

# La croissance des villes canadiennes et australiennes guidée par le hasard ? Enjeux et mesure de la croissance aléatoire urbaine

Aurélie Lalanne et Martin Zumpe

Volume 42, numéro 2, 2019

En l'honneur de la carrière de Mario Polèse

Soumis : 22 juillet 2019

Accepté : 22 novembre 2019

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/1083621ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/1083621ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

## Éditeur(s)

Canadian Regional Science Association / Association canadienne des sciences régionales

## ISSN

0705-4580 (imprimé)

1925-2218 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

## Citer cet article

Lalanne, A. & Zumpe, M. (2019). La croissance des villes canadiennes et australiennes guidée par le hasard ? Enjeux et mesure de la croissance aléatoire urbaine. *Canadian Journal of Regional Science / Revue canadienne des sciences régionales*, 42(2), 123–129. <https://doi.org/10.7202/1083621ar>

## Résumé de l'article

Cet article apporte des éclaircissements quant à l'existence d'une croissance urbaine aléatoire pour les cas Canadien et Australien. La détection de ces processus passe par un approfondissement du protocole de test en distinguant trois spécifications : marche aléatoire pure, avec dérive, et avec dérive et tendance. L'article démontre que la croissance urbaine comporte effectivement une dimension aléatoire. Les petites aires urbaines y sont plus sensibles et leur croissance dépend exclusivement de chocs. Les grandes aires urbaines et celles qui détiennent des activités économiques métropolitaines, croissent sous l'effet d'une tendance déterministe diluant l'effet des chocs, les rendant moins fragiles.

CANADIAN JOURNAL  
OF REGIONAL SCIENCE  
REVUE CANADIENNE DES  
SCIENCES RÉGIONALES



# LA CROISSANCE DES VILLES CANADIENNES ET AUSTRALIENNES GUIDÉE PAR LE HASARD ? ENJEUX ET MESURE DE LA CROISSANCE URBAINE ALÉATOIRE

Aurélie Lalanne, Martin Zumpe

**Aurélie Lalanne**

GREThA UMR-CNRS 5113,  
Université de Bordeaux,  
Avenue Léon Duguit,  
33608 Pessac Cedex, France  
[aurelie.lalanne@u-bordeaux.fr](mailto:aurelie.lalanne@u-bordeaux.fr)

**Martin Zumpe**

GREThA UMR-CNRS 5113,  
Université de Bordeaux,  
Avenue Léon Duguit,  
33608 Pessac Cedex, France  
[martin.zumpe@u-bordeaux.fr](mailto:martin.zumpe@u-bordeaux.fr)

Soumis : 22 juillet 2019  
Accepté : 22 novembre 2019

**Résumé :**

Cet article apporte des éclaircissements quant à l'existence d'une croissance urbaine aléatoire pour les cas Canadien et Australien. La détection de ces processus passe par un approfondissement du protocole de test en distinguant trois spécifications : marche aléatoire pure, avec dérive, et avec dérive et tendance. L'article démontre que la croissance urbaine comporte effectivement une dimension aléatoire. Les petites aires urbaines y sont plus sensibles et leur croissance dépend exclusivement de chocs. Les grandes aires urbaines et celles qui détiennent des activités économiques métropolitaines, croissent sous l'effet d'une tendance déterministe diluant l'effet des chocs, les rendant moins fragiles.

## INTRODUCTION

Le développement d'une économie mondialisée aux frontières dissoutes favorise la concurrence entre les villes. Ce faisant, la littérature scientifique valorise la construction de modèles détectant les facteurs de croissance et cherchant à identifier les voies de la compétitivité (Acs, 2006). Cependant, les chocs exogènes inhérents à cette globalisation sont autant de phénomènes auxquels les villes doivent s'adapter. S'il existe une littérature importante sur la résilience des villes (Talandier, 2019), les théories de la croissance urbaine aléatoire sont susceptibles de fournir des éléments de connaissance importants et de répondre à un certain nombre d'enjeux méthodologiques et théoriques.

Symptômes de cet environnement concurrentiel, des classements de villes (Neal, 2008) se développent destinés à les positionner les unes par rapport aux autres et à jauger leur capacité à atteindre le statut convoité de « ville globale » (Sassen, 1991). L'intérêt croissant consacré aux processus de métropolisation a porté la quête de la grande taille urbaine sur le devant de la scène (Lalanne & Pouyanne, 2012) et l'utilisation de concepts tels que les externalités sont au cœur du caractère cumulatif des dynamiques de croissance (Arrow, 1962; Hoover, 1937; Jacobs, 1969; Marshall, 1890). Les économistes construisent de nombreux modèles déterministes mettant en avant les quelques facteurs de croissance incontournables qui assureront aux villes une bonne position dans la course qui se joue vers le podium des villes les plus attractives, les plus grandes, les plus métropolitaines. A ne plus percevoir le développement que par ce prisme, la compétitivité devient *une dangereuse obsession* (Krugman, 1997), non plus seulement pour les Etats mais aussi pour les régions et pour les villes. Bouba-Olga et Grossetti (2018) dénoncent ces territoires dirigés sous CAME (compétitivité, attractivité, métropolisation, excellence) et la dangerosité des modèles visant à édicter des recettes miracles transférables d'un territoire à l'autre, d'une ville à l'autre (Bouba-Olga, 2017).

Cette mise en concurrence n'a pas que des inconvénients et permet aux territoires urbains ou ruraux, dans le cadre d'une économie mondialisée, de partir à la recherche d'avantages absolus (Camagni, 2006), ou encore de développer des « avantages différenciatifs » (Courlet & Pecqueur, 2013), de se concentrer sur leur identité et leurs ressources conformément à ce que l'économie territoriale nous enseigne (Gumuchian & Pecqueur, 2007). En même temps qu'ils cherchent à s'y adapter et à trouver leur place dans cet univers concurrentiel, les territoires se détournent des politiques publiques impulsées par l'Etat (selon une logique top-down) pour leur préférer l'action publique locale dans une logique bottom-up de résilience (Talandier, 2019). Cette crise de l'Etat associée à cet éveil aux dynamiques locales s'entend comme un moyen de résister face aux chocs provenant d'une économie mondialisée. Les crises financières ou encore l'effondrement d'un secteur économique induisent de fortes conséquences pour les territoires et peuvent avoir des effets déterminants sur le long terme.

Pour apprécier la capacité des villes à faire face aux chocs, Krugman<sup>1</sup> explique qu'il convient d'étudier la dimension aléatoire de la croissance. A travers une métaphore sur les jeux de hasard, il évoque la chance dans les processus de croissance des villes.

*"It makes sense to think of urban destinies as a random process of wins and losses in which small cities face a relatively high likelihood of experiencing gambler's ruin" (Krugman, The New York Times, Décembre 2017)*

Ainsi, la croissance urbaine relèverait de dynamiques aléatoires. Le propre d'une croissance aléatoire est de considérer que les facteurs déterminants de la croissance sont tellement nombreux qu'on ne

peut les isoler pour les identifier. Ceci n'implique pas pour autant que les facteurs géographiques et économiques n'ont pas d'importance dans la croissance urbaine (Reed, 2002). Si ces facteurs ne sont pas aléatoires *stricto sensu*, une modélisation sous forme d'un processus aléatoire peut se justifier par le fait que l'ampleur et la nature de leur influence sur la croissance urbaine varie considérablement au cours des périodes (Dubé & Polèse, 2016). De plus, l'étude des processus de croissance aléatoire révélerait des différences entre les petites et les grandes villes. Selon Krugman, les plus petites peuvent être plus souvent perdantes alors que les grandes villes ont la possibilité de se « refaire » grâce à la diversité de leurs activités économiques.

Ces processus de croissance aléatoire sont révélés par la loi de Gibrat (Gibrat, 1931) selon laquelle la croissance des villes est indépendante de leur taille (Gabaix, 1999). Les trajectoires de croissance sont uniquement déterminées par des chocs distribués de façon aléatoire entre les villes et dans le temps. La littérature n'offre pas de conclusions très claires au sujet de la validation empirique des processus de croissance aléatoire. Selon certains travaux, les sept plus grandes villes du Canada croissent de façon aléatoire (Clark & Stabler 1991). Il semble que ce soit également le cas d'une grande majorité de villes indiennes et chinoises (Chen, Fu, & Zhang, 2013; Sharma, 2003; Schaffar, 2010). En revanche, il n'y pas d'évidence empirique pour la croissance aléatoire dans le système urbain nord-américain (Black & Henderson, 2003). Les données sur les villes ouest-allemandes donnent des résultats contradictoires, en fonction du traitement statistique des valeurs aberrantes liées à la Seconde Guerre mondiale (Bosker, Brakman, & Garretsen, 2008). De plus, à notre connaissance aucune étude ne tente de distinguer les différents comportements de croissance aléatoire selon la taille des villes.

Ainsi, cet article propose un protocole de test plus élaboré pour l'évaluation de la croissance urbaine aléatoire. Ce protocole s'appuie sur le fait que la littérature empirique sur la croissance urbaine n'exploite pas tout le potentiel des outils statistiques de l'économétrie des séries temporelles. En effet, les stratégies de test standard de racine unitaire permettent de distinguer trois types de processus aléatoires : les processus aléatoires purs, avec dérive, et avec dérive et tendance. La recherche empirique sur la croissance urbaine se limite à la spécification la plus générale du modèle de régression unitaire (croissance aléatoire avec dérive et tendance, voir Sharma, 2003; Chen et al., 2013; Black & Henderson, 2003; Bosker et al., 2008). Ce faisant, elle se prive de la possibilité de mieux connaître la nature précise du processus de croissance sous-jacent. En outre, nous verrons que cette autolimitation induit une acceptation excessive de l'hypothèse de croissance urbaine aléatoire.

Les objectifs de cet article consistent à apporter des éclaircissements empiriques quant à l'existence de croissance urbaine aléatoire par le biais d'un approfondissement du protocole de test des théories de la croissance aléatoire en discriminant entre différents types de modèles de racine unitaire. L'étude est menée sur les systèmes urbains Canadien et Australien. La section suivante fait le point sur les questions méthodologiques et la distinction entre les trois processus de croissance aléatoire. La section 2 propose une application exploratoire. La dernière section conclut.

## LA DÉTECTION DES PROCESSUS DE CROISSANCE ALÉATOIRE

Le protocole de test de la croissance urbaine aléatoire consiste à valider la loi de Gibrat (Gabaix, 1999). La loi de Gibrat est donc un processus stochastique dans lequel la taille d'une ville en  $t$  notée  $P_t$  est telle que :

<sup>1</sup> New York Times du 30/12/2017, « The gambler's ruin of small cities »

$$P_t = \gamma_t P_{t-1} \quad (1)$$

avec  $P_{t-1}$ , la taille en population en  $t-1$  et  $\gamma_t = e^{\varepsilon_t}$ , un facteur de croissance avec  $\varepsilon_t$  un processus de chocs exogènes i.i.d. dans le temps et parmi les villes.

Pour tester la loi de Gibrat, Clark et Stabler (1991) recommandent l'usage des tests de racine unitaire et l'ensemble de la littérature s'accorde sur cette méthode (Sharma, 2003). Le test de base de racine unitaire de Dickey-Fuller (ADF) linéarise l'équation (1) par transformation logarithmique, et ajoute un terme  $\beta \ln P_{t-1}$  :

$$\Delta \ln P_t = \beta \ln P_{t-1} \quad (1)$$

Grace au terme  $\beta \ln P_{t-1}$ , le test est en mesure de pouvoir rejeter le processus (1). Le coefficient  $\beta$  capte en effet une influence systématique de la taille de la ville sur sa croissance, incompatible avec la loi de Gibrat.<sup>2</sup> En cas de rejet de (1), on aurait une valeur estimée  $\hat{\beta} \neq 0$ , traduisant une croissance urbaine co-déterminée par l'impact de la taille et par de chocs exogènes ( $\varepsilon_t$ ). En revanche, si la loi de Gibrat est vérifiée, le test de racine unitaire devrait fournir une valeur estimée  $\hat{\beta} = 0$ . Le processus de croissance est alors un processus non-stationnaire avec racine unitaire  $\Delta \ln P_t = \varepsilon_t$  équivalent à (1), qui ne dépend donc plus que de chocs exogènes, sans aucune force de rappel.

Les outils de l'économétrie des séries temporelles offrent des possibilités plus étendues. Trois modèles sont possibles pour tester la présence d'une racine unitaire (Figure 1) et chacun repose sur des fondements différents. Dans la littérature, aucun auteur ne discrimine entre différents processus de racine unitaire (marche aléatoire pure, marche aléatoire avec dérive, marche aléatoire avec dérive et tendance). Distinguer différentes natures de croissance aléatoire affine la connaissance des trajectoires des villes. Il est donc important de faire une distinction entre ces trois modèles (Figure 1) et donc plus exactement entre le concept de stationnarité en différence et de stationnarité en tendance (Greene, 2011).

La stationnarité en différence est une marche aléatoire pure. Ce processus sans dérive implique une propriété de persistance des chocs sur les trajectoires de croissance des villes avec une accumulation des chocs stochastiques dans le temps. Notons  $x_t = \ln P_t$  et  $x_{t-1} = \ln P_{t-1}$  pour alléger les notations, ce qui donne pour  $\Delta \ln P_t = \varepsilon_t$  :

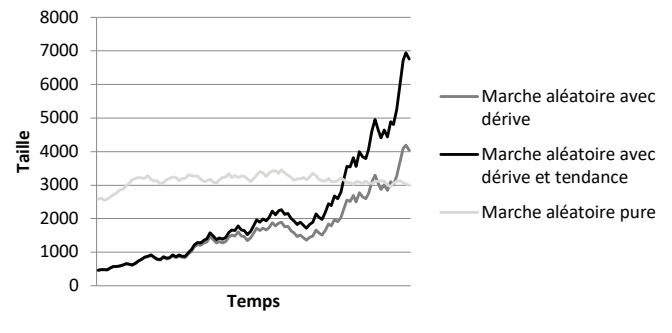
$$x_t = x_{t-1} + \varepsilon_t, \text{ avec } \varepsilon_t \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (2)$$

ou encore, pour une observation initiale  $x_0$  donnée :

$$x_t = x_0 + \sum_{i=0}^t \varepsilon_i \quad (3)$$

Dans cette configuration, la taille de la ville en  $t$  équivaut à la somme des chocs passés. La marche aléatoire pure n'observe pas de tendance à la hausse ou à la baisse à travers le temps. Ce genre de non-stationnarité explique l'absence de phénomène de rattrapage et donc la convergence vers une taille unique. La croissance des villes s'explique ici uniquement grâce aux chocs, il n'y a pas de forces d'inversion permettant que les effets des chocs s'estompent avec le temps. Nous émettons l'hypothèse que ce modèle concerne davantage les plus petites villes. En effet, comme le rappelle Krugman, ces dernières sont susceptibles d'avoir une plus faible capacité à rebondir après un choc compte tenu de la plus faible diversité de son tissu économique.

Figure 1. Les différents types de processus de croissance aléatoire



Une stationnarité en tendance fluctue autour d'une tendance déterministe notée  $f(t)$ .

$$x_t = f(t) + \varepsilon_t \quad (4)$$

$f(t)$  peut prendre deux formes différentes : une marche aléatoire avec dérive,  $f(t) = a + x_{t-1}$ , ou une marche aléatoire avec dérive et tendance,  $f(t) = a + bt + x_{t-1}$ .

La marche aléatoire avec dérive est un processus dans lequel l'effet du choc n'est pas l'élément moteur de la croissance. Dans cette configuration, la croissance urbaine s'explique par un processus déterministe plutôt qu'aléatoire. Autrement dit, ce sont les effets d'agglomération liés aux caractéristiques des activités productives qui influent davantage sur la croissance urbaine que les chocs (Duranton, 2007; Dimou & Schaffar, 2011).

La marche aléatoire avec dérive et tendance revêt les mêmes caractéristiques que la marche précédente mais avec un effet renforçant du temps. La figure 1 ci-dessus retrace les trois types de processus aléatoires. On observe bien que si la série avec dérive croît, la série avec dérive et tendance offre une croissance bien plus importante parce que renforcée au fur et à mesure du temps. Dans les deux cas, la force déterminante du processus n'est pas le choc, mais les effets d'agglomération.

## ANALYSE EXPLORATOIRE AU SYSTÈME URBAIN CANADIEN ET AUSTRALIEN

### Données utilisées

Cette étude s'appuie sur les données des recensements quinquennaux australiens de 1976-2006, ainsi que sur les recensements canadiens de 1971 et 1981 ajoutés aux recensements quinquennaux 1991-2011. Nous sélectionnons les aires urbaines au seuil de 5 000 habitants en Australie et de 10 000 habitants en 2006 au Canada. Compte tenu du nombre de petites villes, ce seuil paraît élevé mais, dans les deux cas, ces seuils permettent d'obtenir des hiérarchies urbaines couvrant 80% de la population à la fin de la période étudiée. Dans le cas du Canada, ce seuil correspond aux données utilisées par Polèse (2012) et Dubé & Polèse (2015), avec une hiérarchie urbaine composée de 135 zones urbaines. Dans le cas du système urbain australien, les chiffres de population des centres urbains/localités (UCL) sont utilisés. La hiérarchie urbaine retenue au seuil de 5 000 habitants permet de prendre en compte 190 aires urbaines à la fin de la période 1976-2006.

<sup>2</sup>  $\beta$  mesure plus précisément une influence de la taille passée (observée en  $t-1$ ) transformée en logarithme, qui s'exerce uniformément sur toutes les observations de l'échantillon ( $t = 1, \dots, T$ ).



## Marches aléatoires et logiques associées

*Présence de croissance aléatoire au sein des systèmes:* Dans le cas des deux systèmes urbains, les processus aléatoires sont non négligeables puisqu'ils concernent 38% des aires urbaines au Canada et 55% en Australie (Tableau 1). De plus, parmi les trois modèles qui permettent de capter les différentes marches aléatoires, la répartition est à peu près similaire entre les deux pays. En effet, une grande part observe une marche aléatoire pure (la moitié des aires urbaines australiennes et 67% pour les aires urbaines canadiennes), 19% et 32% (resp. Canada et Australie) suivent une marche aléatoire avec dérive, et 12 et 17% (resp. Canada et Australie) suivent une marche aléatoire avec dérive et tendance. Il y a donc une prédominance forte des marches aléatoires pures qui représente la moitié de la croissance aléatoire.

Il est également important de spécifier que si nous n'avions pas procédé à la différenciation entre les trois modèles, comme la littérature le fait, 70% et 83% des aires urbaines (resp. canadiennes et australiennes) obéiraient à une marche aléatoire avec dérive et tendance. Ainsi, la discrimination entre les trois modèles réduit considérablement la part des aires urbaines répondant à une marche aléatoire, en particulier pour le Canada qui passe de près de 70% d'acceptation à 38% avec notre méthode. Quoiqu'il en soit, quelle que soit la méthode, on observe que la croissance aléatoire est une réalité non négligeable des processus de croissance urbaine dans ces deux pays.

Selon notre méthode, la marche aléatoire avec dérive et tendance contribue relativement peu à la génération des trajectoires de croissance, résultat d'autant plus remarquable étant donné le rôle clé joué par ce processus dans la littérature empirique sur la croissance urbaine. En limitant les tests sur une seule spécification (dérive et tendance), une grande variété de schémas de croissance aléatoire est négligée.

*Rejet de la croissance aléatoire, logiques de grande taille et fonctionnelle:* La répartition entre présence et absence de racine unitaire ne suit pas de logique de taille en Australie. Concernant les plus grandes villes australiennes, on constate que *Sydney, Melbourne* et *Adelaide* accepte l'hypothèse de racine unitaire et donc le processus de croissance aléatoire tandis que *Brisbane, Perth* et *Canberra* rejettent cette hypothèse.

En revanche, la distribution canadienne des acceptations et rejets du test de racine unitaire suggère qu'il existe très peu de preuves empiriques en faveur de la théorie de la croissance aléatoire en haut de la distribution: 13 des 14 villes canadiennes classées au premier rang rejettent l'hypothèse de la racine unitaire (figure 2a). Les rejets les plus remarquables concernent les capitales provinciales Toronto, Québec, Edmonton, Halifax et Winnipeg, la capitale fédérale Ottawa et les grandes villes telles que Vancouver et Calgary. Seule Montréal accepte l'hypothèse de croissance aléatoire. Ce rejet d'un processus de croissance aléatoire va au-delà d'une logique de taille et constitue également une logique fonctionnelle. En effet, sur la base d'une classification ascendante hiérarchique menée en fonction des coef-

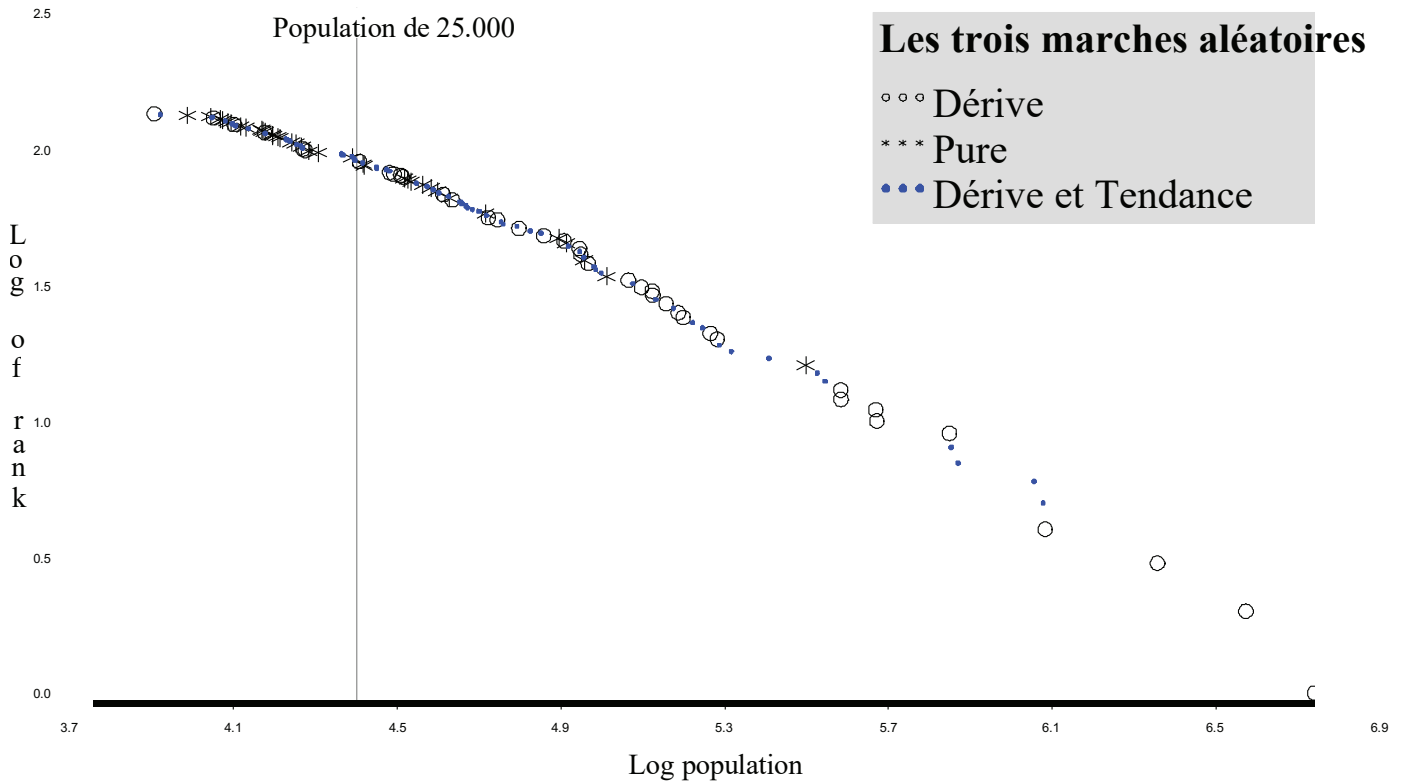
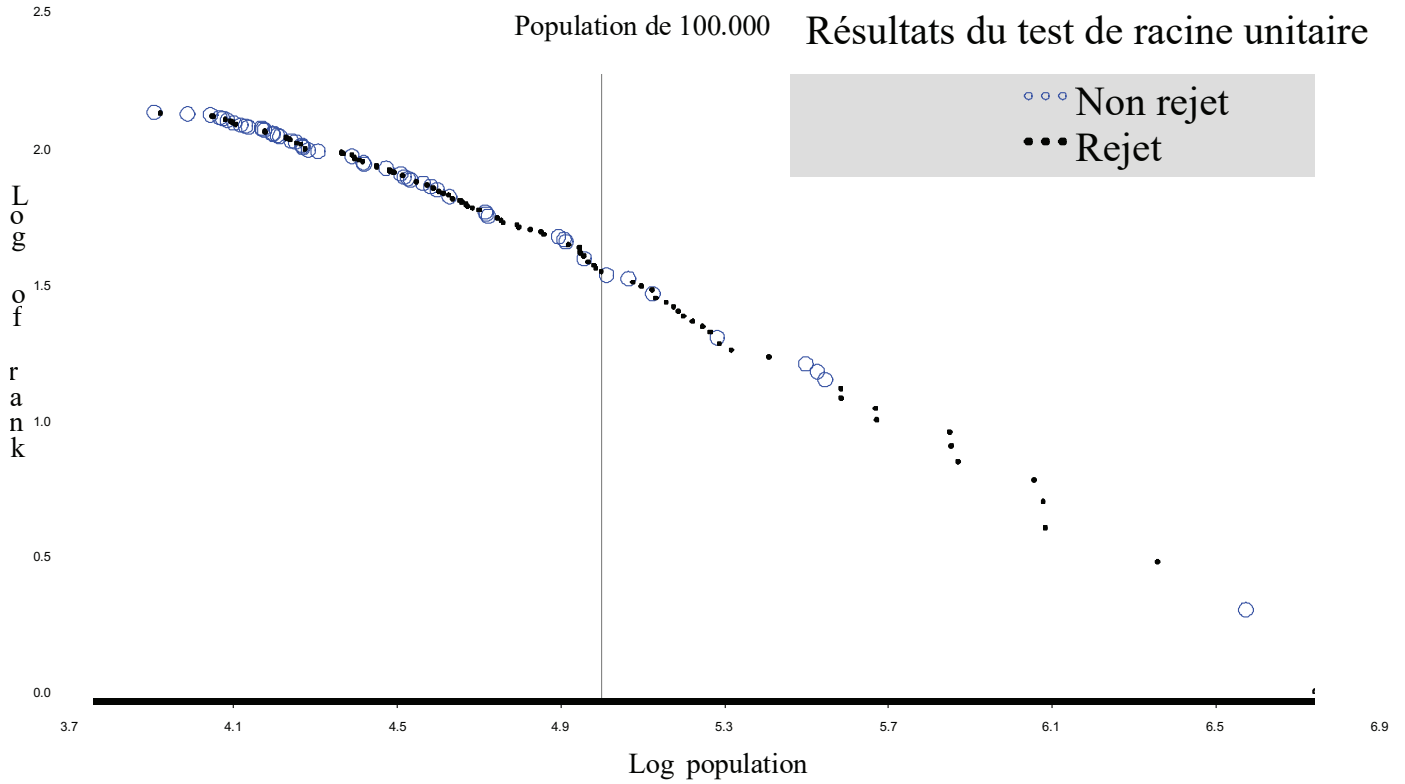
icients de localisation sur 18 secteurs d'activité (Coffey & Shearmur, 1997), quatre clusters de villes canadiennes ressortent: villes métropolitaines, villes minières, villes industrielles et villes résidentielles (Lalanne, 2010). Aucun des clusters ne fait émerger de logiques particulières quant aux tests de racine unitaire, sauf le cluster des villes métropolitaines. Ce cluster inclut les grandes métropoles du Canada (Montréal, Toronto, Québec ou encore Vancouver...) mais inclut aussi des petites aires urbaines parfois de moins de 10 000 habitants très éloignées des métropoles qui concentrent des activités de services supérieurs et des fonctions centrales comme Owen Sound, Swift Current, Vernon ou Pembroke. 80% des aires urbaines de ce cluster rejettent l'hypothèse de racine unitaire et donc de croissance aléatoire, et les marches avec dérive et dérive et tendance sont les seules représentées. D'un point de vue théorique, ces résultats mettent en avant le comportement spécifique des plus grandes villes canadiennes, mais aussi celui des villes qui concentrent des activités métropolitaines. La particularité des ces villes réside dans le fait que leur croissance dépend de facteurs plus déterministes qu'aléatoires. Ainsi, la croissance urbaine des ces villes semble davantage déterminée par les effets d'agglomération (Dimou & Schaffar, 2011; Duranton, 2007). Elles sont donc moins fragiles et leur capacité de résistance est plus importante. Leur étude entre tout à fait dans le cadre des modèles déterministes évoqués en introduction.

*Répartition des trois modèles de croissance aléatoire selon la taille:* Les trois processus de marche aléatoire se répartissent selon des logiques de taille. En effet, la marche aléatoire pure concerne principalement les entités urbaines se classant au bas de la répartition par taille de ville (figure 2b). Les deux premières villes canadiennes qui grandissent de manière purement aléatoire apparaissent uniquement aux 16<sup>e</sup> et 34<sup>e</sup> rangs (Windsor et Lethbridge). En Australie, ils figurent aux rangs 8 et 10 (Newcastle, Wollongong). La proportion de villes à croissance purement aléatoire s'intensifie clairement en-deçà d'un certain seuil de population: 10 000 habitants en Australie (ce qui correspond au 100<sup>e</sup> rang); 25 000 au Canada (87<sup>e</sup> rang). Ce sont donc avant tout les plus petites entités urbaines soumises à des processus aléatoires purs. Dans les deux pays, le haut de la hiérarchie est en effet clairement marqué par la prédominance des processus avec dérive et tendance. En d'autres termes, la dynamique de croissance des plus petites villes est presque exclusivement régie par des chocs aléatoires exogènes. Cette réalité peut être interprétée comme un témoin de leur fragilité économique et de la dépendance vis-à-vis d'une source unique d'emplois, en particulier si celle-ci est basée sur l'exploitation d'une ressource naturelle (Dubé & Polèse, 2015): les chocs affectant l'économie locale (fermetures d'usines, baisse de la demande de main-d'œuvre dans le secteur unique/dominant) affecteront sérieusement les perspectives de croissance, parce que leurs effets ne risquent pas d'être dilués par des éléments de croissance déterministes (correspondant à des termes de dérive et/ou de tendance).

**Tableau 1.** Résultats des tests de racine unitaire pour l'Australie et le Canada

	Test ADF avec sélection des trois modèles		Test ADF avec spécification unique (Sharma 2003, Black et Henderson 2003)	
	Australia	Canada	Australia	Canada
<b>% d'acceptation des racines unitaires</b>	54.74%	37.78%	82.11%	69.63%
<b>Répartition entre les modèles</b>	pure	50.00%	68.63%	-
	dérive	32.69%	19.61%	-
	tendance & dérive	17.31%	11.76%	100%

**FIGURE 2 (a et b).** Répartition des résultats de tests de racine unitaire et des trois modèles dans la distribution des tailles de ville Canadienne<sup>3</sup>



<sup>3</sup> Les auteurs tiennent à disposition des lecteurs les graphiques pour l'Australie

## CONCLUSION ET PERSPECTIVES DE RECHERCHE

Cet article permet de révéler plusieurs avancées.

Tout d'abord, d'un point de vue méthodologique, la discrimination entre les trois modèles de racine unitaire est nécessaire de façon à ne pas surestimer la part des processus de croissance aléatoire au sein d'un système urbain, mais permet également de mieux identifier les différentes natures de croissance aléatoire.

Ensuite, les résultats obtenus sont assez cohérents avec plusieurs intuitions développées par Krugman (2017). D'une part, la croissance urbaine semble effectivement comporter une dimension aléatoire. D'autre part, ces processus aléatoires peuvent être de différentes natures selon la taille des villes et la structure des activités économiques. Les plus petites villes suivent davantage une marche aléatoire pure ce qui implique une vulnérabilité liée à une très forte dépendance de leur trajectoire aux chocs. En revanche, les plus grandes villes et, plus largement, les aires urbaines avec des activités économiques de type métropolitaines, semblent croître sous l'effet des économies d'agglomération plutôt que sous l'effet des chocs, ce qui les rend moins fragiles et en capacité de rebondir après un choc. Les effets d'agglomération apparaissent comme générateur de la croissance urbaine des villes de type métropolitaine.

Enfin, cet article propose une grille de lecture pour les différences de fonctionnement entre les petites et les grandes aires urbaines. Si les plus grandes sont étudiées par le biais de modèles déterministes permettant de désigner quelques facteurs générant des effets d'agglomération, les plus petites ne peuvent être appréhendées de cette façon. Le fait qu'elles soient moins sujettes à cette croissance déterministe et qu'elles soient davantage impactées par les chocs le démontre. En termes de politique d'accompagnement, il apparaît que ces petites villes devraient pouvoir continuer d'être dotés en services et équipements nécessaires pour faire face aux chocs négatifs mais aussi se saisir des chocs positifs (Talandier, 2019).

Ces résultats et conclusions doivent toutefois être pris avec précaution à cause de la faible dimension temporelle des échantillons utilisés.<sup>4</sup> Dans cette perspective, l'application du protocole de test à d'autres données, basées sur un plus grand nombre de recensements, constituerait un prolongement naturel de notre approche. De plus, l'utilisation du test de cointégration pourrait être intéressante. La présence de logiques de cointégration parmi les villes qui suivent une croissance aléatoire remet en cause la convergence du système urbain vers un état stationnaire (Lalanne & Zumpe, 2015).

## BIBLIOGRAPHIE

Acs, Z. (2006). *The growth of cities*. Edward Elgar. Cheltenham UK.

Arrow, K. 1962. The Economic Implications of Learning by Doing, *Review of Economic Studies*, 29: 155-73.

Black, D., & V. Henderson. (2003). Urban Evolution in the USA, *Journal of Economic Geography*, 3: 343-72.

Bosker, M., S. Brakman, et H. Garretsen. (2008). A Century of Shocks: The Evolution of the German City Size Distribution 1925-1999, *Regional Science and Urban Economics*, 38: 330-47.

Bouba-Olga, O. (2017). *Dynamiques territoriales : Eloge de la diversité*. Editions de l'actualité scientifique Nouvelle Aquitaine.

Camagni, R. (2006). « Compétitivité territoriale, milieu local et réseaux d'entreprises : Pour une théorie dynamique de l'espace économique ». In *Milieus innovateurs – théorie et politique*. Paris: Economica, Anthropos.

Chen, Z., S. Fu, & D. Zhang. (2013). Searching for Parallel Growth of Cities in China, *Urban Studies*, 50 (10): 2118-35.

Clark, S., & J. Stabler. (1991). Gibrat's Law and the Growth of Canadian cities, *Urban Studies*, 28 (4): 635-39.

Coffey, W., & R. Shearmur. (1997). The Growth and Location of High-Order Services in the Canadian Urban System, *The Professional Geographer*, 49 (4): 404-18.

Courlet, C., & B. Pecqueur. (2013). *L'économie territoriale*. Presses Universitaires de Grenoble.

Dimou, M., & A. Schaffar. (2011). Les théories de la croissance urbaine, *Revue d'économie politique*, 121 (2): 179-207.

Dubé, J., & M. Polèse. (2015). Resource Curse and Regional Development: Does Dutch Disease Apply to Local Economics?, *Growth and Change*, 46 (1): 38-57.

Dubé, J., & M. Polèse. (2016). À propos du rôle de la taille dans la croissance urbaine: une analyse pour 135 agglomérations canadiennes entre 1971 et 2011, *Géographie canadienne*, 60(4): 541-555.

Duranton, G. (2007). Urban Evolutions: The Fast, the Slow and the Still, *The American Economic Review*, 97 (1): 197-221.

Gabaix, X. (1999). Zipf's Law for Cities: An Explanation, *Quarterly Journal of Economics*, 114 (3): 739-67.

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

Greene, W. (2011). *Econométrie*. Pearson Education. France.

Gumuchian, H., et B. Pecqueur. (2007). *La ressource territoriale*. Paris: Economica, Anthropos.

Hoover, E.M. (1937). *Location Theory and the Shoe and Leather Industries*. Harvard University Press. Cambridge.

Jacobs, J. (1969). *The Economy of Cities*. Vintage. New York.

Krugman, P. (1997). Competitiveness : A Dangerous Obsession, *Foreign Affairs*, 73 (2): 28-44.

———. (2017). The Gambler's Ruin of Small Cities, *The New York Times*, publié le 30/12/2017.

Lalanne, A. (2010). *L'organisation hiérarchique du système urbain canadien 1971-2001*, Thèse de doctorat soutenue à l'Université Bordeaux Montesquieu GREThA UMR CNRS 5113, le 29/11/2010.

Lalanne, A., & G. Pouyanne. (2012). 10 ans de métropolisation en économie : une approche bibliométrique, *Cahiers du GREThA* 2012 (11).

Lalanne, A., & M. Zumpe. (2015). Gibrat's law, Zipf's law and Cointegration, MPRA Paper n°67992.

Marshall, A. (1890). *Principles of Economics*. McMillan. London.

Neal, Z.P. (2008). From Central Places to Network Bases : The Emergence of a new Urban Hierarchy, GAWC Research Bulletin n°267.

Polèse, M. (2012). The Arts and Local Economics Development: Can Strong Arts Presence Uplift Local Economies ? A study of 135 Canadian Cities, *Urban Studies*, 49(8): 1811-1835.

<sup>4</sup> Pour vérifier la robustesse de nos résultats d'estimation, nous avons réappliqué notre procédure de test à des échantillons tronqués (sans la première respectivement la dernière observation). Cette démarche indique une relative stabilité des résultats obtenus sans la dernière observation, avec pour trois quart des villes les mêmes résultats de rejet ou d'acceptation d'une racine unitaire, et le même classement parmi les trois modèles. Nos résultats sont plus sensibles à la suppression de la première observation, avec des changements affectant entre un tiers et la moitié des villes testés. Dans les deux cas, les distributions finales obtenues ressemblent à celles du Tableau 1, sauf pour le Canada estimé sans la première observation, où l'on constate une nette augmentation des acceptations d'une racine unitaire.

Reed, W.J. (2002). On the Rank-Size Distribution for Human Settlements, *Journal of Regional Science*, 42 (1): 1-17.

Sassen, S. (1991). *The Global City: New York, London, Tokyo*. Princeton University Press. Princeton.

Schaffar, A. (2010). Quelle est la nature de la croissance urbaine indienne ?, *Revue d'économie du développement*, 24 (2): 101-20.

Sharma, S. (2003). Persistence and stability in city growth, *Journal of Urban Economics*, 53 (2): 300-320.

Talandier, M. (2019). « Résilience des métropoles. Le renouvellement des modèles ». Les Conférences POPSU.