981	0,950	[0,619 ; 1,134]	10 %
	1991	0,926	[0,937 ; 1,196]	Aucun pays
	2001	1,010	[0,772 ; 1,293]	10 %
MCG ($\hat{\gamma}$)	1981	1,174	[0,975 ; 1,346]	Aucun pays
	1991	1,197	[0,960 ; 1,364]	10 %
	2001	1,052	[0,814 ; 1,342]	10 %
Equation quadratique (δ) (valeurs absolues)	1981	0,070	[0,009 ; 0,245]	($\delta \neq 0$) 30 %
	1991	0,069	[0,003 ; 0,195]	($\delta \neq 0$) 50 %
	2001	0,080	[0.010 ; 0,158]	($\delta \neq 0$) 70 %

Tableau construit par les auteurs. Source des données : T.Brinkhoff (2006).

Les conclusions quant à la validité de la loi de Zipf changent fondamentalement lorsqu'on emploie toutes les autres méthodes. Ainsi, l'application du modèle des MCO (Rang–½), proposé par Gabaix et Ibragimov (2006) pour les échantillons de petite taille, permet de confirmer l'hypothèse que le coefficient $\hat{\zeta}$ est significativement égal à 1, pour tous les échantillons. Ceci est lié au fait que les valeurs des $\hat{\zeta}_i$ et surtout celles de leurs écarts-types $\hat{\zeta}_i\sqrt{\frac{2}{n}}$ sont largement supérieures à celles de la méthode traditionnelle des MCO.

Lorsque on utilise l'estimateur de Hill, comme le suggèrent Dobkins et Ioannides (2000) et Soo (2002), les résultats obtenus sont identiques à ceux de Soo (2002) pour la dernière année de référence de son étude, à l'exception de la Grèce, pour laquelle nous avons procédé à un certain regroupement de certaines communes périurbaines limitrophes d'Athènes et de Thessalonique afin de pouvoir établir une comparaison chronologique. L'estimation de Hill donne un $\hat{\zeta}$ significativement égal à 1 (avec un risque d'erreur inférieur à 5 %), dans tous les pays en 1991 et dans 90 % des pays en 1981 et 2001. La méthode des MCG, appliquée sur le modèle de Lotka donne le même ordre d'informations sauf que $\hat{\gamma}$ est significativement égal à 1 dans tous les pays en 1981 et dans 90 % des pays en 1991 et 2001.

De façon générale, la lecture du tableau 2 conduit à la conclusion que les différentes méthodes d'estimation du coefficient de hiérarchisation ne conduisent pas aux mêmes résultats quant à la validité de la loi de Zipf dans les Balkans et à la caractérisation de l'évolution de leurs hiérarchies urbaines. Ceci est confirmé par le fait que la corrélation entre les différents estimateurs n'est pas significative à 5 %, sauf pour les estimateurs de la méthode MCO et des MCO Rang-½ (R^2 = 0,86, sig : 0,52) ainsi que pour les estimateurs de Hill et des MCG (R^2 = 0,49, sig : 0,76) qui reste néanmoins faible.

L'estimation par les MCO, qui est aujourd'hui la méthode la plus répandue, infirme l'hypothèse selon laquelle la distribution rang-taille des villes balkaniques suit une loi de Pareto, dans la quasi-totalité des échantillons traités. De façon diamétralement opposée, les autres méthodes, celle des MCO (Rang-½), de Hill ou des MCG, supposées plus robustes et mieux adaptées aux échantillons de petite taille, confirment assez systématiquement la loi de Zipf et ceci indépendamment des pays ou des chronologies. Dans ce contexte, la loi de Zipf apparaît comme une régularité statistique qui s'affirme dans tous les espaces et pour toutes les dates, même lorsque des événements démographiques et politiques majeurs interviennent, comme dans le cas des Balkans durant la période de référence de cette étude.

En admettant les résultats des estimations précédentes, on avance, implicitement, l'hypothèse d'une structuration urbaine des Balkans qui demeure relativement stable dans le temps et indépendante des phénomènes migratoires et démographiques qui ont marqué cette région, durant les trente dernières années. Ainsi, lorsqu'on regarde les cinq premières villes de la péninsule, leur ordre reste inchangé : derrière Istanbul qui est, avec ses 9 millions d'habitants, la grande métropole régionale, suivent Athènes, Bucarest, Sofia et Belgrade, capitales de leurs pays respectifs et seules villes dont la population est supérieure, en 2001, à un million d'habitants.

Tableau n° 3 : Les dix plus grandes villes de la péninsule balkanique

Rang en 2001	Rang en 1981	Ville	Population en 2001	Taux annuel de croissance 1981-2001
1	1	Istanbul (TUR)	8 803 468	2,40 %
2	2	Athènes (GR)	3 187 734	1,18 %
3	3	Bucarest (ROM)	1 926 334	0,32 %
4	4	Sofia (BUL)	1 138 950	0,07 %
5	5	Belgrade (SER)	1 120 092	0,14 %
6	7	Thessalonique (GR)	800 764	1,53 %
7	6	Zagreb (CRO)	691 724	0,28 %
8	8	Scopje (FYROM)	467 257	0,68 %
9	10	Sarajevo (BOS)	380 000	0,88 %
10	20	Tirana (AL)	343 058	3,02 %

Source des données : T. Brinkhoff (2006).

Le tableau 3 montre que la position des dix plus grandes villes, représentant neuf pays différents, reste aussi relativement stable[5] entre 1981 et 2001 et que leur croissance annuelle moyenne sur la période de référence est aléatoire et donc, a priori, indépendante de leur taille, ce qui est, selon Cordoba (2004) et Gabaix et Ioannides (2004), une condition nécessaire pour la permanence de la loi de Zipf dans le temps. Plus étonnant encore, la liste des vingt premières villes de la péninsule reste inchangée entre 1981 et 2001, même si l'ordre interne des villes a connu un certain nombre de changements mineurs.

Ces observations sont conformes à l'hypothèse de la permanence de la loi de Zipf dans les pays de la péninsule balkanique que les méthodes d'analyse des hiérarchies urbaines les plus récentes semblent indiquer.

CONCLUSION

Tout en contribuant au débat méthodologique relatif à la détermination et au choix des méthodes d'estimation du coefficient de hiérarchisation d'une distribution rang-taille des villes, cet article a cherché à mettre en évidence la permanence de la validité de la loi de Zipf, au sein d'un espace où les bouleversements politiques, économiques et institutionnels majeurs ainsi que leurs conséquences migratoires et démographiques laisseraient penser à une évolution notable des hiérarchies urbaines nationales.

A travers cette conclusion, les perspectives de recherche s'ouvrent sur deux questions fondamentales. La première, théorique, concerne la relation entre la croissance des villes et la validité de la loi de Zipf. De nombreux auteurs mettent aujourd'hui en avant l'hypothèse que, en dynamique, la loi de Zipf a comme socle la loi de Gibrat qui postule l'indépendance entre la croissance d'une ville et sa taille (Gabaix et Ioannides, 2004, Anderson et Ge, 2005, Cordoba, 2006). La seconde question, plus pragmatique, concerne la nature des politiques de développement urbain qui doivent tenir compte de la persistance de cette loi statistique, comme un signe d'auto-organisation du territoire (Krugman, 1996) sur laquelle l'action publique délibérée ne semble avoir qu'une faible influence.

Ce sont, là, deux pistes de recherche sérieuses qui s'ouvrent dans la perspective d'un approfondissement des propriétés de la loi rang-taille des villes et de la compréhension de l'évolution des hiérarchies urbaines dans la formation des paysages urbains contemporains.

[5] Sauf Tirana qui a connu une véritable explosion démographique, dans un pays ou tout de même la population urbaine ne représentait en 1979 que 26% de la population, soit un des taux les plus faibles parmi les pays des Balkans.

ANNEXE

Tableau n° 1A : Degré de hiérarchisation et coefficient de Pareto pour les 10 pays de la péninsule balkanique pour 1981-1991-2001, selon la méthode des MCO

Pays	Années	Observations n	$\hat{\zeta}$	Erreur Standard		T de Student pour γ=1	$\zeta \neq 1$
Albanie	1979	12	- 1,026	0,086		1,381	non
	1989	16	- 0,821	0,099		- 0,828	non
	2001	16	- 0,806	0,079		- 2,041	non
Bosnie	1981	20	- 0,893	0,037		- 2,611	oui
	1991	19	- 0,908	0,026		- 3,455	oui
	2001	21	- 0,885	0,022		- 5,511	oui
Bulgarie	1982	44	- 1,048	0,024		3,011	oui
	1990	40	- 1,077	0,022		4,210	oui
	2002	45	- 1,043	0,019		3,038	oui
Croatie	1981	24	- 0,870	0,040		- 2,906	oui
	1991	25	- 0,880	0,041		- 2,470	oui
	2001	25	- 0,922	0,035		- 1,640	non
FyroM	1981	19	- 0,867	0,065		- 1,274	non
	1991	18	- 0,792	0,078		- 2,225	oui
	2001	30	- 1,122	0,031		4,520	oui
Grèce	1981	30	- 0,951	0,047		0,732	non
	1991	30	- 0,842	0,056		- 1,353	non
	2001	30	- 0,868	0,056		- 0,679	non
Roumanie	1979	102	- 1,052	0,016		4,798	oui
	1992	104	- 1,043	0,017		4,351	oui
	2002	104	- 1,042	0,017		4,242	oui
Slovénie	1981	66	- 0,835	0,087		- 1,409	non
	1991	70	- 0,839	0,052		- 3,114	oui
	2001	74	- 0,888	0,057		- 1,389	non
Turquie* (partielle)	1981	12	- 0,290	0,662		- 2,299	non
	1991	15	- 0,428	0,295		- 2,672	oui
	2001	16	- 0,442	0,269		- 3,020	oui
Serbie	1981	6	- 1,123	0,028		6,133	oui
	1991	12	- 1,098	0,026		5,525	oui
	2001	12	- 1,073	0,026		4,797	oui

Tableau construit par les auteurs. Base de données : T. Brinkhoff (2006).

Tableau n° 1B : Résultats de l'équation quadratique rang-taille pour les 10 pays de la péninsule balkanique en 1981-1991-2001, selon la méthode des MCO

Pays	Années	Observations n	α	β	δ	t Student	$\delta \neq 0$
Albanie	1979	12	- 1,826	1,654	- 0,124	- 0,998	non
	1989	16	- 11,163	3,307	- 0,195	- 3,294	oui
	2001	16	- 0,205	1,176	- 0,092	- 1,959	non
Bosnie	1981	20	14,347	- 1,475	0,027	0,916	non
	1991	19	15,329	- 1,583	0,031	1,511	non
	2001	21	13,541	- 1,296	0,019	1,159	non
Bulgarie	1982	44	10,583	- 0,379	- 0,029	- 1,383	oui
	1990	40	15,115	- 1,143	0,003	0,135	non
	2002	45	15,601	- 1,278	0,010	0,634	non
Croatie	1981	24	12,597	- 1,070	0,009	0,369	non
	1991	25	10,845	- 0,725	- 0,007	- 0,284	non
	2001	25	17,903	- 1,962	0,046	2,116	oui
FyroM	1981	19	12,650	- 1,171	0,014	0,348	non
	1991	18	8,651	- 0,494	- 0,014	- 0,347	non
	2001	30	26,427	- 3,361	0,102	3,428	oui
Grèce	1981	39	23,035	- 2,769	0,080	2,695	oui
	1991	39	29,458	- 3,825	0,124	7,935	oui
	2001	39	35,212	- 4,710	0,158	12,039	oui
Roumanie	1979	102	11,991	- 0,528	- 0,023	- 1,712	non
	1992	104	6,912	0,403	- 0,063	- 4,350	oui
	2002	104	7,661	0,262	- 0,057	- 4,008	oui
Serbie	1981	66	16,566	- 1,416	0,013	0,558	non
	1991	70	12,269	- 0,627	- 0,021	- 0,963	non
	2001	74	8,901	- 0,020	- 0,048	- 2,281	oui
Slovénie	1981	12	25,921	- 3,758	0,135	1,929	non
	1991	15	22,312	- 3,088	0,105	4,443	oui
	2001	16	28,043	- 4,130	0,151	5,489	oui
Turquie* (partielle)	1981	6	45,961	- 6,760	0,245	6,357	oui
	1991	12	26,725	- 3,661	0,125	4,978	oui
	2001	12	27,351	- 3,643	0,121	6,389	oui

Tableau construit par les auteurs. Base de données : T. Brinhoff (2006).

Tableau n° 1C : Coefficient de Pareto pour les 10 pays de la péninsule balkanique pour 1981-1991-2001, selon la méthode des MCO – ½

Pays	Années	Observations n	$\hat{\zeta}$	Erreur Standard		t Student pour γ=1	$\zeta \neq 1$
Albanie	1979	12	1,261	0,1327		1,966	non
	1989	16	0,969	0,1020		- 0,306	non
	2001	16	0,954	0,0748		- 0,612	non
Bosnie	1981	20	1,044	0,0349		1,245	non
	1991	19	1,062	0,0251		2,449	oui
	2001	21	1,029	0,0231		1,237	non
Bulgarie	1982	44	1,156	0,0311		5,021	oui
	1990	40	1,196	0,0274		7,158	oui
	2002	45	1,150	0,0217		6,917	oui
Croatie	1981	24	1,003	0,0343		0,100	non
	1991	25	1,010	0,0367		0,286	non
	2001	25	1,063	0,0274		2,296	oui
FyroM	1981	19	1,022	0,0586		0,382	non
	1991	18	0,937	0,0630		- 1,006	non
	2001	30	1,278	0,0388		7,149	oui
Grèce	1981	30	1,068	0,0457		1,496	non
	1991	30	0,954	0,0398		- 1,162	non
	2001	30	0,986	0,0418		- 0,341	non
Roumanie	1979	102	1,112	0,0210		5,315	oui
	1992	104	1,101	0,0233		4,343	oui
	2002	104	1,099	0,0227		4,364	oui
Slovénie	1981	66	1,038	0,0675		0,569	non
	1991	70	1,014	0,0307		0,440	non
	2001	74	1,072	0,0386		1,865	non
Turquie* (partielle)	1981	12	0,430	0,0921		- 6,184	oui
	1991	15	0,559	0,0761		- 5,802	oui
	2001	16	0,572	0,0687		- 6,226	oui
Serbie	1981	6	1,218	0,0382		5,705	oui
	1991	12	1,184	0,0359		5,140	oui
	2001	12	1,153	0,0352		4,344	oui

Tableau construit par les auteurs. Base de données : T. Brinhoff (2006).

Tableau n° 1D : Coefficient de Pareto pour les 10 pays de la péninsule balkanique pour 1981-1991-2001, selon la méthode Hill

Pays	Années	Observations n	$\hat{\zeta}$	Erreur Standard		t Student pour γ=1	$\zeta \neq 1$
Albanie	1979	12	1,134	0,365		0,366	non
	1989	16	0,765	0,228		- 1,030	non
	2001	16	0,848	0,173		- 0,876	non
Bosnie	1981	20	1,101	0,278		0,361	non
	1991	19	1,058	0,191		0,305	non
	2001	21	0,921	0,135		- 0,582	non
Bulgarie	1982	44	0,860	0,154		- 0,906	non
	1990	40	1,011	0,132		0,080	non
	2002	45	0,970	0,125		- 0,243	non
Croatie	1981	24	0,619	0,170		- 2,236	oui
	1991	25	0,788	0,140		- 1,517	non
	2001	25	0,973	0,175		- 0,157	non
FyroM	1981	19	0,887	0,250		- 0,452	non
	1991	18	0,850	0,262		- 0,573	non
	2001	30	1,293	0,169		1,733	non
Grèce	1981	30	1,127	0,217		0,587	non
	1991	30	1,160	0,229		0,700	non
	2001	30	1,137	0,215		0,636	non
Roumanie	1979	102	0,892	0,094		- 1,156	non
	1992	104	0,833	0,103		- 1,619	non
	2002	104	0,988	0,107		- 0,110	non
Serbie	1981	66	0,875	0,136		- 0,915	non
	1991	70	0,807	0,171		- 1,128	non
	2001	74	0,772	0,106		- 2,143	oui
Slovénie	1981	12	1,056	0,363		0,154	non
	1991	15	1,059	0,150		0,392	non
	2001	16	1,186	0,221		0,841	non
Turquie* (partielle)	1981	6	0,767	0,431		- 0,540	non
	1991	12	0,802	0,239		- 0,830	non
	2001	12	0,880	0,271		- 0,443	non

Tableau construit par les auteurs. Base de données : T. Brinhoff (2006).

Tableau n° 1E : Coefficient de hiérarchisation (Lotka) pour les 10 pays de la péninsule balkanique pour 1981-1991-2001, selon la méthode MCG

Pays	Années	Observations n	$\hat{\gamma}$	Erreur Standard		t Student pour $\gamma = 1$	$\gamma \neq 1$
Albanie	1979	12	1,084	0,336		0,250	Non
	1989	16	1,084	0,211		0,398	Non
	2001	16	1,156	0,164		0,954	Non
Bosnie	1981	20	0,975	0,247		- 0,103	Non
	1991	19	0,960	0,247		- 0,163	Non
	2001	21	1,171	0,240		0,712	Non
Bulgarie	1982	44	1,220	0,159		1,386	Non
	1990	40	1,039	0,167		0,230	Non
	2002	45	1,078	0,157		0,496	Non
Croatie	1981	24	1,339	0,223		1,523	Non
	1991	25	1,364	0,218		1,672	Non
	2001	25	1,095	0,218		0,439	Non
FyroM	1981	19	1,224	0,255		0,881	Non
	1991	18	1,283	0,263		1,075	Non
	2001	30	0,814	0,196		- 0,949	Non
Grèce	1981	30	1,346	0,170		2,038	Non
	1991	30	1,227	0,170		1,337	Non
	2001	30	0,866	0,170		0,435	Non
Roumanie	1979	102	1,143	0,102		0,163	Non
	1992	104	1,144	0,100		0,152	Non
	2002	104	1,0366	0,101		0,717	Non
Slovénie	1981	66	1,048	0,336		0,889	Non
	1991	70	1,026	0,293		0,930	Non
	2001	74	0,907	0,282		0,747	Non
Turquie* (partielle)	1981	12	1,407	0,534		0,489	Non
	1991	15	1,329	0,336		0,351	Non
	2001	16	1,198	0,336		0,569	Non
Serbie	1981	6	1,184	0,128		0,155	Non
	1991	12	1,284	0,124		0,025	Oui
	2001	12	1,342	0,120		0,006	Oui

Tableau construit par les auteurs. Base de données : T.Brinhoff (2006).

RÉFÉRENCES

Allen G., 1954, "The "Courbe des populations", A Further Analysis", *Bulletin of the Oxford University Institute of Statistics*, vol.16, pp. 179-189.

Anderson G., Ge Y, 2005, "The Size Distribution of Chinese Cities", *Regional Science and Urban Economics*, 35, pp.756-776.

Auerbach F., 1913, "Das Gesetz der Bevölkerungskonzentration", reproduit dans *Regional Science and Urban Economics*, 31, pp. 601-615.

Beirlant P. and alii, 1999, "Tail Index Estimation and an Exponential Regression Model", *Extremes*, 2177, pp. 177-200.

Black D., Henderson J.V., 2003, "Urban Evolution in the USA", *Journal of Economic Geography* 3, pp. 343-372.

Brakman S., *et al*, 1999, "The Return of Zipf : A Further Understanding of the Rank-Size Distribution", *Journal of Regional Science* 39, pp. 183-213.

Brinkhoff T., 2006, www.citypopulation.de

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.

Chesire P., 1999, "Trends in Sizes and Structures of Urban Areas", in Chesire P. and Mills J. (Eds), *Handbook of Regional and Urban Economics*, vol. 3, Elsevier Science B.B, Amsterdam, pp. 1339-1773.

Cordoba J.C., 2004, *On the Distribution of Cities Size*, Research Paper, Rice University.

Cordoba J.C., 2006, *A Generalized Gibrat Law*, Research Paper, Rice University.

Csörgo S., Viharos L., 1997, "Asymptotic Normality of Least Squares Estimators of Tails Indices", *Bernoulli*, 3, pp. 351-370.

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.

Embrechts P., Kluppelberg C, Mikosch T., 1997, *Modelling Extremal Events for Insurance and Finance*, Springer, New York.

Fujita M., Krugman P., Venables T., 1999, *The Spatial Economy,* MIT Press, Cambridge, MA.

Fujita M. *et al*, 1999, "On the Evolution of Hierarchical Urban Systems", *European Economic Review* 43, pp. 209-251.

Gabaix X., 1999, "Zipf's Law and the Growth of the Cities", *American Economic Review, Papers and Proceedings,* n° 89, pp. 129-132.

Gabaix X., Ioannides Y., 2003, *The Properties of the Least Squares Estimates of Power Law Exponents*, MIT and Tufts University.

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.

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.

Guérin-Pace F., 1995, "Rank Size Distributions and the Process of uUban Growth", *Urban Studies*, vol.32, n° 3, pp. 551-562.

Hill B.M., 1975, "A Simple Approach to Inference about the Tail of a Distribution", *Annals of Statistics,* 3, pp. 1163-1174.

Ioannides Y., Overman G., 2004, "Spatial Distribution of the US Urban System", *Journal of Economic Geography*, n° 4(2), pp. 1-26.

Kratz M., Resnick S., 1996, "The QQ-Estimator and Heavy Tails", *Communications in Statistics, Stochastic models*, 12, pp. 699-724.

Krugman P., 1996, *The Self-Organizing Economy*, Blackwell Press, London.

Lotka A., 1941, "The Law of Urban Concentration", *Science*, n° 94, pp. 164.

Moriconi-Ebrard F., 1993, *L'urbanisation du monde depuis 1950,* Paris, Anthropos.

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., 2006, "OLS-t-test Revisited in Rank-Size Rule Regression", *DEE Discussion paper 06-3*, Kyoto Institute of Economic Research.

Pumain D., Moriconi-Ebrard F., 1997, "City Size Distributions and Metropolisation", *Geojournal*, n° 43-4, pp. 307-314.

Rey S., Ye X., 2006, "Spatializing Zipf's Law in the Dynamic Context : US Cities 1960-2000", *Conference Paper, Colloque de la NARSC*, Toronto, 16-18 novembre.

Rosen K., Resnick M., 1980, "The Size Distribution of Cities : an Examination of the Pareto Low Primacy", *Journal of Urban Economics* 8, pp. 165-186.

Singer H.,1936, "The “Courbe des populations” : A Parallel to Pareto's Law", *The Economic Journal*, vol. XLVI, n° 182, pp. 254-263.

Soo K.T., 2002, *Zipf's Law for Cities : A Cross Country Investigation, Working Paper, Centre for Economic Performance*, Research Paper, London School of Economics, 40 p.

Zipf G.K., 1949, *Human Behavior and the Principle of Least Effort*, Addison-Welsey, Cambridge, MA.

EVOLUTION OF URBAN HIERARCHY AND ZIPF'S LAW : THE CASE OF THE BALKAN PENINSULA

Abstract – *The main issue in this paper is cities' size distribution and urban hierarchy. The aim of the paper is to study whether different regions or countries follow Zipf's law in the long term. By applying this analysis on the Balkan Peninsula, a region which has gone through a major political, institutional and demographic upheaval, during the last thirty years, this paper shows that Zipf's law holds whatever the conditions of the evolution of an urban system. Meanwhile, it proposes an analysis on the most recent work in estimating Pareto exponent (the hierarchy coefficient), which is crucial in characterizing the shape of urban hierarchies.*

EVOLUCIÓN DE LAS JERARQUÍAS URBANAS Y LEY DE ZIPF : EL CASO DE LOS BALCANES

Resumen – *Numerosos autores, economistas, estadísticos o geógrafos, han examinado, estos últimos años, el tema de las jerarquías urbanas y de su evolución con el fin de estudiar e interpretar la regularidad extraordinaria de la distribución de las ciudades según su tamaño, conocidos, más generalmente, bajo el nombre de ley de Zipf. Tras contribuir al debate metodológico relativo a la determinación y la elección de los métodos más eficientes de estimación del coeficiente de jerarquización de una distribución fila – tamaño de las ciudades, este artículo pretende poner de relieve la permanencia de la validez de la ley de Zipf, en los Balcanes, una región que ha conocido, durando estos treinta últimos años una gran crisis política, económica e institucional y cuyas consecuencias migratorias fueron fundamentales para su demografía.*