

# Choix de l'échelle géographique et de la dimension temps : quel impact sur la forme de la structure hiérarchique ? Une investigation de la loi de Zipf sur le cas de la République du Bénin

Hortensia Acacha and Jean Dubé

Volume 42, Number 1, 2019

En l'honneur de la carrière de Mario Polèse

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/1083633ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/1083633ar>

[See table of contents](#)

## Publisher(s)

Canadian Regional Science Association / Association canadienne des sciences régionales

## ISSN

0705-4580 (print)

1925-2218 (digital)

[Explore this journal](#)

## Cite this article

Acacha, H. & Dubé, J. (2019). Choix de l'échelle géographique et de la dimension temps : quel impact sur la forme de la structure hiérarchique ? Une investigation de la loi de Zipf sur le cas de la République du Bénin. *Canadian Journal of Regional Science / Revue canadienne des sciences régionales*, 42(1), 70–81. <https://doi.org/10.7202/1083633ar>

## Article abstract

L'article propose d'explorer l'impact du choix de l'échelle spatiale ainsi que de la période temporelle sur l'ampleur du coefficient de hiérarchisation issue de la relation rang-taille (ou loi de Zipf). Pour l'exercice, les données des recensements de la population du Bénin sont utilisées afin de définir trois unités géographiques distinctes pour trois années différentes : 1992, 2002 et 2012. Sans permettre une généralisation, les résultats montrent que la structure hiérarchique mesurée par la relation rang-taille est cohérente avec les attentes théoriques lorsque les unités géographiques prennent appui sur une réalité économique (bassins d'emplois), alors que les définitions issues des limites administratives, reflétant des choix politiques, proposent une structure hiérarchique qui n'est pas forcément cohérente avec la loi de Zipf. Le choix de l'année de référence n'influence que marginalement les relations obtenues. Ces résultats suggèrent ainsi que l'application de la loi rang-taille s'applique surtout, du moins pour le Bénin, sur une ségrégation géographique économique plutôt qu'administrative.

# CHOIX DE L'ÉCHELLE GÉOGRAPHIQUE ET DE LA DIMENSION TEMPS : QUEL IMPACT SUR LA FORME DE LA STRUCTURE HIÉRARCHIQUE ? UNE APPLICATION DE LA LOI DE ZIPF SUR LE CAS DE LA RÉPUBLIQUE DU BÉNIN

Hortensia Acacha, Jean Dubé

## Hortensia Acacha

Maître Assistant du Cames  
Université d'Abomey-Calavi  
Ecole Nationale d'Economie Appliquée et de Management  
République du Bénin  
[horcacha@yahoo.fr](mailto:horcacha@yahoo.fr)

## Jean Dubé

Professeur agrégé  
Université Laval  
2325, rue des Bibliothèques  
Pavillon Félix-Antoine-Savard  
Québec, QC, Canada, G1V 0A6  
[jean.dube@esad.ulaval.ca](mailto:jean.dube@esad.ulaval.ca)

Soumis : 24 août 2019  
Accepté : 12 janvier 2020

## Résumé :

L'article propose d'explorer l'impact du choix de l'échelle spatiale ainsi que de la période temporelle sur l'ampleur du coefficient de hiérarchisation issue de la relation rang-taille (ou loi de Zipf). Pour l'exercice, les données des recensements de la population du Bénin sont utilisées afin de définir trois unités géographiques distinctes pour trois années différentes : 1992, 2002 et 2012. Sans permettre une généralisation, les résultats montrent que la structure hiérarchique mesurée par la relation rang-taille est cohérente avec les attentes théoriques lorsque les unités géographiques prennent appui sur une réalité économique (bassins d'emplois), alors que les définitions issues des limites administratives, reflétant des choix politiques, proposent une structure hiérarchique qui n'est pas forcément cohérente avec la loi de Zipf. Le choix de l'année de référence n'influence que marginalement les relations obtenues. Ces résultats suggèrent ainsi que l'application de la loi rang-taille s'applique surtout, du moins pour le Bénin, sur une ségrégation géographique économique plutôt qu'administrative.

**Mots clés :** Loi de Zipf; Hiérarchie urbaine; Relation rang-taille; Bénin

## Remerciements :

Les auteurs tiennent à remercier L'Institut National de Statistiques et de l'Analyse Économique (INSAE) du Bénin pour avoir permis l'accès aux données.

## INTRODUCTION

La science régionale s'efforce, avec l'aide de divers modèles et théories, d'expliquer la distribution des activités économiques et des ménages dans l'espace. La littérature associe, ces décisions au volume d'externalités, positives ou négatives (Dijkstra & al., 2013; Shearmur & Polèse, 2007; Glaeser & Gottlieb, 2006; Duranton & Puga 2005), à la structure industrielle (Dubé & Polèse, 2016; 2015), à la qualité du capital humain (Glaeser & al 1995, 2014, Glaeser & Saiz 2004, Simon 1998, Simon & Nardinelli 2002), aux aménités naturelles (Portnov & Schwartz, 2009; Cheshire & Magrini 2009, Glaeser & al 2001, Rappaport 2007, 2009, Rappaport & Sachs 2003), ou encore à de simples raisons historiques (Sanders, 2012) à la croissance urbaine (Duranton, 2009). La localisation des activités économiques est également fonction de la taille des villes, et donc des économies de localisation. Plusieurs études ont remarqué que la relation hiérarchique des villes suit une distribution qui se rapproche souvent de la loi rang-taille (Arshad & al., 2018). La relation liant la taille d'une ville et son rang hiérarchique est souvent rattachée à la loi de Zipf (1949). Cette relation est vue comme un des plus grands hasards des systèmes urbains (Krugman, 1996).

Bien que certaines études aient remarqué des écarts entre la relation rang-taille théorique et sa matérialisation empirique (voir Lallane & Pouyane, 2010 et Arshad & al., 2018 pour des synthèses), la littérature mentionne que ces écarts peuvent être liés à des choix méthodologiques: le type de modèle statistique privilégié, le choix de l'échelle géographique retenue, ou encore le moment pour lequel la relation est investiguée.

D'un côté, la définition d'agglomération urbaine est loin de faire l'unanimité (Sanders, 2009) et le problème de l'aire modifiable (Openshaw, 1984; 1977; Openshaw & Taylor, 1979) n'est jamais totalement écarté en pratique. Le choix des limites spatiales (limites administratives, des bassins d'emploi, des relations intrants- extrants, ou encore sur une homogénéisation des unités géographiques) a une incidence directe sur les résultats obtenus en plus de rendre difficile toute forme de généralisation des résultats. D'un autre côté, le choix de la granularité temporelle intègre en large partie les effets liés à la conjoncture locale et nationale. Les mouvements hiérarchiques à l'intérieur de la distribution des villes peuvent dépendre de facteurs externes, hors de contrôle de nombreuses petites économies ouvertes, mais également de caractéristiques locales et endogènes. La disponibilité irrégulière des données peut ainsi influencer la façon dont on peut interpréter les changements dans les trajectoires de croissance des agglomérations, du moins sur le court et moyen terme.

L'objectif de cet article est de vérifier comment le respect de la relation rang-taille est influencé par les choix liés à l'échelle géographique (ou découpage) et au choix de l'année retenue pour évaluer la relation (Arribas-Bel & al., 2019). Pour ce faire, différentes définitions des unités géographiques pour le Bénin entre 1992 et 2012 sont retenues afin de tester la forme de la relation rang-taille et de vérifier comment ces choix méthodologiques peuvent influencer la structure de la relation empirique et le respect, ou non, de la relation théorique. Les résultats montrent que la façon de définir les unités géographiques (administrative, communal, bassins d'emploi) influence fortement la forme de la structure hiérarchique obtenue, alors que le choix de la période est moins sensible aux résultats. Cette dernière

conclusion doit cependant être relativisée vu le faible nombre d'années qui s'est écoulé entre les trois recensements.

L'article est divisé en cinq sections. La première partie présente une courte revue de littérature permettant de discuter de l'impact des dimensions géographique et temporelle sur la façon de lire et d'interpréter les résultats liés à la relation hiérarchique. La seconde section présente la relation théorique issue de la loi de Zipf, ou relation rang-taille, ainsi que la méthodologie retenue afin de tester les hypothèses soulevées. La troisième section présente les données retenues pour l'analyse empirique ainsi que les résultats obtenus. Une brève discussion conclut l'article

## REVUE DE LITTÉRATURE

La loi de Zipf fut d'abord introduite afin de souligner la régularité liée à la fréquence des mots utilisés dans un texte. Appliquée à la science régionale et aux études urbaines, elle présente la relation qui peut exister entre la taille d'une ville (ou unité géographique) et sa position hiérarchique par rapport à la ville la plus peuplée du système (Arshad & al., 2018). La loi de Zipf rend compte de l'étonnante stabilité dans la distribution des tailles des villes (Pumain, 1982). Plusieurs applications empiriques se sont efforcées de tester cette relation au fil des années et ont cherché à vérifier son universalité.

La loi de Zipf implique que, dans un système de villes, la taille de la plus grande ville est le double de la taille de la deuxième plus grande ville, le triple de la taille de la troisième plus grande ville, et ainsi de suite (équation 1).

$$r_i = p_i/p_1 \quad (1)$$

Où  $r_i$  est le rang de la ville  $i$ ,  $p_i$  est la taille de la population de la ville  $i$ , et  $p_1$  est la taille de la population de la plus grande ville.

D'une part, la relation peut être utilisée afin d'évaluer le degré hiérarchique d'un système de ville. Ce niveau de hiérarchisation est obtenu par le coefficient de pente associé au modèle de régression linéaire (en prenant le logarithme de la relation théorique – équation 1; Lallane & Pouyane, 2010). D'autre part, la relation peut également être interprétée comme une mesure des interactions (coopération/compétition) entre les entités d'un système (Soo, 2005), une interprétation popularisée dans les analyses de réseaux (Jackson, 2008).

Plusieurs critiques liées à l'application et l'estimation de la loi de Zipf ont émergé au fil des années. Une première concerne l'existence de biais statistique en lien avec le nombre d'unités spatiales (villes/agglomérations). Rosen & Resnick (1980) confirment l'existence d'une asymétrie et d'une déviation dans la loi de Zipf lorsque l'échantillon inclut à la fois les grands espaces urbains et les plus petits espaces ruraux. Arshad & al (2018) affirment que la loi Zipf s'applique surtout aux villes situées dans la partie hiérarchique supérieure, alors que les villes situées en fin de distribution suivent plutôt une distribution de type log normale. Pour d'autres, c'est plutôt la forme de la relation, et donc la forme fonctionnelle de départ, qui pose problème (Eeckhout, 2004; Reed, 2001).

D'autres critiques ont également été formulées sur la méthode d'estimation retenue pour estimer la valeur du coefficient d'intérêt. Gabaix & Iloannides (2004) suggèrent qu'il existe un biais d'estimation lié à

la taille de l'échantillon. Ils suggèrent d'ajuster la relation économétrique lorsque le nombre d'unités géographiques est faible afin de contrer la lacune liée aux échantillons de petite taille. Cette correction est formalisée par Gabaix & Ibragimov (2011) qui proposent d'ajuster la variable dépendante, en retirant  $\frac{1}{2}$  (ou 0,5). Cette correction est appelée méthode du rang  $-\frac{1}{2}$ . Soo (2005) montre pour sa part que l'estimation de la relation à partir de la méthode du maximum de vraisemblance permet de rejeter moins souvent la relation théorique, notamment vue la sensibilité de la méthode des moindres carrés aux valeurs extrêmes. Schaffar (2009) propose de tenir compte des possibles relations spatiales entre les unités spatiales en utilisant des méthodes d'estimation faisant appel à l'économétrie spatiale (voir aussi Le Gallo, 2004, 2002). Elle a, plus récemment, proposé d'intégrer les caractéristiques des données de panel géolocalisées afin d'étudier la forme de la hiérarchie urbaine (Schaffar, 2012).

Les débats techniques sur la forme de la distribution ou sur les méthodes d'estimations cachent néanmoins une réalité empirique importante : celui du choix des unités géographiques et de son implication sur les résultats. Plusieurs études soulignent le rôle important que peut jouer la manière dont les limites géographiques sont définies (Eeckhout, 2004; Pumain, 2012). Nitsch (2005) conclut que le coefficient de hiérarchisation basé sur les structures administratives est plus égalitaire que celui obtenu lorsque les unités géographiques sont définies sur la base de la structure économique. Un article récent de Arribas-Bel & al. (2019) suggère une approche différente quant à la définition des aires urbaines. Les auteurs proposent d'utiliser des aires basées sur l'empreinte au sol (écoumène), et donc sur la consommation réelle de l'espace, plutôt que d'utiliser une délimitation spatiale issue d'une réalité administrative (et donc politique). Dans cette approche fondée sur des micro-données spatiales, c'est-à-dire la localisation des immeubles, les auteurs montrent que les coefficients de Pareto obtenus sont souvent plus en lien avec les attentes théoriques. Comme le souligne Gabaix (1999), la manière de fixer les limites géographiques n'est pas sans influence sur la structuration de la hiérarchie urbaine.

Le même constat s'applique également à la période retenue pour estimer la relation. La granularité temporelle peut notamment influencer la stabilité issue des modèles de croissance et, conséquemment, la structure hiérarchique (Dubé & Polèse, 2016). Ce constat retourne donc en bonne partie à certains anciens arguments suggérant que les choix quant à aux échelles spatiale et temporelle ne sont pas neutres sur les résultats obtenus.

## CADRE CONCEPTUEL : LOI DE ZIPF

La loi de Zipf (1949) stipule que la taille d'une agglomération  $i$ ,  $p_i$ , est fonction de deux variables : i) la taille de la population l'entité la plus peuplée,  $p_1$ , ainsi que ii) le rang de l'agglomération urbaine  $i$ ,  $r_i$  (équation 2).

$$r_i = p_1/p_i\beta \quad (2)$$

En théorie, le coefficient de hiérarchisation,  $\beta$ , doit être égal à l'unité (ou 1 - voir équation 1).

En prenant le log de la relation théorique, il est possible de linéariser la relation afin de pouvoir estimer, statistiquement, la valeur du coefficient de hiérarchisation. Cette linéarisation de la relation rend possible la vérification de l'hypothèse nulle voulant que la valeur théorique du coefficient  $\beta$  est de -1 (équation 3), soit  $H_0 : \beta = -1$  contre l'alternative  $H_1 : \beta \neq -1$ .

$$\log(r_i) = \log(p_1) + \beta \log(p_i) + \varepsilon_i \quad (3)$$

Où  $\varepsilon_i$  est un terme d'erreur que l'on suppose indépendant et identiquement distribué (iid).

Selon Lalanne & Pouyanne (2010), un coefficient inférieur à -1 ( $\beta < -1$  ou  $|\beta| > 1$ ) suggère que la structure hiérarchique est moins contrastée que ce que suggère la loi de Zipf, les unités spatiales sont donc de tailles relativement semblables, alors qu'un coefficient supérieur à -1 ( $\beta > -1$  ou  $|\beta| < 1$ ) suggère que la structure hiérarchique est plus importante que ce que suggère la théorie, c'est-à-dire que l'écart entre la plus grande et la plus petite agglomération est plus important que ce qui est théoriquement attendu.

Il existe une façon de corriger pour la petite taille de l'échantillon (Gabaix & Ibragimov, 2008). La méthode du rang  $-\frac{1}{2}$  permet de corriger la relation et d'obtenir une meilleure estimation du coefficient de hiérarchisation (équation 4).

$$\log(r_i - \frac{1}{2}) = \log(p_1) + \beta \log(p_i) + \varepsilon_i \quad (4)$$

La pratique consiste habituellement à estimer un modèle par année (données en coupes transversales). Cette approche ne permet cependant pas de tester directement la stabilité des coefficients dans le temps ( $H_0 : \beta_t = \beta_{t+s}$  ;  $H_0 : \log(p_{1t}) = \log(p_{1t+s})$ ).

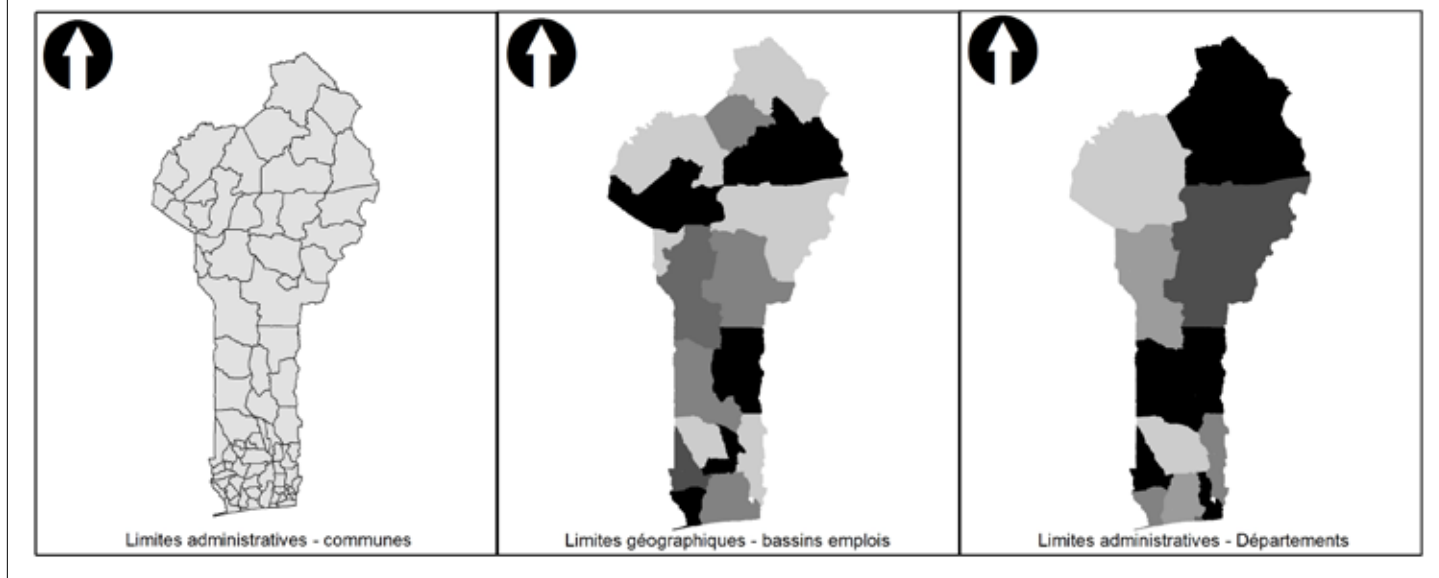
Une façon simple de vérifier s'il existe des écarts significatifs entre les paramètres consiste à développer un test de stabilité des paramètres de Chow (1960) en empilant les systèmes pour différentes années et en permettant aux coefficients de différer selon l'année. Pour deux années distinctes, le test de stabilité propose d'introduire une variable d'interaction, une variable binaire,  $D$ , permettant de différencier une des deux années ( $D = 1$  pour  $t+s$  et 0 pour  $t$  - équation 5).

$$\log(r_{it}) = \log(p_{1t}) + \alpha D + \beta \log(p_{it}) + \theta(D \times \log(p_{it})) \quad (5)$$

La variable binaire est introduite de deux manières dans le modèle. Elle est d'abord introduite seule afin de vérifier s'il existe une différence significative dans le paramètre d'ordonnée à l'origine ( $H_0 : \alpha = 0$  contre  $H_1 : \alpha \neq 0$ ). Elle est également introduite en la croisant avec la variable indépendante,  $D \times \log(p_{it})$ , dans le but de vérifier s'il existe une différence significative pour le paramètre de pente ( $H_0 : \theta = 0$  contre  $H_1 : \theta \neq 0$ ). Un simple test de significativité (ou test- $t$ ) permet ainsi de vérifier l'hypothèse de bris dans les paramètres d'intérêts.

La question centrale de l'article est de savoir si le respect de la relation théorique tient au choix de la définition des agglomérations retenues ( $\beta$  est différent selon l'échelle géographique) et au choix de la période étudiée ( $\alpha$  et/ou  $\theta$  sont significatifs), ou encore aux deux.

**Figure 1.** Délimitation spatiale des agglomérations urbaines en République du Bénin



## DONNÉES ET RÉSULTATS

### Données

Les données utilisées pour tester l'impact des dimensions espace et temps dans l'étude de la hiérarchie urbaine proviennent des recensements de la population pour le Bénin en 1992, 2002 et 2012. Ces données sont fournies par l'Institut National de la statistique et de l'analyse économique (INSAE). Le Bénin est situé en Afrique de l'Ouest. Il est limité par le Nigéria à l'Est, le Togo à l'Ouest, et le Niger et le Burkina Faso au Nord. Les données sont compilées sur trois échelles spatiales distinctes (Figure 1) : i) les communes (77 agglomérations); ii) les départements (12 agglomérations); et iii) les bassins d'emplois (16 agglomérations). Bien que le pays compte 5 290 villages et quartiers de villes, les chiffres de la population ne sont malheureusement pas disponibles pour l'analyse. Plus récemment, le gouvernement a dévoilé son plan de développement économique, intitulé agenda spatial, qui est basé sur six grands pôles économiques.<sup>1</sup>

Du premier au troisième recensement général de la population, l'effectif a doublé en 20 ans, passant de 4 915 555 habitants en 1992 à 9 928 977 habitants en 2012. Le taux d'accroissement annuel moyen de la population se chiffre à 3,58%. Trois départements (l'Atlantique, Ouémé & Borgou) abritent le tiers de la population du Bénin et les neuf autres départements ont une densité relativement homogène. La densité nationale est de 59 habitants au km<sup>2</sup> et les départements du sud ont une densité moyenne largement supérieure au niveau national par rapport à ceux du Nord. Le taux d'urbanisation est passé de 36% en 1992 à 38,9% en 2002 et à 46,7% en 2012.

Globalement, il n'existe qu'une très faible corrélation (-0,025) entre les mouvements dans la hiérarchie urbaine (variation de rangs) et la croissance urbaine moyenne (Tableau 1). Un fait intéressant repose sur la relative stabilité hiérarchique des communes aux extrémités de la distribution : les plus grandes communes ont généralement conservé leurs rangs, tout comme pour les plus petites communes. La majorité des mouvements dans la hiérarchie urbaine s'est surtout matérialisée pour les communes dans le centre de la distribution démographique. Cette situation suggère que les chocs sont plus susceptibles d'influencer la trajectoire démographique des entités au centre de la distribution. En tout, seulement onze communes ont conservé leurs rangs d'origine dans la structure hiérarchique sur deux décennies.

Le Bénin a connu plusieurs réformes territoriales depuis 1960, année de son indépendance, mais celle de 2002 a permis de définir les communes à statut particulier et les communes ordinaires délimitées administrativement. Si la population béninoise a connu une croissance plus rapide ces dernières années, le contexte politique et l'environnement des affaires ont également fortement influencé la dynamique urbaine. On note une alternance démocratique des régimes politiques avec une forte volonté politique de réduction des disparités nord/sud dans les interventions du pays. La politique nationale soutient la création des pôles de développement dans le secteur agricole, pilier de l'industrialisation et de la création de zones industrielles. Le pays dispose d'un agenda spatial et des pôles stratégiques de développement à construire.

<sup>1</sup> Ministère du cadre de vie et du développement durable (2017). *Schéma national d'aménagement du territoire. Agenda spatial du Bénin. Le Bénin en six pôles de développement régionaux*, 44 p.

**Tableau 1.** Hiérarchie urbaine et mouvements dans la hiérarchie, 1992-2012

Communes	Rangs		Variations		Communes	Rangs		Variations	
	1992	2012	↗↘	Δ rang		1992	2012	↗↘	Δ rang
Boukoumbe	1	1	-	0	Djidja	39	29	↗	10
Porto-Novo	2	3	↘	1	Houeyogbe	40	45	↘	5
Djougou	3	8	↘	5	Natitingou	41	43	↘	2
Abomey-Calavi	4	2	↗	2	Ze	42	41	↗	1
Banikoara	5	5	-	0	Lokossa	43	42	↗	1
Parakou	6	4	↗	2	Pobe	44	28	↗	16
Bohicon	7	10	↘	3	Apro-Misserete	45	26	↗	19
Aplahoue	8	11	↘	3	Ouesse	46	18	↗	28
Allada	9	25	↘	16	Adjohoun	47	61	↘	14
Kandi	10	9	↗	1	Taovliklin	48	55	↘	7
Savalou	11	17	↘	6	Kouande	49	38	↗	11
Djakotomey	12	19	↘	7	Kpomasse	50	66	↘	16
Za-Kpota	13	20	↘	7	Gogounou	51	32	↗	19
Kolouekanme	14	23	↘	9	Agbangnizoun	52	64	↘	12
Avrankou	15	24	↘	9	Bante	53	40	↗	13
Malanville	16	13	↗	3	Adjara	54	48	↗	6
Ifgangni	17	39	↘	22	Bassila	55	22	↗	33
Abomey	18	52	↘	34	Save	56	56	-	0
Tchaourou	19	6	↗	13	N'Dali	57	36	↗	21
Nikki	20	16	↗	4	Kerou	58	47	↗	11
Seme-Kpodji	21	7	↗	14	Come	59	58	↗	1
Ouidah	22	14	↗	8	Sinende	60	53	↗	7
Dassa-Zoume	23	37	↘	14	Tanguieta	61	62	↘	1
Sakete	24	34	↘	10	Cobly	62	67	↘	5
Dogbo	25	44	↘	19	Tori-Bossito	63	71	↘	8
Ketou	26	15	↗	11	Copargo	64	65	↘	1
Kalale	27	12	↗	15	Zagnando	65	73	↘	8
Lalo	28	30	↘	2	Pehunco	66	60	↗	6
Bopa	29	50	↘	21	Grand-Popo	67	70	↘	3
Toffo	30	46	↘	16	Athieme	68	72	↘	4
Bembereke	31	21	↗	10	Ouake	69	63	↗	6
Dangbo	32	49	↘	17	Segbana	70	54	↗	16
Glazoue	33	27	↗	6	Cove	71	74	↘	3
Adja-Ouere	34	33	↗	1	Ouinhi	72	69	↗	3
So-Ava	35	31	↗	4	Karimama	73	68	↗	5
Zogbodomey	36	51	↘	15	Perere	74	59	↗	15
Materi	37	35	↗	2	Bonou	75	76	↘	1
Boukoume	38	57	↘	19	Aguegues	76	75	↗	1
					Toucountouna	77	77	-	0

**Tableau 2.** Résultats d'estimations – loi rang-taille (Zipf)

Loi de Zipf	Bassins emplois		Départements		Communes	
	Coefficient	Sign.	Coefficient	Sign.	Coefficient	Sign.
<b>1992</b>						
log(population <sub>i</sub> )	-1.0335	***	-2.5328	***	-1.8013	***
Constante	14.6478	***	34.3140	***	23.0443	***
F-stat	125.22		29.73		158.73	
R <sup>2</sup>	0.8954		0.8235		0.8493	
<b>2002</b>						
log(population <sub>i</sub> )	-1.0413	***	-2.5108	***	-1.7094	***
Constante	15.0887	***	34.8259	***	22.5631	***
F-stat	129.65		31.16		300.72	
R <sup>2</sup>	0.8777		0.8185		0.8793	
<b>2012</b>						
log(population <sub>i</sub> )	-1.0553	***	-2.1644	***	-1.7266	***
Constante	15.6717	***	31.0461	***	23.4340	***
F-stat	140.99		54.81		333.95	
R <sup>2</sup>	0.9095		0.9143		0.9087	
<b>N</b>	<b>16</b>		<b>12</b>		<b>77</b>	

**Tableau 3.** Résultats des tests de stabilité des coefficients au fil du temps

Test de Chow	Bassins emplois		Départements		Communes	
	Coefficient	Sign.	Coefficient	Sign.	Coefficient	Sign.
<b>1992 vs 2002</b>						
log(population <sub>i</sub> )	-1.0335	***	-2.5328	***	-1.8013	***
D × log(population <sub>i</sub> )	-0.0078		0.0220		0.0919	
D	0.4409		0.5119		-0.4812	
Constante	14.6478	***	34.3140	***	23.0443	***
R <sup>2</sup>	0.8866		0.821		0.8643	
<b>2002 vs 2012</b>						
log(population <sub>i</sub> )	-1.0413	***	-2.5108	***	-1.7094	***
D × log(population <sub>i</sub> )	-0.0140		0.3464		-0.0171	
D	0.5830		-3.7798		0.8709	
Constante	15.0887	***	34.8259	***	22.5631	***
R <sup>2</sup>	0.8936		0.8664		0.8940	
<b>N</b>	<b>32</b>		<b>24</b>		<b>154</b>	

## Résultats

Les relations rang-taille sont estimées pour trois délimitations spatiales et trois périodes distinctes. Les résultats montrent des coefficients de pentes qui varient fortement selon la définition d'agglomération urbaine retenue (Tableau 2). En se basant sur l'ampleur des coefficients liés à la variable de population, les résultats montrent que le respect (ou pas) de la relation rang-taille dépend largement de la définition des unités géographiques utilisées. La définition des bassins d'emplois est plus cohérente avec la relation rang-taille. Même en corrigeant pour l'effet de faible taille (log rang - 1/2), les résultats sont qualitativement comparables bien que les coefficients soient quantitativement différents. Seule la délimitation économique de l'espace suggère une relation hiérarchique cohérente avec la théorie.

Les résultats suggèrent que les communes sont définies selon une répartition de la population qui est plus homogène, mais néanmoins plus hétérogène que les limites des départements. Dans les deux cas, les logiques sont principalement administratives et surtout liées à la gestion. Ce choix de découpage impacte indubitablement les résultats et marque une certaine opposition avec les logiques économiques. Ainsi, la hiérarchie urbaine, telle que décrite par la loi de Zipf, est cohérente avec une logique de localisation qui soit principalement issue des comportements économiques, du moins pour le Bénin.

Des tests portant sur la stabilité de la relation dans le temps, avec un test de Chow (1960), montrent que la relation est relativement stable au fil du temps (Tableau 3). Cette conclusion est qualitativement similaire en corrigeant avec la méthode du rang - 1/2. Ainsi, malgré une légère différence dans les coefficients, aucune différence significative n'est notée entre 1992 et 2002. Les résultats suggèrent que la structure hiérarchique de 1992 est statistiquement identique à celle de 2002, alors que celle de 2002 est statistiquement identique à celle de 2012. Évidemment, la transitivité des conclusions ne doit pas être effectuée: un test statistique montre que le déplacement de l'ordonnée à l'origine est significatif (augmentation de la population) entre 1992 et 2012 lorsque l'on impose un même paramètre de pente pour les deux périodes. Ainsi, malgré une relative stabilité de la relation hiérarchique, les résultats montrent que, globalement, la taille des agglomérations a augmenté au fil du temps, un résultat cohérent avec les statistiques démographiques.

Les conclusions peuvent être visualisées en plaçant les différentes relations statistiques en comparaison selon le choix des unités géographiques (communes, département et bassins d'emplois). Dans le cas des communes, la relation hiérarchique est moins linéaire, une forme de S apparaît et distingue la relation pour les grandes et les petites communes (Figure 2). La relation suggère que, pour les plus petites unités géographiques, la relation hiérarchique prend une forme moins linéaire, ce qui explique pourquoi plusieurs études écartent les plus petites agglomérations lorsqu'ils estiment la relation rang-taille.

Figure 2. Relation rang-taille pour les communes (1992-2012)

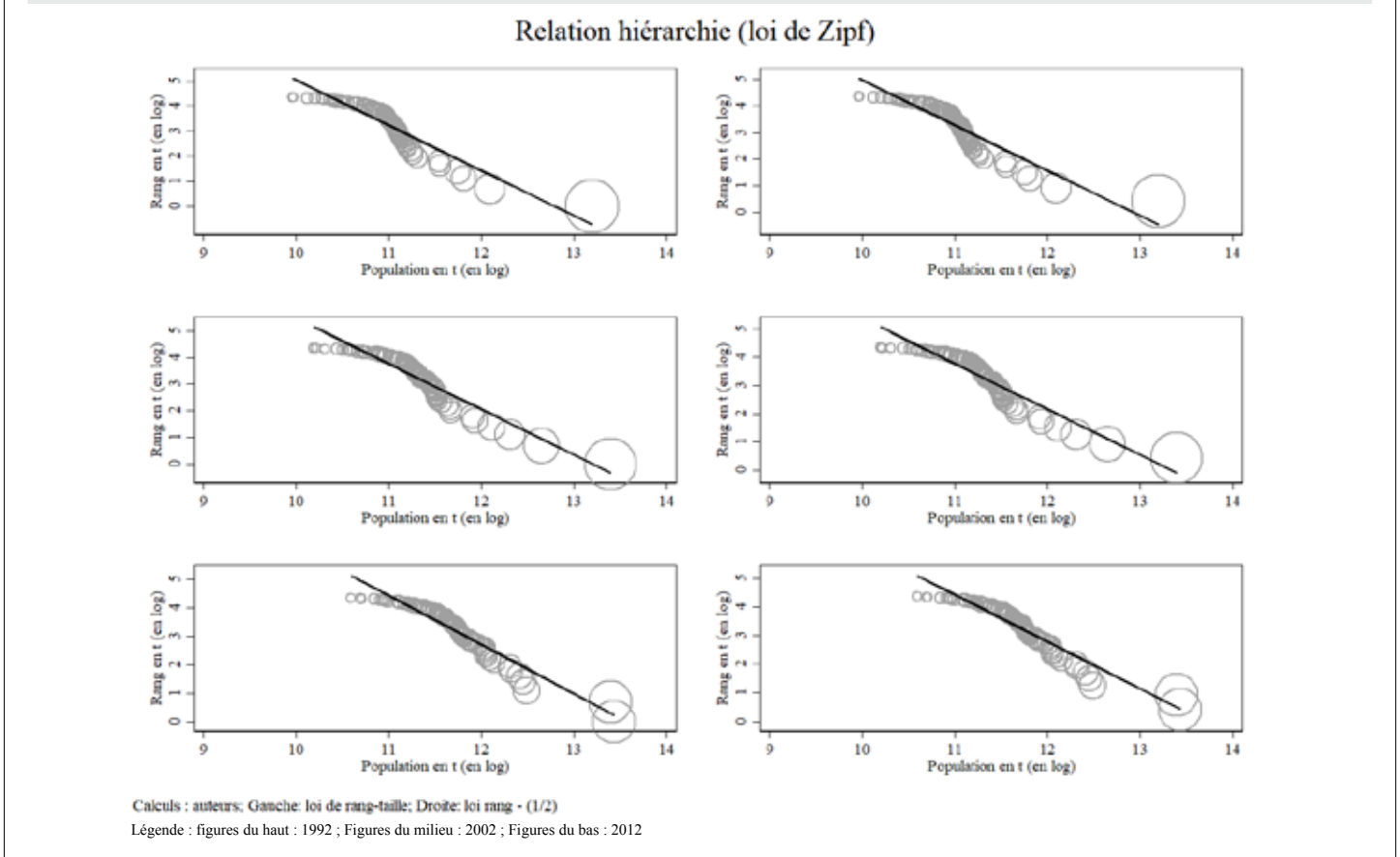
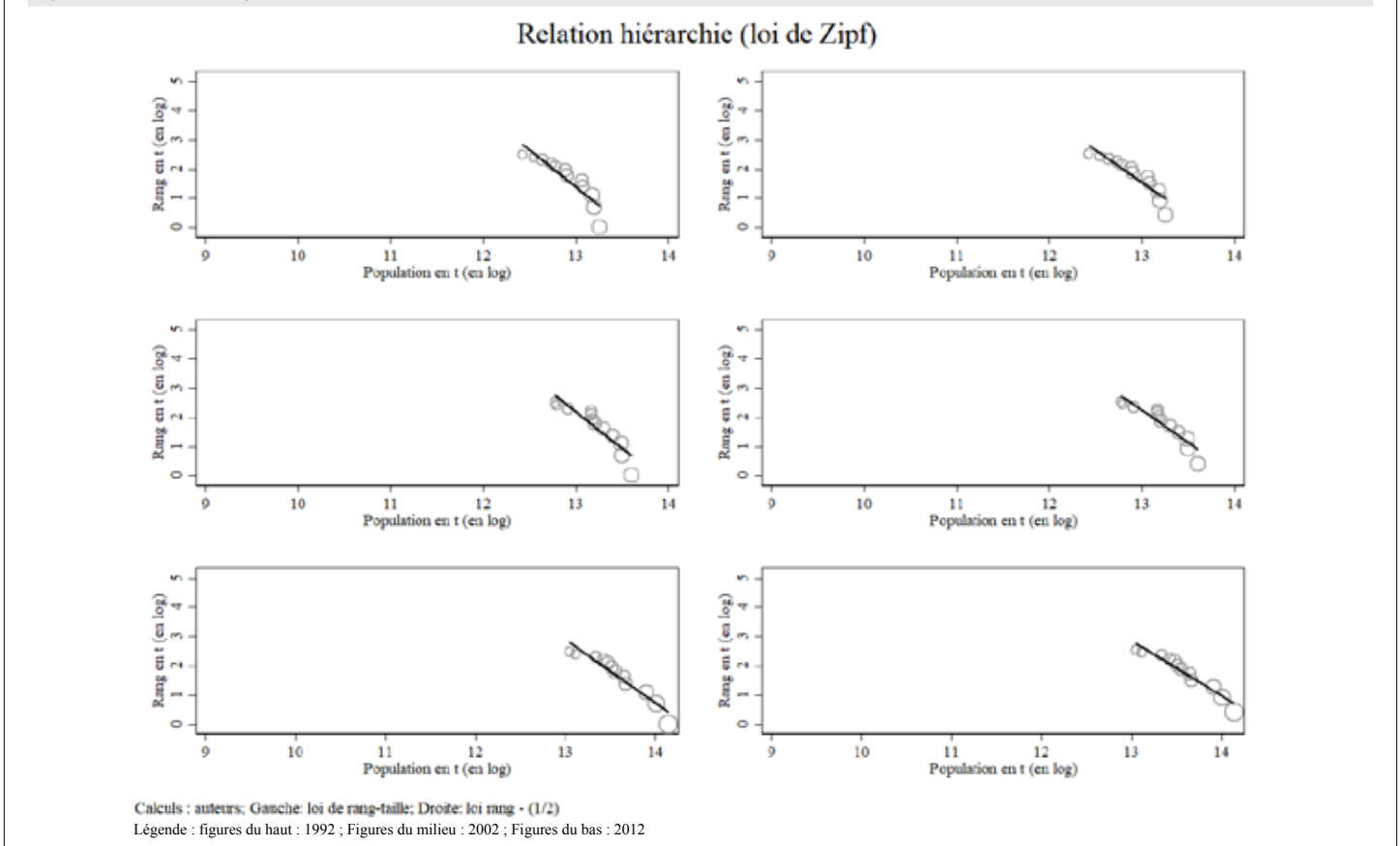
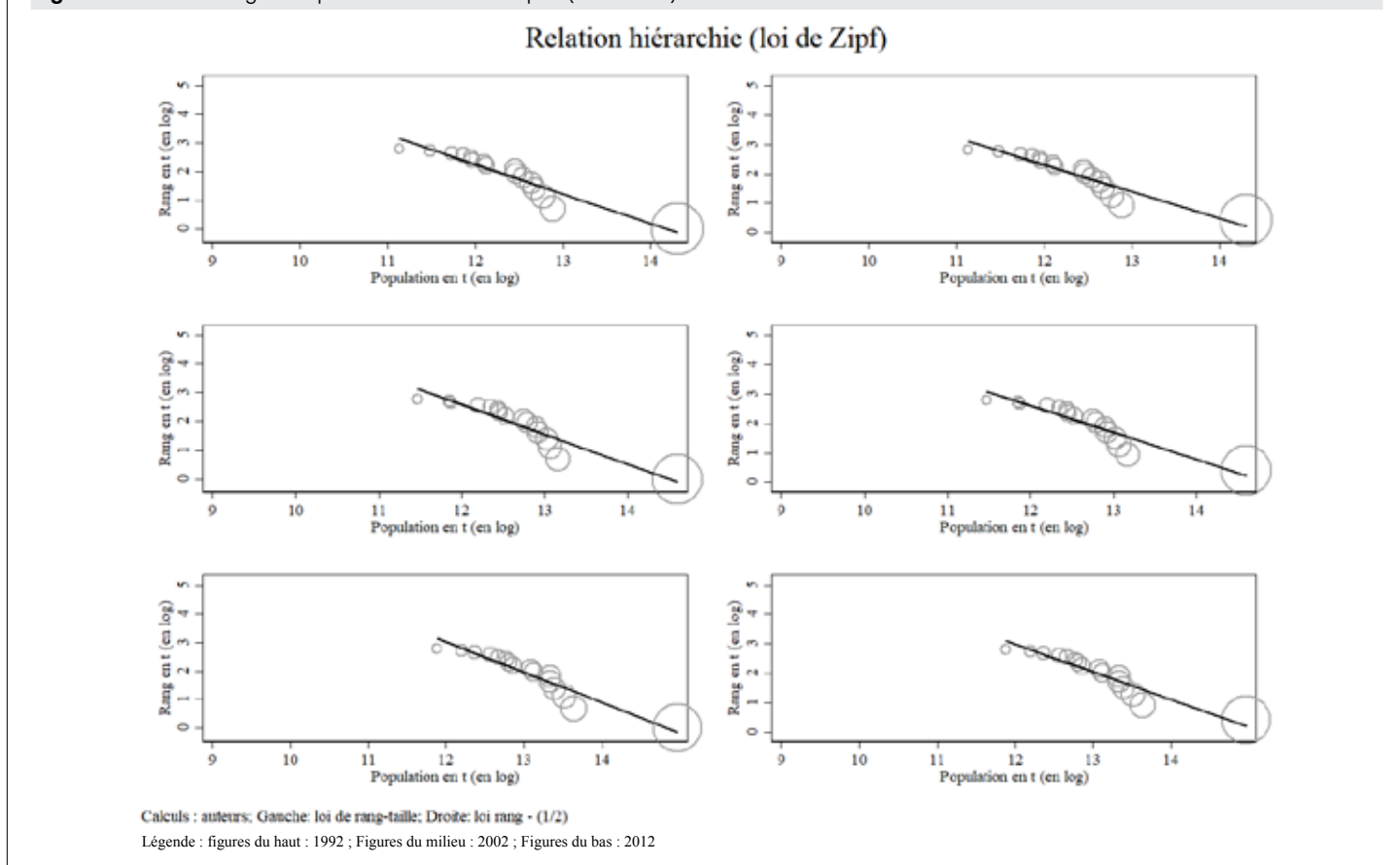


Figure 3. Relation rang-taille pour les départements (1992-2012)





**Figure 4.** Relation rang-taille pour les bassins d'emploi (1992-2012)



En diminuant le nombre d'unités géographiques dans l'analyse, la présence de cette forme de non-linéarité est clairement moins apparente. Que ce soit pour les départements (Figure 3) ou encore pour les bassins d'emploi (Figure 4). Cette stabilité marque, en partie, l'impact du choix de l'échelle spatiale dans la définition des unités géographiques utilisées, mais aussi le rôle de la taille de la base de données, qui est elle-même directement liée aux choix des échelles utilisées.

Il faut souligner que la structure hiérarchique globale est relativement stable, en dépit de l'existence de plusieurs mouvements dans la hiérarchie entre les périodes considérées. Pour les bassins d'emploi et les départements, 5 unités conservent la même position hiérarchique entre les deux décennies, ce qui représente un peu plus de 30% des bassins d'emploi. Cette proportion monte à un peu plus de 40% pour les départements. Cette variation est encore plus grande pour les communes : seulement 2 communes conservent les mêmes rangs entre 1992 et 2012 : Cotonou & Banikoara. Le mouvement à l'intérieur de la hiérarchie économique est donc plus stable que celle des communes.<sup>2</sup>

C'est donc dire que la structure hiérarchique, bien que relativement stable au fil du temps, du moins pour la courte période disponible, cache néanmoins des variations à l'intérieur de la distribution, résultat d'une croissance démographique plus ou moins structurée (voir Dubé & Polèse, 2016). L'unité géographique liée au marché du travail propose une persistance des changements qui soit plus structurée. Par opposition à des limites géographiques administratives telles que les départements et les communes, les bassins d'emploi proposent une structure qui est plus cohérente avec la relation théorique rang-taille.

<sup>2</sup> Le lecteur peut consulter les tableaux des variations en annexes.

Ces résultats montrent, en quelque sorte, l'absence de neutralité du choix lié à l'échelle géographique, alors que la dimension temps semble moins influencer la stabilité de la relation. Pour cette dernière conclusion, il faut admettre que la dimension temps est plutôt limitée : avec des données seulement qui couvrent seulement 20 ans, un horizon temporel plutôt faible sur une perspective historique. Bien qu'aucun changement majeur ne soit noté dans la structure hiérarchique du Bénin entre 1992 et 2012, il n'est pas impossible que cette conclusion soit liée à la période de temps. Même pour une période si courte, les résultats montrent que les conclusions du respect de la relation sont néanmoins largement tributaires des choix portant sur la définition des unités géographiques (la façon dont les villes sont définies), bien que les conclusions obtenues vont de la sens inverse de celles de Nitsch (2005).

## CONCLUSION

Le présent article avait pour objectif de vérifier si le choix des unités géographiques pouvait influencer le respect (ou non) de la loi rang-taille, ou loi de Zipf. Pour ce faire, l'analyse retient les données des recensements de la population au Bénin en 1992, 2002 et 2012. Les résultats montrent que, pour le Bénin, la forme de la structure hiérarchique mesurée est largement tributaire de la définition des unités géographiques fixées. La définition issue des bassins d'emplois semble la plus cohérente avec la loi de Zipf, alors que la logique administrative n'arrive pas à répliquer une structure hiérarchique qui s'approche de la relation théorique. Cette conclusion est en large partie appuyée par une récente analyse de la littérature scientifique portant sur la loi de Zipf (Arshad & al., 2018). Qui plus est, malgré une

certainne stabilité temporelle des résultats, l'analyse montre également que la structure hiérarchique cache néanmoins plusieurs mouvements à l'intérieur même de la hiérarchie urbaine.

Pour des raisons souvent hors de contrôle des chercheurs, les données spatiales sont surtout disponibles sur la base des délimitations administratives. Or, ces délimitations reposent souvent sur des logiques qui peuvent, a priori, être contraires à une structuration hiérarchique cohérente avec la loi de Zipf. Dans certains cas, les limites spatiales sont revues afin de faciliter un suivi (politico-administratif) plus représentatif des intérêts de la population. Les limites spatiales administratives peuvent ainsi inclure une forme de ségrégation issue d'une volonté d'homogénéiser la taille des entités géographiques. La forme des limites spatiales reflète alors une organisation spatiale politique et, conséquemment, pas nécessairement cohérente avec une relation hiérarchique issue de la loi de Zipf. Dans un tel contexte, il ne faut pas s'étonner d'obtenir une relation empirique qui s'éloigne de la relation théorique. Comme c'est ici le cas avec les frontières administratives du Bénin.

Les résultats issus de cette étude montrent l'importance de s'attarder au choix des limites spatiales retenues afin de définir les agglomérations dans un contexte empirique. Ces résultats ne sont pas sans rappeler l'impact du problème de l'aire modifiable, connu depuis plusieurs années. Ultimement, la proposition d'Arribas-Bel & al. (2019) de définir des limites géographiques sur la base de micro-données spatiales peut s'avérer une solution intéressante afin d'éliminer les lacunes liées aux choix « exogènes » des limites administratives issues de réalités, surtout, politiques. Il pourrait ainsi s'agir d'une autre façon de justifier les segmentations spatiales et la délimitation des agglomérations pour une étude empirique.

Finalement, puisque les lois de Zipf et de Gabaix, sur la croissance aléatoire, sont liées entre elles, il serait intéressant de vérifier si le choix de l'unité géographique entraîne également son lot de conséquences pour l'estimation de la relation liant la croissance urbaine et à la taille de départ. Le choix de l'échelle géographique n'étant probablement pas indépendant de la relation estimée. La question qui suit est donc de vérifier si le postulat du type de croissance est également lié aux choix méthodologiques et empiriques effectués pour définir les agglomérations urbaines.

## RÉFÉRENCES

- Arribas-Bel D., Garcia-Lopez, M.-A. & Viladecans-Marsal, E. (2019). Building(s and) Cities: Delineating Urban Areas with a Machine Learning Algorithm, *Journal of Urban Economics*, (<https://doi.org/10.1016/j.jue.2019.103217>), 35p.
- Arshad S., Hu, S. & Ahsraf, B.N. (2018). Zipf's Law and City Size Distribution: A Survey of the Literature and Future Research Agenda, *Physica A*, 492(2018): 75-92.
- Cheshire, P. & Magrini, S. (2009). « Urban Growth Drivers in a Europe of Sticky People and Implicit Boundaries. » *Journal of Economic Geography*, 9 (1): 85-115.
- Cheshire, P. C. & Magrini, S. (2006). Population Growth in European Cities: Weather matters - but only nationally, *Regional Studies*, 40(1):23-37.
- Chow G. (1960). Tests of Equality between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions, *Econometrica*, 28(3): 591-605.
- Dijkstra, L., Garcilazo, E. & McCann, P. (2013). The Economic Performance of European Cities and City Regions: Myths and Realities. *European Planning Studies*, 21(3): 334-354.
- Dubé, J. & Polèse, M. (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.
- Dubé, J. & Polèse, M. (2015). Does Dutch Disease Apply to Local Economies? Evidence for Canadian Urban Areas, *Growth and Change*, 46(1): 38-57.
- Duranton, G. (2009). La croissance urbaine : déterminisme vs bruit, *Région et Développement*, 36 : 11-30.
- Duranton, G. & Puga, D. (2005). From Sectoral to Functional Urban Specialization, *Journal of Urban Economic*; 57: 343-370.
- Duranton, G. & Puga, D. (2014). "The Growth of Cities", dans Aghion, P. & Dulauf, S.N. (Eds). *Handbook of Economic Growth*, Elsevier, Amsterdam, vol. 2:781-853.
- Eeckhout, J. (2004). Gibrat's Law for (all) Cities. *The American Economic Review*, 94: 1429-1451.
- Florida, R. (2002). Bohemia and Economic Geography. *Journal of Economic Geography*, 2(1): 55-71.
- Gabaix, X. (1999). Zipf's Law for Cities: An Explanation. *The Quarterly Journal of Economics*, 114: 739-767.
- Gabaix, X. & Ibragimov, R. (2011). RANK-1/2: A Simple Way to Improve the OLS Estimation of Tail Exponents, *Journal of Business & Economic Statistics*, 29(1): 24-31.
- Gabaix, X. & Iloannides, Y. (2004). "The Evolution of City Sizes' Distribution", dans Hendersen, J.V. & Thisse, J.F. (Eds). *Handbook of Regional and Urban Economics*, vol.4, Elsevier Science B.B., Amsterdam: 2341-2376.
- Gibrat, R. (1931). *Les inégalités économiques*, Librairies du Recueil Sirey, Paris.
- Glaeser, E.L. (2005). *Review of Florida's the Rise of the Creative Class*. *Regional Science and Urban Economics*, 35(5): 593-596.
- Glaeser, E.L. & Gottlieb, J. (2006). Urban Resurgence and the Consumer City. *Urban Studies*, 43(8): 1275-99.
- Glaeser, E.L., Scheinkman, J.A. & Shleifer, A. (1995). Economic-growth in a cross-section of cities. *Journal of Monetary Economics*, 36(1): 117-143.
- Glaeser, E.L., Giacomo, A., Ponzetto, M. & Tobio, K. (2014). Cities, skills, and regional change, *Regional Studies*, 48 (1): 7-43.
- Glaeser, E.L. & Saiz, A. (2004). The Rise of the Skilled City. *Brookings-Wharton Papers on Urban Affairs*, 5: 47-95.
- Glaeser, E.L., Kolko, J., & Saiz, A. (2001). Consumer City. *Journal of Economic Geography*, 1(1):27-50.
- Henderson, V. (2003). Marshall's Scale Economies. *Journal of Urban Economics*, 53: 1-28.
- Institut National de la Statistiques et de l'Analyse Economique INSAE (2015). *Que retenir des effectifs de la population en 2013*; Juin Direction des études démographiques; Ministère du développement de l'analyse économique et de la prospective, 33 p.
- Institut National de la Statistiques et de l'Analyse Economique INSAE (2013). *Rapport sur les caractéristiques des communes et villages*, 273 p.
- Institut National de la Statistiques et de l'Analyse Economique INSAE (2012). *Rapport sur le troisième recensement général de la population et de l'habitatRGPH4*.
- Institut National de la Statistiques et de l'Analyse Economique INSAE (2013). *Projections démographiques et étude prospective de la demande sociale au Bénin* 112 p

- Institut National de la Statistiques et de l'Analyse Economique INSAE (2002). *Rapport sur le troisième recensement général de la population et de l'habitat RGPH3*.
- Institut National de la Statistiques et de l'Analyse Economique INSAE (1992). *Rapport sur le deuxième recensement général de la population et de l'habitat RGPH2*
- Jacob-Denis, J. & Polèse M. (2018). Changes at the Top: A Cross-country Examination over the 20th Century of the Rise (and Fall) in Rank of the Top Cities in National Urban Hierarchies, *Urban Studies*, 47(9): 1843-1860.
- Kok, S. & ter Weel, B. (2014). Cities, Tasks, and Skills. *Journal of Regional Science* 54 (5): 856-892.
- Krugman, P. (1996). Confronting the Mystery of Urban Hierarchy, *Journal of the Japanese and International Economies*, 10: 399-418.
- Lalanne, A. (2014). Zipf's Law and Canadian Urban Growth, *Urban Studies*, 51(8): 1725-1740.
- Lalanne A. & Pouyane G. (2010). Le système hiérarchique urbain canadien, 1971-2001, *Revue canadienne de science régionale*, 33(2): 153-174 153
- Lucas R. (1993) Making a Miracle, *Econometrica*, 61(2): 251-272
- Malecki, E. (1980). Growth and Change in the Analysis of Rank-size Distributions: Empirical Findings, *Environment and Planning A*, 12: 41-52.
- Nitsch, V. (2005). Zipf Zipped, *Journal of Urban Economics*, 57: 86-100.
- Openshaw S. (1977). A Geographical Solution to Scale and Aggregation Problems, in Region- Building, Partitioning and Spatial Modelling, *Transactions of the Institute of British Geographers*, New Series, 2:459-475.
- Openshaw S. (1984). *The Modifiable Areal Unit Problem*, Geo Books, Norwich.
- Openshaw S. & Taylor, P.J. (1979). A Million or so Correlated Coefficients: Three Experiments on the Modifiable Areal Unit Problem, dans Wrigley, N. & R.J.Bennet (EDS.) *Statistical Applications in the Spatial Sciences*, Pion, London.
- Pumain, D. (2012). Une théorie géographique pour la loi de Zipf, *Région et Développement*, 36: 31-54.
- Pumain, D. (1982). *La dynamique des Villes*, Economica, Paris.
- Parr, J. (1976). A Class of Deviations from Rank-size Regularity: Three interpretations, *Regional Studies*, 10(3): 285-292.
- Parr, J. (1985). A Note on the Size Distribution of Cities over Time, *Journal of Urban Economics*, 18: 199-212.
- Portnov, B. A. & Schwartz, M. (2009). On the Importance of the 'Location Package' for Urban Growth, *Urban Studies* 46 (8): 1665-1679.
- Rappaport J. (2007). Moving to Nice Weather, *Regional Science and Urban Economics*, 37(3): 375-398.
- Rappaport J. (2009). The Increasing Importance of Quality of Life, *Journal of Economic Geography*, 9: 779-804.
- Rappaport J. & Sachs, S. (2003). The United States as a Coastal Nation, *Journal of Economic Growth*, (8): 5-46.
- Reed, W.J. (2001). The Pareto, Zipf and Other Power Laws, *Economics Letters*, 74(1): 15-19.
- Rosen, K. & Resnick, M. (1980). The Size Distribution of Cities: An Examination of the Pareto Law Primacy, *Journal of Urban Economics*, 8: 165-186.
- Sanders, L. (2009). Du lieu au territoire, de l'évènement à l'histoire: modèles et échelles, dans Hervé, D. & Jollivet, F. (Eds). *Modélisation de l'environnement: entre natures et sociétés*, Éditions Quae: 113-129.
- Sanders, L. (2012). Regards scientifiques croisés sur la hiérarchie des systèmes de peuplement: de l'empirie aux systèmes complexes, *Région et Développement*, 36: 127-146
- Schaffar, A. (2012). La loi de Zipf sous le prisme de l'autocorrélation spatiale: les cas de la Chine et de l'Inde, *Région et Développement*, 36: 189-204.
- Schaffar, A. (2010). Quelle est la nature de la croissance urbaine indienne? *Revue d'Économie du Développement*, 2(189) : 101-120.
- Schaffar, A. (2009). La loi de Zipf dans la science régionale: entre anciennes controverses et nouvelles perspectives, *Cybergeo*, document 450 (en ligne).
- Scott, A. J. (2010). Jobs or Amenities? Destination Choices of Migrant Engineers in the USA, *Papers in Regional Science*, 89(1): 43-63.
- Shearmur, R. & Polèse, M. (2007). Do Local Factors Explain Local Employment Growth?, *Regional Studies*, 41: 453-471.
- Simon, C.J. (1998). Human Capital and Metropolitan Employment Growth, *Journal of Urban Economics*, 43(2): 223-243.
- Simon, C.J. et Nardinelli, C. (2002). Human Capital and the Rise of American Cities: 1900-1990. *Regional Science and Urban Economics*, 32(1): 59-96.
- Soo, K.T. (2005). Zipf's Law for Cities: A Cross-country Investigation, *Regional Science and Urban Economics*, 35: 239-263.
- Soo, K.T. (2014). Zipf, Gibrat and Geography: Evidence from China, India and Brazil. *Papers in Regional Science*, 93(1): 159-181.
- Storper, M. & Scott, A.J. (2009). Rethinking Human Capital, Creativity and Urban Growth. *Journal of Economic Geography*, 9: 147-167.
- Zipf, G.K. (1949). *Human Behavior and the Principle of Least Effort*, Addison-Wesley, Cambridge.
- Zipf, G.K. (1941). *National Unity and Disunity as a Bio-social Organism*, Principia Press, Bloomington.

**Annexes A1 – Données pour les bassins d'emplois**

Bassins d'emploi	Rang			Variations			
	1992	2002	2012	2002 - 1992		2012 - 2002	
				↗↘	Δ rang	↗↘	Δ rangs
Cotonou	1	1	1	-	0	-	0
Parakou	3	2	2	↗	1	-	0
Nikki	6	6	6	-	0	-	0
Ouake	16	16	16	-	0	-	0
Bassila	10	12	12	↘	2	-	0
Kandi	12	9	9	↗	3	-	0
Malanville	15	14	14	↗	1	-	0
Tanguieta	13	13	13	-	0	-	0
Natitingou	8	8	8	-	0	-	0
Dassa	9	10	10	↘	1	-	0
Glazoue	11	11	11	-	0	-	0
Bohicon	4	4	4	-	0	-	0
Cove	14	15	15	↘	1	-	0
Aplahoue	2	3	3	↘	1	-	0
Lokossa	7	7	7	-	0	-	0
Ifangni	5	5	5	-	0	-	0

**Annexe A2 – Données pour les départements**

Départements	Rang			Variations			
	1992	2002	2012	2002 - 1992		2012 - 2002	
				↗↘	Δ rang	↗↘	Δ rang
Alibori	8	9	4	↘	1	↗	5
Atacora	6	6	6	-	0	-	0
Atlantique	3	1	1	↗	2	-	0
Borgou	5	3	2	↗	2	↗	1
Couffo	7	8	7	↘	1	↗	1
Collines	9	7	8	↗	2	↘	1
Donga	12	12	12	-	0	-	0
Litoral	2	4	9	↘	2	↘	5
Mono	11	11	11	-	0	-	0
Oueme	1	2	3	↘	1	↘	1
Plateau	10	10	10	-	0	-	0
Zou	4	5	5	↘	1	-	0

## Annexe A3 – Données pour les communes

Communes	Rang			Variations			
	1992	2002	2012	2002 - 1992		2012 - 2002	
				↗↘	Δ rang	↗↘	Δ rang
Boukoumbe	38	56	57	↘	18	↘	1
Cobly	62	65	67	↘	3	↘	2
Kerou	58	53	47	↗	5	↗	6
Kouande	49	32	38	↗	17	↘	6
Materi	37	26	35	↗	11	↘	9
Natitingou	41	42	43	↘	1	↘	1
Pehunco	66	60	60	↗	6	-	0
Tanguieta	61	62	62	↘	1	-	0
Toucountouna	77	75	77	↗	2	↘	2
Bassila	55	39	22	↗	16	↗	17
Copargo	64	64	65	-	0	↘	1
Djougou	3	4	8	↘	1	↘	4
Ouake	69	66	63	↗	3	↗	3
Banikoara	5	5	5	-	0	-	0
Gogounou	51	31	32	↗	20	↘	1
Kandi	10	16	9	↘	6	↗	7
Karimama	73	69	68	↗	4	↗	1
Malanville	16	12	13	↗	4	↘	1
Segbanka	70	63	54	↗	7	↗	9
Bembereke	31	19	21	↗	12	↘	2
Kalale	27	14	12	↗	13	↗	2
N'Dali	57	50	36	↗	7	↗	14
Nikki	20	15	16	↗	5	↘	1
Parakou	6	6	4	-	0	↗	2
Perere	74	68	59	↗	6	↗	9
Sinende	60	52	53	↗	8	↘	1
Tchaourou	19	10	6	↗	9	↗	4
Abomey-Calavi	4	2	2	↗	2	-	0
Allada	9	22	25	↘	13	↘	3
Kpomasse	50	58	66	↘	8	↘	8
Ouidah	22	35	14	↘	13	↗	21
So-Ava	35	37	31	↘	2	↗	6
Toffo	30	40	46	↘	10	↘	6
Tori-Bossito	63	67	71	↘	4	↘	4
Ze	42	43	41	↘	1	↗	2
Cotonou	1	1	1	-	0	-	0
Bante	53	28	40	↗	25	↘	12
Dassa-Zoume	23	21	37	↗	2	↘	16
Glazoue	33	23	27	↗	10	↘	4

Communes	Rang			Variations			
	1992	2002	2012	2002 - 1992		2012 - 2002	
				↗↘	Δ rang	↗↘	Δ rang
Ouesse	46	17	18	↗	29	↘	1
Savalou	11	11	17	-	0	↘	6
Save	56	49	56	↗	7	↘	7
Abomey	18	34	52	↘	16	↘	18
Bohicon	7	9	10	↘	2	↘	1
Djidja	39	25	29	↗	14	↘	4
Zogbodomey	36	45	51	↘	9	↘	6
Zagnando	65	73	73	↘	8	-	0
Cove	71	74	74	↘	3	-	0
Za-Kpota	13	24	20	↘	11	↗	4
Agbangnizoun	52	61	64	↘	9	↘	3
Ouinhi	72	72	69	-	0	↗	3
Aplahoue	8	7	11	↗	1	↘	4
Djakotomey	12	18	19	↘	6	↘	1
Dogbo	25	38	44	↘	13	↘	6
Klouekanme	14	20	23	↘	6	↘	3
Lalo	28	33	30	↘	5	↗	3
Toviklin	48	55	55	↘	7	-	0
Athieme	68	71	72	↘	3	↘	1
Bopa	29	48	50	↘	19	↘	2
Come	59	57	58	↗	2	↘	1
Grand-Popo	67	70	70	↘	3	-	0
Houeyogbe	40	41	45	↘	1	↘	4
Lokossa	43	36	42	↗	7	↘	6
Adja-Ouere	34	29	33	↗	5	↘	4
Ifangni	17	46	39	↘	29	↗	7
Ketou	26	13	15	↗	13	↘	2
Pobe	44	27	28	↗	17	↘	1
Sakete	24	47	34	↘	23	↗	13
Adjara	54	54	48	-	0	↗	6
Adjohoun	47	59	61	↘	12	↘	2
Aguegues	76	77	75	↘	1	↗	2
Apro-Misserete	45	44	26	↗	1	↗	18
Avrankou	15	30	24	↘	15	↗	6
Bonou	75	76	76	↘	1	-	0
Dangbo	32	51	49	↘	19	↗	2
Porto-Novo	2	3	3	↘	1	-	0
Seme-Kpodji	21	8	7	↗	13	↗	1