LA CROISSANCE URBAINE : DÉTERMINISMES VS BRUIT

Gilles DURANTON*

Résumé - *Cet article propose une analyse comparative des modèles de croissance urbaine déterministe et des modèles de croissance aléatoire, afin d'étudier leur capacité d'interprétation des processus de changement démographique et de la distribution rang-taille des villes. Dans les modèles de croissance déterministe, la prise en considération des processus d'innovation et des activités de R&D permet d'expliciter la coexistence de villes spécialisées et de villes diversifiées. Ces dernières apparaissent comme des villes « couveuses », car elles facilitent l'expérimentation de nouvelles combinaisons productives (Duranton et Puga, 2001). Les modèles de croissance urbaine déterministe ne génèrent pas des distributions rang-taille compatibles avec la loi de Zipf, contrairement aux modèles de croissance aléatoire. Les fondements théoriques des deux séries de modèles sont également examinés ainsi que leur degré de compatibilité.*

Mots clés : CROISSANCE URBAINE, VILLES, DISTRIBUTION RANG-TAILLE

Classification JEL : R12, J11, J61

* University of Toronto ; gilles.duranton@utoronto.ca.

1. INTRODUCTION

La littérature économique récente est caractérisée par une prolifération de travaux sur le changement démographique des villes (Black et Henderson, 2003 ; Henderson, 2005). Les causes et les mécanismes de ce processus suscitent de nombreuses controverses. Selon certains chercheurs, la croissance démographique d'une ville est liée à sa structure industrielle, à la présence d'aménités locales ou même à son potentiel local de compétences et au niveau d'éducation de ses habitants. D'autres chercheurs remarquent qu'un tel processus pourrait aussi être le fruit du hasard : dans certaines villes, des événements que l'on pourrait qualifier d' « accidents historiques » sont à l'origine de processus de croissance urbaine soutenus ; c'est le cas de la Silicon Valley ou de Dalton, la capitale américaine de l'industrie du tapis en Georgie (Krugman, 1991, Saxenian, 1994).

Les travaux sur la croissance urbaine ignorent, en général, le rôle des accidents historiques. Dans la plupart des modèles, ces événements sont identifiés par le terme d'erreur. Considérés comme du « bruit », ils n'interviennent pas de façon structurelle dans la détermination du processus de croissance urbaine. En s'inscrivant aux antipodes de ces approches, cet article admet l'hypothèse que la relation entre tendance longue et accidents historiques est plus complexe. Il propose une analyse comparative entre les théories classiques de la croissance urbaine et les modèles de la croissance aléatoire qui prennent en considération les effets des chocs exogènes. En ce qui concerne les premières, plutôt que de se consommer dans une longue revue de littérature, ce papier se focalise sur un seul modèle qui pourrait être considéré comme représentatif des théories classiques de la croissance urbaine. A l'inverse, une présentation plus détaillée est réservée aux approches de la croissance aléatoire, moins nombreuses mais plus novatrices.

Les modèles classiques proposent une interprétation du changement démographique des villes en fonction d'un ensemble de facteurs explicatifs qui varient d'un modèle à l'autre. La plupart de ces modèles s'appuient sur des fondements microéconomiques solides et mettent en relation l'émergence et la croissance démographique d'une ville avec sa spécialisation productive. Malgré leur intérêt manifeste, ces modèles ne parviennent pas à expliquer comment les processus de croissance engendrent, à long terme, une régularité étonnante de la distribution rang-taille des villes, c'est-à-dire une distribution de Pareto avec un coefficient égal à -1.

Les modèles de croissance aléatoire conduisent, de leur côté, à une approche novatrice de la croissance urbaine. Les hypothèses de départ sont fondamentalement différentes de celles des modèles précédents. Ils se focalisent sur l'importance des effets aléatoires et la nature granulaire du changement démographique des villes, quand les modèles classiques privilégient un processus lisse et déterministe. Les modèles de croissance aléatoire génèrent des distributions rang-taille des villes convexes, mais sous certaines conditions, ils peuvent également reproduire des distributions de Pareto, avec un coefficient égal à -1.

Les modèles classiques et aléatoires apparaissent, au premier abord, complémentaires, du fait qu'ils se focalisent sur différentes caractéristiques de la ville pour expliquer sa croissance démographique ; néanmoins, les seconds considèrent qu'une croissance déterministe est incompatible avec une distribution de Pareto des tailles urbaines à l'état stationnaire. Bien qu'elle ne soit pas insurmontable en soi, cette hypothèse rend antinomiques les deux séries de modèles, sauf sous certaines conditions très restrictives.

2. LES MODÈLES CLASSIQUES DE CROISSANCE URBAINE : L'EXEMPLE DES VILLES COUVEUSES

Nous utilisons le modèle de Duranton et Puga (2001) comme exemple-type d'un modèle classique de croissance urbaine. Duranton et Puga (2001) établissent un lien entre les théories de la croissance endogène et le changement urbain, en calibrant un modèle qui examine les effets de l'innovation liée à la R&D sur le paysage urbain. Ils mettent en évidence un ensemble de faits stylisés permettant d'analyser la relation entre croissance économique et évolutions urbaines.

Dans le modèle de Duranton et Puga, les entrepreneurs introduisent de nouveaux produits sur le marché en payant un coût d'entrée fixe. Au début, les entrepreneurs ne maitrisent pas totalement le processus de fabrication des nouveaux produits et ne peuvent fournir que des prototypes. Le stade de la production de masse exige une innovation de procédé et reste l'objectif ultime des entrepreneurs, car elle permet d'améliorer leur productivité.

Bien que généralement complexe, l'innovation de procédé est modélisée de façon simple afin de se focaliser sur ses implications spatiales. On admet l'existence d'une série finie de facteurs de production disponibles, parmi lesquels il existe une combinaison idéale pour chaque entrepreneur qui désire se lancer dans un processus de production de masse. L'innovation de procédé exige pour chaque entrepreneur de découvrir sa propre combinaison idéale d'inputs afin de fabriquer en masse un nouveau produit. Pour atteindre son but, il doit procéder, par tâtonnement, à des échantillonnages lui permettant de tester une nouvelle combinaison d'inputs pour la fabrication d'un prototype. Lorsque l'entrepreneur trouve la combinaison idéale, il s'engage dans la production de masse.

L'utilisation d'une combinaison particulière d'inputs, soit pour la fabrication d'un prototype soit pour la production de masse (en cas de découverte de la combinaison idéale), exige une proximité physique entre les producteurs de ces inputs. Il est, certes, possible que ceux-ci soient géographiquement dispersés et que les entrepreneurs changent leur localisation à chaque fois qu'ils souhaitent tester une nouvelle combinaison. Mais cette stratégie s'avère peu opportune car ces déplacements génèrent des coûts supplémentaires ; c'est la raison pour laquelle les entrepreneurs préfèrent pouvoir assembler différents échantillons d'inputs dans une même localité.

Dans ce dernier cas, les producteurs d'inputs bénéficient eux-mêmes d'une série d'externalités d'agglomération qui accroissent davantage leur efficacité. La tendance à la concentration est limitée par l'existence de différents coûts urbains. Cette hypothèse, fondamentale pour interpréter l'émergence économique des villes, fut initiée dès 1890 par Alfred Marshall et confirmée sur le plan empirique par de nombreuses études économétriques (pour une revue de littérature assez exhaustive, voir Rosenthal et Strange, 2004).

Lorsque les coûts de déplacement sont élevés, les producteurs d'inputs cherchent à s'agglomérer afin d'améliorer leur productivité. Ceci conduit à la formation de villes spécialisées. De leur côté, des entrepreneurs dynamiques en quête d'une combinaison idéale des inputs de production souhaitent tester plusieurs échantillons d'inputs sur place. Ils préfèrent, à cet égard, se localiser dans une ville diversifiée qui offre de nombreuses possibilités d'échantillonnage d'inputs et de combinaisons productives.

Lorsque les coûts de déplacement ne sont ni trop élevés ni trop faibles, un équilibre intéressant émerge. Il réconcilie les besoins de spécialisation et de diversité dans le cycle de vie des firmes. Les entrepreneurs développent des nouveaux produits dans les villes dont la structure productive est diversifiée, car elle permet de tester plusieurs combinaisons d'inputs dans leur quête de la combinaison idéale. Une fois cette combinaison trouvée, les entrepreneurs ne sont plus intéressés par la diversité urbaine.

Comme les producteurs de différents inputs ne rentrent pas nécessairement en interaction entre eux, la diversité industrielle rend les villes plus grandes et plus coûteuses. Ceci signifie que les entrepreneurs ayant trouvé leur combinaison idéale préfèrent se localiser dans une ville spécialisée[1]. Si les coûts de migration ne sont pas très élevés, ces entrepreneurs quittent la ville diversifiée en direction d'une ville spécialisée afin de bénéficier des économies externes d'agglomération, liées à la spécialisation industrielle. Les villes diversifiées apparaissent, alors, comme des villes « couveuses » permettant aux entrepreneurs de générer des nouvelles idées et de tester des nouvelles combinaisons productives, tandis que les villes spécialisées sont des espaces de production de biens standardisés.

En résumé, le modèle de Duranton et Puga (2001) propose d'examiner les conséquences spatiales des processus de croissance et d'innovation. Les conclusions du modèle permettent de formuler une prédiction importante : dans leur stratégie de (re)-localisation, les firmes choisissent non pas des villes diversifiées mais des villes spécialisées dans leur secteur d'activité. Duranton et Puga (2001) apportent une démonstration empirique solide de la validité de cette hypothèse et parviennent, ainsi, à expliquer la coexistence de villes spécialisées et de villes diversifiées dans un contexte d'équilibre, ce qui se rapproche fortement des situations observées dans les pays industrialisés (Duranton et Puga, 2000).

[1] Le modèle admet qu'un pourcentage de firmes meurt durant chaque période, tandis que de nouvelles firmes sont créées, de sorte que le processus d'apprentissage soit permanent.

En s'inscrivant dans la continuité des travaux de Glaeser, Kallal, Scheinkman et Schleifer (1992) puis de Henderson, Kuncoro et Turner (1995) sur la croissance urbaine, le modèle de Duranton et Puga (2001) admet que les villes spécialisées sont avantageuses pour les firmes dont la production est standardisée tandis que les firmes high-tech préfèrent l'environnement des villes diversifiées. Ces caractéristiques d'entrée et de sortie des firmes des différentes villes sont confirmées empiriquement par de nombreuses études (Dumais, Ellison et Glaeser, 2002 ; Bernard et Jensen, 2007).

Même s'il ne produit pas un modèle de croissance endogène au sens strict, le travail de Duranton et Puga (2001) permet d'élargir les modèles de croissance en se focalisant sur leurs conséquences spatiales. Il est, de ce fait, représentatif des modèles classiques de la croissance urbaine qui associent croissance économique et démographie urbaine. Sans procéder à un exercice de revue de littérature trop long, il est intéressant de signaler un certain nombre de contributions importantes dans cette famille de modèles[2].

En prolongeant le travail de Lucas (1988), Eaton et Eckstein (1997) considèrent un modèle où l'accumulation localisée de capital humain génère des avantages d'agglomération. Ce processus dynamique est au cœur de la croissance économique et de la formation des villes. De son côté, Glaeser (1999) propose un modèle où des externalités d'agglomération dynamiques dérivent des interactions entre agents économiques. Selon Glaeser, l'apprentissage se réalise uniquement par la transmission de savoirs d'une génération de travailleurs à l'autre. Les villes apparaissent comme des lieux privilégiés pour la réalisation d'un tel processus, du fait d'une probabilité plus élevée de rencontre entre les anciennes et les nouvelles générations de travailleurs. Enfin, Black et Henderson (1999) proposent un modèle où les villes sont caractérisées par leur stock d'externalités de capital humain. Les travailleurs sont plus productifs au fur et à mesure que la taille de la ville s'accroît. Ils dépensent une partie de leur temps libre à l'apprentissage, ce qui contribue à l'augmentation du capital humain localisé. Black et Henderson (1999) décrivent par là un processus rétroactif où l'accumulation du capital humain génère des externalités d'agglomération qui rendent la ville plus attractive et conduisent à une augmentation de sa population, source d'un nouvel accroissement du capital humain localisée. Black et Henderson (1999) mettent, ainsi, en relation l'accumulation du capital humain, la croissance économique et la croissance démographique.

Ces modèles interprètent différemment les interactions entre les processus de croissance économique et le développement urbain, mais partagent un certain nombre de points communs.

En premier lieu, leur point de départ est le même, à savoir les travaux pionniers de Lucas (1988) sur le rôle des externalités de capital humain dans le processus de croissance économique. A l'inverse, le cadre théorique privilégié par Romer (1990) – selon lequel la croissance économique est liée à l'apparition d'innovations brevetées, sources d'augmentation du stock global des connaissances – paraît moins adéquat lorsque l'on cherche à intégrer les aspects spa-

[2] Pour une revue de littérature détaillée, voir Berliant et Wang (2005).

tiaux de la croissance économique[3], tout comme l'approche schumpétérienne de la croissance, telle qu'elle fut développée par Aghion et Howitt (1992).

En deuxième lieu, la formation et la croissance des villes apparaissent comme le résultat du jeu des économies d'agglomération, construit sur des fondements microéconomiques solides. Dans ce jeu des forces d'agglomération, la taille urbaine est synonyme d'avantages productifs élevés mais génère également des coûts urbains liés à la rareté du sol et à la congestion. Une caractéristique fondamentale de tous ces modèles est l'apparition d'une relation de courbe en cloche entre les gains nets de l'agglomération et la taille urbaine. Lorsque la population d'une ville augmente, les économies d'agglomération et les coûts urbains augmentent de façon simultanée. Pour les petites villes, les avantages de l'agglomération sont plus élevés que les coûts ; au-delà d'un certain seuil d'agglomération, le processus peut s'inverser et les coûts urbains dépassent les avantages, ce qui limite la croissance démographique d'une ville.

En troisième lieu, ces modèles admettent des processus de changement lents et progressifs initiés par le jeu des actions individuelles des agents économiques : à chaque période, soit une fraction de producteurs de prototypes découvre sa combinaison idéale des facteurs de production (Duranton et Puga, 2001), soit une partie des travailleurs acquièrent des compétences nouvelles grâce à une transmission des savoirs localisée (Glaeser, 1999), soit le capital humain des habitants d'une ville augmente d'un certain pourcentage (Eaton and Eckstein, 1997 ; Black and Henderson, 1999).

En quatrième lieu, comme il en découle des points précédents, ces modèles sont déterministes, ce qui signifie que les caractéristiques structurelles des villes permettent de prédire leur croissance démographique. Par exemple, dans le modèle de Duranton et Puga (2001), la composition sectorielle des activités d'une ville permet de prévoir les processus d'apprentissage générés par les firmes[4]. Dans le modèle de Glaeser (1999), le processus d'apprentissage dépend à la fois des caractéristiques démographiques d'une ville et de son stock de compétences et de savoirs. Dans les modèles d'Eaton et Eckstein (1997) ou de Black et Henderson (1999), le niveau initial du capital humain localisé, la taille de la ville et sa spécialisation permettent de modéliser une prévision de son processus de croissance démographique.

L'introduction d'un paramètre stochastique dans ces modèles permettrait de relativiser leur caractère déterministe[5]. Il est aisé de considérer qu'à chaque

[3] Il existe une littérature intéressante sur la dimension spatiale des brevets (voir Jaffe, Trajtenberg et Henderson, 1993, ou, plus récemment, Agrawal, Cockburn, et McHale, 2006). L'approche de Romer (1990) est à la base de deux modèles de croissance urbaine, présentés ultérieurement.
[4] Les processus d'apprentissage ont lieu dans les villes diversifiées, mais les innovations de processus s'appliquent dans les villes spécialisées qui enregistrent, alors, une croissance de la productivité globale des facteurs (PGF). Dans le modèle de Duranton et Puga, l'innovation conduit à une augmentation de l'emploi dans les villes diversifiées et une croissance liée à la PGF dans les villes spécialisées. Ce résultat est conforme aux prédictions du modèle de Cingano and Schivardi (2004).
[5] Il est, dans ce cas, nécessaire de modéliser les fondements microéconomiques de ces chocs.

période, des événements aléatoires puissent influencer l'accumulation du capital humain. Or, les modèles précédents dérivent résolument vers une seule et unique conclusion : les caractéristiques structurelles des villes, telles que le niveau moyen de capital humain localisé (Black et Henderson, 2003), conditionnent les processus de croissance urbaine. Selon Black et Henderson (1999), ceci signifie que les villes dont le niveau de capital humain est le plus élevé enregistrent les processus de croissance démographique les plus rapides : cette relation est au cœur du processus de croissance urbaine, tandis que la partie non-expliquée est résiduelle.

Avant d'entamer l'étude des modèles de croissance aléatoire qui adoptent une démarche différente, voire opposée, il convient de rappeler que la limite majeure des modèles déterministes est leur incapacité à générer une distribution rang-taille des villes conforme aux observations empiriques. Ainsi, le modèle de Duranton et Puga (2001) prédit qu'à l'état stationnaire toutes les villes auront la même taille. Cette conclusion peut cependant être facilement modifiée si l'on admet que l'intensité des effets d'agglomération varie selon les différents secteurs d'activité. Ceci a été démontré du point de vue empirique par Henderson (2003) ou Rosenthal et Strange (2004). Dans ce cas, les villes atteignent, à l'état stationnaire, une taille idéale selon leur spécialisation productive, à travers un jeu d'équilibre entre les économies d'agglomération et les coûts urbains. Les effets d'agglomération se réduisent au fur et à mesure qu'un secteur d'activité se développe, ce qui explique pourquoi les villes diversifiées sont plus grandes que les villes spécialisées, comme le montre une série de travaux empiriques (Duranton et Puga, 2000)[6].

Malgré ces spécifications permettant de différencier les résultats du processus de croissance urbaine, le socle de base de ces modèles reste commun : les villes sont déterminées par leur « type », c'est-à-dire par leurs caractéristiques structurelles, ce qui ne permet pas de générer les distributions des tailles urbaines observées empiriquement.

Cette inadéquation n'est pas propre au modèle de Duranton et Puga (2001) mais à tous les modèles issus du travail pionnier de Henderson (1974), à une exception près qui sera abordée ultérieurement. Les modèles d'Eaton et Eckstein (1997) ou de Black et Henderson (1999) prévoient l'existence de différents types de villes qui peuvent enregistrer une croissance parallèle, sans néanmoins que ceci contribue davantage à une interprétation de la forme des distributions rang-taille observées empiriquement.

[6] Sous certaines hypothèses restrictives, la taille urbaine optimale est celle qui permet d'égaliser les avantages marginaux liés aux économies d'agglomération et les désavantages marginaux liés aux coûts urbains. Si les économies marginales d'agglomération sont constantes, la spécialisation de la ville n'intervient pas dans la détermination de sa croissance démographique ; toutes les villes atteignent la même taille à l'état stationnaire, indépendamment de leur spécialisation A l'inverse si les économies d'agglomération se réduisent au fur et à mesure que la taille urbaine augmente, une ville mono-spécialisée affiche un volume d'externalités positives inférieur à celui d'une ville caractérisée par la présence de plusieurs secteurs. Ceci expliquerait pourquoi les villes diversifiées sont plus grandes que les villes spécialisées.

En résumé, cette littérature, dont les origines puisent dans le travail pionnier de Henderson (1974) et dans laquelle s'inscrivent les travaux de Duranton et Puga (2001), forge une théorie de l'émergence des villes (à travers le jeu des forces d'agglomération et de dispersion), une théorie de structuration économique des villes et une théorie de croissance démographique des villes (selon leur type). L'hypothèse d'une tension entre forces d'agglomération et de dispersion ne peut être contrecarrée. De même, les conclusions quant à la structuration productive des villes s'appuient sur des travaux empiriques conséquents et robustes. Mais dans le troisième volet, relatif à la taille urbaine, ces théories sont nettement moins convaincantes.

3. LA LOI DE ZIPF ET LES MODÈLES DE CROISSANCE ALÉATOIRE

L'intérêt scientifique pour la distribution rang-taille des villes est à l'origine des approches de croissance aléatoire. Depuis le travail pionnier d'Auerbach (1913), de nombreux chercheurs considèrent que la distribution des tailles urbaines est une distribution de Pareto. Ceci signifie que lorsqu'on classe les villes de la plus grande à la plus petite, on obtient une corrélation entre le rang et la taille urbaine telle que :

$$\log(Rang) = \text{Constante} - \xi \log(Taille) \tag{1}$$

Le coefficient estimé ξ est le coefficient de Pareto. La loi de Zipf est validée (Zipf, 1949) lorsque $\xi = 1$. Dans ce cas, la taille de la deuxième ville est égale à la moitié de la taille de la plus grande ville, celle de la troisième ville égale à un tiers de la taille de la plus grande ville, etc.[7] La validité de la loi de Zipf est un sujet de controverses importantes entre chercheurs. L'interprétation des résultats du travail comparatif de Rosen et Resnick (1980) sur 44 pays, avec un coefficient de Pareto moyen égal à 1,14, reste ambigüe et fut utilisée à la fois par les défenseurs et les opposants à la loi de Zipf. Le travail récent de Soo (2005) confirme les résultats obtenus par Rosen et Resnick (1980) mais conduit à un rejet de la loi de Zipf pour la majorité des pays considérés. Cette conclusion doit, cependant, être relativisée du fait que les définitions statistiques d'une ville varient d'un pays à l'autre[8].

Dans la plupart des pays, la valeur du coefficient de Pareto se situe entre 0,8 et 1,2. Ceci traduit une certaine régularité dans la distribution des tailles urbaines qui ne peut être niée. La loi de Zipf apparaît, ainsi, comme un fait stylisé qu'il convient d'interpréter, à côté d'autres observations stylisées sur la nature de la croissance urbaine.

Il y a deux processus statistiques qui peuvent générer une loi de Zipf : le premier est un processus multiplicatif, le second est un processus additif. Néanmoins, l'un ou l'autre n'apportent pas beaucoup d'explications quant aux

[7] La loi de Zipf est connue sous l'appellation plus déterministe de loi rang-taille.
[8] Sur ce point, voir le *survey* remarquable de Gabaix et Ioannides (2004).

forces économiques qui génèrent une croissance urbaine adéquate avec une distribution des tailles urbaines qui obéit à la loi de Zipf. C'est l'objectif d'une série de travaux scientifiques développés récemment.

Dans un premier temps, il convient de parcourir les explications mécaniques de la loi de Zipf, avant d'entamer une analyse des tentatives d'interprétation économique. Selon Gabaix (1999a et 1999b), la plus grande partie des travaux sur la loi de Zipf adoptent une explication qui s'appuie sur des processus multiplicatifs, connus souvent sous le terme de processus de Kesten (Kesten, 1973). Nous suivons, ici, la présentation formalisée de Gabaix et Ioannides (2004), en considérant une économie avec une population fixe. Entre *t* et *t+1*, la population d'une ville *i* évolue de la façon suivante : $S_{it+1} = (1+\tilde{\gamma}_{it+1})S_{it}$. Admettons la validité de la loi de Gibrat, à savoir que les $\tilde{\gamma}$ sont indépendants et identiquement distribués avec une fonction densité $f(\gamma)$. Après T périodes, la taille de la ville *i* est égale à :

$$\begin{aligned} \log S_{it} &= \log S_{i0} + \sum_{t=1}^{t=T} \log(1+\gamma_{it}) \\ &\approx \log S_{i0} + \sum_{t=1}^{t=T} \gamma_{it} \end{aligned} \qquad (2)$$

Il convient de noter que cette approximation n'est valable que lorsque les chocs γ sont suffisamment petits. En appliquant le théorème central limite, les $\log S_{it}$ sont normalement distribués, ce qui induit que les tailles S_{it} suivent une distribution log-normale. Or, une telle distribution des tailles urbaines n'admet pas d'état stationnaire puisque sa variance augmente indéfiniment. Afin d'obtenir un état stationnaire, il est nécessaire d'imposer un seuil minimal de taille urbaine (Gabaix, 1999a), sinon l'on obtient une distribution uni-modale avec des queues fines des deux côtés. A l'inverse lorsque l'on impose une taille urbaine minimale, la forme de la distribution change. La queue basse disparaît, la fonction densité atteint son maximum au niveau de la taille urbaine minimale considérée, tandis que la queue haute de la distribution s'épaissit. Un seuil minimal de population urbaine conduit à une distribution rang-taille des villes susceptible d'épouser, à l'état stationnaire, la forme d'une distribution de Pareto. En l'absence d'un tel seuil, on obtient, par contre, une distribution de plus en plus écartée des tailles urbaines[9].

L'alternative principale au processus multiplicatif décrit ci-dessus est le modèle élaboré par Simon (1955). Selon Simon, la population ne croît pas de façon régulière mais augmente à travers la superposition de blocs discrets, avec une probabilité donnée qu'un bloc forme une nouvelle ville ou s'attache, à l'inverse, à une ville déjà existante. La probabilité qu'une ville reçoive un nouveau bloc est proportionnelle à sa taille. Ce mécanisme génère une distribution de Pareto des tailles urbaines. Le coefficient de Pareto tend vers la valeur unitaire lorsque la probabilité d'apparition de nouvelles villes tend vers 0.

---

[9] Voir Gabaix (1999) pour une démonstration complète.

Malgré quelques différences importantes, les processus multiplicatif et additif de croissance urbaine intègrent, chacun, la loi de Gibrat, soit directement à travers des chocs multiplicatifs soit à travers une augmentation de la population d'une ville par blocs discrets, survenus proportionnellement à sa taille.

Parmi les modèles de croissance aléatoire qui intègrent un mécanisme explicatif économique, celui d'Eeckhout (2004) est le plus abordable. Selon Eeckhout (2004), il y a un continuum de villes classées selon leur taille. Le travail est le seul facteur de production et chaque ville *i* affiche une productivité de travail A_{it} durant la période *t*. Les externalités d'agglomération multiplient la productivité du travail par S_{it}^{θ} et les effets de congestion la réduisent de $S_{it}^{-\sigma}$, avec S_{it} la population de la ville *i* en *t*. Le produit final par travailleur dans la ville *i* est donné par $S_{it}^{\theta-\sigma}$. La condition pour éviter une concentration absolue de tous les travailleurs dans une seule ville est que $\theta < \sigma$, tandis que la libre mobilité des travailleurs permet l'égalisation du produit per capita dans toutes les villes.

Malgré le fait que chaque ville subisse des chocs exogènes distribués de façon aléatoire, la loi des grands nombres conduit, à long terme, à une formation déterministe du produit final par travailleur. Après normalisation, la taille d'équilibre de la ville *i* est donnée par :

$$S_{it} = A_{it}^{\frac{1}{\sigma-\theta}} \tag{3}$$

Sous l'effet de petits chocs indépendants et identiquement distribués (i.d.d.), la productivité évolue de la façon suivante : $A_{it+1} = (1+\gamma_{it+1})A_{it}$. Après *T* périodes, ce processus conduit à :

$$\log S_{iT} = \log S_{i0} + \frac{1}{\sigma-\theta}\sum_{t=1}^{t=T}\gamma_{it} \tag{4}$$

L'équation (4) aboutit au même résultat que l'équation (2) sauf qu'au lieu d'admettre l'existence de chocs démographiques distribués de façon arbitraire, elle considère l'hypothèse de chocs de productivité cumulatifs. Sous le régime d'une libre mobilité des travailleurs, la taille de la population urbaine apparaît alors comme une fonction puissance de la productivité (équation 3) et, dans ce cas, la distribution log-normale de la productivité des villes se confond avec la distribution log-normale des tailles urbaines. Lorsque l'on introduit un seuil minimal de tailles urbaines, la distribution des villes épouse, par contre, la forme d'une distribution de Pareto[10].

[10] Eeckhout (2004) ne cherche pas à reproduire la loi de Zipf. Dans son application empirique, il conclut à une distribution log-normale de la taille des villes.

Le modèle de Rossi-Hansberg et Wright (2007) admet également les chocs de productivité cumulatifs comme moteurs de la croissance urbaine[11]. Sa différence vis-à-vis du modèle d'Eeckhout (2004) réside sur le fait qu'il considère que la taille des villes est déterminée par le jeu d'équilibre entre forces d'agglomération et forces de dispersion, conformément aux modèles classiques de croissance urbaine.

Il est indispensable de signaler que les modèles de croissance aléatoire peuvent, en statique, être compatibles avec les modèles classiques de la croissance urbaine mais que leur principale différence réside essentiellement dans les processus dynamiques générés en matière de démographie urbaine.

Gabaix (1999a) considère un modèle où les travailleurs sont mobiles une seule fois, uniquement au démarrage de leur vie professionnelle, lorsqu'ils doivent choisir leur installation. Leur fonction d'utilité dépend de la consommation d'un bien générique et des aménités locales. Le niveau des aménités locales dans chaque ville est indépendant et identiquement distribué (i.i.d.) et varie en fonction de l'apparition de chocs exogènes. Le choix de localisation des jeunes travailleurs dérive de la maximisation du produit des aménités locales multipliées par le niveau du salaire local. A l'état stationnaire, ce produit est le même pour les jeunes travailleurs dans toutes les villes.

La fonction de production est homogène, de degré 1, entre jeunes travailleurs migrants et population résidente (exprimée en pourcentage de la population résidente dans la période précédente, donc en soustrayant le taux de mortalité). Il est intéressant de noter que dans le modèle de Gabaix, les chocs temporaires ont un effet permanent sur la taille urbaine. Ceci est lié au fait que, d'une part, les travailleurs ne sont plus mobiles une fois leur choix de localisation initiale effectué et que, d'autre part, la fonction de production utilisée dans ce modèle est homogène et de degré 1, ce qui signifie que le salaire des jeunes travailleurs dépend uniquement du ratio entre le nombre de jeunes travailleurs migrants et la population permanente d'une ville. Sous cette hypothèse, les chocs d'aménité, qui génèrent un effet multiplicateur du salaire local pour les ménages, conduisent à la loi de Gibrat pour les villes. En suivant l'argumentation développée précédemment, la distribution rang-taille des villes obéit à la loi de Zipf, lorsque l'on impose un seuil minimal de taille urbaine. Notons, cependant, deux différences par rapport aux deux modèles précédents : d'une part, le modèle de Gabaix considère des chocs exogènes créateurs d'aménités et non pas des chocs technologiques ; d'autre part, les chocs sont temporaires et non pas permanents.

Les travaux de Gabaix (1999a), d'Eeckhout (2004) et de Rossi-Hansberg et Wright (2007) résument les trois principaux modèles multiplicatifs de croissance aléatoire. A côté de ces travaux, Duranton (2006, 2007) construit deux

[11] Selon Rossi-Hansberg et Wright (2007), la loi de Zipf n'émerge que dans deux configurations précises : dans la première, décrite dans cet article, la taille des villes est déterminée par les effets permanents des chocs exogènes. Dans la seconde, les effets des chocs sont temporaires et influencent l'accumulation des facteurs de production. Cordoba (2008) propose des modèles alternatifs permettant de générer une distribution rang-taille des villes qui suit la loi de Zipf.

autres modèles dont les mécanismes économiques génèrent également une croissance urbaine aléatoire.

Dans le premier, Duranton (2006) s'appuie sur le modèle de croissance endogène de Romer (1990). La recherche-développement (R&D) est fortement liée à la production d'un bien, sous l'influence des économies externes de localisation. Ceci signifie que l'activité de R&D dans une ville est proportionnelle au nombre de biens fabriqués localement. Sous un régime de libre mobilité de travailleurs et en éliminant les autres effets positifs ou négatifs de l'agglomération, la taille d'une ville apparaît comme proportionnelle au nombre de produits fabriqués localement. A l'équilibre, chaque ville est caractérisée par des petites innovations discrètes dont le nombre est proportionnel à sa taille démographique. Le caractère discret des innovations est une condition nécessaire, sans laquelle la loi des grands nombres conduirait à une croissance parallèle des villes. Les nouveaux produits sont fabriqués soit dans la ville où ils ont été conçus, soit dans une nouvelle localisation si leur production nécessite l'utilisation d'une ressource naturelle spécifique, ce qui conduit à la formation d'une nouvelle ville.

Dans une ville, chaque innovation conduit à une augmentation de la demande de travail afin de mettre en place une nouvelle combinaison productive, ce qui génère, somme toute, une croissance démographique. Concrètement, ce modèle ajoute une dimension géographique à la version discrète du modèle de Romer (1990). Selon Duranton (2006) ce modèle reproduit le processus probabiliste de Simon (1955) et génère une distribution rang-taille des villes qui obéit à la loi de Zipf, lorsque la probabilité de création de nouvelles villes tend vers 0[12].

Dans un second travail relativement proche du premier, Duranton (2007) s'inspire davantage du modèle schumpétérien de croissance de Grossman et Helpman (1991). Dans ce modèle, le secteur de R&D cherche à développer une nouvelle version d'un produit donné afin de le positionner au sommet de l'échelle de qualité des biens et profiter d'un avantage monopolistique jusqu'à ce qu'une autre innovation sur ce produit survienne. Les produits sont identifiés de façon discrète et localisés afin de conforter l'hypothèse de granularité des chocs exogènes qui influencent la démographie urbaine. Dans le modèle de Duranton (2007), la fabrication d'un produit est localisée et génère des externalités d'agglomération qui déterminent également la localisation de l'activité de R&D correspondante. Le mécanisme fondamental du modèle repose sur le fait que l'activité de R&D peut améliorer la qualité de son produit de référence (innovation intra-sectorielle), mais peut aussi, par hasard, générer une innovation sur un autre produit (innovation intersectorielle).

[12] Ce modèle évite certains dysfonctionnements du modèle de Simon (1955), caractérisé par un processus très lent de convergence de la distribution vers la loi de Zipf. Le processus de croissance chez Romer (1990), de nature cumulative et exponentielle, est caractérisé par des chocs exogènes additifs de plus en plus fréquents, ce qui induit une accélération du processus de convergence.

Dans le cas d'innovation intra-sectorielle, la localisation de l'activité économique n'est pas modifiée et conduit simplement à une substitution des producteurs existants par les producteurs innovants dans la même ville. Lorsqu'à l'inverse, survient une innovation intersectorielle, la fabrication du produit concerné se déplace vers la localisation où l'innovation se réalise. Ceci implique une relocalisation de l'activité productive, synonyme de gains démographiques pour la ville innovante et d'une perte de population pour la ville spécialisée auparavant dans cette production.

La découverte de la xérographie représente un exemple typique d'un tel processus. A la fin des années 1950, à Rochester (dans l'Etat de New York), la firme Haloid Company cherchait à améliorer la technologie dominante de l'industrie photographique mise en place et utilisée par Eastman Kodak. Son activité a néanmoins conduit à une innovation majeure dans l'industrie de la reprographie qui a abandonné son berceau, la ville de New York, pour s'installer à Rochester où Haloid Company et l'industrie de la photographie étaient localisées.

Afin d'éviter la disparition irréversible des villes, Duranton (2007) admet l'hypothèse que chaque ville est caractérisée par un produit qui dépend des attributs de première nature et dont la fabrication n'est pas transposable vers une autre localité. Les effets de symétrie et l'absence d'autres avantages ou coûts d'agglomération permettent de conclure que la population d'une ville est proportionnelle au nombre de produits fabriqués localement.

A l'état stationnaire, ce modèle ne conduit pas à une distribution rang-taille des villes qui reproduit strictement la loi de Zipf, parce que l'apparition de nouvelles innovations n'est pas tout à fat proportionnelle à la taille des villes. Comme une grande ville est caractérisée par la présence de nombreux secteurs de production, la probabilité qu'elle attire la fabrication d'un nouveau bien est relativement faible. De l'autre côté, les villes mono-spécialisées dans un bien immuable ne peuvent que croître sur un plan démographique. De ce fait, la croissance urbaine n'est pas proportionnelle à la taille des villes, mais décroit légèrement au fur et à mesure que la taille urbaine augmente, ce qui conduit à une distribution des villes plus concave que celle préconisée par la loi de Zipf. Une telle distribution est conforme à la distribution des villes américaines. Contrairement aux autres modèles de croissance aléatoire, le modèle de Duranton (2007) ne cherche pas seulement à expliquer la distribution rang-taille des villes, mais permet également d'interpréter le changement de la localisation industrielle entre les villes, un processus qui fait l'objet de nombreuses études empiriques récentes (Simon, 2004 ; Duranton, 2007 ; Findeisen and Südekum, 2008).

4. DEUX APPROCHES DE LA CROISSANCE URBAINE MUTUELLEMENT EXCLUSIVES

Tant les modèles classiques de la croissance urbaine que les modèles de la croissance aléatoire fournissent une interprétation plausible de la formation des systèmes urbains et permettent de reproduire un ensemble de faits stylisés empiriquement observés. Ils apparaissent donc comme complémentaires ; il reste maintenant à savoir s'ils sont compatibles.

Il y a deux différences essentielles entre ces deux séries de modèles : en premier lieu, les modèles classiques génèrent un processus lisse de croissance urbaine, contrairement aux modèles de croissance aléatoire caractérisés par un processus granulaire du changement démographique, sous l'effet de chocs exogènes discrets[13]. Si ces chocs sont infiniment petits, la loi des grands nombres s'applique dans chaque ville et l'intérêt des modèles de croissance aléatoire s'estompe. Il est difficile de lisser les modèles de croissance aléatoire ; il est, par contre, plus facile de limiter l'aplanissement des processus de croissance urbaine décrits par les modèles classiques. Dans ces derniers, le processus de changement démographique des villes est lisse essentiellement pour des raisons d'esthétisme et de conformité. La prise en considération de chocs exogènes (et/ou d'une forme plus ou moins prononcée de granularité dans le processus de croissance) n'est pas problématique du point de vue conceptuel, mais rendrait la solvabilité de ces modèles nettement plus compliquée. Ceci signifie que la granularité n'est pas un problème en soi sur le plan théorique et n'est pas une source d'opposition entre les deux familles de modèles.

En second lieu, le rôle des chocs exogènes n'est pas le même dans les deux séries de modèles. Les modèles classiques s'inscrivent dans une démarche canonique traditionnelle selon laquelle les caractéristiques structurelles de chaque ville déterminent la croissance de sa population, tandis que la partie du changement démographique qui reste inexpliquée est traitée comme résiduelle. Dans les modèles aléatoires, cette partie résiduelle représente le cœur du processus de croissance urbaine.

Afin de mieux expliciter cette différence, considérons une simple régression d'un processus de croissance urbaine :

$$\log S_{it+1} - \log S_{it} = a_1 \log S_{it} + a_2 \log X_{it} + \varepsilon_{it+1} \tag{5}$$

où la croissance démographique d'une ville *i* entre *t* et *t+1* dépend de la taille de la ville en *t*, d'un ensemble de caractéristiques *X* et d'un terme aléatoire. Le point de départ de notre réflexion est que les modèles classiques de la croissance urbaine se focalisent sur *S* et *X*, tandis que les modèles aléatoires sur ε. La question en suspens est celle de savoir si la loi de Zipf est compatible avec $a_1 \neq 0$ ou $a_2 \neq 0$.

Bien qu'il y ait quelques controverses quant au caractère stationnaire des séries des tailles d'une ville (avec un effet de convergence vers une taille moyenne donnée pour chaque ville, voir à ce sujet Black et Henderson, 2003 vs Eeckhout, 2004), il semble évident que la taille d'une ville est souvent déterminante pour sa croissance démographique future. Dans la plupart des cas, il y a

[13] Bien que les modèles de croissance aléatoire puissent générer une croissance continue (voir Gabaix, 1999a), une certaine granularité reste tout de même nécessaire.

une relation opposée entre les deux agrégats (avec un coefficient négatif dans les équations de croissance), ce qui ne doit pas être interprété comme un rejet de facto des modèles de croissance aléatoire. Comme le signalent Gabaix et Ioannides (2004), plutôt que de tester un effet de convergence vers une taille urbaine moyenne pour chaque ville, ce qui importe est de détecter la présence ou pas d'une racine unitaire dans les processus de croissance urbaine, permettant de déterminer si les modèles aléatoires valident une version molle ou une version dure de la loi de Gibrat pour les villes.

Suivons, sur ce point, la démonstration développée par Gabaix et Ioannides (2004) et admettons une structure des erreurs telle que : $\varepsilon_{it} = \gamma_{it} + \mu_{it} - \mu_{it-1}$ où γ_{it} est i.i.d. et μ_{it} est stationnaire. Dans ce cas, les tailles urbaines sont stationnaires, puisque la croissance urbaine est négativement corrélée avec la taille urbaine entre *t* et *t+1*. En l'absence d'autres déterminants de la croissance urbaine, il est aisé de montrer qu'une telle structure des erreurs conduit à :

$$\log S_{iT} = \log S_{i0} + \sum_{t=1}^{t=T} \gamma_{it} + \mu_{iT} - \mu_{i0} \tag{6}$$

Cette équation est très proche de l'équation (2) où la somme des chocs exogènes γ conduit à une distribution rang-taille des villes qui valide la loi de Zipf, sous réserve d'un seuil minimal des tailles urbaines considérées dans l'échantillon. La seule différence entre les deux équations réside sur le rôle du terme d'erreur μ_T. Selon Gabaix et Ioannides (2004), si la queue de la distribution des termes γ est plus épaisse que celle des termes μ, la loi de Zipf reste valide à l'état stationnaire. Dans ce cas, le caractère stationnaire n'est pas gênant tant qu'il reste surpassé par les effets des chocs exogènes cumulatifs qui valident la loi de Gibrat. Cette condition s'avère importante et nécessite davantage d'investigations dans des recherches futures : elle permettrait de déterminer dans quelle mesure une version molle de la loi de Gibrat pour les villes est compatible avec la loi de Zipf.

Revenons à présent à l'équation 5, afin d'examiner le rôle des autres déterminants de la croissance urbaine. On admet, dans un premier temps, que $a_1 = 0$, que a_2 varie en fonction du temps et on considère que $\varepsilon_{it} = \gamma_{it}$, avec γ_{it} i.i.d. Après simplification, on obtient :

$$\log S_{iT} = \log S_{i0} + \sum_{t=1}^{t=T} \gamma_{it} + \sum_{t=1}^{t=T} a_{2t} X_{it} \tag{7}$$

Si le terme $a_2 X$ est constant dans le temps mais varie d'une ville à l'autre, la distribution rang-taille des villes dévie vis-à-vis de la loi de Zipf. Ceci signifie que si la croissance urbaine est déterminée par les caractéristiques structurelles propres à chaque ville, on arrive à une divergence urbaine croissante des tailles urbaines dans le long terme, sans possibilité d'atteindre un état stationnaire.

Les remarques précédentes ne devraient pas conduire à exagérer le caractère incompatible des deux familles de modèles de croissance urbaine, classiques et aléatoires, mais à déterminer les possibilités de leur combinaison.

En premier lieu, la partie haute de la distribution peut toujours épouser la forme d'une distribution de Pareto, sous différents régimes de croissance urbaine. Examinons, à cet égard, deux types de villes : les premières enregistrent des processus de croissance démographique accélérée, contrairement aux secondes qui enregistrent des processus de changement plus lents (dans l'équation (5), la variable X est un vecteur de variables structurelles permettant de caractériser les différentes villes). Imaginons que le seuil minimal de taille urbaine admis pour chaque groupe de villes augmente en fonction de la vitesse du changement démographique de chaque groupe. On atteint, dans ce cas, une distribution de Pareto pour les villes de chaque groupe mais une divergence entre les deux groupes, c'est-à-dire lorsque l'on considère la totalité des villes[14].

Si la vitesse de divergence est lente, malgré un seuil minimal de tailles urbaines différent entre les deux groupes, la distribution rang-taille des villes épouse quasi-systématiquement la forme d'une double distribution de Pareto, dont le coefficient de hiérarchisation est égal à -1. Au dessus du seuil minimal le plus élevé, la distribution de toutes les villes est une distribution de Pareto. Sur un siècle, une différence de l'ordre de 1% dans le processus de changement démographique entre les deux groupes de villes conduit à une différenciation de 2,7% des tailles moyennes. Si la taille urbaine minimale considérée pour le groupe de villes qui enregistrent une croissance démographique lente est de 10 000 habitants, un siècle plus tard, la taille urbaine minimale pour le groupe de villes dont le changement démographique est rapide sera de 27 000 habitants. Au delà du seuil de 27 000 habitants, la distribution rang-taille des villes est une distribution de Pareto. Lorsque le processus de divergence entre les deux groupes de villes est lent, il est difficile de détecter ses effets sur les tailles des villes, sauf dans le très long terme.

Lorsque le processus de divergence est rapide, à l'inverse, le groupe qui enregistre des faibles taux de croissance urbaine aura tendance à s'amenuiser. On peut, par exemple, considérer que les distributions contemporaines des villes, de tailles systématiquement bornées entre 10 000 et 100 000 habitants, ne peuvent contenir que des localisations favorables au processus de croissance. Les localisations défavorables n'ayant pas permis le développement de larges villes, se sont résumées à un habitat isolé et n'apparaissent pas dans l'échantillon. La partie basse de la distribution des villes et/ou des localisations habitées ne valide pas de façon systématique une distribution de Pareto

[14] La taille urbaine minimale dans chaque groupe de villes doit évoluer au même rythme que la croissance urbaine moyenne de chaque groupe, sinon l'entrée permanente de villes de taille inférieure dans l'échantillon conduirait à une déviation artificielle vis-à-vis d'une distribution de Pareto. Dans l'hypothèse où la taille minimale considérée diminue, la distribution tendrait vers une distribution log-normale.

(Eeckhout, 2004 ; Michaels, Rauch et Redding, 2008 ; Rozenfeld, Rybski, Gabaix, et Maske, 2009). Ceci induit que des processus de divergence rapides sont également difficilement observables en matière de tailles urbaines. On peut, donc, conclure que seuls des processus de divergence intermédiaires peuvent être facilement appréhendés.

En second lieu, les modèles classiques et aléatoires de croissance urbaine sont compatibles lorsque les effets de $a_{2t}X_{it}$ restent temporaires, c'est-à-dire lorsque a_2 ou X sont stationnaires. Lorsque a_2 est stationnaire, les caractéristiques structurelles d'une ville ont un effet positif sur sa croissance tout au long d'une période donnée et un effet négatif durant une période suivante. Aux Etats-Unis, par exemple, il est possible que des étés chauds soient bénéfiques à l'augmentation de la population dans certaines villes, après l'invention de la climatisation mais pas avant. La proximité aux mines de charbon et de fer était, indéniablement, un facteur de croissance pour certaines villes durant le 19ème et début du 20ème siècle, tandis que par la suite, une telle proximité fut sans conséquences sur le changement démographique urbain.

Lorsque *X* est stationnaire, cela signifie que les effets des déterminants de la croissance démographique des villes sont temporaires. Par exemple, Duranton et Turner (2008) considèrent que le développement de nouvelles infrastructures routières est un facteur de croissance urbaine. Dans leur modèle, le développement de telles infrastructures est proportionnel à la taille de la population urbaine[15]. Ce que les modèles classiques de croissance urbaine considèrent comme variable structurelle explicative est, ainsi, appréhendé comme un choc exogène par les modèles de croissance aléatoire. Dans ce cas, il ne peut y avoir correspondance entre les chocs exogènes pris en considération par les modèles de croissance aléatoire et les résidus des modèles classiques de croissance urbaine. Cette appréciation différenciée des chocs exogènes souligne le besoin de construire de façon plus solide les fondements microéconomiques des modèles de croissance aléatoire.

Les remarques précédentes permettent de supposer qu'une prétendue incompatibilité des deux familles de modèles est liée au fait qu'ils s'inscrivent dans des durées temporelles différentes. Les modèles classiques, qui représentent le socle théorique des équations traditionnelles de croissance urbaine, se focalisent sur une période temporelle déterminée plus ou moins longue, tandis que les modèles de croissance aléatoire s'étirent sur un plus long terme. Les premiers permettent d'intégrer le rôle des facteurs économiques dans la détermination de la croissance urbaine dans le court et moyen terme, tandis que les seconds s'attachent à l'analyse des mécanismes fondamentaux du changement démographique urbain dans le long terme.

[15] Duranton et Turner (2008) rejettent la validité de cette hypothèse pour le dernier quart du 20ème siècle mais pas pour le troisième quart qui fur caractérisé par une expansion conséquente des infrastructures routières aux Etats-Unis.

5. CONCLUSION

Les modèles classiques de croissance urbaine prennent en compte certains aspects importants du changement démographique des villes, tout en permettant d'étudier un certain nombre de sujets connexes tels que le rôle de la spécialisation ou de la diversification industrielle sur le développement urbain. Ces modèles permettent également de saisir certaines conséquences sur la taille relative des villes, mais ne génèrent pas une distribution rang-taille des villes conforme à la loi de Zipf, qui représente un fait stylisé conforté par une multitude de travaux empiriques.

Les modèles de croissance aléatoire cherchent, de leur côté, à interpréter cette loi. Ils représentent une alternative intéressante aux modèles précédents car leurs fondements puisent dans des hypothèses fondamentalement différentes.

En résumé, les premiers traitent les tendances, tandis que les seconds les chocs. Sous certaines conditions très restrictives, ces modèles peuvent coexister ; ces conditions méritent, cependant, à être davantage explicitées, tout comme l'application empirique des modèles de croissance urbaine aléatoire. Or, ceci exige l'utilisation d'outils qui dépassent les techniques courantes utilisées par les économistes urbains contemporains.

REFERENCES

Aghion P., Howitt P. 1992. « A model of growth through creative destruction. » *Econometrica*, 60(2), 323–351.

Agrawal A., Cockburn I., McHale J. 2006. « Gone but not forgotten: Knowledge flows, labor mobility and enduring social relationships ». *Journal of Economic Geography*, 6(5), 571–591.

Auerbach F. 1913. « Das Gesetz der Bevölkerungskonzentration. » *Petermanns Geographische Mitteilungen*, 59, 73–76.

Berliant M., Wang P. 2005. « Dynamic urban models: Agglomeration and growth. » In Capello R., Nijkamp P. (eds.) *Advances in Urban Economics*. Amsterdam, Elsevier.

Bernard A.B., Bradford Jensen J. 2007. « Firm structure, multinationals and manufacturing plant death. « *Review of Economics and Statistics* 89(2), 193–204.

Black D., Henderson J.V. 1999. « A theory of urban growth. » *Journal of Political Economy.* 107(2), 252–284.

Black D., Henderson J.V. 2003. « Urban evolution in the United States. » *Journal of Economic Geography*, 3(4), 343–372.

Cingano F. Schivardi F. 2004. « Identifying the sources of local productivity growth. » *Journal of the European Economic Association*, 2(4), 720–742.

Córdoba J-C. 2008. « On the distribution of city sizes. » *Journal of Urban Economics*, 63(1), 177–197.

Dumais G., Ellison G., Glaeser E.L. 2002. « Geographic concentration as a dynamic process. » *Review of Economics and Statistics*, 84(2), 193–204.

Duranton G. 2006. « Some foundations for Zipf's law: Product proliferation and local spillovers. » *Regional Science and Urban Economics,* 36(4), 542–563.

Duranton, G. 2007. « Urban evolutions: The fast, the slow, and the still. » *American Economic Review,* 97(1), 197–221.

Duranton G., Puga D. 2000. « Diversity and specialisation in cities: Why, where and when does it matter? » *Urban Studies,* 37(3), 533–555.

Duranton G., Puga D. 2001. « Nursery cities: Urban diversity, process innovation, and the life cycle of products. » *American Economic Review,* 91(5), 1454–1477.

Duranton G., Turner M. 2008. « Urban growth and transportation. » Article en révision. University of Toronto.

Eaton J., Eckstein Z. 1997. « Cities and growth: Theory and evidence from France and Japan. » *Regional Science and Urban Economics*, 27(4–5), 443–474.

Eeckhout J. 2004. « Zipf's law for (all) cities. » *American Economic Review,* 94(5), 1429–1451.

Findeisen S., Südekum J. 2008. « Industry churning and the evolution of cities: Evidence for Germany. » *Journal of Urban Economics*, 64(2), 326–339.

Gabaix X. 1999*a*. « Zipf's law for cities: an explanation. » *Quarterly Journal of Economics*, 114(3), 739–767.

Gabaix X., 1999*b*. « Zipf's law and the growth of cities. » *American Economic Review (Papers and Proceedings* , 89(2), 129–132.

Gabaix X., Ioannides Y. 2004. « The evolution of city size distributions. » In Henderson V. & Thisse J-F. (eds.) *Handbook of Regional and Urban Economics*, vol. 4, Amsterdam: NorthHolland, 2341–2378.

Glaeser E. 1999. « Learning in cities. » *Journal of Urban Economics,* 46(2), 254–277.

Glaeser E., Kallal H., Scheinkman J.A., Schleifer A. 1992. « Growth in cities. » *Journal of Political Economy,* 100(6), 1126–1152.

Grossman G. M., Helpman E. 1991. « Quality ladders in the theory of growth. » *Review of Economic Studies,* 58(1), 43–61.

Henderson, J. V. 1974. « The sizes and types of cities. » *American Economic Review,* 64(4), 640–656.

Henderson, J. V. 2003. « Marshall's economies ». *Journal of Urban Economics,* 53(1), 1-28.

Henderson, J. V. 2005. « Urbanization and growth. » In Aghion P. & Durlauf S. N. (eds.) *Handbook of Economic Growth*, volume 1B. Amsterdam: NorthHolland, 1543–1591.

Henderson, J. V., Kuncoro A., Turner M. 1995. « Industrial development in cities. » *Journal of Political Economy,* 103(5), 1067–1090.

Jaffe A. B., Trajtenberg M., Henderson R. 1993. « Geographic localization of knowledge spillovers as evidenced by patent citations. » *Quarterly Journal of Economics,* 108(3), 577–598.

Kesten H. 1973. « Random difference equations and renewal theory for products of random matrices. » *Acta Mathematica,* 131(1), 207–248.

Krugman P. 1991. *Geography and Trade*. Cambridge (MA), MIT Press.

Lucas R. E. Jr. 1988. « On the mechanics of economic development. » *Journal of Monetary Economics,* 22(1), 3–42.

Marshall A. 1890. *Principles of Economics*. London: Macmillan.

Michaels G., Rauch F., Redding S.J. 2008. « Urbanization and structuraltransformation ». Article en révision, London School of Economics.

Romer P. M. 1990. « Endogenous technical change. » *Journal of Political Economy,* 98(5(2)), S71–S102.

Rosen K., Resnick M. 1980. « The size distribution of cities: An examination of the Pareto law and primacy. » *Journal of Urban Economics* 8(2), 165–186.

Rosenthal S., Strange W. 2004. « Evidence on the nature and sources of agglomeration economies. » In Henderson J.V. & Thisse J-F. (eds.) *Handbook of Regional and Urban Economics*, volume 4. Amsterdam: NorthHolland, 2119–2171.

Rossi-Hansberg E., Wright M.. 2007. « Urban structure and growth. » *Review of Economic Studies* 74(2), 597–624.

Rozenfeld H., Rybski D., Gabaix X., Maske H. 2009. « Zipf's law for the bulk of the distribution of city sizes. » Article en révision. New York University.

Saxenian A. 1994. « Regional Advantage: Culture and Competition in Silicon Valley and Route 128. » *Cambridge (MA), Harvard University Press.*

Simon C. J. 2004. « Industrial reallocation across US cities, 1977-1997. » *Journal of Urban Economics*, 56(1):119–143.

Simon H. 1955. « On a class of skew distribution functions. » *Biometrika,* 42(2):425–440.

Soo K. T. 2005. « Zipf's law for cities: A cross country investigation. » *Regional Science and Urban Economics,* 35(3), 239–263.

Zipf G. K. 1949. « Human behavior and the principle of least effort: an introduction to human ecology. » *Cambridge, Mass. Addison Wesley.*

URBAN GROWTH: TREND VS NOISE

Abstract *- This paper carries out a comparative analysis of two series of urban growth models: the determinist models and the random urban growth models. The first ones consider that innovation and R&D activities explain the coexistence between diversified and specialized cities. The latter play a role of "nursery cities" by facilitating experimentation for new productive combinations (Duranton and Puga, 2001). Classical urban growth models do not generate the rank-size rule for cities), whereas random growth models are much more adequate in order to explain this stylized fact. This paper also examines the theoretical foundations of both series of models.*

Key-words: URBAN GROWTH, CITIES, RANK-SIZE DISTRIBUTION