

Dimou, Michel

Conference Paper

War and cities: how do conflicts affect urban growth dynamics?

50th Congress of the European Regional Science Association: "Sustainable Regional Growth and Development in the Creative Knowledge Economy", 19-23 August 2010, Jönköping, Sweden

Provided in Cooperation with:

European Regional Science Association (ERSA)

Suggested Citation: Dimou, Michel (2010) : War and cities: how do conflicts affect urban growth dynamics?, 50th Congress of the European Regional Science Association: "Sustainable Regional Growth and Development in the Creative Knowledge Economy", 19-23 August 2010, Jönköping, Sweden, European Regional Science Association (ERSA), Louvain-la-Neuve

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/118836>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

War and cities: how do conflicts affect urban growth dynamics?

Michel Dimou

PIMENT University of La Reunion

and

Alexandra Schaffar

PIMENT University of La Reunion

FRENCH VERSION

DRAFT VERSION

1. Introduction

Durant les dix dernières années, une littérature importante a investi le thème de la croissance urbaine (Pumain et Moriconi-Ebrard, 1997, Eaton et Eckstein, 1997, Black et Henderson, 1999, Gabaix et Ioannides, 2004) Dans cette littérature, la question fondamentale est celle de la relation entre la croissance urbaine, c'est-à-dire l'accroissement (ou la baisse) de la population et la taille urbaine (taille de la population), synonyme d'un certain nombre de caractéristiques économiques des villes, telles que le volume d'externalités positives ou négatives, la concentration du capital humain ou le périmètre de débordement des connaissances codifiées.

Deux configurations peuvent être envisagées : soit la croissance des villes est indépendante de leur taille, ce qui confirme la loi de Gibrat et met en cause toute une série de constructions théoriques en science régionale qui reposent sur les effets d'agglomération ; soit la croissance urbaine a un caractère déterministe et, dans ce cas, il convient d'explorer le sens du mouvement de la distribution rang-taille des villes.

En suivant l'approche initiée par Davis et Weinstein (2003), ce papier aborde la question précédente et teste la validité de la loi de Gibrat par le biais de l'étude des effets des chocs exogènes sur la croissance urbaine et sur la distribution rang-taille des villes. Ce travail est appliqué sur les villes de la péninsule Balkanique, une région marquée par une série de conflits et bouleversements institutionnels et politiques majeurs entre 1981 et 2005 qui ont conduit à un redécoupage des frontières nationales et ont généré des mouvements migratoires importants, à la fois à l'intérieur de chaque pays et entre les différents pays qui composent cet espace.

Ce papier est construit de la façon suivante. La deuxième section présente la loi de Gibrat pour les villes. La troisième section aborde les modèles de croissance aléatoire, permettant d'avancer une interprétation économique de la loi de Gibrat. La quatrième section parcourt les approches empiriques qui examinent les impacts des chocs exogènes sur la distribution rang-taille des villes, afin de tester la validité des théories de la croissance aléatoire.

La cinquième section rappelle les chocs majeurs que la péninsule balkanique a connus entre 1981 et 2005 et entame une présentation descriptive de l'évolution des hiérarchies urbaines de la région. La sixième section examine la stationnarité des séries temporelles des tailles des villes balkaniques, afin de tester la validité de la loi de Gibrat. Enfin, dans une septième partie, la construction de matrices de Markov permet d'étudier la mobilité intra-distributionnelle des villes balkaniques durant la période 1981-2005, afin d'étudier l'impact des chocs exogènes sur la croissance relative des villes. La section 8 conclut.

2. La loi de Gibrat pour les villes

Dans son livre, intitulé « *Les inégalités économiques* », Gibrat (1931) analyse la distribution des populations des firmes, en cherchant à spécifier la relation entre leur taille et leur croissance (Sutton, 1997). En s'appuyant sur la présentation classique de Steindl (1965), la loi de Gibrat peut être adaptée dans le cadre de la croissance urbaine. Si S_t est la taille d'une ville à l'instant t et g_t une valeur aléatoire désignant le taux de croissance de cette taille entre les périodes $t-1$ et t :

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

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

$$S_t = (1 + g_t)S_{t-1} = (1 + g_1)(1 + g_2)\dots(1 + g_t)S_0 \quad (2)$$

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

$$\ln(1 + g_t) \approx g_t \quad (3)$$

En travaillant sur le logarithme de l'expression (2), on obtient :

$$\ln S_t = \ln S_0 + g_1 + g_2 + \dots + g_t \quad (4)$$

Si les termes aléatoires g_t sont indépendants, de moyenne μ et de variance σ^2 , lorsque le temps t tend vers l'infini, la distribution de $\ln S_t$ tend vers une distribution normale de moyenne μt et de variance $\sigma^2 t$. Ceci signifie que pour chaque ville i , lorsque la loi de Gibrat se vérifie, la croissance démographique peut être désignée par la relation :

$$\ln S_{it} = \mu + \zeta \ln S_{it-1} + u_{it} \quad (5)$$

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

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

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

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

$$E(g_{it}) = \mu, \forall i, t \quad (6)$$

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

$$Var(g_{it}) = \sigma^2, \forall i, t \quad (7)$$

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

$$\text{Cov}(g_{it}, g_{it-k}) = 0, \forall i, t \text{ et } k \in N \quad (8)$$

Kalecki (1945) souligne que si la loi de Gibrat est vérifiée pour un nombre fixe de villes, la relation (1) n'est pas stationnaire au sens où la variance de la taille S augmente de façon continue avec le temps t , ce qui n'est guère réaliste. En abandonnant l'hypothèse de l'indépendance entre le volume des chocs exogènes g et la taille initiale de la ville, il construit un modèle qui génère une distribution des tailles conforme à la loi lognormale, avec une variance stable dans le temps (Anderson et Ge, 2005):

$$\ln S_{it} = \eta + \mu t + (1 - \lambda) \ln S_{it-1} + u_{it} \quad (9)$$

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

3. Les modèles de croissance urbaine aléatoire

En s'appuyant sur la loi de Gibrat, Simon (1955) explore les propriétés d'un modèle de croissance probabiliste conduisant à une relation rang-taille des villes. Son travail, à la base des approches contemporaines sur la croissance aléatoire, indique que la partie haute de la distribution des tailles des villes est caractérisée par une loi puissance avec un coefficient de hiérarchisation égal à $1/(1 - \pi)$ où π représente la probabilité que la croissance démographique conduise à l'apparition d'une ville nouvelle, plutôt qu'à l'élargissement d'une ville existante (Krugman, 1996a et 1996b, Fujita et al, 1999). Il relie, ainsi, la forme de la distribution des tailles des villes à la forme empruntée par le processus de la croissance urbaine.

Comme Duranton (2006) le signale, la teneur théorique du modèle de Simon reste faible car la croissance de la population ne repose pas sur des mécanismes économiques, considérés comme déterminants des choix de localisation des agents, tels que les externalités d'agglomération et/ou les coûts de transport. Par ailleurs, ce modèle ne converge vers une distribution rang-taille des villes qui suit la loi de Pareto que si le taux de croissance du nombre de villes (c'est-à-dire le taux d'apparition de villes nouvelles) est supérieur ou égal au taux de croissance des villes existantes. Or, cette condition est empiriquement irréaliste et historiquement erronée.

En cherchant à corriger les imperfections du modèle de Simon, Gabaix (1999) développe un modèle de croissance aléatoire qui conduit, à l'état stationnaire, à une distribution rang taille des villes qui suit la loi de Zipf.

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

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

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

$$u(c) = a_i c \quad (10)$$

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

$$a_{it} w_{it} = u_{it} \quad (11)$$

En tenant compte du taux de mortalité θ et des restrictions migratoires citées précédemment, Gabaix montre, qu'à l'équilibre, le taux $v_{it} = S_{it}^{nor} / S_{it-1}^{nor}$, permettant de mesurer la croissance de la taille normalisée d'une ville i , est donné par la formule :

$$v_{it} = f'^{-1}(u_{it} / a_{it}) - \theta \quad (12)$$

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

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

$$G(S) = \int_0^{\infty} G\left(\frac{S}{v}\right) f(v) dv \quad (13)$$

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

Dans ce modèle, la variance des taux de croissance g ne décroît pas avec la taille des villes, contrairement à ce que supposent la plupart des études empiriques selon lesquelles la diversification industrielle des grandes villes les rend moins exposées aux chocs économiques que les petites villes, davantage spécialisées. Afin d'expliquer ce phénomène, Gabaix décompose le taux de croissance d'une ville i g_{it} en une fraction commune pour toutes les villes et une fraction spécifique propre à chaque ville, région ou industrie :

$$g_{it} = \bar{g} + g_{it}^{pol} + g_{it}^{reg} + g_{it}^{ind} \quad (14)$$

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

$$\sigma^2(g) = \sigma_{pol}^2(g) + \sigma_{reg}^2(g) + \sigma_{ind}^2(g) \quad (15)$$

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

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

$$\sigma^2(g) = AS^{\beta-1} \quad (16)$$

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

Sur un plan empirique, Ioannides et Overman (2003) fournissent une estimation non-paramétrique de la croissance urbaine américaine, en s'appuyant sur un échantillon de grandes métropoles des Etats Unis entre 1900 et 1990. Ils valident l'hypothèse d'une croissance aléatoire où les effets d'échelle ne jouent aucun rôle dans la dynamique démographique des villes. Néanmoins, en s'appuyant sur des données similaires et en appliquant des tests de racine unitaire, Black et Henderson (2003) arrivent à une conclusion différente et réfutent la loi de Gibrat pour les villes américaines.

Enfin, en poursuivant ces investigations, Eeckhout (2004) apporte également la preuve de la validité de la loi de Gibrat, à l'aide d'une estimation non-paramétrique de la croissance urbaine américaine. Cependant, contrairement à Gabaix, Eeckhout considère que lorsque la loi de Gibrat est vérifiée, la distribution rang-taille des villes tend vers une loi lognormale et non pas vers une loi de Pareto, en ouvrant, par-là, le débat sur la définition même de la ville et les choix d'échantillonnage.

4. Croissance aléatoire et chocs exogènes

Selon Gabaix, les chocs exogènes qui modifient le niveau des aménités dans chaque ville peuvent être identifiés comme des événements historiques ou naturels majeurs, tels que des guerres et des bombardements, des catastrophes naturelles et des épidémies, voire, dans les pays en développement, des mauvaises récoltes conduisant à des disettes et à des famines. De façon plus conventionnelle et fréquente, ces chocs représentent les impacts des politiques propres à chaque ville, relatives à la détermination du niveau des taxes et des impôts locaux, à la mise en place d'infrastructures et d'équipements publics et, de façon plus générale, à l'amélioration de la qualité et de la variété des services municipaux (Gabaix, 1999, Lucas et Rossi-Hansberg, 2002).

Certains auteurs émettent l'hypothèse de chocs de productivité exogènes spécifiques à un secteur et/ou une industrie qui sont les résultats d'innovations propres à chaque ville. Ainsi, Rossi-Hansberg et Wright (2007) introduisent un modèle de croissance avec des chocs spécifiques à un

secteur ou à un groupe de firmes, distribués de façon aléatoire, qui modifient la productivité totale des facteurs dans chaque ville.

De son côté, Duranton (2006 et 2008) introduit les chocs sectoriels, sous forme d'innovations, dans un environnement de concurrence monopolistique, avec libre circulation de travail et un nombre fixe de villes. Il émet l'hypothèse que la localisation de l'innovation, dans le temps, est un processus aléatoire (se déplaçant en « *saut de grenouille* ») qui dépend des politiques de R&D, engagées par chaque ville. La production de chaque bien (sauf dans le cas de ceux qui dépendent de ressources naturelles immobiles) se concentre quasi-exclusivement dans la ville où a eu lieu la dernière innovation, une partie des travailleurs se déplaçant ainsi, au gré des innovations, de ville en ville. Il décrit, par-là, un processus de croissance urbaine aléatoire qui ne produit pas nécessairement une distribution rang-taille des villes conforme à la loi de Pareto.

De façon générale, la validité de la loi de Gibrat pour les villes dépend des conséquences temporelles de ces chocs sur la distribution rang-taille des villes. Si les changements intra-distributionnels (c'est-à-dire les changements intervenus au sein de la distribution rang-taille des villes), à l'issue de ces chocs, sont permanents, alors les approches de la croissance aléatoire se trouvent réconfortées.

A l'inverse, si les conséquences de ces chocs sont temporaires et les villes retrouvent, après un certain temps, leur rang initial dans la distribution rang-taille, la loi de Gibrat pour les villes n'est pas vérifiée. Dans ce cas, les approches de la croissance urbaine endogène, dont les modèles les plus récents mettent au centre du mouvement démographique des villes, le capital humain localisé et les effets de débordement informationnels (Eaton et Eckstein, 1996, Black et Henderson, 1999 et 2003) ou les approches en matière d'avantages locationnels des villes qui explorent le rôle des attributs de première nature (caractéristiques physiques) et de seconde nature (caractéristiques historiquement construits) sur la dynamique démographique des villes (Fujita et Mori, 1996, Duranton, 2008), s'avèrent plus pertinentes pour interpréter les processus de croissance urbaine.

Sur un plan empirique, quelques études testent l'influence de chocs exogènes majeurs sur la réallocation du travail, au sein d'un pays donné, ainsi que sur la stabilité temporelle de la pente de sa distribution rang-taille des villes.

Davis et Weinstein (2003) étudient le cas d'un pays dont les villes ont subi des chocs importants durant le vingtième siècle : le Japon d'avant et d'après les bombardements alliés de la deuxième guerre mondiale. Ils trouvent que ces bombardements ont eu des effets importants mais temporaires sur la démographie urbaine et que les villes japonaises ont retrouvé leur place initiale d'avant-guerre dans la distribution rang-taille, au bout d'une quinzaine d'années, ce qui va à l'encontre des prédictions des approches de la croissance aléatoire. Selon Davis et Weinstein, cette permanence temporelle de la taille des grandes villes japonaises est liée à leurs avantages locationnels, notamment en matière d'accessibilité et de réseaux de communications intra et interrégionaux.

Bosker et al (2008) testent, eux, l'impact des bombardements alliés sur les villes allemandes entre 1944 et 1945. Ils arrivent à une conclusion quelque peu différente, car ils observent que les effets mémoire de ces bombardements sur la dynamique démographique des villes sont beaucoup plus longs que ne le prétendent Davis et Weinstein. Ils montrent que les petites villes, relativement épargnées des bombardements alliés, ont sensiblement et définitivement « gagné des places » dans la distribution rang-taille des villes allemandes, dans la période de l'après-guerre. Selon Bosker et al, contrairement à l'Allemagne, le Japon est caractérisé par un espace fortement montagneux où, historiquement, le développement urbain s'est concentré dans les localités les plus favorables pour les échanges, tant avec l'extérieur qu'avec l'intérieur du pays. Ceci a conduit à une hiérarchie urbaine, géographiquement irréversible.

Enfin, Sharma (2003) arrive à une conclusion plus mitigée lorsqu'elle étudie les effets du choc de la partition entre l'Inde et le Pakistan sur la croissance relative des villes indiennes. Sharma montre que les séries des tailles des villes indiennes ne sont pas stationnaires contrairement aux taux de croissance urbaine. Elle conclut donc à une mémoire longue des chocs exogènes dont les effets s'estompent, néanmoins, dans le très long terme.

Dans ce travail, on se différencie par rapport aux études précédentes, dans le sens où l'on considère des chocs exogènes d'envergure nationale et/ou régionale, mais non pas spécifiques à une ville. La croissance démographique de chaque ville ne dépend, alors, ni du hasard de la localisation des chocs (par exemple, des bombardements et/ou des catastrophes naturelles), ni des politiques municipales actives, génératrices de chocs d'aménités et de modification de l'utilité des ménages. Elle est, plutôt, fonction de la capacité de chaque ville à amortir et/ou accélérer les effets de ces chocs globaux. Cette capacité dépend de la structuration des réseaux locaux au sein de chaque ville, c'est-à-dire de sa cohésion sociale et territoriale, des liens non marchands tissés entre les ménages (liens familiaux, d'amitiés, de voisinage) et/ou de la mise en place de projets collectifs communs au niveau local, susceptibles de modifier les comportements de localisation des ménages.

La façon dont chaque choc affecte chaque ville est différente, non pas en raison de la localisation du choc mais en raison de la variété et la qualité de ses réseaux sociaux. Cette hypothèse ne modifie pas fondamentalement le modèle de Gabaix, sauf que le niveau des aménités a_{it} de la ville i , à chaque instant t , se modifie en fonction de la réponse locale aux chocs globaux.

Il reste à savoir si la taille urbaine est déterminante de la variété et de la qualité des réseaux locaux. Une hypothèse plausible serait de considérer que celles-ci s'estompent au fur et à mesure que la taille urbaine augmente, car les habitants des plus petites villes tissent davantage des liens non marchands que ceux des grandes villes où les relations marchandes prédominent.

Cette hypothèse est testée pour les villes des Balkans, dans la période 1981-2005.

5. Hiérarchies urbaines balkaniques : 1981-2005

Entre 1981 et 2005, les peuples de la péninsule balkanique ont assisté à un redécoupage de leurs frontières nationales, suite aux conflits générés par

la montée en puissance des tentations ethnocentriques et l'effondrement des régimes communistes. Ces évolutions ont façonné des vastes mouvements de migration, internes et externes à la région.

Les différents conflits entre les pays de l'ex-Yougoslavie ont causé, au total, plus de 140000 victimes parmi la population de la péninsule, le plus grand nombre de victimes étant enregistré durant la guerre bosniaque, entre 1992 et 1995 (102000 personnes), la guerre serbo-croate, entre 1991 et 1995 (20000 personnes) et le conflit kosovar, entre 1996 et 1999 (12000 personnes).

Parmi les déplacements de population les plus importants durant cette même période, on comptabilise 300000 personnes entre la Bulgarie et la Turquie, dans les années quatre-vingt, 200000 personnes entre la Serbie et la Croatie, durant la guerre serbo-croate, 1300000 personnes entre les différentes républiques de l'ex-Yougoslavie, durant la guerre en Bosnie, 180000 personnes entre la Serbie et Fyrom en 1996, 400000 personnes entre l'Albanie et la Grèce dans les années quatre-vingt-dix. Enfin, plus de 2 millions de personnes ont quitté la région, notamment en direction de l'Europe occidentale (Dimou et Schaffar, 2007).

A ces mouvements migratoires internationaux ou interrégionaux, sont associés une multitude de déplacements de population internes, spécifiques à chaque pays, qui modifient davantage la carte démographique de la péninsule. Ainsi, l'Albanie, pays fermé jusqu'à la fin des années quatre-vingt, a vu sa démographie tout autant bouleversée par l'émigration massive de ses ressortissants vers la Grèce que par l'exode important des campagnes vers les villes. Sa Capitale, Tirana, a enregistré le taux de croissance le plus fort (3,2% par an) de la péninsule entre 1981 et 2005, 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 et les villes de petite taille. Les pays de l'ex-Yougoslavie, enfin, ont connu des mouvements beaucoup plus variés (migrations internes et internationales, déplacements forcés) qui ont

fortement transformé le paysage démographique de cet ensemble, en l'espace de dix ans.

Dan cette étude, l'échantillon des villes est composé de toutes les villes des Balkans de taille supérieure à 20000 habitants entre 1981 et 2005. Les séries temporelles des tailles urbaines proviennent du *World Gazetteer*, tandis que quelques données manquantes ont été complétées grâce aux sources statistiques nationales des différents pays. Le tableau 1 présente les caractéristiques des villes de l'échantillon.

Tableau 1 : Echantillon des villes de la péninsule balkanique

Taille minimale S_i	Nombre de villes en 1981	Variation 81/93	Nombre de villes en 1993	Variation 93/05	Nombre de villes en 2005
$S_i > 100000$	49	0,183	58	0,017	59
$S_i > 50000$	116	0,232	143	0,021	146
$S_i > 20000$	269	0,131	302	0,051	316

Tableau construit par les auteurs. Base de données : World Gazetteer

Durant la première décennie, la croissance urbaine semble essentiellement profiter aux grandes villes, avec l'entrée de nouvelles villes dans la catégorie de plus de 100000 habitants, tandis que le mouvement s'inverse complètement, durant la deuxième décennie, avec le nombre des petites villes qui progresse et celui des plus grandes qui stagne. Ceci est également confirmé par l'évolution des tailles médiane et moyenne des villes. Ainsi la ville moyenne de la péninsule est passée de 85051 habitants en 1981 à 93916 habitants en 2005, après un pic de 98658 habitants en 1993 (Tableau 2).

Tableau 2: Evolution de l'urbanisation dans la péninsule balkanique

	1981	1993	2005
Taille de l'échantillon	269	302	316
Taille moyenne des villes	85051	98658	93916
Ecart-type	165505	239642	236014
Taille médiane des villes	42031	45362	42097

Tableau construit par les auteurs.

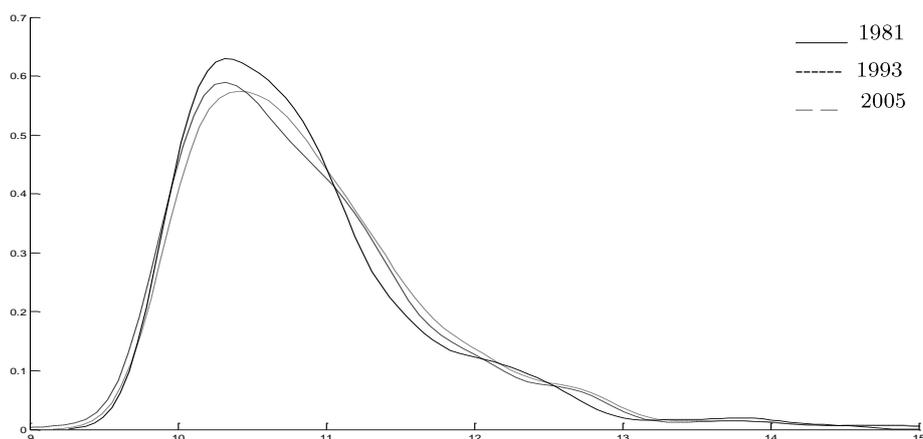
Le tableau 3 et le kernel de la figure 1 montrent les évolutions de la distribution rang-taille des villes de la péninsule balkanique entre 1981, 1993 et 2005. Plusieurs éléments doivent être soulignés :

Tableau 3 : Coefficient de Pareto de la distribution des villes des Balkans selon leur taille

Année	Taille de l'échantillon	Estimation	
		Coef. Pareto β	Ecart type. $\sigma(\beta)$
1981	269	1,315	0,112
1993	302	1,221	0,101
2005	316	1,201	0,097

Tableau construit par les auteurs.

Graphique 1 : Kernel de la distribution rang-taille des villes des Balkans



En premier lieu, le coefficient de Pareto β , calculé avec la méthode des moindres carrés ordinaires corrigée par Gabaix et Ibragimov (2006) :

$$\ln\left(R - \frac{1}{2}\right) = A - \beta \ln S \quad (17)$$

où R représente le rang de la ville, est significativement supérieur à 1 durant toute la période, ce qui signifie que les Balkans restent un espace polycentrique. Ceci s'explique par le fait que huit, parmi les dix plus grandes villes de la région, sont des Capitales nationales qui apparaissent

comme des centres économiques et politiques distincts, drainant une partie conséquente des ressources humaines de chaque pays.

En second lieu, le coefficient de Pareto décroît entre 1981 et 1993, puis se stabilise durant la deuxième décennie. Le premier mouvement s'explique par l'assouplissement des règles migratoires qui a précédé l'effondrement des régimes communistes, durant les années quatre-vingt, et a permis le déplacement d'une partie de la population vers les centres urbains les plus importants. La seconde période est marquée par l'arrêt brutal de ce mouvement, lorsque les conflits yougoslaves ont éclaté et les villes de petite et moyenne taille ont paru comme des lieux plus sécurisants pour une grande partie de la population.

6. Dynamiques temporelles des tailles urbaines

On teste, maintenant, la stationnarité des séries temporelles des tailles urbaines et, par-là, la loi de Gibrat pour les villes, grâce à un test de racine unitaire. Le test Dickey-Fuller Augmenté (ADF) s'appuie sur la relation :

$$\Delta(\ln S_{i,t}) = \gamma_i \ln S_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (18)$$

On considère deux hypothèses :

- $H_0 : \gamma_i = 0$ est l'hypothèse de l'instabilité où les tailles des villes ne sont pas stationnaires ;
- $H_1 : \gamma_i < 0$ est l'hypothèse de stationnarité, selon laquelle les logarithmes des villes convergent vers une valeur constante dans le temps.

En s'appuyant sur Dimou et al (2008), on propose la spécification suivante, avec α_i une constante, $\beta_i t$ un terme indiquant le trend ascendant de la taille des villes et k_i le nombre qui correspond à la variable aléatoire décalée.

$$\Delta \ln S_{it} = \alpha_i + \beta_i t + \gamma_i \ln S_{i,t-1} + \sum_j^{k_j} \rho_{ij} \Delta \ln S_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (19)$$

*Table 4 : Tests de stationnarité pour les logarithmes
des tailles de quelques villes*

Ville	ADF	Ville	ADF
Athènes (Gr)	-0,754	Banja Luka (Bos)	0,344
Bucharest (Rom)	-2,197	Ruse (Bul)*	-4,098
Belgrade (Ser)	-2,547	Iraklion (Gr)	0,789
Thessaloniki (Gr)	0,823	Podgorica (Ser)	-1,387
Zagreb (Cro)	-1,365	Volos (Gr)	-1,628
Tirana (Alb)	0,129	Botosani (Rom)*	-3,035
Iasi (Rom)	-2,043	Suceava (Rom)	-1,761
Costanza (Rom)*	-2,987,	Kumanovo (Fyr)	0,439
Ljubliana (Slo)	-1,314	Durres (Alb)	-0,078
Novi Sad (Ser)	-1,998	Targu Jiu (Rom)	-0,859
Patras (Gr)	-1,653	Elbasan (Alb)	0,513
Pitesti (Rom)	-0,993	Haskovo (Bul)	-1,014
Pristina (Ser)	-1,568	Bitola (Fyr)	-1,722

* rejetées à 5%.

Le test ADF est effectué pour 112 villes pour lesquelles on dispose des informations complètes sur leur taille entre 1981 et 2005. Parmi celles-ci, 87 ont des racines unitaires significatives à 10%, ce qui conduit à rejeter la stationnarité dans 77% des cas (Tableau 4).

Sharma (2003) signale la faiblesse des tests de racine unitaire, lorsque ceux-ci sont appliqués sur des séries courtes, même si le nombre de villes est important (comme dans notre cas). Afin d'améliorer les capacités diagnostiques du modèle, on applique le test de panel de Im et al (2003), en incluant seulement les villes avec une racine unitaire significative.

Le test de Im et al (2003) mené sur un panel de 87 villes des Balkans affiche une valeur de 5,435 ce qui confirme les résultats précédents (pour des valeurs limites nettement inférieures à 10%, 5% et 1%) et conduit à ne pas rejeter l'hypothèse de la non-stationnarité. Ceci signifie que les villes ne convergent pas vers une taille optimale, conformément aux hypothèses des théories de la croissance aléatoire. La loi de Gibrat pour les villes ne peut, ainsi, être rejetée.

Si la non-stationnarité des tailles des villes de la péninsule balkanique semble établie, il reste, néanmoins, à explorer les conséquences des différents chocs exogènes globaux sur leur position relative dans la distribution rang-taille.

7. Changements intra-distributionnels

Afin de saisir l'influence des chocs exogènes sur la croissance relative des villes, on s'appuie sur des matrices de Markov. Les points de rupture sont désignés de façon exogène, comme chez Eaton et Eckstein (1997) et conduisent à la construction de 5 classes de villes, selon leur taille : inférieure au $\frac{1}{4}$ de la taille moyenne μ ($\mu = 20000$), entre $\frac{1}{4} \mu$ et $\frac{1}{2} \mu$, entre $\frac{1}{2} \mu$ et la moyenne μ , entre μ et 2μ , et supérieure de plus de 2 fois à la taille moyenne (tableau 5).

Tableau 5 : Distribution rang-taille des villes balkaniques en coupes discrètes

		1981	1993	2005
f_1	$\beta < S < \beta + (\mu - \beta)/4$	0.40	0.35	0.38
f_2	$\beta + (\mu - \beta)/4 < S < \beta + (\mu - \beta)/2$	0.21	0.22	0.23
f_3	$\beta + (\mu - \beta)/2 < S < \mu$	0.19	0.21	0.21
f_4	$\mu < S < 2\mu$	0.09	0.11	0.10
f_5	$2\mu < S$	0.11	0.11	0.10

Si la distribution des villes suit un processus de Markov homogène, stationnaire de premier ordre, alors le vecteur des fréquences des classes f_t à la date t vérifie l'équation suivante :

$$f_{t+1} = f_t \times M \quad (20)$$

où M est la matrice de transition dont l'élément m_{ij} est la probabilité qu'une ville passe de la classe i à l'instant t à la classe j à l'instant $t+1$. Chaque m_{ij} est estimé par la méthode du maximum de vraisemblance :

$$m_{ij} = \frac{\sum_{t=1}^{T-1} n_{it,jt+1}}{\sum_{t=1}^{T-1} n_{it}} \quad (21)$$

avec n_{it} le nombre de villes appartenant à la classe i au moment t et $n_{it,jt+1}$ le nombre de villes qui passent de la classe i à la classe j en $t+1$. Les écarts-types sont calculés par :

$$\sigma = \sqrt{\frac{m_{ij}(1 - m_{ij})}{\sum_{t=1}^{T-1} n_{it}}} \quad (22)$$

Le tableau 6 illustre les dynamiques de transitions intra-distributionnelles des villes entre 1981 et 1993, une période d'ouverture à l'économie du marché pour de nombreux pays de la région qui va de pair avec l'assouplissement des mesures migratoires internes. Durant cette période, toutes les villes semblent gagner des places, mais ce sont les villes de taille moyenne du second et troisième groupe qui affichent les dynamiques ascendantes les plus prononcées.

Tableau 6: La matrice de Markov 1981-1993

		1993				
		f_1	f_2	f_3	f_4	f_5
1981	f_1	0.852 (0.101)	0.148 (0.101)	0	0	0
	f_2	0.095 (0.057)	0.625 (0.087)	0.275 (0.104)	0	0
	f_3	0	0.088 (0.044)	0.500 (0.156)	0.412 (0.106)	0
	f_4	0	0	0.100 (0.070)	0.609 (0,119)	0.291 (0.055)
	f_5	0	0	0	0.059 (0.026)	0.941 (0.100)

Ecart-types en parenthèses

Le tableau 7 propose le même type d'information, mais pour la période 1993-2005 qui correspond aux chocs liés à la guerre en ex-Yougoslavie. On constate que les valeurs diagonales sont nettement plus élevées par rapport à la décennie précédente, ce qui signifie que l'insécurité qui règne dans la

région n'a pas généré de l'instabilité dans la distribution rang-taille mais, au contraire, a figé les positions relatives des villes.

Tableau 7 : La matrice de Markov 1993-2005

		2005				
		<i>F1</i>	<i>F2</i>	<i>F3</i>	<i>F4</i>	<i>F5</i>
1993	f_1	0.926 (0.075)	0.074 (0.075)	0	0	0
	f_2	0.080 (0.053)	0.906 (0.110)	0.014 (0.062)	0	0
	f_3	0	0.072 (0.026)	0.894 (0.112)	0.024 (0.013)	0
	f_4	0	0	0.133 (0.066)	0.850 (0,050)	0.017 (0.031)
	f_5	0	0	0	0.159 (0.082)	0.841 (0.022)

Standard deviations between brackets

Les valeurs diagonales sont supérieures dans les classes des petites villes que dans celles des villes de taille supérieure, ce qui indique que les premières ont été moins affectées par les chocs liés aux conflits que les secondes. Si l'on ajoute le fait que, durant cette période, les valeurs descendantes (cellules à gauche des valeurs diagonales) sont supérieures aux valeurs ascendantes (cellules à droite des valeurs diagonales), on peut soutenir qu'il y a une relation inverse entre les effets de ces chocs et la taille des villes.

Les matrices de Markov permettent de conclure que les chocs liés à l'effondrement des régimes communistes et aux guerres en ex-Yougoslavie n'ont pas joué dans le même sens : les premiers ont favorisé la croissance urbaine dans les grandes villes, tandis que les seconds ont inversé ce mouvement au profit des villes de petite et moyenne taille.

On pourrait, dès lors, supposer que les réseaux locaux dans chaque ville n'ont pas été affectés de la même façon par ces chocs globaux mais de nature différente, et que, vraisemblablement, la taille urbaine a joué un rôle régulateur des effets de ces chocs, contrairement aux hypothèses de la croissance aléatoire.

8. Conclusion

Dans les sections précédentes, on a cherché à tester la validité de la loi de Gibrat pour les villes, en examinant les effets des chocs exogènes globaux, liés à la guerre en ex-Yougoslavie et à l'effondrement des régimes communistes, sur la distribution rang-taille des villes balkaniques. La démarche adoptée se différencie de la littérature existante, par la nature des chocs considérés, qui sont globaux, nationaux ou régionaux, et non pas spécifiques à une ville. Chaque ville apparaît comme dotée d'une combinaison de réseaux sociaux, permettant de gommer et/ou d'accélérer les effets de ces chocs. Les résultats peuvent se résumer en deux points :

En premier lieu, les séries des tailles des villes balkaniques ne sont pas stationnaires, ce qui signifie que, malgré l'importance des chocs que la région a connus, durant la période 1981 – 2005, il n'y a pas de processus de convergence vers une taille urbaine optimale. Dans ce sens, la loi de Gibrat pour les villes ne peut pas être rejetée de façon convaincante.

En second lieu, la taille urbaine est un vecteur de régulation des effets de ces chocs. Dans le cas des changements de régime politique, l'effet taille a joué en faveur d'une accélération de la croissance urbaine dans les grandes villes, les réseaux non marchands, essentiellement présents dans les petites villes, apparaissant comme des contraintes au changement économique espéré. Lors des conflits armés, ces mêmes réseaux semblent, à l'inverse, avoir joué en faveur d'une stabilisation de la population des petites et moyennes villes, contrairement aux villes de taille supérieure.

En ce qui concerne les limites, l'intervalle temporel choisi est restreint pour pouvoir tirer des conclusions définitives sur la nature de la croissance urbaine. La guerre en ex-Yougoslavie n'est terminée que depuis une dizaine d'années, avec des foyers d'insurrection et de tension ethnique encore présents dans le Kosovo et le Monténégro, qui laissent penser que d'autres chocs politiques pourraient se produire prochainement. Les transitions politiques sont, également, relativement jeunes, même si les tendances à la normalisation semblent engagées, avec l'entrée de nombreux pays de la région dans l'Union Européenne.

Bibliographie

Anderson G., Ge Y. (2005). «The size distribution of Chinese cities». *Regional Science and Urban Economics*, 35, p.756-776.

Black D., Henderson V. (1999). «A Theory of Urban Growth». *Journal of Political Economy*, 107, p.252-284.

Black D., Henderson V. (2003). «Urban evolution in the USA». *Journal of Economic Geography*, 3, p.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, p.330-347.

Chesher A. (1979). «Testing the Law of Proportionate Effect». *Journal of Industrial Economics*, 27-4, p.403-411.

Cordoba JC. (2008a). «On the Distribution of City Sizes». *Journal of Urban Economics*, 63, p.177-197.

Cordoba JC. (2008b). «A Generalized Gibrat's Law». *International Economic Review*, 49-4, p.1463-1468.

Davis R., Weinstein D. (2003). «Bones, Bombs and Breakpoint: the Geography of Economic Activity». *American Economic Review*, 92, p.1269-1289.

Dimou M., Schaffar A. (2007). «Evolution des hiérarchies urbaines et loi de Zipf. Le cas des Balkans». *Région et Développement*, 25, p.65-86.

Dimou M., Schaffar A., Chen Z., Fu S. (2008). «La croissance urbaine chinoise reconsidérée». *Région et Développement*, 26, p.109-131.

Duranton, G. (2006). «Some Foundations for Zipf's Law: Product Proliferation and Local Spillovers». *Regional Science and Urban Economics*, 36, p.542-563.

Duranton G. (2008). «Urban evolutions: the fast, the slow and the still». *American Economic Review*, 97-1, p.197-221.

Eaton J., Eckstein Z. (1997). «Cities and Growth: Theory and Evidence from France and Japan». *Regional Science and Urban Economics*, XXVII, p.443-474.

Eeckhout J. (2004). «Gibrat's Law for Cities». *American Economic Review*, 94-5, p.1429-1451.

Fujita M., Mori T. (1996). «The role of ports in the making of major cities». *Journal of Development Economics*, 49-1, p.93-120.

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

Gabaix X. (1999). «Zipf's Law for Cities: an Explanation». *Quarterly Journal of Economics*, 114, p.739-767.

Gabaix, X., Ibragimov, R. (2006). «*Log(Rank - ½): a simple way to improve the OLS estimation of tail exponents*». Discussion paper 2106, Harvard Institute of Economic Research.

Gabaix, X., Ioannides, Y. (2004). The evolution of city sizes' distribution in Henderson V et Thisse J-F. (eds) *Handbook of regional and urban economics*. Elsevier, Amsterdam, p.2341-2376.

Gibrat, R. (1931). *Les inégalités économiques*. Librairie du Recueil Sirey, Paris.

Ijiri Y., Simon H. (1977). *Skew Distributions and Sizes of Business Firms*. North-Holland Pub., Amsterdam.

Ioannides Y., Overman H. (2003). «Zipf's Law for Cities: An Empirical Examination». *Regional Science and Urban Economics*, 33, p.127-137.

Kalecki, M. (1945). «On the Gibrat distribution». *Econometrica*, 13, p.161-170.

Krugman, P. (1996a). *The self-organizing economy*, Blackwell Press, Oxford.

Krugman P. (1996b). «Confronting the Mystery of Urban Hierarchy». *Journal of the Japanese and the International Economies*, 10, p.399-418.

Lucas R., Rossi-Hansberg M. (2002). «The internal structure of cities». *Econometrica*, 70-4, p.1445-1476.

Pumain D., Moriconi-Ebrard F. (1997). «City-size distributions and metropolisation». *GeoJournal*, 43-4, p.307-314.

Rossi-Hansberg E., Wright M. (2007). «Urban Structure and Growth». *Review of Economic Studies*, 74, p.597-624.

Sharma S. (2003). «Persistence and stability in city growth». *Journal of Urban Economics*, 53, p.300-320.

Simon H. (1955). «On a class of skew distribution functions». *Biometrika*, 44, p.425-440.

Steindl J. (1965). *Random Processes and the Growth of Firms*. Grion, Londres.

Sutton J. (1997). «Gibrat's Legacy». *Journal of Economic Literature*, XXXV, p.40-59.

World-Gazetteer, Statistical series – cities.