

LE SYSTEME HIERARCHIQUE URBAIN CANADIEN 1971-2001¹

Aurélie Lalanne*
GREThA-UMR 5113
Université Bordeaux Montesquieu IV
Avenue Léon Duguit
33 608 Pessac
France
aurelie.lalanne@u-bordeaux4.fr
**Auteur correspondant*

Guillaume Pouyanne
GREThA-UMR 5113
Université Bordeaux Montesquieu IV
Avenue Léon Duguit
33 608 Pessac
France
pouyanne@u-bordeaux4.fr

Résumé.

Cet article propose un test de la loi de Zipf, ou loi Rang-Taille, sur le système urbain canadien entre 1971 et 2001. Nous montrons dans un premier temps une double particularité de ce système : la taille importante des villes du sommet de la hiérarchie, et la sur-représentation des villes petites et moyennes. Dans un deuxième temps, une analyse dynamique de la hiérarchie urbaine canadienne, réalisée à partir de la technique des chaînes de Markov et de l'estimation d'un modèle explicatif de la croissance urbaine, fait apparaître deux périodes : les années 1970, où la croissance concerne principalement les villes petites et moyennes, et spécialisées dans l'exploitation des ressources naturelles ; les années 1990, où la croissance se concentre au sommet de la hiérarchie, dans un processus de métropolisation. Nos résultats suggèrent que la forte inertie de la hiérarchie urbaine peut se combiner avec des mouvements internes importants, ouvrant ainsi la voie à une possible combinaison des deux justifications théoriques traditionnelles de la loi de Zipf.

Mots clés : Hiérarchie urbaine, système urbain, loi de Zipf ou loi taille-rang, spécialisation industrielle, Canada.

Codes JEL : R10, R11, R12.

Abstract. The Urban Hierarchical System in Canada

This article provides a test of Zipf's law (or rank-size rule), on the Canadian urban system between 1971 and 2001. Zipf's law is a well-known tool used in many papers on urban systems. It allows studying the hierarchies' structure but it doesn't provide any information about intra-distributional movements, evolution and gap-trend. It is thus important to complete this approach with theoretical corpus which allows us to understand the growth of cities: the random growth theory and the endogenous urban growth.

Two reasons lead to think that Zipf's law is not suited to the Canadian urban system. Firstly, Canada is a young urban system whose population system is in a constant motion from East to West. Furthermore, over the past few years, Canada has known many modifications, particularly on the top of the hierarchy although top of hierarchies has used to be stable in urban system. Secondly, Zipf wrote that an urban system should be a coherent entity which is most often the country scale. Nonetheless, History of the country and its own partitioning could modify the frontiers of the urban system. Canada is a country with tight economic relations with the United States. The country may be not the fitted frontiers for the definition of urban system. This paper tests the Zipf's law on Canadian urban system and provides a dynamic analysis of the intra-distributional movements in order to understand the dynamics of the urban system.

¹ Les auteurs remercient Mario Polèse et Richard Shearmur pour leurs commentaires ainsi que pour les données.

Firstly, we show two features of this system: the large size of the top cities in the hierarchy, and the over-representation of small and medium cities. This first static analysis has to be completed by a dynamic one which allows us to visualize the intra-distributional dynamics. This dynamic analysis which uses both Markov chain techniques and an econometrical model unveils two periods for which growth factors differ: the 1970s, during which small and medium-sized cities grow faster than large ones as well as cities specialized in the exploitation of natural resources; and the 1990s, during which top-hierarchy cities grow faster than small and medium-sized cities. Our results suggest that the strong inertia of the urban hierarchy can be combined with significant intra-distributional movements. This suggests a possible combination of the two traditional theoretical explanations of Zipf's law.

Key Words: Urban hierarchy, urban system, Zipf's law or the rank-size rule, industrial specialisation, Canada.

JEL Codes: R10, R11, R12.

Introduction

L'une des régularités statistiques les plus importantes observées en science régionale est la stabilité de la forme des distributions de taille des villes exprimée à travers la loi de Zipf (Pumain, 1982; Guerin-Pace, 1993). Cette loi, appelée loi Taille-Rang, stipule que la taille d'une ville i est égale au rapport entre la taille de la plus grande ville et le rang de la ville i (Zipf, 1949). Elle s'écrit :

$$r = K/P^\alpha,$$

avec r , le rang d'une ville et P sa population. On parlera de loi taille-rang lorsque la valeur de l'exposant α (le coefficient de hiérarchisation) est proche de un en valeur absolue.

La loi Taille-Rang est aujourd'hui perçue comme l'un des plus grands mystères des hiérarchies urbaines (Krugman, 1996a, 1996b),

La loi de Zipf a fait l'objet d'une littérature abondante, dont nous ne citons ici que les références principales. L'étude de Rosen et Resnick (1980) porte sur les distributions de taille de villes dans 44 pays. La plupart des coefficients qu'ils obtiennent sont supérieurs à 1, révélant une distribution plus égalitaire que ce que Zipf prévoyait. Soo, en reprenant leurs travaux, rejette la loi de Zipf dans plus de 70% des cas (Soo, 2005). Nitsch (2005) propose également une comparaison internationale du coefficient et conclut que la majorité des coefficients sur les 29 pays étudiés dépassent l'unité.

La hiérarchie urbaine est caractérisée par une grande inertie. Eaton et Eckstein étudient le cas de la France et du Japon et concluent que le coefficient de hiérarchisation est stable dans le temps (Eaton et Eckstein, 1997). Cependant, certaines variations peuvent être perçues : Dobkins et Ioannides (Dobkins et Ioannides, 2000), par exemple, observent une baisse significative du coefficient aux États-Unis entre 1900 et 1990. Le Gallo et Chasco, dans le cas de l'Espagne, utilisent des matrices de Markov pour déterminer la probabilité de passage d'une classe de taille à l'autre et constatent que la mobilité des villes à l'intérieur de la hiérarchie peut être élevée, même si la structure de la hiérarchie elle-même paraît stable (Le Gallo et Chasco, 2008).

Cependant, la loi Taille-rang n'est qu'une description empirique d'un système hiérarchique urbain. Elle ne fournit aucune justification de l'évolution temporelle des

hiérarchies urbaines. Il apparaît dès lors nécessaire de fournir des fondements théoriques à la loi taille rang. Il fait généralement appel à deux corpus : d'une part les modèles probabilistes comme les théories de la croissance aléatoire (Gibrat, 1931), et d'autre part les modèles économiques comme les approches en termes de croissance urbaine endogène (Gabaix, 1999a). Brièvement résumés, ces deux corpus s'opposent sur le rôle de la taille dans la croissance, ce qui modifie la probabilité d'émergence d'une loi de Zipf. Les modèles probabilistes considèrent que la taille n'a pas d'influence sur la croissance des villes, permettant à la hiérarchie de rester conforme à la loi de Zipf (Cordoba, 2008a, 2008b). Les modèles économiques supposent que la taille (et d'autres éléments propres à la ville) ont la possibilité d'influencer les trajectoires de croissance urbaine (Henderson, 1974; Black et Henderson, 1999; Black et Henderson, 2003), ce qui revient à proposer un vecteur de facteurs explicatifs à la loi de Zipf. Ainsi, certains travaux tentent de trouver un cadre théorique pertinent dans l'analyse des hiérarchies urbaines en étudiant des pays dans un contexte perturbé par des guerres pour vérifier si la hiérarchie est stable malgré des perturbations (Davis et Weinstein, 2002; Bosker et al, 2008).

Cet article propose une analyse de la hiérarchie urbaine canadienne. Le cas du Canada est particulièrement pertinent, puisqu'au regard de la définition d'un « système urbain » initialement proposée par Zipf, le Canada ne semble pas constituer un contexte idéal d'application de la loi de Zipf, pour deux raisons principales: l'instabilité du système urbain et sa cohérence.

- D'abord, Zipf considère que la loi taille-rang ne s'applique que dans des systèmes urbains au sein d'une entité politique et économique constituée de longue date. Or, le Canada est un système urbain récent, il reste donc encore soumis à des mutations rapides et des perturbations au sein de sa hiérarchie (Tellier, 1997). Depuis sa création jusqu'à aujourd'hui, le Canada est un système de peuplement en mouvement constant, la tendance étant un déplacement progressif des populations urbaines de l'est vers l'ouest. Alors que le sommet de la hiérarchie est remarquablement stable dans les systèmes urbains plus anciens (Davis et Weinstein, 2002, Sharma, 2003), le Canada se caractérise par une certaine instabilité (Bourne et Simmons, 2003). En 1830, Québec est détrôné de son statut de métropole économique au profit de Montréal, qui sera à son tour déchu en 1960 en faveur de Toronto (Polèse et Shearmur, 2003). Ajoutons que l'immensité du pays, le déséquilibre de peuplement entre le nord et le sud posent la question de l'homogénéité de la distribution des tailles de villes (Apparicio et al, 2007).

- Ensuite, Zipf considère que la loi taille-rang ne s'applique que dans des contextes politico-économiques stables, au sein d'un système social cohérent². Il assimile ce système social cohérent à la Nation. Les déviations observées par rapport à la loi taille-rang sont dues à des perturbations pouvant mettre en concurrence des « systèmes sociaux différents ayant chacun un ensemble propre d'objectifs et de règles de procédure » (Zipf, 1949 : 420) : par exemple, le changement de frontières nationales, quelle que soit la façon dont ce changement ait été impulsé (guerre civile, recomposition après guerre)³. Le Canada est un

² Zipf définit le système social de la manière suivante : « *a group of individuals who, among other things had like objectives which they pursued co-operatively by means of like rules of conduct* » (Zipf, 1949: 417).

³ Pour illustrer cette idée, Zipf prend l'exemple des États-Unis en 1880 après la Guerre de Sécession. La loi n'opère pas sur l'ensemble des États-Unis, tandis que le Sud du pays et le Nord du pays analysés séparément sont conformes à la loi.

pays dont les frontières sont questionnées, en raison des liens économiques étroits entretenus avec les États-Unis (McCallum, 1995; Goff, 2000; Hoberg, 2000)⁴. La validité de la loi Taille-Rang à l'échelle nationale est donc questionnée.

Dans cet article, nous tenterons d'abord de savoir si la hiérarchie urbaine canadienne est conforme à la loi de Zipf. Ensuite cette approche statique et descriptive sera complétée par une étude dynamique qui visera à décrire et à comprendre les trajectoires des villes au sein de la hiérarchie, en lien avec leur taille et leur spécialisation économique.

Le système urbain canadien et la loi de Zipf

Les données

Pour étudier une hiérarchie urbaine de façon cohérente, deux éléments sont essentiels, que nous nous sommes attachés à respecter (Guerin-Pace, 1993):

- L'homogénéité des données. Nous utilisons les données d'emploi fournies par Statistique Canada⁵, l'organisme de production de données canadien. Les villes de notre échantillon respectent le zonage géographique officiel : les subdivisions de recensement (SR), qui correspondent au concept de municipalités, les régions métropolitaines de recensement (RMR), enfin, les agglomérations de recensement (AR)⁶.
- La définition d'un seuil à retenir pour définir la hiérarchie. Trois critères sont possibles (Cheshire, 1999) : un nombre fixe de villes, un seuil de taille fixe ou une taille à partir de laquelle l'échantillon représente une certaine part de la population.

Nous adoptons le second critère, en retenant les aires urbaines de plus de 10 000 habitants en 1991. Notre échantillon de villes se compose de 152 aires urbaines, parmi lesquelles 25 RMR, 115 AR et 12 SR (par la suite, nous utiliserons le terme de « villes » pour les désigner). Nous faisons le choix d'étudier la hiérarchie canadienne en fonction du nombre d'emplois plutôt qu'en fonction du nombre d'habitants pour deux raisons. D'abord, les hiérarchies basées sur la population et celles basées sur les emplois sont relativement proches. Ensuite, raisonner en termes d'emplois présente l'avantage de pouvoir pousser les analyses en termes économiques, notamment en ce qui concerne les spécialisations des villes.

⁴ Les journalistes canadiens sont allés jusqu'à évoquer le Canada comme le « 51^{ème} État des États-Unis ».

⁵ Les auteurs remercient Mario Polèse et Richard Shearmur pour avoir fourni ces données.

⁶ Ces aires sont composées d'une ou plusieurs SR adjacentes regroupées autour d'un large centre urbain. Les RMR compte une population d'au moins 100 000 habitants dont la moitié ou plus vit dans le centre urbain. Le centre urbain des AR dénombre au moins 10 000 habitants. Ces SR sont regroupées en fonction de leur degré d'intégration économique mesuré par les déplacements domicile-travail.

TABLEAU 1 Échantillon des villes canadiennes 1971-2001

Année	Nombre de villes n	Taille moyenne des villes (nb d'emplois)		Taille médiane	Premier quartile Q1	Troisième quartile Q3
			<i>Ecart-type</i>			
1971	152	39766,4	129833	9528,4	5102,7	17468,1
1981	152	57024	183227	12955,2	6821,7	29319
1991	152	67357,4	218987	14823,3	6983,7	34462,7
2001	152	79283,6	262491	16725	7600	37565

Source : StatCan, traitement A. Lalanne

Une hiérarchie urbaine dominée et fracturée

La loi Taille-Rang peut, dans une première approche, être décrite graphiquement grâce à la « Courbe de Zipf » (figure 1).

Ces deux graphiques font émerger trois commentaires :

- Tout d'abord, la courbe semble s'apparenter à une courbe de Zipf. En effet, elle apparaît linéaire et comporte un grand nombre de petites villes. Pourtant, la forme de la distribution n'est pas homogène.
- En effet, des discontinuités apparaissent : en 1971, la distribution fait apparaître une rupture évidente entre Fredericton et Guelph mais quelques autres, moins évidentes, apparaissent également : entre Regina et Victoria, entre St Catharines et Calgary. En 2001, la structure a évolué puisque l'écart entre Fredericton et Guelph n'existe plus ; l'écart entre Regina et Victoria perdure ; enfin, Calgary ayant gagné des places dans la hiérarchie, le détachement avec le haut de la distribution est désormais marqué par l'écart entre Kitchener et Québec.
- Ces ruptures donnent naissance à des groupes de villes : en 2001, nous distinguons essentiellement trois groupes. Le premier comprend les villes de Victoria à Kitchener, le deuxième comprend Québec, Winnipeg et Hamilton et le troisième groupe est composé d'Edmonton, Calgary et Ottawa. Ces trois groupes de villes ont la particularité de dévier par rapport à la droite de régression de l'ensemble du nuage de points et se marginalisent toujours plus de la tendance du reste de la distribution en se « verticalisant » ; tendance toujours plus prononcée à mesure qu'on se rapproche du haut de la distribution.
- Au-delà d'une représentation graphique, il est possible de fournir une estimation de la loi taille-rang. On l'estime à partir d'une transformation en logarithmes :

$$- \log r = \log K - \alpha \log P$$

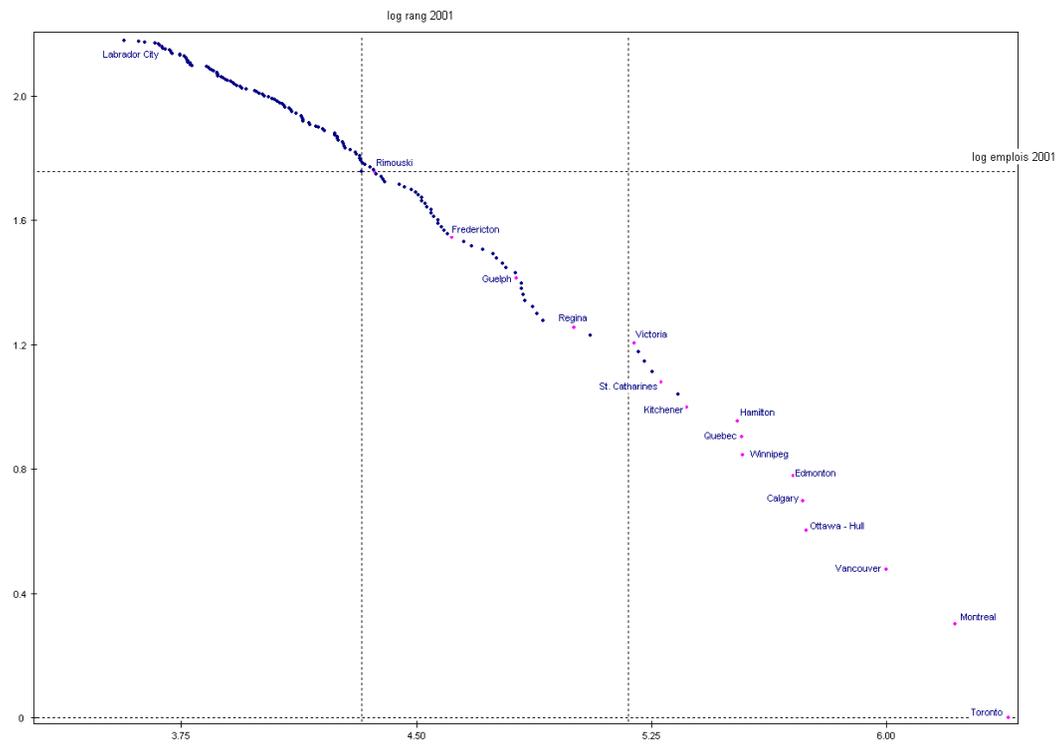
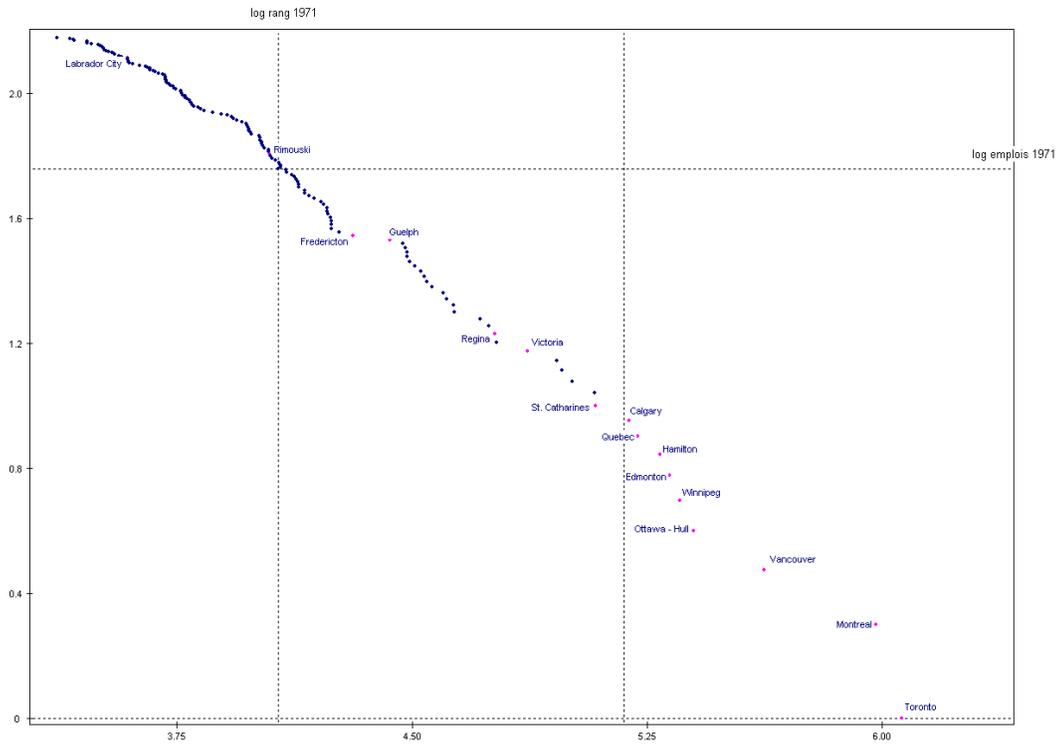
- La loi taille-rang sera vérifiée si α (le coefficient de la pente) est proche de un en valeur absolue⁷. L'estimation du coefficient de Zipf, ou coefficient de hiérarchisation, autorise à la validation ou non de certaines des observations notées *supra*.
- Pour estimer ce coefficient, nous utilisons deux méthodes : les MCO (moindres carrés ordinaires) corrigés⁸ et la méthode de Gabaix. Les MCO, s'ils sont souvent utilisés dans la littérature empirique, présentent deux biais sur les petits échantillons (Gabaix et Ioannides, 2004) : il y a un risque de sous-estimation de la valeur du coefficient de Pareto ainsi qu'une sous-estimation des écarts à la moyenne (Nishiyama et al, 2004). La méthode de Gabaix, dite du (rang-1/2), permet de corriger ces biais (Gabaix et Ibragimov, 2008). Ils considèrent la relation :
 - $\ln(R_i - \varepsilon) = \ln A - \beta \ln S_i$
- Dans le modèle classique de Zipf, $\varepsilon=0$. Gabaix et Ibragimov (2008) montrent que la meilleure estimation de β se fait lorsque $\varepsilon = 1/2$. Ainsi, pour que les biais liés à un petit échantillon soient les moins importants, il convient d'estimer le coefficient de hiérarchisation avec la relation suivante :
 - $\ln(R_i - 1/2) = \ln A - \beta \ln S_i$
- L'écart-type, quant à lui, est redéfini de la façon suivante :
- $\sigma(\hat{\beta}) = \sqrt{2/n} \hat{\beta}$

⁷ Lorsque $\log r = \log K - q \log P$

- Si $|q| = 1$, cela signifie que la loi taille-rang opère. Cela signifie que si les villes sont classées par rang, r , par ordre décroissant P de population, la série suit une série harmonique dans laquelle la population de la ville de rang deux est égale à la moitié de la population de la ville de rang un, la population de la ville de rang trois est égale au tiers de la population de la ville de rang un et ainsi de suite.
- Si $|q| > 1$, cela signifie que la répartition du nombre de villes selon leur taille est plus uniforme. La distribution des tailles de villes est moins contrastée.
- Si $|q| < 1$, cela signifie que la répartition est plus inégalitaire et que l'écart entre les grandes villes et les petites se creusent de façon importante. La diminution de la taille en fonction du rang est plus rapide.

⁸ Il s'agit des MCO corrigés de l'hétéroscédasticité, à partir de la correction de White, qui permet d'obtenir une estimation robuste de la matrice de variances-covariances sans avoir besoin de connaître la source de l'hétéroscédasticité.

FIGURE 1 Courbe de Zipf en 1971 et en 2001 (échelles log)



D'une méthode à l'autre, la valeur du coefficient de Zipf est identique. La valeur la plus élevée est celle obtenue en 1981 mais reste une valeur relativement basse : -0.76. Elle tend à diminuer avec le temps et atteint -0.71 en 2001. Les intervalles de confiance nous permettent de souligner que la valeur du coefficient en 1981 et en 2001 est significativement différente.

TABLEAU 2 Estimation du coefficient de Zipf

	1971		1981		1991		2001	
Log Rang	MCO corrigé	r-1/2	MCO corrigé	r-1/2	MCO corrigé	r-1/2	MCO corrigé	r-1/2
Constante (K)	4.8* (0.07)	4.33* (0.04)	4.99* (0.06)	4.49* (0.02)	4.91* (0.06)	4.41* (0.03)	4.82* (0.08)	4.32* (0.08)
Log Taille (α)	-0.75* (0,02)	-0.75* (0.007)	-0.76* (0.01)	-0.76* (0.007)	-0.74* (0.17)	-0.74* (0.007)	-0.71* (0.02)	-0.71* (0.08)
N	152	152	152	152	152	152	152	152
R²	0,97	0,97	0,99	0,98	0,98	0,98	0,96	0,98

Notes : * sign à 1%, ** sign à 5%, *** sign à 10%

L'obtention d'un coefficient inférieur à l'unité, comme c'est le cas ici, montre que le système hiérarchique urbain canadien est dominé par les grandes villes. Cette domination s'accroît dans le temps, puisque le coefficient a tendance à diminuer en valeur absolue, et va dans le sens des observations de Bourne et Simmons (2003), pour qui le système urbain canadien est « fracturé ».

Cet accroissement du poids des grandes villes avec le temps, dans un système déjà primatial en début de période, peut notamment s'expliquer par le processus de métropolisation. Celui-ci se caractérise notamment par une polarisation de la croissance économique sur les niveaux les plus élevés de la hiérarchie. Cette évolution pourrait remettre en cause la stabilité de la hiérarchie canadienne pour plusieurs raisons :

- D'une part, la métropolisation est favorisée par les avantages liés à la grande taille. Elle se décrit comme un phénomène « [générateur] de déséquilibres régionaux par accroissement de la polarisation des plus grandes villes au détriment du reste de l'armature urbaine » (Certu, 2001). Le Canada n'échappe pas à cette logique. La petite taille est perçue comme une « fatalité qui tend inéluctablement à affaiblir les chances de développement de la partie inférieure des hiérarchies urbaines » (Pumain et Paulus, 2000).
- D'autre part, les processus de métropolisation favorisent la concentration d'activités stratégiques et décisionnelles dans les grandes aires métropolitaines,

dans un effet « boule de neige », par la mise en œuvre d'externalités positives (Lacour et Puissant, 1999). Ainsi, non seulement assistons-nous à des phénomènes de sélection durable des taux de croissance, mais en plus ce phénomène est auto-entretenu, ce qui renforce les inégalités entre les villes d'un même système urbain.

L'estimation du coefficient valide le caractère primatial et fracturé du système hiérarchique urbain canadien. Ce système tend donc à se concentrer et à être dominé toujours plus par des grandes villes. Le système urbain canadien semble dévier de la loi de Zipf et tend à s'en éloigner toujours plus. Le test de la linéarité de la courbe de Zipf se fait grâce à la méthode proposée par Rosen et Resnick (1980), qui rajoutent un terme quadratique à l'équation d'origine :

$$\log r = \log K - \alpha \log P + \beta(\log P)^2$$

Les termes quadratiques sont significatifs (tableau 3), ce qui révèle une non-linéarité de la Courbe de Zipf. La valeur négative des coefficients signifie que la courbe tend à être concave. Le poids des petites et moyennes villes est donc fort en comparaison du reste de la distribution, ce qui est confirmé par l'estimation de la fonction de densité sur 100 simulations (figure 2). Il s'agit d'une estimation non-paramétrique d'une densité de probabilité⁹ : celle-ci nous permet de visualiser la composition de la distribution des tailles de villes, et confirme que la hiérarchie urbaine se compose pour une grande partie de villes dont la taille est inférieure à la taille moyenne (47% en 1971 et 48% en 2001).

Ainsi, la hiérarchie urbaine canadienne se caractérise par une double particularité : une domination des grandes villes (un coefficient de Zipf inférieur à 1 en valeur absolue), mais également un nombre important de petites villes dans la distribution (terme quadratique significatif et négatif).

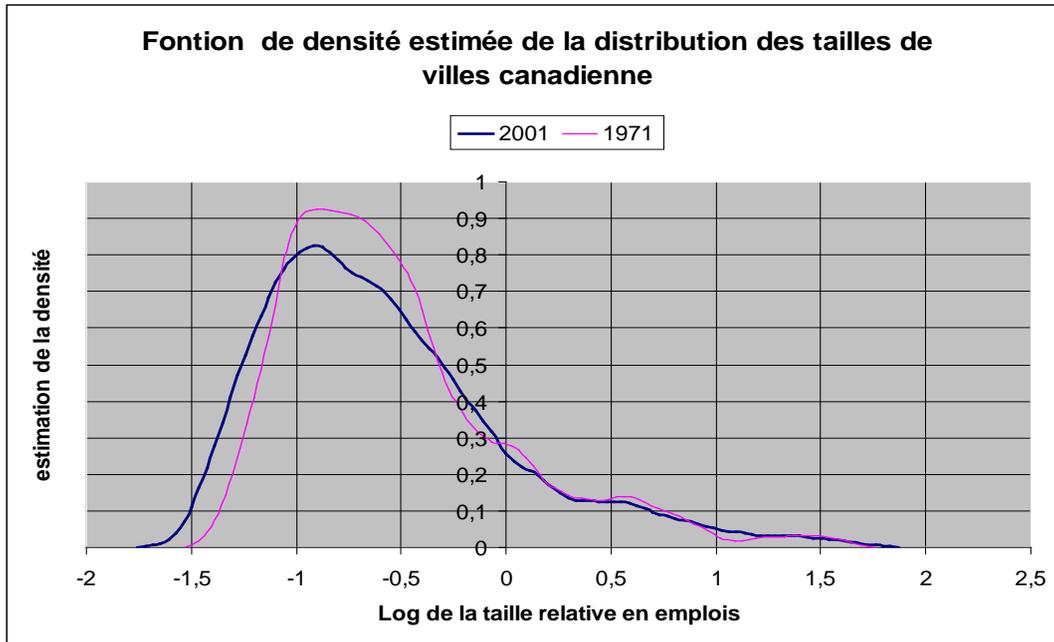
TABLEAU 3 Estimation du terme quadratique de l'équation de Zipf

Année	Terme quadratique		R ²
	β	écart type	
1971	-0,08	0,01	0,97
1981	-0,07	0,006	0,99
1991	-0,08	0,008	0,99
2001	-0,1	0,01	0,97

Il s'agit maintenant de comprendre comment la hiérarchie urbaine canadienne a évolué sur la période 1971-2001 : nous passons d'une analyse statique où nous nous sommes concentrés sur la forme globale de la hiérarchie à une analyse dynamique où nous nous intéressons aux mouvements au sein de cette distribution.

⁹ Nous nous sommes basés sur une estimation par noyau d'Epanechnikov.

FIGURE 2 Fonction de densité estimée de la distribution des tailles canadienne 1971-2001



Les dynamiques de la hiérarchie urbaine canadienne

Dans cette analyse dynamique, nous tenterons de comprendre quel est le rôle de la taille des villes dans les trajectoires de croissance (1). Dans un deuxième temps, nous tenterons de relier la croissance urbaine à la spécialisation économique de la ville (2).

Évolution de la hiérarchie : le rôle essentiel de la taille

Pour étudier les dynamiques intra-distributionnelles et pour observer, par la même occasion, si la taille des villes a une influence sur la croissance des villes, l'utilisation des chaînes de Markov et des matrices de transition, utilisées pour représenter des relations de transition entre états, est particulièrement appropriée (Le Gallo et Chasco, 2008).

Pour discrétiser la distribution, nous suivons la convention établie par les auteurs qui ont utilisé les chaînes de Markov dans l'étude des systèmes urbains (Eaton et Eckstein, 1997; Black et Henderson, 2003). Cette convention consiste à diviser la distribution des villes en cinq classes de taille : taille inférieure au $\frac{1}{4}$ de la taille urbaine moyenne (m), taille comprise entre le quart et la moitié de la taille moyenne, taille comprise entre la moitié de la taille urbaine moyenne et la taille urbaine moyenne, taille comprise entre la taille urbaine moyenne et la double de la taille moyenne et enfin, taille supérieure au double de la taille urbaine moyenne (tableau 4). On retrouve la double particularité de la hiérarchie urbaine canadienne notée supra : nombre important de petites et moyennes villes, très grandes

villes isolées du reste de la distribution (le nombre de villes de la classe E est supérieur au nombre de villes de la classe D).

TABLEAU 4 Distribution des tailles de villes divisée en classes de tailles

1971				
Classes	taille minimum	taille maximum	n	Pourcentage de la hiérarchie
A : $S \leq 0,25m$	2278,42	9941,6	79	52%
B : $0,25m < S < 0,5m$	9941,6	19883,21	38	25%
C : $0,5m < S < m$	19883,2121	39766,42	12	8%
D : $m < S < 2m$	3976604242	79532,84	9	6%
E : $S > 2m$	79532,8484	1158633,66	14	9%
1981				
A : $S \leq 0,25m$	3649,53	14256,01	79	52%
B : $0,25m < S < 0,5m$	14256,01	28512,02	35	23%
C : $0,5m < S < m$	28512,02	57024,04	18	12%
D : $m < S < 2m$	57024,04	114048,08	7	5%
E : $S > 2m$	114048,08	1647363,59	13	8%
1991				
A : $S \leq 0,25m$	4108,47	16839,35	52	34%
B : $0,25m < S < 0,5m$	16839,35	33678,7	37	24%
C : $0,5m < S < m$	33678,7	67357,41	30	20%
D : $m < S < 2m$	67357,41	134714,82	8	5%
E : $S > 2m$	134714,82	2006446,21	18	12%

Notes : *Avec S , la taille et m la taille moyenne.

Les probabilités de transition sont estimées à partir de la méthode du maximum de vraisemblance (Anderson et Goodman, 1957; Berchtold, 1998). La probabilité p_{ij} qu'une ville passe de la classe i en t à la classe j en $t+1$ est définie comme suit :

$$p_{ij} = \frac{n_{ij}}{n_i}$$
, avec n_{ij} le nombre de villes dans la classe i en t et n_i le nombre de villes dans la classe i .

Les trois matrices ont le même état absorbant : celui des très grandes villes. Celles-ci ne bougent plus de leur position une fois qu'elles y sont. Chaque matrice représente une période très différente de l'histoire urbaine du Canada. Le tableau 5 résume ces différentes périodes et nous nous y référons pour l'analyse de chaque matrice.

MATRICE 1 Matrice de transition par classe de taille 1971-1981 (écart type entre parenthèses)

De 1971 à 1981	A	B	C	D	E
A	0,78 (0.05)	0,20 ¹⁰ (0.04)	0,01 (0.01)	0	0
B	0	0,53 (0.08)	0,47 (0.08)	0	0
C	0	0	0,75 (0.12)	0,25 (0.12)	0
D	0	0	0	0,56 (0.16)	0,44 (0.16)
E	0	0	0	0	1 (0)

¹⁰ Cette valeur signifie que 20% des villes qui appartiennent à la classe A en 1971 appartiennent à la classe B en 1981.

MATRICE 2 Matrice de transition par classe de taille 1981-1991 (écart type entre parenthèses)

De 1981 à 1991	A	B	C	D	E
A	0,92 (0.03)	0,08 (0.03)	0	0	0
B	0	0,83 (0.06)	0,17 (0.06)	0	0
C	0	0	0,78 (0.1)	0,22 (0.1)	0
D	0	0	0	0,57 (0.2)	0,43 (0.2)
E	0	0	0	0	1 (0)

MATRICE 3 Matrice de transition par classe de taille 1991-2001 (écart type entre parenthèses)

De 1991 à 2001	A	B	C	D	E
A	0,90 (0.04)	0,10 (0.04)	0	0	0
B	0,03 (0.03)	0,74 (0.07)	0,23 (0.07)	0	0
C	0	0	0,72 (0.08)	0,28 (0.08)	0
D	0	0	0	0,67 (0.2)	0,33 (0.2)
E	0	0	0	0	1 (0)

La première matrice (1971-1981) représente une période de croissance pour toutes les villes quelles que soit leur taille. Les probabilités de passage dans la classe supérieure sont toutes importantes. Les plus petites villes (classe A) et les villes moyennes (classe C) sont les classes qui éprouvent le plus de difficultés à passer dans les classes supérieures mais elles ont tout de même respectivement 22% et 25% de chance d'y parvenir. En effet, les petites et moyennes villes voient leur opportunité de croissance s'améliorer pour différentes raisons : tout d'abord, cette période connaît plusieurs chocs pétroliers. Ces chocs pétroliers ont rendu particulièrement attractives les régions de l'ouest produisant du pétrole ce qui explique notamment le passage de Fort Mc Murray en Alberta de la classe A à C. Le développement de ces régions pousse d'autres petites villes à croître. Des petites villes comme William's Lake ou Duncan (Colombie-Britannique) sont passées de la classe A à B, d'autres sont passées de la classe B à C (Red Deer, Lethbridge, Medicine Hat d'Alberta). Ensuite, les années 70 sont en rupture avec les années 50 et 60 où le secteur industriel florissait au profit des grandes métropoles. La décennie 70 est marquée par une forte croissance de l'emploi dans les villes moyennes avec un ralentissement de la croissance dans les aires métropolitaines (Bourne, 1991). Ce sont les villes petites et moyennes de l'Ouest du pays en laissant un peu de côté le cœur industriel du sud de l'Ontario et du Québec.

Dans la *seconde matrice (1981-1991)*, les schémas tendent à se renverser par rapport à la première. D'abord, les probabilités de passage sont beaucoup plus réduites pour les deux premières classes (A et B). Ces villes se figent et les probabilités pour qu'elles restent dans leur classe de taille est de 92% pour la classe A et de 83% pour les villes de la classe B. Cette période est favorable à un retour de la croissance dans les zones industrielles, essentiellement situées en Ontario et au Québec (Orillia (ON), Barrie (ON), Baie-Comeau (QC), St Jean sur Richelieu (QC)). Il s'agit également d'une période propice à la croissance des zones métropolitaines (Bourne et Simmons, 2003) : la concentration des activités économiques et de la population s'effectue à nouveau dans les grandes aires métropolitaines industrielles au détriment des petites et moyennes villes (Bourne, 1991).

La troisième matrice (1991-2001) apparaît comme une période de stabilisation. En effet, les classes A et B voient leur probabilité de passage augmenter à nouveau tandis que les classes C et D ont des possibilités de croissance légèrement amoindries ; ces deux tendances ont pour effet d'harmoniser l'ensemble des possibilités de croissance tout au long de la hiérarchie et de limiter les effets polarisateurs d'une tendance comme celle observée dans la matrice précédente.

TABLEAU 5 Les différentes phases du développement urbain au Canada entre 1945 et 1990

Échelle géographique	1945-1964 Croissance urbaine en expansion	1965-1980 Déconcentration et déclin	1981- ... Concentration et renouveau
Système urbain national	Croissance rapide de la population ; Fort taux de natalité ; Forte immigration ; Boom économique	Déclin du taux de croissance de la population ; Baisse du niveau de natalité et de l'immigration ; Restructuration de l'économie et déclin de l'industrie manufacturière	Croissance de la population lente ; taux d'accroissement naturel stable ; population vieillissante ; croissance de l'économie de services
Urbain/rural	Accroissement rapide de la population en zone urbaine ; Population rurale en déclin	Population rurale en déclin ; Population non rurale croissante	Stabilisation du niveau de la population urbaine à 76% ; croissance ralentie de la population non rurale
Variations régionales	Croissance rapide des zones industrielles ; Croissance presque partout	Croissance plus faible dans les zones industrielles ; Croissance rapide à l'ouest ; Déclin généralisé de l'Est et du Nord	Renouveau de la croissance dans les zones industrielles ; croissance ralentie à l'Ouest et dans les zones liées aux ressources naturelles ; toujours plus de retraités à travers le pays
Hierarchie des tailles de villes	Concentration massive dans les aires métropolitaines ; Déclin relatif des petites villes	Croissance ralentie des aires métropolitaines ; Croissance rapide des villes de taille moyenne ; désurbanisation	Retour léger à la croissance des aires métropolitaines ; la taille des villes influence la croissance ; déclin des petites villes sauf celles qui sont dans le champ de navettage des aires de villégiature de retraités
Forme intra-urbaine	Croissance la plus rapide dans les zones suburbaines ; Déclin du centre-ville	Décentralisation rapide ; Les emplois se localisent dans les zones suburbaines ; Croissance rapide des zones périurbaines et des deuxième couronnes ; Les emplois du centre s'accroissent ; Pourtant la population décroît	Décentralisation rapide ; Croissance explosive des deuxième couronnes ; accélération de la croissance des CBD

Source : Bourne (1991 : 30)

TABLEAU 6 Coefficients de stabilité, d'association et de prédiction des matrices

	Coefficient de stabilité		Coefficient d'association	Coefficient de prédiction	
	S_m	S_p	T	pp_{mm}	pp_v
Matrice 1 (1971-1981)	0,274	0,15	0,61	0,72	0,54
Matrice 2 (1981-1991)	0,28	0,15	0,86	0,85	0,75
Matrice 3 (1991-2001)	0,266	0,15	0,72	0,78	0,62

Le calcul des coefficients de stabilité¹¹ (stabilité moyenne S_m et stabilité pondérée S_p), d'association¹² (T) et de prédiction¹³ (pp_{mm} , pp_v) des trois matrices (tableau 6) fournissent un diagnostic sur la vraisemblance des résultats obtenus grâce aux matrices de transition (Berchtold, 1998).

La faiblesse des coefficients de stabilité des matrices de transition permettent de s'assurer de la fiabilité des estimations contenues dans la matrice. Les indices d'association mesurent le lien de dépendance entre deux variables et permettent de tester si une première variable peut aider à la mesure d'une seconde variable. Les coefficients d'association calculés révèlent une forte dépendance entre les lignes et les colonnes, provoquée par la forte inertie du système urbain.

La prédiction d'une matrice représente la distance existant entre chaque ligne de la matrice de transition et une distribution dont l'incertitude est maximale. Leur valeur élevée signifie que les probabilités de transition sont loin d'être aléatoires. Cela soulève la question d'un processus déterministe à l'œuvre dans les mouvements intra-distributionnels de la hiérarchie. Il nous faut alors s'intéresser aux facteurs de modification du système

¹¹ Les coefficients de stabilité permettent de s'assurer de la fiabilité des estimations contenues dans la matrice. Plus le coefficient de stabilité est petit, plus la matrice est stable. Soit S , le coefficient de stabilité et c , le nombre de modalité dans la matrice (c'est-à-dire le nombre de classes), alors on sait que :

$0 < S < c/2$

¹² Le coefficient d'association permet de mesurer le lien de dépendance entre deux variables et permet de tester si une première variable peut aider à la mesure d'une seconde variable. Une matrice est d'autant plus informative que la connaissance de la modalité ligne permet de réduire l'incertitude existant sur la modalité colonne. Il est possible de mesurer l'incertitude grâce à des coefficients dits d'entropie. L'indice de Theil autorise cette mesure. La comparaison des lignes entre elles permet de mesurer cette relation de dépendance.

¹³ En comparant chaque ligne à une distribution de référence, il est possible de mesurer le pouvoir prédictif de la matrice. L'association d'une matrice peut être nulle (c'est-à-dire qu'il n'y a aucun lien entre les lignes et les colonnes, les lignes sont identiques) mais la prédiction peut être bonne et fournir des informations intéressantes.

hiérarchique, en d'autres termes proposer un modèle explicatif cohérent de la position des villes dans la hiérarchie.

Le rôle de la taille et de la spécialisation dans la croissance urbaine

Plutôt que proposer un modèle explicatif du rang, la plupart des études empiriques tentent d'expliquer la croissance urbaine. La taille initiale est le facteur le plus évident, mais on peut aussi se demander dans quelle mesure la spécialisation économique des villes a eu un rôle à jouer dans leur trajectoire de croissance (Black et Henderson, 2003).

Une analyse en composantes principales suivie d'une classification ascendante hiérarchique nous permet de dégager quatre catégories de villes en fonction du type d'emplois présents.

Nous avons construit une matrice de transition permettant de visualiser le changement de structure économique des villes sur 30 ans. Le tableau 7 nous indique que les estimations de cette matrice sont fiables, que l'appartenance à une classe en 1971 détermine l'appartenance à une classe en 2001 et enfin que les probabilités de transition suivent un processus plus déterministe que stochastique.

Sur la période, les villes qui exploitent les ressources naturelles et les villes moyennes ne semblent pas avoir beaucoup évolué : elles restent figées dans leur classe respectivement pour 92% et 87% d'entre elles. Les villes minières n'évoluent pas ou peu puisque la présence de ressources naturelles les contraint à se spécialiser dans l'exploitation de celles-ci. Les villes moyennes sont pour une grande part des villes périphériques (78%) se localisant à plus d'une heure de route de l'une des huit métropoles (Montréal, Vancouver, Québec, Winnipeg, Toronto, Ottawa ; Calgary et Edmonton).

Les villes industrielles sont passées pour 27% d'entre elles dans la catégorie des villes moyennes. Ce mouvement des villes industrielles vers les villes moyennes peut s'expliquer par deux phénomènes. D'une part, une diversification des villes industrielles vers des activités de services. D'autre part, il peut s'agir d'un phénomène de désindustrialisation propre à la période que nous étudions.

Enfin, la moitié des places centrales en 1971 passe dans la classe des villes moyennes en 2001, ce qui signifie une perte de diversification pour ces villes. Nous assistons à une polarisation des fonctions stratégiques et de contrôle sur le haut de la hiérarchie : les plus grandes villes, c'est-à-dire les huit métropoles et les villes « places centrales » (comme London ou Camrose) restent dans la classe en 2001 reléguant presque toutes les autres villes périphériques au statut de villes moyennes. Au contraire, aucune ville moyenne n'a réussi à capter des fonctions supérieures pour passer dans la catégorie des places centrales.

Pour mieux comprendre si la structure des activités économiques influence les trajectoires de croissance, nous construisons un modèle tentant d'expliquer la croissance par la croissance et la taille à la période précédente. L'influence de la classification est intégrée de deux manières dans l'équation : par des variables dichotomiques testant l'appartenance à un cluster, et par des variables d'interactions afin de tester si l'effet taille est différent selon les catégories de villes.

MATRICE 4 Matrice de transition par classe de spécialisation 1971-2001

De 1971 à 2001	Villes moyennes (n=82)	places centrales (25)	villes industrielles (31)	villes minières (14)
villes moyennes (n=51)	0,92	0	0,06	0,02
places centrales (42)	0,50	0,50	0	0
villes industrielles(44)	0,27	0,09	0,64	0
villes minières(15)	0,13	0	0	0,87

Les structures économiques des zones urbaines canadiennes :

Villes moyennes : forte présence de services publics (éducation, santé, services sociaux)

Places centrales : villes dotées de fonctions urbaines supérieures (comptabilité, marketing, la finance, l'assurance, l'immobilier et des services supérieurs high-tech).

Villes industrielles : forte présence d'activités industrielles et manufacturières (première ou deuxième transformation ou de moyenne valeur ajoutée)

Villes minières : exploitation des ressources naturelles

TABLEAU 7 Coefficients de stabilité, d'association et de prédiction de la matrice

	Coefficient de stabilité		Coefficient d'association	Coefficient de prédiction	
	S_m	S_p	T	pp_{mm}	pp_v
Matrice 4 (1971-2001)	0,13	0,10	0.50	0.72	0.52

Le phénomène de contre-urbanisation des années 1970 (Bourne, 1991) est clairement identifiable : le signe négatif du coefficient relatif à la taille laisse apparaître que les plus petites villes ont des possibilités de croissance sur cette période. Les grandes villes (cluster 2) ont moins de chance que les villes qui exploitent des ressources naturelles de croître. Par ailleurs, la taille et l'appartenance à un cluster semblent être deux variables qui s'influencent positivement l'une et l'autre.

La période 1981-1991 est une période de bouleversements étant donné les difficultés que nous rencontrons à obtenir des variables significatives. La taille semble devenir un rôle de facteur de croissance positif. On peut la voir comme une période de transition entre deux logiques, celle des années 1970 et les années 1990.

Sur la dernière période (1991-2001), la croissance antérieure constitue un facteur de croissance : apparaît un phénomène de sélection durable de la croissance (Pumain et Paulus, 2000). La croissance des villes exploitant des ressources naturelles est plus faible que celle de toutes les autres villes, à l'inverse de la première période. Cette période s'apparente, comme nous l'avons noté grâce aux matrices de transition (matrice 1, 2 et 3), à une phase de stabilisation après les bouleversements des années 1970 et 1980. Les structures se sont mises en place et l'ensemble de la hiérarchie se stabilise.

Nous passons donc d'une période de forte croissance des petites villes, surtout les villes industrielles et moyennes en 1971 à une concentration de la croissance urbaine sur le

sommet de la hiérarchie en 1991. La période 1981 quant à elle apparaît comme une période de transition.

TABLEAU 8 Modèle explicatif de la croissance de l'emploi

	1971-1981	1981-1991	1981-1991	1991-2001
Croissance antérieure		0,15**	0,13**	0,58***
Taille à la période initiale	-0,25**	-0,05	0,02*	0,1**
Structure industrielle				
Cluster 1	-0,73***	-0,35	0,02	0,37***
Cluster 2	-0,82**	-0,28	0,02	0,38***
Cluster 3	-0,97**	-0,32	0,02	0,33
Interactions				
Cluster 1 et taille	0,2***	0,1		-0,1***
Cluster 2 et taille	0,23**	0,1		-0,1***
Cluster 3 et taille	0,25**	0,1		-0,1
r ²	0,13	0,14	0,13	0,39
n	152	152	152	152

Notes : * : significatif à 1%; ** : significatif à 5%; *** : significatif à 10%.

Chaque décennie semble ainsi soumise à différents phénomènes : métropolisation dans les années 1980 et 1990 ou encore contre-urbanisation dans les années 1970 (Shearmur et Polèse, 2007). La présence de ces dynamiques de croissance apparemment contradictoires sur des périodes limitées peut tout à fait se concilier avec la stabilité de la hiérarchie dans le temps (Rossi-Hansberg et Wright, 2007). Ceci suppose alors l'existence d'une double temporalité : une opérant pour l'ensemble de la hiérarchie et de la stabilité de celle-ci, et une autre opérant sur la croissance de certaines villes sur des périodes plus brèves (Lalanne et Shearmur, 2010) : si la hiérarchie reste globalement stable, les modifications internes peuvent être importantes. Les chocs en cours sur notre période n'ont pas de raison de se perpétuer sur le long terme. D'autres chocs apparaîtront réorientant les trajectoires de croissance et permettant d'aboutir à une hiérarchie encore différente. On peut alors envisager une sorte de réconciliation entre les deux corpus théoriques à la base de la loi de Zipf : les approches probabilistes considèrent que la présence de chocs exogènes oblige à appréhender la hiérarchie sur le long terme tandis que les modèles économiques se concentrent davantage sur une approche de court terme au cœur de ces chocs.

Conclusion

L'analyse de la hiérarchie urbaine canadienne à partir de la loi de Zipf, d'un point de vue statique, met en évidence deux résultats majeurs et apparemment contradictoires : la domination des grandes villes et la sur-représentation des villes petites et moyennes. Une analyse dynamique permet de dégager deux périodes où les trajectoires de croissance sont différenciées : les années 1970 sont marquées par la croissance des plus petites villes et par les villes qui exploitent les ressources naturelles, tandis que les années 1990 se caractérisent par un retour à la croissance des grandes villes.

Comme nous l'avons souligné dans l'article, nous nous situons dans un période de métropolisation, de globalisation et d'intégration des économies. Dès lors, la question de la pertinence des frontières se pose. On peut en effet supposer que le territoire nord américain (Canada et États-Unis) se divise en deux systèmes urbains : un ouest-américain et un est-américain, où l'intégration entre Seattle et Vancouver d'une part et entre Montréal, Boston et New York d'autre part serait au cœur de la construction de deux modèles urbains distincts.

Bibliographie

- Anderson, T. et L. Goodman. 1957. "Statistical Inference about Markov Chains". *Annals of Mathematical Statistics* 28: 89-110.
- Apparicio, P., G. Dussault, M. Polèse et R. Shearmur. 2007. *Infrastructures de transports et développement économique local. Étude de la relation entre accessibilité continentale et croissance locale de l'emploi, Canada, 1971-2001*. Montréal : INRS-Urbanisation, Culture et Sociétés.
- Berchtold, A. 1998. *Chaînes de Markov et modèles de transition*. Paris : Hermes.
- Black, D. et V. Henderson. 1999. "A Theory of Urban Growth". *Journal of Political Economy* 107: 252-284.
- Black, D. et V. Henderson. 2003. "Urban Evolution in the USA". *Journal of Economic Geography* 3: 343-372.
- Bosker, M., S. Brakman, H. Garretsen et M. Schramm. 2008. "A Century of Shocks: The Evolution of the German City Size Distribution 1925-1999". *Regional Science and Urban Economics* 38: 330-347.
- Bourne, L. S. 1991. "Addressing the Canadian City: Contemporary Perspectives, Trends and Issues". In: Bunting, T. et Filion, P. (dir.), *Canadian Cities in Transition*. Toronto: Oxford University Press, 25-44.
- Bourne, L. S. et J. Simmons. 2003. "New Fault Lines? Recent Trends in the Canadian Urban System and their Implications for Planning and Public Policy". *Canadian Journal of Urban Research/ Plan Canada (Special joint issue)* 12: 1-27.
- Certu 2001. *Les processus de métropolisation. Synthèse bibliographique. Agences d'urbanisme de Grenoble, Lyon et Saint Étienne*.
- Cheshire, P. 1999. "Trends in sizes and structures of urban areas". In: Cheshire, P. et Mills, E.S. (dir.), *Handbook of Regional and Urban Economics Vol.3*. Amsterdam: Elsevier, 1339-1372.

- Cordoba, J.-C. 2008a. "On the distribution of city sizes". *Journal of Urban Economics* 63: 177-197.
- Cordoba, J.-C. 2008b. "A Generalized Gibrat's Law for Cities". *International Economic Review* 49: 1463-1468.
- Davis, D. et D. Weinstein. 2002. "Bones, Bombs and Break Points: The Geography of Economic Activity". *American Economic Review* 92: 1269-1289.
- Dobkins, L. H. et Y.M. Ioannides. 2000. "Dynamic Evolution of the U.S. City Size Distribution". In: Huriot, J. et Thisse, J. (dir.), *The Economies of Cities*. Cambridge: Cambridge University Press, 217-260.
- Eaton, J. et Z. Eckstein. 1997. "Cities and Growth: Theory and Evidence from France and Japan". *Regional Science and Urban Economics* 27: 443-483.
- Gabaix, X. 1999a. "Zipf's Law for Cities: An Explanation". *The Quarterly Journal of Economics* 114: 739-767.
- Gabaix, X. et R. Ibragimov. 2008. *Rank-1/2: A Simple Way to Improve the OLS Estimation of Tail Exponents* (Discussion Paper 2106). *Harvard Institute of Economics Research*.
- Gabaix, X. et Y.M. Ioannides 2004. "The Evolution of City Size Distributions". In: Henderson, V. et Thisse, J. (dir.), *Handbook of Regional Science and Urban Economics, Vol.4*. Amsterdam: Elsevier Science B.B, 2341-2378.
- Gibrat, R. 1931. *Les inégalité économiques*. Paris : France.Librairie du Recueil Sirey.
- Goff, P. M. 2000. "Invisible Borders: Economic Liberalization and National Identity". *International Studies Quarterly* 44: 533-562.
- Guerin-Pace, F. 1993. *Deux siècles de croissance urbaine. La population des villes françaises de 1831 à 1990*. Paris : Anthropos.
- Henderson, V. 1974. "The sizes and types of cities". *American Economic Review* 64: 640-656.
- Hoberg, G. 2000. "Canada and North American Integration". *Canadian Public Policy - Analyse de politiques* 26: 35-50.
- Krugman, P. 1996a. "Confronting the Mystery of Urban Hierarchy". *Journal of the Japanese and International Economies* 10: 399-418.
- Krugman, P. 1996b. *The Self-Organizing Economy*. Oxford: Blackwell Sci.
- Lacour, C. et S. Puissant. 1999. *Métropolisation. Croissance, diversité et fractures*. Paris : Anthropos-Economica.
- Lalanne, A. et R. Shearmur. 2010 "La métropolisation à l'aune de la loi taille-rang. Le cas Canadien, 1971-2001". *Le géographe canadien* (à paraître).
- Le Gallo, J. et C. Chasco. 2008. "Spatial Analysis of Urban Growth in Spain, 1900-2001". *Empiricals Econometrics* 34: 59-80.
- McCallum, J. 1995. "National Borders Matter: Canada-U.S. Regional Trade Patterns". *American Economic Review* 85: 615-623.
- Nishiyama, Y., S. Osada et K. Morimune. 2004. "Estimation and Testing for Rank Size Rule Regression under Pareto Distribution". *Kyoto Institute of Economic Research*.
- Nitsch, V. 2005. "Zipf Zipped". *Journal of Urban Economics* 57: 86-100.
- Polèse, M. et R. Shearmur. 2003. "Pourquoi Toronto a surclassé Montréal au sommet de la hiérarchie urbaine canadienne. L'impact des différences culturelles sur la dynamique spatiale des supérieurs". *Géographie, espace et sociétés* 5: 399-420.
- Pumain, D. 1982. *La dynamique des villes*. Paris : Economica.

- Pumain, D. et F. Paulus. 2000. "Trajectoires de villes dans le système urbain". In: Mattel, M.-F. et Pumain, D. (dir.), *Données urbaines 3*. Paris : Anthropos, 363-372.
- Rosen, K. T. et M. Resnick. 1980. "The Size Distribution of Cities: An Examination of the Pareto Law and Primacy". *Journal of Urban Economics* 8: 165-186.
- Rossi-Hansberg, E. et M.L. Wright. 2007. "Urban Structure and Growth". *Review Economic Studies* 74: 597-624.
- Sharma, S. 2003. "Persistence and Stability in City Growth". *Journal of Urban Economics* 53: 300-320.
- Shearmur, R. et M. Polèse. 2007. "Do Local Factors Explain Local Employment Growth?" *Regional Studies* 41: 453-471.
- Soo, K. T. 2005. "Zipf's Law for Cities: A Cross Country Investigation". *Regional Science and Urban Economics* 35: 239-263.
- Tellier, L.-N. 1997. "Prospective topodynamique du système urbain nord-américain". In: Lacroix, J.-M. (dir.), *Villes et politiques urbaines au Canada et aux États-Unis*. Paris: Presses de la Sorbonne nouvelle, 31-48.
- Zipf, G. K. 1949. *Human Behavior and the Principle of Least Effort. An Introduction to Human Ecology*. Massachusetts: Addison-Wesley Press.