

Effet de la décentralisation sur les inégalités territoriales : Une mesure empirique de la fracture territoriale

Impact of Decentralization on Territorial Inequalities: An Empirical Measurement of the Territorial Divide

DIAKITE Nanamoudou

Doctorant

Université Alioune Diop, Sénégal

Groupe de Recherche en Economie et Développement Territorial (GREDT)

DIALLO Ibrahima

Enseignant chercheur

Université Alioune Diop, Sénégal

Groupe de Recherche en Economie et Développement Territorial (GREDT)

SENE Babacar

Enseignant chercheur

Université Cheikh Anta Diop Sénégal,

Laboratoire de Finances pour le Développement (LAFIDEV), Email :

Date de soumission : 19/10/2025

Date d'acceptation : 04/01/2026

Pour citer cet article :

DIAKITE. N. & AL. (2026) « Effet de la décentralisation sur les inégalités territoriales : Une mesure empirique de la fracture territoriale », Revue Française d'Économie et de Gestion « Volume 7 : Numéro 1 » pp : 714- 734.

Author(s) agree that this article remain permanently open access under the terms of the Creative Commons

Attribution License 4.0 International License



Résumé

Ce papier mesure la fracture territoriale au Sénégal à travers la loi rang-taille de Zipf sur la période allant de 1970 à 2018. Nous utilisons les données démographiques de l'Agence Nationale de la Statistique et de la Démographie qui couvre cette période et avons appliqué des régressions par la méthode des moments généralisés et la méthode de panel dynamique à effets fixes pour capturer les variations dans le temps et les espaces économiques et administratifs.

Nos résultats montrent un déséquilibre prononcé entre les régions et qui persiste même en faisant abstraction de la macrocéphalie de la capitale avec un coefficient de Zipf de -0,5 puis -0,4 contre une valeur de référence de -1. Par contre les écarts de croissance urbaine ont tendance à se rétrécir au-delà de l'acte 3 de la décentralisation en 2013 et les effets fixes négatifs à disparaître sous l'angle d'analyse des pôles de développement économique. Nous recommandons un pôle de développement urbain entre Kaolack et Fatick qui ont les scores de croissance les plus faibles et qui risquent de s'intensifier dans une boucle de rétroaction négative

Mots clés : urbanisation, fracture territoriale, loi de Zipf, Décentralisation, pôle territorial.

Abstract

This paper measures the territorial divide in Senegal through Zipf's rank-size law over the period from 1970 to 2018. We use demographic data from the National Agency of Statistics and Demography covering this period and applied regressions using the generalized method of moments and the dynamic panel method with fixed effects to capture variations over time and across economic and administrative spaces.

Our results show a pronounced imbalance between regions that persists even when disregarding the macrocephaly of the capital, with a Zipf coefficient of -0.5 then -0.4 against a reference value of -1. However, urban growth disparities tend to narrow beyond Act 3 of decentralization in 2013, and negative fixed effects disappear from the analytical perspective of economic development poles. We recommend an urban development pole between Kaolack and Fatick, which have the lowest growth scores and risk intensifying in a negative feedback loop.

Keywords : urban growth; territorial divide; Zipf's law; decentralization; territorial hub.

INTRODUCTION

L'existence de plus en plus d'une relation étroite entre les recherches scientifiques et le contexte local au Québec (Vermot-Desroches, 2012) est à la fois révélateur et inspirant. La recherche doit être en mesure de répondre à des problématiques et aiguiller les politiques de développement. Au Sénégal, malgré des années de recherches, les disparités territoriales semblent persister dans le temps si l'on se réfère aux préambules des codes généraux des collectivités territoriales qui les évoque à chaque réforme comme étant l'un des motifs principaux. Ces inégalités trouvent leurs racines dans le social, le territoire et l'historique (Bret, 2009) influence fortement la justice spatiale. Déjà qu'en 1872 la réforme coloniale avec la création de 4 communes à statut spéciale marquait un début de traitement inégal entre les territoires du Sénégal. Bien que des réformes aient visé à corriger ces déséquilibres, comme l'Acte III de la décentralisation en 2013, les disparités persistent, surtout entre les régions.

L'on pourrait se demander si les déséquilibres territoriaux n'ont pas commencé avec cette disposition initiale car certaines décisions gouvernementales peuvent aller à l'encontre des besoins des populations locales (Vermot-Desroches, 2012) créant un problème de justice spatiale (Sène and Codjia, 2016).

Dans cette partie, nous allons analyser la fracture territoriale à travers la loi Zipfienne qui examine la relation hiérarchique entre la taille des villes et leur rang. En utilisant un modèle économétrique basé sur des données de panel couvrant la période 1970-2018 ; cette étude nous permet d'avoir une compréhension des dynamiques urbaines régionales au Sénégal et explore l'impact des phases de décentralisation sur cette hiérarchie. Ainsi notre question de recherche centrale est ***dans quelle mesure les réformes de décentralisation au Sénégal ont-elles contribué à réduire les déséquilibres territoriaux mesurés par la loi rang-taille de Zipf ?***

Le travail se distingue donc par l'application longitudinale de la loi de Zipf dans un contexte sénégalais : une approche rarement explorée dans la littérature existante en Afrique particulièrement au Sénégal. L'analyse repose sur l'utilisation de la méthode des moments généralisés (GMM) et les modèles de panel dynamique à effets fixes, afin de garantir la fiabilité des résultats. Nos données s'étendent sur une longue période (1970-2018) nous permettant de suivre les trajectoires des dynamiques urbaines dans le temps. Cette partie se distingue également par l'intégration explicite des différentes étapes du processus de décentralisation pour en examiner les effets sur la structuration de l'espace urbain et les inégalités territoriales qui en découlent. Nous émettons trois hypothèses que nous allons tenter de clarifier

H1 : La décentralisation a progressivement réduit la macrocéphalie urbaine

H2 : L'Acte III (2013) a eu un impact plus significatif que les réformes précédentes

H3 : Les effets varient selon la proximité géographique avec Dakar

Cette section est structurée de la manière suivante : dans un premier temps nous faisons un survol de la littérature portant sur la loi rang-taille de Zipf ainsi que sur les disparités territoriales au Sénégal. Ensuite nous détaillons la méthodologie adoptée et les données utilisées pour notre analyse empirique. La troisième partie est consacrée à la présentation et à l'interprétation des résultats obtenus à partir des régressions multiples. Et enfin nous formulerons des recommandations pour les politiques publiques.

1. REVUE DE LA LITTERATURE

Depuis le milieu du XXe siècle, la **loi de Zipf** a été utilisée pour mieux comprendre comment les villes se répartissent en fonction de leur taille. Cette loi, qui suppose qu'une ville deux fois moins peuplée qu'une autre occupe un rang deux fois plus élevé, a d'abord été testée à l'échelle nationale, avant d'être progressivement appliquée à des contextes régionaux, voire infranationaux. Elle s'est ainsi révélée être un outil pertinent, mais dont la validité varie selon les pays, les périodes et les dynamiques de développement.

Par exemple, des études menées en **Colombie** montrent qu'à partir de 1964, la loi commence à s'appliquer dans certaines régions, marquant une transition dans les dynamiques de croissance urbaine (Pérez-Valbuena and Roca, 2014). Aux **États-Unis**, la loi semble tenir au niveau des États, mais elle ne résiste pas à une analyse à l'échelle nationale sur toute la durée du XXe siècle (González-Val et al., 2024). Ces résultats indiquent que la répartition des villes ne suit pas un modèle universel figé, mais bien une logique propre à chaque contexte.

En **Chine**, l'évolution de la taille des villes est fortement influencée par l'industrialisation, les types d'activités économiques et les réseaux de transport. Ces facteurs modifient directement la hiérarchie urbaine, et donc l'applicabilité de la loi (Gao and Wu, 2008). En **Inde** également, on observe que la loi de Zipf est présente, mais que le coefficient associé évolue dans le temps, en lien avec la croissance démographique (Gangopadhyay and Basu, 2013).

D'autres pays, comme la **Grèce**, montrent que les phénomènes récents de **suburbanisation** bouleversent l'équilibre des villes, créant des structures urbaines plus dispersées depuis la fin des années 1990 (Ciaschini et al., 2024). En **Chine**, on parle même d'une version élargie de la loi de Zipf pour rendre compte des transformations rapides du système urbain (Ye and Xie, 2012). À une échelle plus globale, les études confirment que la loi n'est pas universelle. Par exemple, elle ne s'applique pas au **Pakistan** dans son ensemble, mais devient pertinente à l'échelle provinciale (Arshad et al., 2019). Au **Brésil**, la situation est plus nuancée encore : la

loi de Zipf s'applique, mais la distribution suit aussi une logique log-normale (Soo, 2014). En **Chine**, l'indice de concentration des villes a même diminué ces dernières années, passant de 1,49 en 2015 à 1,36 en 2022, signe d'un certain étalement ou d'une redistribution du poids des villes (Kong et al., 2023).

Ce que nous démontrons est que la loi de Zipf est sensible aux mutations économiques, aux politiques publiques, à la qualité des infrastructures, mais aussi à des facteurs plus sociaux comme les dynamiques migratoires ou le potentiel du marché local. Enfin, les travaux récents sur **l'étalement urbain** montrent que dans les pays en développement, les villes tendent à croître de manière agrégée, alors que dans les pays avancés, l'expansion se fait de façon plus diffuse (Li et al., 2023; O'Connor, 2022).

La loi de Zipf permet d'appréhender les mécanismes de hiérarchisation urbaine en tenant compte d'un ensemble de facteurs d'ordre socio-économique, spatial et historique. Lorsqu'elle est appliquée au contexte sénégalais, elle devient un outil pertinent pour évaluer l'impact des politiques de décentralisation. En effet, des études empiriques (Acacha and Dubé, 2021; Nitsch, 2005) confirment la validité de cette approche dans des contextes variés, tout en soulignant que ses paramètres peuvent différer selon l'échelle d'analyse et les choix méthodologiques. Cependant, des études comme celles de Gabaix (1999) et Ioannides et Overman (2003) ont souligné que cette régularité pourrait être perturbée par des facteurs spécifiques, comme les infrastructures ou les politiques publiques. Dans le cas du Sénégal, des recherches antérieures ont identifié une distribution urbaine macrocéphale, dominée par Dakar, mais sans explorer en profondeur les interactions temporelles. Les dynamiques d'activités socio-économiques font que la croissance urbaine suit une loi aléatoire dû à des chocs exogènes ponctuels (Gabaix, 1999) ou hiérarchique bien définie (Dimou and Schaffar, 2011; Gabaix, 1999). A la première situation, le rang est tout aussi aléatoire entre les villes favorisant leur expansion indépendante. Cette situation de croissance des villes présente une loi de Gibrat comme le cas des Etats Unis (1900 – 1990) (Ioannides and Overman, 2003). Ce constat n'est pas soutenu par François Perroux qui démontre que la croissance n'apparaît pas n'importe comment et suivrait donc des canaux de transmissions. La croissance urbaine serait donc endogène et est due à des facteurs internes au-delà de ceux qui sont exogènes. Les travaux de (Ioannides and Overman, 2003; Krugman, 1995, p. 199; Schluter, 2020) ont cherché à expliquer la distribution des tailles des villes à travers différents pays. (Rosen and Resnick, 1980) ont utilisé un échantillon de 44 pays pour tester la validité de la loi rang-taille, démontrant que le coefficient alpha est positivement corrélé avec le PNB et la densité de chemins de fer, mais négativement lié à la superficie des

pays. Les résultats obtenus mettent en évidence le rôle déterminant des infrastructures et des variables économiques dans la structuration des systèmes urbains. Le coefficient alpha, indicateur clé de la distribution des tailles de villes, permet d'interroger les dynamiques d'inégalités urbaines sous des angles économiques, démographiques et institutionnels (Rosen and Resnick, 1980; Schluter, 2020). Par ailleurs, les travaux de (Mills et al., 1986) ont montré que cet indicateur tend à croître avec la part de la population active employée dans l'industrie manufacturière, comme en témoigne le cas de l'Inde. (Alperovich, 1993) a ajouté que le coefficient alpha augmente avec la densité de la population mais diminue avec la part des dépenses gouvernementales et la valeur ajoutée industrielle dans le PIB. Il est cependant très sensible selon la taille de l'échantillon et la définition de ville (Rosen and Resnick, 1980).

Pour valider la loi rang-taille selon la loi de Zipf, de nombreuses études empiriques ont été menées. (Nitsch, 2005) a réalisé une méta-analyse de 515 estimations provenant de 29 études, concluant que la loi de Zipf décrit approximativement la distribution des populations urbaines par une fonction de loi de puissance inverse. (Chen and Wang, 2014) ont confirmé cette observation, montrant que la hiérarchie intra-urbaine respecte la loi de Zipf avec des exposants proches de 1 en Chine. (Schaffar et al., 2013) ont des résultats similaires sauf qu'ils ont découverts qu'avec l'avènement de cadre réglementaire au niveau des villes, la croissance a tendance à suivre une marche aléatoire. Pour le cas du Sénégal (Mansouri, 2008) a trouvé un coefficient alpha de 0,795 en 2004 en choisissant un seuil minimum de 20000¹ habitants dans son échantillonnage de 44 pays.

L'estimation de la loi de Pareto repose traditionnellement sur la méthode des moindres carrés ordinaires, bien que celle-ci présente certaines limites (Goldstein et al., 2004; Nishiyama et al., 2008 ; Schluter, 2020). Nishiyama et Osada (2008) ont ainsi proposé une version modifiée de l'estimateur OLS (dit aussi élagué). Ceci afin de corriger les distorsions asymptotiques du **test t**, susceptibles de produire des conclusions erronées même sous hypothèse nulle. Enfin Gabaix et Ioannides ont eu recours à l'estimateur de Hill fondé sur le maximum de vraisemblance (1975) en dépit de ses faiblesses. Ce dernier demeure performant dans les cas où le phénomène observé suit rigoureusement une loi de Pareto, mais devient biaisé si cette hypothèse est invalidée (Soo, 2005). Pour surmonter ces limitations, (Gabaix and Ibragimov, 2011) ont proposé une méthode améliorée permettant d'obtenir des estimateurs non biaisés en soustrayant (1/2) de la variable rang. Ainsi plus de pays se conforment à cette loi (Xu and Harriss, 2009)

¹ Le seuil permet une approximation pratique d'un minimum d'habitant par ville valable dans beaucoup de pays

comme le démontrent (Deliktaş et al., 2013) qui dans leurs travaux valident la loi de Pareto pour la distribution des tailles des villes.

La majeure partie des études (Goldstein et al., 2004; Rosen and Resnick, 1980; Schluter, 2020) utilisent des données de Panel constitué de plusieurs pays, et d'autre comme (Acacha and Dubé, 2021) cherche à estimer l'évolution du coefficient de Pareto sur des années spécifiques avec des échelles géographiques différentes. Cela est d'autant plus pertinent dans la mesure où l'approche met en évidence l'impact des circonscriptions administratives, géographique et économique. C'est dans ce sens que Torre déclinent deux types de proximité : la proximité géographique et la proximité organisationnelle (Torre, 2000). (Barabel et al., 2009) ont ajouté une troisième proximité qui est institutionnelle. Ces proximités constituent la condition sine-qua-none de la formation d'un pôle de développement qui est une continuité des politiques de décentralisation au Sénégal. Nous pensons que l'étude de la loi de Zipf en coupe transversale peut apporter des problèmes d'applicabilité de la théorie d'où les multiples débats sur la fiabilité de ce modèle. (Ioannides and Overman, 2003) ont soulevé des doutes sur la validité empirique de cette loi proposant des analyses non paramétriques qui nuancent son adaptabilité. (Modica et al., 2015) révèlent dans leurs travaux des résultats contrastés sur la validité de cette loi. Nous estimons que l'étude de la loi rang-taille serait plus pertinent sur une longue période comme notre exemple pour pouvoir mieux capter la dynamique de hiérarchisation des villes.

Si des recherches confirment l'applicabilité de la loi Zipfienne dans l'analyse des structures urbaines, son statut de régularité empirique demeure discuté. Ces controverses nous rappellent la complexité des phénomènes urbains qui nécessitent de perfectionner en permanence les outils théoriques et méthodologiques. L'originalité de notre approche réside dans l'utilisation d'un modèle de panel dynamique, qui permet d'observer l'évolution des coefficients de Zipf sur une période étendue.

2. PRESENTATION DES DONNEES ET METHODOLOGIE

Nos données proviennent de l'ANSD via à leur portail de données². La base est constituée de la population totale ainsi que de la taille des ménages en zone urbaine et rurale de 1970 à 2018 des plus vieilles dix (10) régions administratives du Sénégal. Nous avons pris les régions les plus anciennes sur le plan administratif et qui ont une disponibilité de données aussi lointaine.

² <http://senegal.opendataforafrica.org/SNSEI2015/social-economic-indicators-of-senegal>

Tableau 1: Statistiques populations des régions du Sénégal de 1970 à 2018

Région	Année de création	Moyenne	Min	Max
Dakar	1960	1 900 000	724 462	3 600 000
Diourbel	1960	844 897	372 010	1 700 000
Kaolack	1960	863 500	525 429	1 200 000
Saint-Louis	1960	711 576	452 646	1 000 000
Thies	1960	1 100 000	593 967	2 000 000
Ziguinchor	1960	446 293	256 455	713 440
Tambacounda	1976	475 480	252 656	812 075
Louga	1976	589 427	368 986	1 000 000
Fatick	1984	565 424	359 364	841 294
Kolda	1984	636 011	386 091	942 204

Source : Auteur à partir des données de l'ANSD

2.1. Variables de la loi Rang-Taille

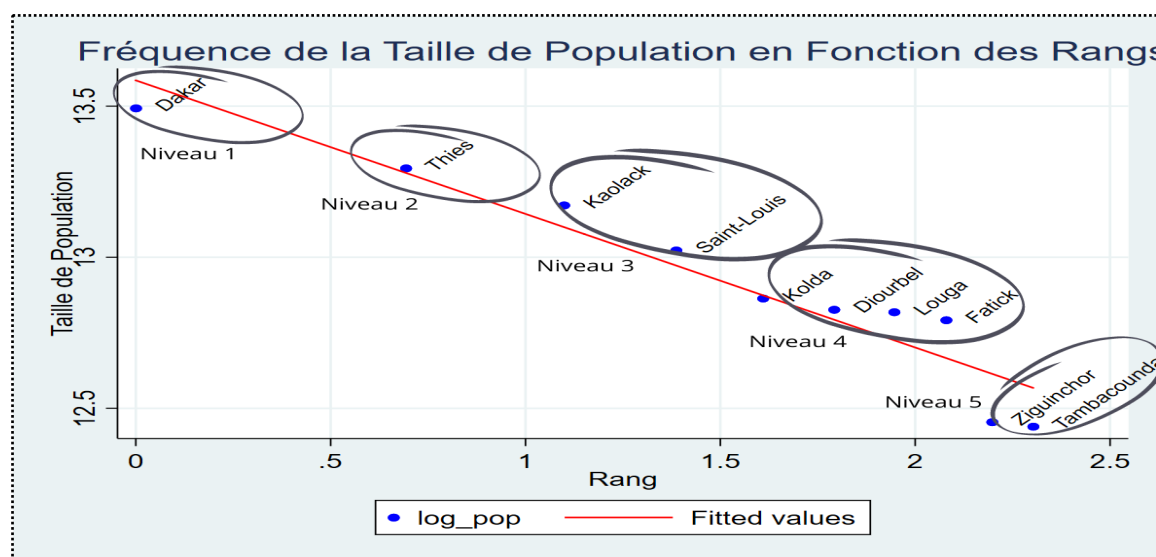
Taille de la population : La population peut être influencée par des facteurs endogènes tels que les migrations, les politiques urbaines, et les opportunités économiques locales.

Rang : Le rang permet de comprendre la hiérarchie territoriale en termes de population. En l'utilisant comme variable explicative, nous pouvons étudier comment la position relative d'une ville dans cette hiérarchie affecte sa population.

La loi de Pareto exprime ainsi la fracture territoriale et le coefficient de Zipf permet d'en faire une estimation empirique. Ce coefficient renseigne sur les inégalités des villes causées par les effets des politiques économiques qui impactent la configuration des territoires.

Le graphique indique une forte concentration de la population dans les villes de rang inférieur : ce qui est typique d'une distribution macrocéphale. Les régions comme Dakar et Thiès ont des populations bien plus grandes comparées aux autres, ce qui semble conforme aux observations empiriques de la loi de Zipf avec une légère déviation et la mise en évidence de niveaux hiérarchiques.

Figure 1: Hiérarchie urbaine au Sénégal par la loi de Zipf

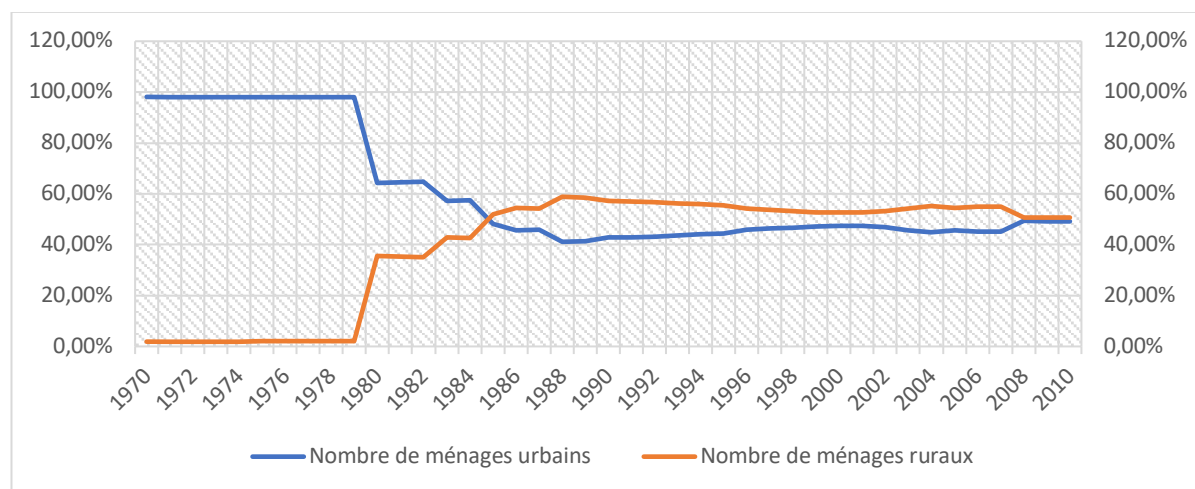


Source : Auteur à partir des données de l'ANSD

2.2. Variables contrôles

Le choix de mobiliser les données relatives au nombre de ménages selon la zone de résidence repose sur leur capacité à refléter plus finement la répartition réelle de la population et ses dynamiques d'évolution. Inversement le taux d'urbanisation n'a pas été retenu en raison des risques élevés d'endogénéité et de multicollinéarité avec la variable de population régionale ; ce qui aurait pu biaiser l'interprétation des résultats. Le nombre de ménages selon la zone nous aide à isoler également l'effet de la position d'un rang d'un territoire en tenant compte de la répartition urbaine et rurale de la population. Ce qui attire le plus notre attention reste le changement de paradigme observé entre les deux milieux en termes de nombre de ménages au fil des années (figure ci-dessous)

Figure 2: évolution des nombres de ménages en zone urbaine et rurale



Source : auteur à partir des données de l'ANSD

Il existe une chute brusque du pourcentage de ménage urbaine passant de près de 80% à 50% et une augmentation correspondante des ménages ruraux en 1980. Ce changement suggère soit une modification dans la méthode de comptabilisation des ménages, soit une révision des données antérieures. Nous n'avons cependant aucune information par rapport à ces hypothèses précédentes. Toutefois nous soupçonnons une urbanisation progressive avec une tendance à l'équilibre entre les zones 10 ans après jusqu'à 2010. Ces changements seraient dus à des politiques territoriales telles que la décentralisation. Pour lever les équivoques et capturer au mieux la fracture territoriale, nous introduisons donc le nombre de ménages urbains et le nombre de ménages ruraux comme variable de contrôle.

Tableau 2: Définition et statistiques descriptives des variables

Variable	Définition	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
pop	Population Totale	470	816599.7	531267.2	252656	3630324
rang	Rang	470	5.5	2.875342	1	10
m_urb	Nombre de ménages urbains	470	45677.52	62496.92	0	321110
m_rur	Nombre de ménages ruraux	470	3497.149	12773.74	0	82508
log_pop	Log Population Totale	470	13.46534	.5131924	12.43978	15.10483
log_rk	Log Rang	470	1.510441	.6961485	0	2.302585

Source : auteur à partir des données de l'ANSD

2.3. Méthodologie

La loi de Zipf stipule que la taille des villes est inversement proportionnelle à leur rang, cela s'exprime par :

$$Population_i = \frac{K}{(Rang_i)^\alpha}$$

Équation 1: Loi Rang Taille

Où : $Population_i$ est la population du territoire i ; $Rang_i$ est le rang du territoire i lorsqu'ils sont classés par ordre décroissant de population ; K est une constante ; α est l'exposant de la loi de puissance.

Pour estimer les coefficients de la loi de Zipf, il convient d'utiliser une régression linéaire. L'équation de base de la régression est :

$$lpop_i = \beta_0 + \beta_1 \log_r ank_i$$

Équation 2: Equation Statique de Zipf

Pour examiner la relation entre la population et le rang des villes au Sénégal, nous avons utilisé un modèle de régression panel à effets fixes. Nous estimons ainsi l'équation suivante :

$$Lpop_{it} = \beta_0 + \beta_1 \log_r k_{it} + \sum_{j=1970}^{2018} \gamma_j (\log_r k_{it} \cdot D_{jt}) + \delta_1 m_{urb_{it}} + \delta_2 m_{rur_{it}} + \mu_{it} + \varepsilon_{it}$$

Équation 3: Equation Dynamique de Zipf ajustée

$\log_p \quad op_{it}$ est la population logarithmique pour l'entité i à l'année t ; $\log_r \quad ank_{aj_{it}}$ est le rang ; logarithmique ajusté pour l'entité i à l'année t ; D_{jt} est une variable indicatrice qui prend la valeur 1 si l'année est j et 0 sinon ; δ_1 est le coefficient du nombre de ménages urbains ; δ_2 est coefficient du nombre de ménages ruraux ; μ_{it} est l'effet fixe pour l'entité i ; ε_{it} l'erreur aléatoire.

La méthode des moments généralisés a été retenue pour cette spécification en raison de ses atouts méthodologiques. Elle permet en premier lieu de corriger les biais d'endogénéité en particulier lorsque la variable explicative (rang) présente une corrélation potentielle avec le terme d'erreur. Par ailleurs le GMM s'avère particulièrement adapté aux données de panel, dans la mesure où il prend en compte à la fois les effets spécifiques aux localités observées et les variations temporelles. Une autre raison est que face à l'hétéroscédasticité et aux éventuelles corrélations sérielles le GMM offre une robustesse appréciable nous garantissant des estimations fiables dépourvu de biais de type rang-taille.

3. RESULTATS ET DISCUSSIONS

3.1. Effet de Persistance de la fracture territoriale

Les résultats révèlent une forte inertie dans la dynamique urbaine, illustrée par l'influence significative de la variable de population retardée ($L1.log_pop$) sur la population actuelle. Ce lien statistique suggère que la configuration démographique passée continue de structurer les rapports de force territoriaux. Ils traduisent ainsi un effet de persistance dans la hiérarchie urbaine et les inégalités dans la répartition de la population. Le coefficient est très significatif avec un coefficient structurel de **0,875** au niveau de 99% indiquant qu'une augmentation de 1% de la population d'une ville de l'année $t-1$ se traduit par une augmentation de 0,875% de la population de l'année t . Ce résultat est en conformité avec les recherches de (Dimou and Schaffar, 2011) sur les boucles de rétroaction qui stimule la croissance des villes dû à des externalités positives.

L'estimation des effets fixes avec la région de Dakar (2) et sans elle (3) montre des tendances légèrement différentes : le coefficient de détermination est plus élevé 25% pour (3) contre 16% avec la régression qui inclue Dakar.

Tableau 3: Estimation Effets fixes

	(1)	(2)	(3)
L.log_pop	0.875*** (0.0497)		
log_rk	-0.143*** (0.0511)	-0.538*** (0.0942)	-0.488*** (0.0843)
m_rur	1.12e-06* (6.66e-07)	2.59e-06* (1.51e-06)	3.17e-06** (1.35e-06)
m_urb	7.88e-07* (4.41e-07)	2.19e-06*** (3.38e-07)	4.14e-06*** (4.49e-07)
Constant	1.884*** (0.706)	14.17*** (0.145)	14.05*** (0.145)
Observations	430	470	423
R-squared	-	0.160	0.256
Number of city_num	-	10	9
Wald Chi ²	4693.34	-	-
Prob > Chi ²	0.0000	-	-
Sigma_u		.04947238	.09036259
Sigma_e		.26840108	.30135341
Rho		.03285846	.08249604

Source : auteur à partir des données de l'ANSD (2017)

*Notes : la colonne (1) présente l'estimation du modèle dynamique utilisant la méthode des moments généralisés ; les colonnes (2) et (3) présentent respectivement l'estimation des effets fixes avec et sans la région de Dakar. Erreurs standards entre parenthèses. * Significatif à 10 %, ** significatif à 5 % et *** significatif à 1 %*

Le coefficient (-0,5) montre une concentration urbaine importante au Sénégal car étant supérieur à la valeur théorique - 1 de Zipf et de la moyenne Africaine (-0,972) pour 44 pays africains (Mansouri, 2008). Cependant notre résultat montre une disparité plus prononcée en 2004 que celle estimée par (Mansouri, 2008). Probablement un problème de changement d'échelle géographique dans nos différents échantillonnages.

Tableau 4: Estimation du coefficient de Zipf pour l'année 2004 au Sénégal

	(1)	(2)
log_rk	-0.635*** (0.0469)	-0.593*** (0.102)
m_urb		4.75e-07 (6.14e-07)
m_rur		1.20e-06 (9.83e-07)
Constant	14.67*** (0.0622)	14.56*** (0.193)
Observations	10	10
R-squared	0.957	0.960

*Source : auteur à partir des données de l'ANSD ; Erreurs standards entre parenthèses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1*

Ce résultat contrasté avec le plus récent recherche sur la distribution de Zipf au Sénégal que (Mansouri, 2008) a établi témoigne de l'importance des changements d'échelle qui affectent les résultats (Acacha and Dubé, 2021; Fujita and Thisse, 1997). Ces changements s'expliquent par les couches de réalités « éco-géographiques ».

Par contre nos résultats suggèrent que la distribution de la population est très inégalitaire avec Dakar comme agent de stabilisation de cette inégalité car si on soustrait dans la régression (2) la capitale du Sénégal nous constatons que le coefficient devient plus élevé (-0,14) suggérant que les autres villes présentent une distribution encore plus déséquilibrée. L'analyse révèle la présence de villes secondaires densément peuplées, contrastant avec d'autres centres urbains demeurant de taille plus modeste. L'examen des effets fixes régionaux sur une période de trente ans permet de mieux comprendre les dynamiques différenciées qui traversent le territoire sénégalais, tout en confirmant l'existence d'une fracture persistante entre les régions. L'intégration de ces effets vise à saisir l'impact de facteurs non observables susceptibles d'influencer la hiérarchie urbaine. Il en ressort notamment que la région de Thiès présente une spécificité statistiquement significative, traduisant une surperformance démographique relative au sein de la hiérarchie urbaine nationale. Nous pouvons affirmer qu'il s'agit de son rôle d'unique carrefour ferroviaire proche de la capitale Dakar. La région de Thiès est aussi le chef-lieu de gare de Mbour qui est l'une des premières stations balnéaires du Sénégal. Pour Diourbel, il faut comprendre que cette région est non seulement la région centre du bassin arachidier jouant un rôle déterminant dans la compétitivité agricole mais c'est aussi une région qui abrite une ville sainte (Touba) et qui donc favorise l'attractivité résidentielle. Le constat est que comme pour Diourbel, Thiès a aussi une ville sainte (Tivaouane) qui accueille des milliers de

pèlerins en différentes périodes de l'année. Cela joue fortement sur la dynamique de croissance de ces villes précédentes. Dakar comme troisième position témoigne une saturation en termes de croissance urbaine où la dynamique est plus stabilisée et l'effet de rang moins sensible. Les externalités jouent un effet positif sur la croissance des territoires car elles créent plus d'opportunités (Dimou and Schaffar, 2011) rendant le territoire attractif sur le plan résidentiel comme industriel. Comme l'indique le (DPS, 2004) les régions du centre qui ont les effets fixes négatifs sont les régions les plus rurales du Sénégal et sont peu dotées en termes d'infrastructures freinant ainsi leur croissance (Sène and Codjia, 2016).

Tableau 5: Estimation effets fixes par région

Rang	Région	Pôle de Développement	Moyenne Effet Fixe
1	Thies	Pôle Thiès, Dakar	4.68e-09
2	Diourbel	Pôle Diourbel Louga	3.18e-09
3	Kolda	Pôle Casamance Orientale	2.61e-09
4	Dakar	Pôle Thiès, Dakar	1.21e-09
5	Ziguinchor	Pôle Casamance Orientale	8.87e-10
6	Louga	Pôle Diourbel Louga	8.30e-10
7	Saint-Louis	Pôle Fleuve	5.94e-11
8	Fatick	Pôle Sine Saloum	-1.99e-09
9	Tambacounda	Pôle Casamance Orientale	-1.97e-09
10	Kaolack	Pôle Sine Saloum	-2.87e-09

Source : calcul de l'auteur à partir des données de l'ANSD ; Note : La dénomination des pôle de développement s'appuie sur les travaux de (Sène and Codjia, 2016)

3.2. Bilan des politiques de Décentralisation vu des résultats

Le modèle GMM est globalement significatif avec les coefficients de Wald Chi2 différent de zéro et une probabilité hautement significative. Par contre les statistiques Sigma_u, Sigma_e et Rho révèlent des insights sur l'hétérogénéité et la distribution des effets non observés entre les différentes régions.

Les régions Fatick, Kaolack et Tambacounda qui ont des signes négatifs sont les moins bénéficiaires de l'évolution des villes. La décentralisation avait justement pour mission la stabilisation loi N°64-02 du 19 janvier instituait Dakar et ses autres communes administratives se voient verser dans un régime spécial dérogeant du droit commun pour pouvoir bénéficier des avantages au niveau de leurs budgets et de la fourniture de biens publics. Le reste des communes du territoire étaient dans le droit commun avec peu de marge de manœuvre administrative et financière avec la loi 66-64 du 30 juin 1966. C'est en 1972 que les zones rurales connaissent le statut de collectivités locales en communauté rurales (loi 72-25 du 19 avril 1972). L'année 1990

marque la suppression des communes à statut spécial et leurs reversements dans le droit commun par la loi 90-35 du 8 octobre 1990.

L'érection de la région en collectivité locale dotée d'une autonomie financière et administrative en 1996 par les lois 96-06 et 96-07 du 22 mars des territoires et l'équilibre territoriale. Les effets fixes par années soulignent les facteurs spécifiques non observés pour chaque année qui ne sont pas expliqués par nos variables explicatives. Les interactions nous permettent de voir les dynamiques de réorganisation des rangs selon des années spécifiques. Le coefficient nous permet de capturer les variations de l'effet de la variable $\log_rk$ pour les années que nous avons choisies. L'augmentation progressive des coefficients reflète une démographie croissante du pays et des politiques publiques en permanente mutation. La significativité des coefficients indique que les différences annuelles sont statistiquement robustes ce qui suggère des changements réels dans les dynamiques régionales amorcées par les politiques publiques. Nous avons ainsi ciblé les interactions spécifiques par rapport aux années de la décentralisation (1972, 1986, 1996, et 2013) pour étudier les interactions spécifiques de chaque année (Tableau 7). Les coefficients des interactions montrent une amélioration des effets fixes annuelles pour les années de l'acte 3 de la décentralisation (2013 et 2018) dont la particularité est la prise en compte de la dimension territoriale contrairement aux années de l'acte 1 et 2 (1972 et 1996).

Tableau 6: Effets fixes des interactions des phases de la décentralisation

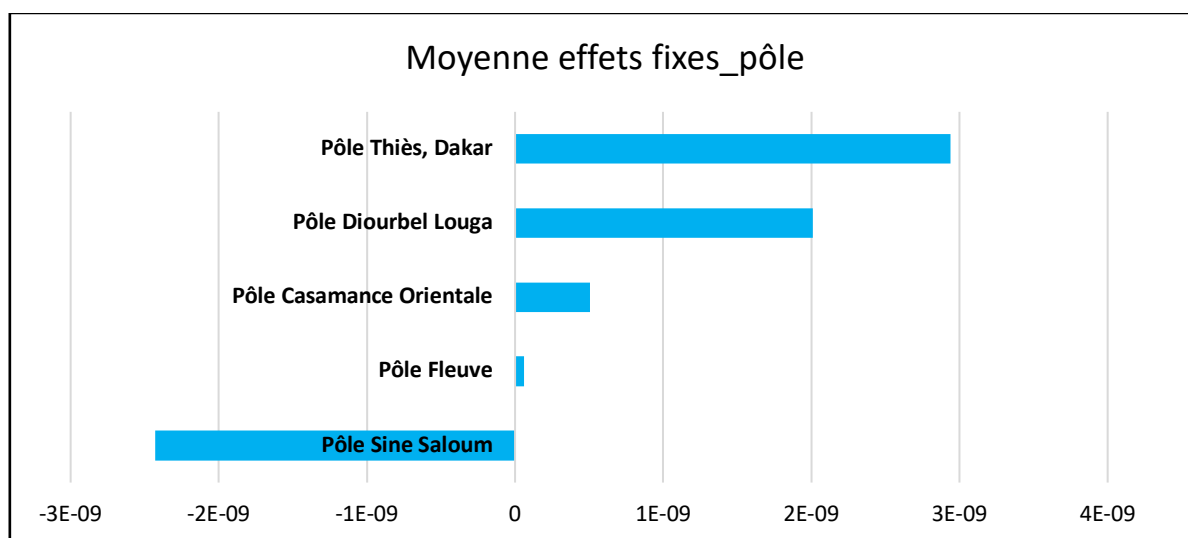
VARIABLES	log_pop	VARIABLES	log_pop
interaction_1972	-0.0288*** (0.00674)	log_rk	-0.523*** (0.0845)
interaction_1986	-0.0105 (0.00649)	m_rur	3.23e-06** (1.36e-06)
interaction_1996	0.00185 (0.00641)	m_urb	2.71e-06*** (3.16e-07)
interaction_2013	0.0376*** (0.00636)	Constant	14.10*** (0.131)
interaction_2018	0.0479*** (0.00629)	Observations	470
		Number of city_num	10
		R-squared	0.331

Source : auteur à partir des données de l'ANSD ; Erreurs standards entre parenthèses. * Significatifs à 90 %, ** Significatifs à 95 % et *** Significatifs à 99 %

L'effet fixe négatif de la région de Tambacounda (-1.97e-09) n'impact pas l'effet global du Pôle Casamance dont elle fait partie. Les aménités de cette région se voient absorbées par les effets de Kolda et de Ziguinchor qui représentent les deux autres composants de ce pôle. Les résultats de recherche interpellent les acteurs de développement en commençant par les autorités territoriales sur la nécessité d'accélérer la mise en place effective des pôles de développement. Ces pôles sont en réalité une projection ou du moins une idée de projet

territoriale dont une petite partie s'est vue réalisé. Il s'agit du pôle urbain de Diamniadio situé à Dakar à quelques kilomètres de Thiès. Il entre dans la dynamique de réalisation du pôle Dakar-Thiès qui enregistre le plus haut score de croissance urbaine (cf. figure Hiérarchie urbaine). La dynamique industrielle de ce centre doit être capable de diffuser les richesses produites vers les autres territoires pour freiner les phénomènes d'exode rural ou de migrations interurbaines. Des politiques efficaces de redistribution des ressources vers les territoires de niveau inférieur seraient plus favorables (Bret, 2009) qu'elles ne le seraient sans le pôle Dakar-Thiès. Le pôle Casamance ne devrait pas poser de problème majeur car Ziguinchor a une ouverture sur l'océan Atlantique et donc avec l'installation d'un port international pourrait être un hub international de transport. Les autorités doivent également entreprendre à délocaliser les services administratifs de la capitale vers les pôles Sine Saloum et Fleuve Sénégal. Cette délocalisation doit être accompagnées par le renforcement des infrastructures tant au niveau urbain que rural comme prévu dans l'agenda nationale de transformation serait une bonne chose.

Figure 3: Graphique des effets fixes par pôle de développement



Source : Calculs de l'auteur à partir des données de régression

CONCLUSION

La cause majeure de la dégradation des conditions de vie est le manque d'infrastructures sociales de base surtout en milieu rural (Mbaye, 2014, p. 2). Les disparités structurent des trajectoires sociales très contrastées selon les territoires et posent la question de la soutenabilité d'un modèle de développement faiblement redistributif.

Le Sénégal a été confronté à plusieurs défis en matière de développement local au cours des dernières décennies, notamment l'échec de la politique de développement postindépendance, la crise mondiale, la chute des prix de l'arachide et des phosphates, le choc pétrolier, le cycle de

sécheresse, etc. Ces défis ont remis en cause à la fois l'approche du développement mais également celle de la gestion publique jusqu'au niveau étatique (Ndiaye, 2017).

Un vaste mouvement de pression sociopolitique a remis en cause les approches du développement et de la gestion publique, ce qui a conduit à une revanche de l'approche communautaire d'en bas et à la décentralisation entre 1980 et 1999

Les collectivités locales ont mis en place des initiatives telles que la délégation de maîtrise d'ouvrage locale, la subsidiarité et le dialogue social pour expérimenter un nouveau mode de gestion publique basé sur la coproduction de services publics locaux et la promotion du budget participatif. Ces initiatives témoignent de la volonté politique des collectivités locales d'impliquer la société civile locale dans la gestion publique locale concertée.

Nous avons décelé les différents réussites et échecs majeurs des politiques publiques ainsi que les inégalités causées quelques parts par la colonisation et d'autre part par des politiques publiques infructueuses.

Les inégalités ont impacté sur les différentes régions de manières disparate en faveur du tiers du territoire en proximité avec Dakar et son hinterland

Nous avons noté une diversité des politiques publiques au Sénégal visant à répondre aux besoins des individus en matière d'accès aux biens publics. Par contre la nature complexe de ces politiques a installé des difficultés soit dans la mise en œuvre de ses mesures, soit dans le suivi ou mobilisation des ressources nécessaires.

Le gouvernement dans ses stratégies de développement s'est toujours attaqué à la pauvreté et aux inégalités en mettant en œuvre des politiques à fort contenu social. Il convient toutefois de souligner que, malgré les efforts institutionnels, les politiques publiques peinent à produire des résultats tangibles, notamment en matière de réduction des inégalités sociales et des disparités territoriales, qui demeurent préoccupantes (BOS, 2016). Dans une logique d'amélioration de l'accès aux services sociaux de base, l'État du Sénégal a initié plusieurs programmes, parmi lesquels le Programme National de Développement Local (PNDL), orienté vers le renforcement des infrastructures en milieu rural et périurbain, ainsi que le Programme d'Urgence de Développement Communautaire (PUDC), qui cible principalement l'accès à l'eau potable, à l'électricité et à d'autres services essentiels.

La décentralisation du Sénégal dans un souci de lutter contre la pauvreté et les inégalités dans l'accès aux services sociaux de bases a connu des balbutiements pendant plus d'un demi-siècle pour tendre vers la stabilité à partir de 2013 avec l'intégration du territoire comme variable endogène. Nos résultats, fondés sur l'application de la loi rang-taille de Zipf, ont permis de

mettre en évidence à la fois les avancées et les limites dans la répartition spatiale des ressources et des infrastructures à l'échelle nationale. Cette analyse apporte un éclairage nouveau sur les effets de la décentralisation en matière de réduction des inégalités territoriales. Par ailleurs, l'utilisation conjointe du modèle GMM dynamique et des effets fixes a permis de saisir les évolutions démographiques régionales, révélant une forte concentration de la population dans les villes situées aux premiers rangs de la hiérarchie urbaine.

Il existe donc une concentration de la population dans les grandes villes créant des agglomérations et des pressions sur les infrastructures. La structure du Sénégal est en effet polarisée avec peu de villes moyennes capables de sévèrement concurrencer les autres les plus grandes régions après Dakar. Même si la décentralisation opte pour des territoires compétitifs et viables, cette situation est dangereuse pour l'émergence des régions secondaires qui sont les promoteurs de développement régional et inclusif. Il faudrait des politiques de décentralisation visant à équilibrer la distribution de la population en passant par les grands ensembles comme les pôles de développement qui ont montré leurs efficacités.

En définitive, cette analyse met en lumière les fondements historiques, structurels et institutionnels qui sous-tendent les déséquilibres territoriaux persistants au Sénégal. Elle confirme l'idée selon laquelle la distribution inégale des ressources et des services publics n'est pas seulement le fruit de contraintes techniques, mais résulte également de choix politiques et de trajectoires territoriales différenciées. Ces constats appellent à un approfondissement de la réflexion sur les leviers de régulation possibles, en particulier à travers les mécanismes de décentralisation et de responsabilisation fiscale. C'est à cette articulation entre inégalités spatiales et morale fiscale que s'intéressera le chapitre suivant.

REFERENCE

- Acacha, H., Dubé, J., 2021. 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. *Can. J. Reg. Sci.* 42, 70–81. <https://doi.org/10.7202/1083633ar>
- Alperovich, G., 1993. An Explanatory Model of City-size Distribution: Evidence from Cross-country Data. *Urban Stud.* 30, 1591–1601. <https://doi.org/10.1080/00420989320081521>
- Arshad, S., Hu, S., Ashraf, B.N., 2019. Zipf's law, the coherence of the urban system and city size distribution: Evidence from Pakistan. *Phys. Stat. Mech. Its Appl.* 513, 87–103. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2018.08.065>
- Barabel, M., Chabault, D., Meier, O., Tixier, J., 2009. La dynamique de territoire et l'évolution d'un pôle de compétitivité : le cas de Cosmetic Valley. *Manag. Avenir* 25, 144. <https://doi.org/10.3917/mav.025.0144>
- Bret, B., 2009. Interpréter les inégalités sociospatiales à la lumière de la Théorie de la Justice de John Rawls. *Ann. Géographie* 665–666, 16–34. <https://doi.org/10.3917/ag.665.0016>
- Chen, Y., Wang, J., 2014. Recursive Subdivision of Urban Space and Zipf's Law. *Phys. Stat. Mech. Its Appl.* 395, 392–404. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2013.10.022>
- Ciaschini, M., Helbich, M., Muolo, A., 2024. Land-use change and Zipf's law: A novel tool to investigate regional transformations. *Land Use Policy* 132, 106789. <https://doi.org/10.1016/j.landusepol.2023.106789>
- Deliktaş, E., Önder, A.Ö., Karadağ, M., 2013. The Size Distribution of Cities and Determinants of City Growth in Turkey. *Eur. Plan. Stud.* 21, 251–263. <https://doi.org/10.1080/09654313.2012.722922>
- Dimou, M., Schaffar, A., 2011. Les théories de la croissance urbaine. *Rev. Déconomie Polit.* 121, 179–207. <https://doi.org/10.3917/redp.212.0179>
- Fujita, M., Thisse, J.-F., 1997. Économie géographique, Problèmes anciens et nouvelles perspectives. *Ann. D'Économie Stat.* 37–87. <https://doi.org/10.2307/20076050>
- Gabaix, X., 1999. Zipf's Law for Cities: An Explanation. *Q. J. Econ.* 114. <https://doi.org/10.1162/003355399556133>
- Gabaix, X., Ibragimov, R., 2011. Rank — 1/2: A Simple Way to Improve the OLS Estimation of Tail Exponents. *J. Bus. Econ. Stat.* 29, 24–39.
- Gangopadhyay, K., Basu, B., 2013. Evolution of Zipf's Law for Indian Urban Agglomerations vis-à-vis Chinese Urban Agglomerations, in: *Econophysics of Systemic Risk and Network Dynamics*. Springer, pp. 119–129. https://doi.org/10.1007/978-3-642-35464-4_12

- Gao, H., Wu, K., 2008. Zipf's law and influential factors of the Pareto exponent of the city size distribution: Evidence from China. *Front. Econ. China* 3, 137–149. <https://doi.org/10.1007/s11459-008-0006-8>
- Goldstein, M.L., Morris, S.A., Yen, G.G., 2004. Problems with fitting to the power-law distribution. *Eur. Phys. J. B - Condens. Matter Complex Syst.* 41, 255–258. <https://doi.org/10.1140/epjb/e2004-00316-5>
- González-Val, R., Ximénez-de-Embún, D.P., Sanz-Gracia, F., 2024. A long-term, regional-level analysis of Zipf's and Gibrat's laws in the United States. *Cities* 149, 104946. <https://doi.org/10.1016/j.cities.2023.104946>
- Ioannides, Y.M., Overman, H.G., 2003. Zipf's Law for Cities: An Empirical Examination. *Reg. Sci. Urban Econ.* 33, 127–137. [https://doi.org/10.1016/s0166-0462\(02\)00006-6](https://doi.org/10.1016/s0166-0462(02)00006-6)
- Kong, X., Zhao, Y., Liu, Y., Wang, Y., 2023. Assessing Regional Development Balance Based on Zipf's Law: The Case of Chinese Urban Agglomerations. *ISPRS Int. J. Geo-Inf.* 12, 472. <https://doi.org/10.3390/ijgi12120472>
- Krugman, P., 1995. *Development, Geography, and Economic Theory*. The MIT Press. <https://doi.org/10.7551/mitpress/2389.001.0001>
- Li, A., Chen, S., Zhang, H., Ou, X., 2023. Study on the spatial-temporal differentiation of road network density and its relationship with urban form in Greater Bay Area of Guangdong, Hong Kong and Macao. *Proc. 3rd Int. Conf. Internet Things Smart City IoTSC 2023* 591–600. <https://doi.org/10.1117/12.2684022>
- Mansouri, Y., 2008. *The Location of Productive Activities : Tension between Centrifugal and Centripetal Forces (phdthesis)*. Université du Sud Toulon Var.
- Mbaye, S., 2014. Infrastructures sociales et rattrapage nutritionnel des garçons : le cas du monde rural sénégalais. *Rev. Déconomie Dév.* 22. <https://doi.org/10.3917/edd.284.0039>
- Mills, E.S., Becker, C.M., Verma, S., 1986. *Studies in Indian Urban Development*. World Bank.
- Modica, M., Reggiani, A., Nijkamp, P., 2015. A Comparative Analysis of Gibrat's and Zipf's Law on Urban Population. *SSRN Electron. J.* <https://doi.org/10.2139/ssrn.2611960>
- Ndiaye, S., 2017. Politiques publiques et dynamiques territoriales de développement local (1960-2015) en contexte de transition : le cas du Sénégal. *Polit. Soc.* 3–4, 57–67. <https://doi.org/10.3917/lps.173.0057>
- Nishiyama, Y., Osada, S., Sato, Y., 2008. OLS ESTIMATION AND THE t TEST REVISITED IN RANK-SIZE RULE REGRESSION*. *J. Reg. Sci.* 48. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9787.2008.00582.x>

- Nitsch, V., 2005. Zipf Zipped. J. Urban Econ. 57, 86–100. <https://doi.org/10.1016/j.jue.2004.09.002>
- O'Connor, K., 2022. Diversity in global urban sprawl patterns revealed by Zipfian dynamics. Urban Plan. Transp. Res. 10, 1–20. <https://doi.org/10.1080/2150704X.2022.2073794>
- Pérez-Valbuena, G.J., Roca, A.M., 2014. Ley de Zipf y de Gibrat para Colombia y sus regiones: 1835–2005. Rev. Hist. Económica - J. Iber. Lat. Am. Econ. Hist. 32, 247–286. <https://doi.org/10.1017/S0212610914000101>
- Rosen, K.T., Resnick, M., 1980. The size distribution of cities: An examination of the Pareto law and primacy. J. Urban Econ. 8, 165–186. [https://doi.org/10.1016/0094-1190\(80\)90043-1](https://doi.org/10.1016/0094-1190(80)90043-1)
- Schaffar, A., Dimou, M., Hazem, M., 2013. La croissance urbaine chinoise: convergence ou marche aléatoire? Eur. J. Dev. Res. 25, 154–167. <https://doi.org/10.1057/ejdr.2012.22>
- Schluter, C., 2020. On Zipf's law and the bias of Zipf regressions. Empir. Econ. 61. <https://doi.org/10.1007/s00181-020-01879-3>
- Sène, A., Codjia, C., 2016. Dynamiques de l'aménagement du territoire et inégalités sociospatiales au Sénégal. Cah. Géographie Qué. 60, 11–27. <https://doi.org/10.7202/1038663ar>
- Soo, K.T., 2014. Zipf, Gibrat and geography: Evidence from China, India and Brazil. Pap. Reg. Sci. 93, 159–181. <https://doi.org/10.1111/j.1435-5957.2012.00477.x>
- Soo, K.T., 2005. Zipf's Law for cities: a cross-country investigation. Reg. Sci. Urban Econ. 35. <https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2004.04.004>
- Torre, A., 2000. Economie de la proximité et activités agricoles et agro-alimentaires. Eléments d'un programme de recherche. Rev. D'Economie Régionale Urbaine 407–426.
- Vermot-Desroches, B., 2012. Les sciences régionales au Québec : une régiologie particulière. Rev. D'Économie Régionale Urbaine octobre, 491–511. <https://doi.org/10.3917/reru.124.0491>
- Xu, Z., Harriss, R.C., 2009. A Spatial and Temporal Autocorrelated Growth Model for City Rank—Size Distribution. Urban Stud. 47, 321–335. <https://doi.org/10.1177/0042098009348326>
- Ye, X., Xie, Y., 2012. Re-examination of Zipf's law and urban dynamic in China: a regional approach. Ann. Reg. Sci. 49, 135–156. <https://doi.org/10.1007/s00168-011-0442-8>