

# A EVOLUÇÃO DA DISTRIBUIÇÃO DO TAMANHO DAS CIDADES: CASO DO NORDESTE BRASILEIRO

Jorge Alberto Orellana Aragón (UFRGS).  
Vívian dos Santos Queiroz (UFRGS)

**Resumo:** A proposta deste artigo foi estudar a evolução do tamanho das cidades dos estados do nordeste do Brasil para os anos de 1990, 2000 e 2010 através da regularidade empírica conhecida como lei de Zipf, a qual pode ser representada por meio da distribuição de Pareto. Por meio da análise na dinâmica da distribuição das populações através do tempo, o crescimento urbano revelou uma persistência hierárquica das cidades de Salvador, Fortaleza e Recife, enquanto que São Luís experimentou o quarto lugar no rank das maiores cidades, que persistiu nas duas últimas décadas. A lei de Zipf não se verificou quando se considerou as cidades do nordeste em conjunto, que pode ser devido ao menor grau de desenvolvimento urbano das cidades dessa região. Na análise dos estados em separado, também não se cumpriu a lei de Zipf, embora tenha se verificado a lei de Gibrat, a qual postula que o crescimento das cidades é independente de seu tamanho. Por fim, acredita-se que a instalação do complexo minerometalúrgico do Maranhão tenha contribuído para o desenvolvimento e para a redução da desigualdade urbana intra-cidade nesta área.

**Palavras-chaves:** Lei de Zipf. Populações. Funções Kernel. Nordeste brasileiro.

**Abstract:** The purpose of this paper was to study the evolution of the size of the northeast states of Brazil between 1990 and 2010 through the empirical regularity known as the Zipf's law that can be represented by Pareto's distribution. It was found by the dynamic distribution analysis of the population, that the urban growth over time reflects a persistent hierarchy of the cities Salvador, Fortaleza and Recife, while São Luís experienced the fourth in rank of the largest cities, which persisted in the last two decades. The results indicate that Zipf's Law did not show the way to verify all the cities of the northeast as a whole, which can be explained by the lower degree of urban development of the cities in that region. Therefore, for each state in the northeast states, it was confirmed that Gibrat's law assumes that the growth of the cities is so far independent of its size. In the case of Maranhão state, it was confirmed that after the establishment of an industrial development center, this fact helped to develop the urban inequality reduction among the cities of this state.

**Key words:** Zipf's law. Populations. Kernel function. Brazilian Northeast.

**JEL classification:** O18; C14; R12

## 1. INTRODUÇÃO

Na literatura do desenvolvimento econômico, as áreas urbanas muito grandes significam papel crucial no desempenho da economia regional e global, uma vez que acarretam, principalmente, o surgimento de economias de aglomeração (VENABLES, 2003). Sendo assim, o crescimento econômico e a distribuição populacional estão diretamente relacionados, e compreender a evolução dessas variáveis permite entender a dinâmica de outros fenômenos colaterais como a migração, convergência do crescimento econômico regional e desenvolvimento territorial.

Neste sentido, a aglomeração da atividade econômica pode ser resumida como a interação da localização da atividade manufatureira e movimentos dos salários nominais industriais e salários reais, pois a concentração de firmas em um mesmo local alavanca os salários, estimulando a mobilidade da força de trabalho para esta região, reforçando o efeito cumulativo da aglomeração (KRUGMAN, 1991b; FUJITA et al., 2002). Além disso, o compartilhamento de insumos por empresas de uma mesma localidade gera externalidades positivas e impulsionam a formação e crescimento das cidades e indústrias (MARSHALL, 1985; DAVID e ROSENBLOOM, 1990).

Portanto, o estudo do tamanho das cidades se relaciona com o grau de desenvolvimento das economias e uma forma de analisar a concentração urbana e a distribuição populacional entre os núcleos da rede urbana é através da lei de *Zipf* ou regra do *rank*<sup>1</sup> que permite acompanhar a evolução das dimensões dos centros urbanos. A hipótese por trás dessa lei diz que o tamanho das cidades avança em relação ao tamanho da maior cidade (PÉREZ V., 2006). Neste sentido, se a lei de *Zipf* se verifica, existe a propensão para uma distribuição urbana mais equilibrada, evitando o fenômeno da macrocefalia urbana.<sup>2</sup> Adicionalmente, outro conceito importante é a lei de *Gibrat* que se concentra em avaliar se o crescimento das cidades é independente do seu tamanho. A partir dessas simples análises, é possível encontrar evidências importantes que permitam inferências acerca da concentração populacional em diferentes instantes no tempo.

No Brasil é evidente a desigualdade entre as regiões. De acordo com Domingues e Ruiz (2005), por exemplo, no ano de 2000 a região Sudeste detinha aproximadamente 66% do total do valor da transformação industrial (VTI) nacional, com ênfase para o estado de São Paulo, que contribuiu com 45%. A região Nordeste ficou com o terceiro maior VTI, em torno de 9% e segundo lugar ficou a região Sul (18%). Uderman (2005) revelou que em 2002 a Bahia possuía 45% do VTI do Nordeste, seguida de 28% dos estados de Pernambuco e Ceará juntos. Ademais, estes são estados que detinham a maior concentração de população ocupada na indústria de transformação, 27%, 17% e 16%, respectivamente.

O Nordeste ainda exhibe baixo dinamismo, já que em 1970 possuía uma participação relativa de 5,7% do PIB nacional da indústria de transformação e de 10% em 1996 segundo Ferreira e Lemos (2000).<sup>3</sup> Por sua vez, Falvo (2010) enfatizou que a região Sudeste representou 56% em relação ao PIB nacional em 2008. No entanto, houve certo desenvolvimento da região nordeste que colaborou para o incremento em população ocupada na indústria de transformação de 21,9% (117.991 postos adicionais de trabalho) entre 1999 e 2002, enquanto que no Brasil essa taxa foi de 13,9% (UDERMAN, 2005). Ademais, o Nordeste ocupa a segunda posição em tamanho da população, ou seja, 27% da população brasileira reside nesta região, atrás somente da região Sudeste. Para Queiroz (2010), a região nordeste vem exibindo indícios de que está se tornando mais atrativa para seus naturais devido ao elevado influxo de migrantes retornados nas últimas décadas.

Diante das evidências apresentadas e a importância do tamanho das cidades para o crescimento econômico, este trabalho tem por objetivo medir a evolução da dinâmica da distribuição populacional urbana nos estados do Nordeste brasileiro a partir dos Censos de 1991, 2000 e 2010. Especificamente este trabalho busca verificar o cumprimento da Lei de *Zipf* e da Lei de *Gibrat* e, em seguida, avaliar o nível de persistência da distribuição da população que caracteriza o tamanho da população. Para tanto, as densidades não

---

<sup>1</sup> Refere-se ao ordenamento do tamanho das cidades (da maior para a menor).

<sup>2</sup> É um conceito usado pela teoria da geopolítica e se refere à tendência que ocorre em muitos países, tal como a concentração do poder político, econômico e a administração pública na cidade capital. A macrocefalia é um fenômeno que aparece em países ou regiões onde a rede urbana está muito desequilibrada pelo predomínio de uma cidade que concentra grande parte da população urbana.

<sup>3</sup> Considerando as Macrorregiões e principais estados do Nordeste e Sudeste.

paramétricas de *kernel* serão utilizadas que permitirão observar se a distribuição da população no Nordeste tende a se comportar de forma similar ao longo do tempo. Este trabalho ganha importância por fornecer suprimentos importantes para a formulação de políticas públicas voltadas para o desenvolvimento desta região do país.

O presente trabalho está dividido em seis partes incluindo esta introdução. A segunda parte faz uma revisão da literatura empírica. A terceira parte apresenta a revisão teórica da literatura e a quarta parte se dedica aos modelos e base de dados. A quinta parte expõe os resultados e a última se detém às conclusões finais.

## 2. REVISÃO EMPÍRICA

Na literatura internacional, as mais importantes investigações procuram explicações empíricas para a Lei de *Zipf*. Vários estudos foram feitos para países individualmente e entre países e, a maioria, direcionou esforços para países mais desenvolvidos como Estados Unidos. Dobkins e Ioannides (1999), por exemplo, utilizaram dados do censo dos Estados Unidos entre 1990 e 1990 e estimações para paramétricas e não paramétricas. Seus achados mais significativos apontaram o cumprimento da Lei de *Zipf* para as áreas metropolitanas. Este resultado sugere que o tamanho relativo das cidades segue uma distribuição de Pareto com coeficiente igual a 1, ou seja, a distribuição da população é mais igualitária. Assim, o sistema urbano do país é convergente sempre que se consideram os efeitos regionais.

O estudo de Gabaix (1999), por exemplo, focou sobre as questões teóricas do crescimento das cidades nos Estados Unidos. Enquanto outro trabalho realizado por Ionides e Overman (2003), também para os Estados Unidos e utilizando censos demográficos entre 1900 e 1990, dedicaram atenção para as áreas de metrô. Usando procedimentos não paramétricos para estimar Lei *Gibrat* e movimento geométrico Browniano para calcular expoentes *Zipf* locais a partir da média e variância das taxas de crescimento das cidades, os autores verificaram que a Lei de *Gibrat* se sustentava e os expoentes locais de *Zipf* eram amplamente consistentes com a Lei de *Zipf* e seus desvios eram facilmente explicados por desvios da Lei de *Gibrat*.

Soo (2005) e Rose (2005) fizeram estudos para vários países tentando verificar o cumprimento da Lei de *Zipf* e *Gibrat*. Para Soo (2005), a lei de *Zipf* não se cumpre em grande parte de países e as variáveis de espaço não explicam este comportamento. Já para o conjunto de países observados por Rose (2005), a proposta de *Zipf* se verifica para as cidades dos países e no total de países da amostra.

Por sua vez, Pérez V. (2006) estudou as cidades da Colômbia e Costa Caribenha para anos selecionados 1912, 1918, 1938, 1951, 1964, 1973, 1985 e 1993 do censo demográfico. Os resultados mais importantes mostraram que a Lei de *Zipf* não se cumpre a nível municipal, mas se cumpre a nível nacional, que evidencia o pouco desenvolvimento dos municípios dessa região e a grande concentração destes com baixa densidade populacional. Ademais, tanto no caso dos municípios da Colômbia como nos da Costa Caribenha, existiam fortes evidências a cerca de uma elevada persistência na distribuição do tamanho das cidades de um período outro.

Outro estudo dedicado para a Colômbia foi realizado por Nisperuza e Trujillo (2006) para vários períodos no século XX. Seus achados principais destacaram o não cumprimento da Lei de *Zipf* para nenhum dos censos entre 1918 e 1993, e que o coeficiente da distribuição do *rank* cai ao longo do século XX, exceto para o período entre 1973 e 1985. A prosperidade do café justifica o aumento do coeficiente entre 1973-1985 e o deslocamento da população com o fim da prosperidade cafeiteira levou a queda do índice entre 1985-1993.

Por último, Orellana (2008) investigou os impactos das mudanças da política comercial, como a dinamização e formação do processo de integração econômica e regional conhecido como Mercado Comum Centro-Americano (MCCA) em 1960, sobre o tamanho das cidades e crescimento econômico da Guatemala no período entre 1921-2002.

Adicionalmente, o autor estimou um índice para medir o grau de concentração urbana chamado *Hirschman-Herfindahl*. Os principais resultados obtidos mostraram: (i) um suave crescimento na desigualdade e divergência, apesar de o índice de concentração urbana mostrar uma queda gradual desde do ano de 1964 (época MCCA); (ii) entre 1973-2002 verificou-se o cumprimento da Lei de *Gibrat*, indicando maior homogeneidade no crescimento e (iii) a concentração urbana exibiu relação inversa com a abertura comercial, embora tenha apresentado relação positiva com crescimento econômico entre 1921-1964. Enfim, sumariamente, as maiores cidades da Guatemala reduziram seu crescimento e as pequenas e médias cidades cresceram mais rapidamente do que os grandes centros urbanos, impulsionados pelo crescimento do comércio internacional.

No âmbito da literatura nacional, vários tem sido os estudos que se detiveram a investigar o papel da concentração de urbana para o desenvolvimento regional. Oliveira (2004), por exemplo, averiguou a evolução da distribuição do tamanho das cidades brasileiras e o comprimento lei de Zipf entre 1936 e 2000. Além de propor o uso de modelos não lineares. Os principais achados sugeriram que as menores cidades brasileiras cresceram menos do que as maiores. Já as cidades com mais de 50 mil habitantes exibiram divergência até 1990, verificando a lei de *Gibrat* a partir de então, que sugere que as cidades cresceram independente de seu tamanho. Assim, o autor concluiu que as menores cidades poderiam estar crescendo mais rapidamente que as maiores.

Ruiz (2005) estudou e comparou as estruturas urbanas de dois países, um desenvolvido e o outro em desenvolvimento, neste caso Estados Unidos da América e Brasil, respectivamente. Usando a lei de Zipf e Pareto e indicadores de concentração, as principais conclusões do autor foi que no Brasil há predominância dos grandes centros urbanos, enquanto que nos Estados Unidos as cidades médias se destacam mais. Ainda sugere que as políticas públicas devem ser voltadas para os centros não metropolitanos a fim de reduzir a concentração nos grandes centros urbanos. Tais políticas públicas devem ser voltadas para reduzir os custos de transportes que favorecem as grandes metrópoles, investindo em infraestrutura de comunicação, transporte e energia, saneamento básico, políticas de habitação, qualificação da mão-de-obra e difusão de inovações.

Miranda e Badia (2006), por sua vez, tentaram investigar empiricamente o cumprimento da lei de Zipf no caso de Minas Gerais ao longo do período compreendido entre 1920 e 2000. O principal achado apontou que há um processo concentrador populacional favorecendo Belo Horizonte durante o século XX, e que pode estar relacionado à atuação desequilibrada das forças centrípetas e centrífugas.

O trabalho de Monastério et al. (2007) tratou de verificar o cumprimento da Lei de Zipf ao analisar os efeitos das economias de aglomeração nos salários dos trabalhadores de indústrias do Rio Grande de Sul. Para tanto, foram localizados os clusters da indústria no estado no ano de 2000 e combinou-se estas informações com dados do censo. Tomando com referência os modelos de Hanson (1998), os principais resultados mostraram que os salários são mais elevados para aqueles que trabalham nas proximidades do centro econômico do estado.

Magalhães e Toscano (2011) também verificaram a validade empírica das leis de Pareto e Zipf para o caso do Espírito Santo no período compreendido entre 1999-2007. Os resultados gerais mostraram que a lei de Zipf parece não se verificar empiricamente. Testes de convergência apontaram em direção da aglomeração da população nas maiores cidades do Estado. Ademais, testes de robustez baseados na região metropolitana da grande Vitória como único município, por exemplo, reforçaram um padrão de polarização populacional nessas localidades.

Em outro trabalho realizado por Magalhães et al. (2012) para o Espírito Santo, os referidos autores enfatizam a existência de diferenças entre áreas urbanas e urbanizadas nos

municípios deste estado, as quais podem afetar o ordenamento dos municípios no estado em termos de tamanho e, conseqüentemente, as análises referentes a questões socioeconômicas. Portanto, os autores investigaram estas diferenças para o caso dos municípios do Espírito Santo. Além do mais, testaram a ocorrência da lei de Zipf considerando estas definições alternativas de áreas. Os achados mais importantes sugeriram a ocorrência de significativas diferenças entre os conceitos alternativos de área e comprovaram o cumprimento da Lei de Zipf para áreas urbanizadas.

Portanto, verifica-se que há vários estudos voltados para entender o processo de desenvolvimento das regiões, mas especificamente para o caso da região Nordeste nota-se há escassez de estudos usando o instrumental proposto neste trabalho para inferir a partir do tamanho das populações sobre o crescimento econômico equilibrado do Nordeste. Dessa forma, observa-se a necessidade de colaborar com os estudos da literatura, no âmbito da nova geografia econômica, e averiguar os efeitos da aglomeração sobre o crescimento dos estados da região nordeste.

### 3. LITERATURA TEÓRICA

Estudos anteriores à Nova Geografia Econômica (NGE) já tratavam da localização espacial das atividades econômicas, porém, ao introduzir o espaço era preciso deixar de lado hipóteses como concorrência perfeita e retornos constantes de escala, uma vez que, a concentração industrial é uma demonstração evidente de rendimentos crescentes de escala. Marshall (1985) foi o primeiro a descrever essa economia, segundo ele, as firmas tendem a se localizar relativamente próximas, implicando em retornos crescentes de escala. Entretanto, os estudiosos da antiga teoria da geografia econômica não conseguiam modelar os retornos crescentes de escalas. Foi a partir de Krugman (1991) <sup>4</sup> que surgem contribuições mais rigorosas para estas teorias.

Com a NGE, iniciou-se uma mudança no pensamento sobre a economia regional, em que se deveria destinar fundos para as aglomerações locais com oportunidades reais de desenvolver atividade econômica ao invés de focar periferias menos desenvolvidas (BRAKMAN et al. 2005). Dessa forma, a ênfase se volta para as economias de escala e utilização de estruturas de mercado mais realista, como concorrência imperfeita, além do mais, passa-se a fundamentar microeconomicamente a aglomeração ou dispersão das atividades econômicas no espaço geográfico (MARQUES, 2001; SILVA e SILVEIRA NETO, 2007).

Venables (2003) sugere que a desigualdade espacial nos países em desenvolvimento deve-se às vantagens naturais de algumas regiões em relação a outras e à presença das forças de aglomeração que conduzem ao agrupamento de atividades. Logo, a presença de retornos crescentes de escala nas cidades dá lugar às estruturas urbanas que não são ideais em tamanho. Segundo Orellana (2008), as vantagens da aglomeração se materializam em salários mais altos nas principais regiões e a escolha da localização é uma tendência circular de equilíbrio, ou seja, as empresas e trabalhadores preferem o núcleo central por conterem mais empresas e trabalhadores.

Considerando que cada país tem cidades com diferentes tamanhos e que cada cidade tem semelhanças e diferenças entre seus respectivos sistemas urbanos, faz-se necessário entender como as cidades crescem uma vez que essa informação se torna útil para entender como isso influencia o crescimento da economia geral e regional dos países. Com frequência a distribuição das cidades dentro de um sistema urbano é muito semelhante à distribuição de Pareto que é uma forma de entender os processos econômicos ou sociais que impulsionam a evolução dos tamanhos das cidades (OVERMAN e IONNAIDES, 2000).

---

<sup>4</sup> Propõe o chamado modelo "*core-periphery*" que assume que a população pode ser distribuída em duas partes: área industrial/urbana "*core*" e a área agrícola/rural "*periphery*".

Os sistemas de cidades e seus modelos explicativos de hierarquia podem se dividir em dois grandes grupos: (1) modelos de hierarquia de sistemas de cidades e (2) modelos de análise de especialização funcional do sistema. Para o presente estudo, interessa os modelos de hierarquia do sistema de cidades, que pode ser subdividido em duas categorias: (1) modelos verticais, que tem por objetivo analisar a hierarquia das cidades considerando unicamente variáveis que se definem a partir do tamanho populacional, por exemplo, modelo de Pareto<sup>5</sup> ou regra tamanho/posto e (2) modelos horizontais, que incluem a variável espacial, pois consideram a distribuição dos núcleos em função dos níveis de população, ou seja, considera a horizontalidade entre os núcleos em função de seus níveis de população.

As áreas urbanas extensas possuem importância crucial no comportamento e desempenho total da economia devido a presença de economias de aglomeração. Portanto, a forma de entender como acontecem alterações nos tamanhos das cidades é através da Lei de Zipf, que é usada para referir-se ao tamanho das cidades que seguem a mesma distribuição de Pareto.

Zipf (1949)<sup>6</sup> melhorou a ideia central do trabalho de Auerbach (1913) propondo que as distribuições dos tamanhos das cidades são muito mais variadas do que se pensa, em concordância com a ideia original de Pareto de que a mesma tem um expoente  $\alpha$  igual a 1. Pela regularidade que essa lei se apresenta, a mesma ficou conhecida como a Lei de Zipf que é o produto do tamanho da população de qualquer cidade multiplicado pela sua posição na ordenação de uma região/território geográfico, e seu produto será igual à população da maior cidade. Portanto, a segunda maior cidade terá a metade da população maior, e a terceira terá um terço, e assim sucessivamente. Cabe mencionar que a lei de Zipf deriva de um fenômeno observado empiricamente, pois o tamanho da distribuição populacional tem a tendência a ser similar em muitos países (SOO, 1994).

De acordo com a lei de Zipf, muitas cidades dentro de um país tenderão a ser pequenas e cidades maiores tenderão a ser progressivamente poucas. Existe uma força de diversificação da forma em que se distribuem as cidades em decorrência da localização da população nas proximidades das áreas fornecedoras de matérias-primas como forma de minimização de custos e, outra força é de unificação do espaço, a qual deriva da minimização do custo de transporte das mercadorias de produtos finais para os mercados de consumidores (MONASTÉRIO, 2004). Essas duas forças de aglomeração seriam contrapostas e se denominam forças centrípetas ou centrífugas, que são forças de unificação que conduzem para um número menor de cidades com população crescente e a um número crescente de cidades com população decrescente, respectivamente.

De acordo com Krugman (1998) as forças centrípetas são originadas de Marshall (1985): (i) tamanho do mercado de consumo local favorece ganhos de escala para as firmas (*linkages*); (ii) denso mercado de trabalho local e (iii) efeito *spillovers*, ou seja, maior concentração de atividade econômica pode criar economias externas de conhecimento tanto para as firmas quanto trabalhadores. Em contrapartida, fatores não móveis, agem no sentido contrário a aglomeração (FUJITA, KRUGMAN e VENABLES, 1996).

De acordo com Lanasta et al. (2000) quando existem muitas cidades pequenas e poucas grandes, o número de cidades grandes em cada classe decresce conforme aumenta a dimensão que caracteriza aquela classe. A configuração espacial do equilíbrio que define o número e tamanho dos núcleos urbanos pode ser entendida como o resultado de um processo que participam dois tipos de forças opostas. Como resultado da tensão das duas forças pode-se deduzir o sistema hierárquico das cidades, tão como se observa na realidade, no qual os

---

<sup>5</sup> O índice de Pareto é a medida da desigualdade da distribuição da renda.

<sup>6</sup> Essa regularidade empírica foi formalizada por Zipf (1949) que terminou sendo chamada “Lei de Zipf” e que foi o meio onde foi transportada para o mundo da observação da regularidade da distribuição dos centros urbanos as interpretações da distribuição dos rendimentos dos indivíduos, chamada como a lei de Pareto.

diferentes núcleos têm diferentes tamanhos e se especializam em determinado ramo que, a sua vez, é diferente.

## 4 MODELO E BASE DE DADOS

### 4.1 Lei de Zipf e lei de Gibrat

A distribuição do tamanho das cidades está determinada por uma distribuição de Pareto da seguinte forma (Oliveira, 2004):

$$y = Ax^\alpha \quad (1)$$

Onde, a variável  $x$  indica o tamanho da população de uma cidade determinada; a variável  $y$  será o número de cidades com uma população maior que  $x$ ; o coeficiente  $A$  é o valor de uma constante e o expoente de Pareto é  $\alpha$ .

A ideia original nasce de uma distribuição acumulada de Pareto, onde o tamanho da população de uma cidade é uma variável aleatória  $X$ , com um ato  $x$ , tal que a probabilidade de descobrir uma cidade, menor do que  $x$ , está dada por uma função de distribuição acumulada  $Pr ob(X \leq x) = F(x) = 1 - \frac{A}{x^\alpha}$ . Logo, a probabilidade de descobrir uma cidade com população maior que  $x$  é dada por:

$$Pr ob(X \leq x) = 1 - F(x) = \frac{A}{x^\alpha} \quad (2)$$

Obtendo os logaritmos da equação (2), o tamanho das áreas urbanas pode ser calculado econometricamente por meio da transformação logarítmica:

$$\log y = \log A - \alpha \log x \quad (3)$$

O modelo que será estimado no presente trabalho está baseado na equação (3) e está disposto da seguinte forma:

$$\log y_{it} = \log A_{it} - \alpha \log x_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Onde,  $i = 1, \dots, n$  representam as cidades,  $t = 1991, 2000$  e  $2010$  que são as datas dos censos e os períodos em que a regressão é estimada;  $x$  é a população de uma cidade específica;  $y$  representa o número de cidades com uma população maior que a mesma  $x$ ;  $A$  e  $\alpha$  são constantes ou parâmetros estimados do modelo; finalmente,  $\varepsilon_{it}$  significa o erro normalmente distribuído com uma média zero e variância  $\sigma_\varepsilon^2$  constante.

Segundo Monastério (2004), para verificar a Lei de Zipf, há a exigência de que  $\alpha$  seja próxima a  $-1$ . Assim, a pergunta crucial sobre a evidência empírica do tamanho das cidades é: por que, em qualquer área, o número de cidades grandes é baixo em relação ao número de cidades pequenas?

De acordo com Soo (2004), o expoente de Pareto pode ser visto como uma medida de desigualdade, logo, o expoente com um valor maior ter-se-ia que entender como populações mais iguais nos sistemas urbanos (no limite se  $\alpha = \infty$ , todas as cidades tem o mesmo tamanho). Para Brakman et al. (2003), a Lei de Zipf se mantém se e somente se  $\alpha = 1$ , a maior cidade é  $k$  vezes maior (como a cidade mais grande  $k$ ).

O sinal de  $\alpha$  deve sempre ser negativo, pois quanto maior é a população de um centro urbano menor será a probabilidade ou a chance de encontrar uma cidade com uma população maior. Adicionalmente, quanto maior o valor de  $\alpha$ , menor será a desigualdade para distribuição das cidades e quando  $\alpha \rightarrow \infty$  todas as cidades da região possuem o mesmo tamanho. Contrariamente, quanto menor o valor de  $\alpha$ , maior é a desigualdade na distribuição do tamanho das cidades e quando  $\alpha \rightarrow 0$  existe uma emigração completa ao centro urbano maior. Finalmente, se  $\alpha = 1$ , consegue-se verificar a regra da ordem das cidades, onde o parâmetro  $A$  significa a população do centro urbano maior na região ou país de estudo.

Ao defender o uso de modelos não lineares, Oliveira (2004) enfatiza que alteração no tamanho da amostra pode gerar resultados diferentes e levar a interpretações equivocadas sobre a distribuição do tamanho das cidades. Portanto, para avaliar a possibilidade de que não exista uma relação linear entre a ordem das cidades, é proposto o seguinte modelo (Rosen e Resnick, 1980):

$$\log y_{it} = \log A_{it} - \alpha \log x_{it} + \beta (\log x)^2 + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Nesta versão modificada deve-se avaliar o parâmetro  $\beta$ , pois se  $\beta > 0$  diz-se que a curva que relaciona a ordem e o tamanho das cidades tem uma forma convexa. Assim, existe uma maior população nos centros urbanos maiores e as cidades menores são mais numerosas da proposta original conhecida como a Lei de Zipf ou a regra da ordem do tamanho das cidades. Se  $\beta < 0$ , a interpretação seria de que a ordem e o tamanho das cidades tem uma forma côncava onde os maiores centros urbanos ou cidades são menos populosas e as cidades menores são menos numerosas. Por último, se  $\beta = 0$ , verifica-se a Lei de Gibrat, na qual a evolução no crescimento de uma cidade é independente de seu tamanho.

Outro modelo de não linearidade é proposto por Oliveira (2004) e foi adaptado a partir de Fan e Casetti (1994) e estima a não linearidade como uma extensão da equação (4), onde o coeficiente de Pareto se expressa da seguinte forma:  $\alpha = \alpha_0 + \alpha_1 x$ . A forma final do modelo estimado chamado pelos autores "regra-tamanho expandida" é dada por:

$$\log y_{it} = \log A_{it} - \alpha_0 \log x_{it} + \alpha_1 x_{it} \log x_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

A partir da equação (8), o parâmetro mais importante é  $\alpha_1$ , já que determina como o tamanho da população de qualquer cidade influencia o expoente de Pareto. Portanto, se  $\alpha_1 > 0$ , significa que quanto maior o tamanho da população, menor é o valor absoluto do expoente de Pareto, ou seja, a desigualdade do tamanho das cidades cresce em relação direta com o tamanho da população. Por último, se  $\alpha_1 < 0$  a desigualdade no tamanho das cidades decresce com o tamanho da população.

Por conseguinte, se existe uma distribuição mais desigual dos tamanhos das cidades, maiores são as economias de escala, mais baixos são os custos de transporte, menor é a participação da manufatura na economia e menor é a participação da economia no comércio internacional. Porém, quanto maiores são as economias de escala em cada indústria manufatureira, um número menor de cidades serão formadas, e, dessa forma, existirá uma maior diferença da média entre os tamanhos das cidades. De forma similar, custos mais baixos de transporte implicam que os benefícios da localização próximos à periferia agrícola serão reduzidos, portanto, poucas cidades se formarão. Quando é menor a participação da indústria na economia, mais cidades serão formadas pelo desejo de servir à periferia agrícola e as fábricas se realocarão distantes das cidades existentes.

#### 4.2 Concentração urbana

Para medir a concentração urbana foi utilizado o índice *Hirschman-Herfindahl* (IHH) que é construído a partir do somatório das participações ao quadrado de cada cidade de um estado na população urbana estadual. Esse índice é habitualmente utilizado para medir o grau de concentração dos mercados na economia industrial e para estimar o grau de concentração de uma variável faz-se da seguinte forma:

$$IHH = \sum (P_j / P_{tot} * 100)^2 \quad (7)$$

Onde, a população de um estado está formada por  $j = 1, \dots, n$  localidades e cidades, em particular ( $P_j$ ) e total da população urbana de um estado  $P_{tot}$ . Se o índice atinge um valor máximo de 10.000, o valor está completamente concentrado numa só cidade, quando o valor



tende a 0 não existe nenhuma concentração. Assim, quando se aproxima de 0, existe um maior peso nas localidades medianas e pequenas.

### 4.3 Densidades não paramétricas

Para estimar as distribuições populacionais para os Censos Demográficos (1991, 2000 e 2010) é necessária a metodologia não paramétrica de funções de núcleo *kernel*:<sup>7</sup>

$$f(y) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{y - Y_i}{h}\right) \quad (8)$$

Onde,  $h$  é um parâmetro de suavização positivo conhecido como *bandwidth* e  $K(\cdot)$  é a função de núcleo *kernel* que satisfaz  $\int K(y)dy = 1$ . O formato da densidade de *kernel* depende do valor de  $h$  e da função de núcleo utilizada.<sup>8</sup>

### 4.4 Base de dados

Os dados de população são oriundos dos Censos Demográficos do Instituto Brasileiro Geografia e Estatística (IBGE) e correspondem às populações urbanas dos municípios dos anos de 1991, 2000 e 2010.

## 5. RESULTADOS

### 5.1 Breve descrição da população do nordeste brasileiro

Ao analisar as estatísticas descritivas dos estados do nordeste na tabela A.1, em apêndice, nota-se que o tamanho de algumas cidades dos estados nordestinos é baixo, com menos de 300 habitantes como é o caso do Piauí. Ademais, o tamanho das menores cidades dos estados do Piauí, Rio Grande do Norte e Ceará diminuiu entre 2000 e 2010. Por outro lado, as cidades mais populosas têm crescido em todos os estados do nordeste dentro do período, sugerindo que pode estar havendo maior desigualdade na região. Segundo Henderson (2002), o crescimento econômico e prosperidade de uma região/cidade está correlacionado diretamente com o grau de concentração urbana, portanto, o caso dessas cidades pode estar relacionado com o baixo nível de renda.

A tabela A.2 em apêndice exibe as 13 maiores cidades de todo o nordeste. Vê-se que existe uma persistência hierárquica das maiores cidades do nordeste brasileiro: Salvador, Fortaleza e Recife, que se mantiveram durante todo o período. Também ressalta expressivo crescimento do tamanho da cidade de São Luiz, Maranhão, que ano de 1991 ocupava a última posição do rank (última posição das 13 maiores), mas sua evolução no crescimento urbano atingiu o quarto lugar em menos de 10 anos, mantendo-se na mesma posição em 2010. Isto se encontra estreitamente relacionado com as atividades econômicas e prosperidade que se reflete na região, pois segundo dados do CELADE,<sup>9</sup> em uma década (1991-2000) a população da cidade de São Luiz apresentou um crescimento extraordinário de 13,7%, que na década anterior tinha sido negativo (-0,03%). A cidade de Natal, por sua vez, sofreu queda no rank, passando da quarta posição em 1991 para a sexta e se mantendo nesta posição. Os dados do CELADE apontaram crescimento populacional dessa cidade de 4,9% entre 1991-2000, podendo explicar a queda na posição rank.

A instalação de polos de dinamismo em metrópoles e em áreas distantes das capitais dos estados nordestinos pode explicar parte desses achados. Com o objetivo de promover o desenvolvimento da região nordeste, muitos complexos de dinamismo foram sendo organizados nestas áreas e muitos têm alcançado sucesso, embora geralmente sejam voltados para o mercado externo. Azzoni (2002) sugere que estes complexos podem ganhar ainda mais destaque se forem bem explorados e capazes de gerar oportunidades alternativas de

<sup>7</sup> Para mais detalhes sobre funções de *kernel* ver Racine (1998).

<sup>8</sup> Neste trabalho foi usado uma função *kernel* de núcleo gaussiano, pois segundo Ziegelmann (2002, p. 48) existem poucas diferenças de eficiência entre os diferentes *kernels* (em termos do erro quadrado médio integrado assintótico).

<sup>9</sup> Comisión Económica para América Latina y el Caribe – CEPAL: [www.eclac.cl/celade/depualc/](http://www.eclac.cl/celade/depualc/)

investimento rentáveis que no futuro possam produzir significativa redução da dependência da região nordeste do setor externo.

O resultado para a cidade de São Luiz pode estar relacionada à instalação do complexo minerometalúrgico do Maranhão que promoveu a ida de várias empresas para a região e foi responsável pelo crescimento do comércio externo maranhense. Outros polos de destaque são o polo têxtil e de confecções de Fortaleza; polo de agricultura de grãos nas áreas do Cerrado<sup>10</sup>; polo de fruticultura irrigada em Petrolina e em Juazeiro no vale do Rio São Francisco; polo de fruticultura irrigada do vale dos rios Açu e Mossoró no Rio Grande do Norte; polo calçadista na Bahia, Ceará e Paraíba; polo industrial automobilístico e complexo Petroquímico em Camaçari na Bahia; parques tecnológicos em várias cidades nordestinas.<sup>11</sup> Estes polos representam peso significativo para o desenvolvimento destas áreas, pois a participação no produto nacional em 2008 é acima de 1% para o caso do Maranhão (1,3%) e estados que possuem grandes metrópoles, como Bahia (4,0%), Pernambuco (2,3%) e Ceará (2,0%), enquanto os demais estados da região ficam abaixo de 1% (FALVO, 2010).

## 5.2 Análises do comportamento da distribuição populacional através da Lei de Zipf

Primeiramente será feita uma análise para o nordeste brasileiro. Com a intenção de realizar uma caracterização mais acurada da distribuição da população no tempo, é feita uma visualização prévia da relação que existe entre o rank que ocupa cada cidade e a população de cada uma delas. Segundo a lei de Zipf, deve existir uma relação inversa e homogênea entre o logaritmo do rank e o logaritmo da população. Assim, o diagrama deve mostrar uma relação inversa e o ajuste deve ser muito próximo a uma linha reta.

Os resultados do diagrama de dispersão são apresentados na figura 1.a, a seguir, e corroboram a proposição original de Zipf (1948) para os últimos três censos, ou seja, relação negativa definida e ajuste em forma de uma linha reta. Devido à proximidade dos períodos do censo não houve variação no período, que pode ser conferido pelo coeficiente angular da reta (coeficiente de Pareto que será discutido em seguir) que quase não se altera.

A seguir, serão apresentados os cálculos das regressões (4), (5) e (6) por meio do método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

Os resultados da tabela 1 para a equação (4) permite inferir que a lei de Zipf não se verifica para os censos observados. O coeficiente de Pareto vai caindo de -0,84 em 1991 até atingir -0,81 em 2010. Neste caso, verificou-se que entre 1991-2000 houve uma tendência fraca de aumento da desigualdade, mas entre 2000-2010 houve uma queda na desigualdade devido à proximidade do coeficiente de Pareto de -1. Portanto, as forças de dispersão das médias e pequenas cidades se sobrepõem às forças de aglomeração dos grandes centros urbanos. O fenômeno poderia se explicar pelas vantagens naturais, como portos que facilitam o comércio internacional, polos e complexos que dinamizam as regiões, além de um mercado de trabalho mais ampliado e mais atrativo para a procura de emprego.

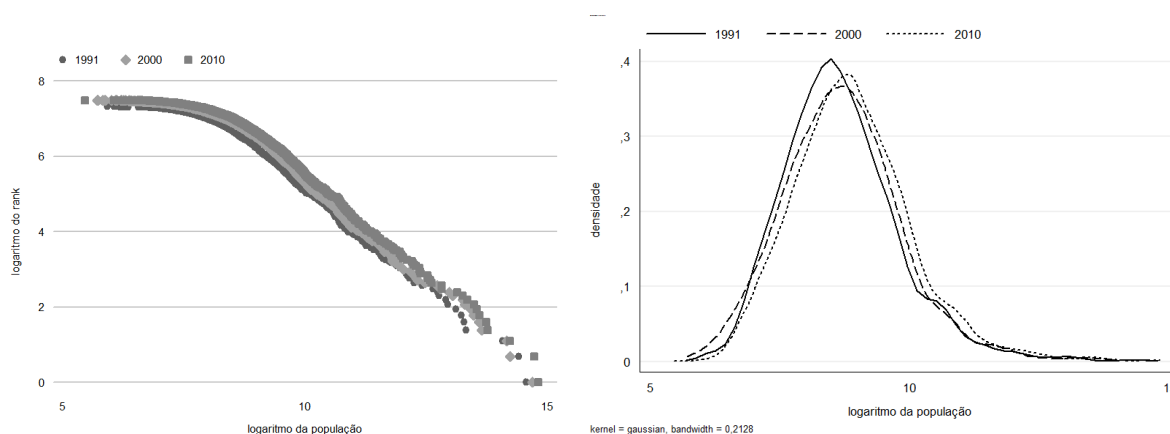
**Figura 1:** Nordeste - logaritmo do *rank* versus logaritmo do tamanho populacional e função de densidade do tamanho relativo da população (1991, 2000 e 2010)

(a)

(b)

<sup>10</sup> O cultivo da soja avançou no oeste baiano, dinamizando a economia de municípios como Barreiras, São Desidério e Luis Eduardo Magalhães e, recentemente, a soja também tem avançado no sul do Piauí na cidade de Uruçuí e no Maranhão nas cidades de Balsas e região do Baixo Parnaíba.

<sup>11</sup> Destacam os seguintes parques tecnológicos: Sergipe Parque Tecnológico (Sergipe Tec) em Aracajú, Parque Tecnológico do NUTEC (Partec) em Fortaleza, Parque Tecnológico do Bodocongó (PaqTcPB) em Campina Grande, Parque Tecnológico de Eletro-eletrônica de Pernambuco (Parqtel) e Porto Digital em Recife (para mais detalhes consultar Araújo (1995), Carvalho (2001), Maia (2006) e Siqueira (2010)).



Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados dos Censos de 1991, 2000 e 2010.

Com o objetivo de examinar com mais detalhes a evolução da distribuição da população, foi calculada a função de densidade fazendo uma comparação entre os censos (conforme figura 1.b). Os resultados permitem corroborar que não houve uma mudança drástica nas distribuições das cidades do Nordeste, mas pode-se sugerir uma leve tendência para o aumento de municípios de menor população quando se contrasta o censo de 2010 com 1991 que pode ser entendido devido ao achatamento relativo da primeira distribuição. A instalação de polos de desenvolvimento em áreas urbanas medianas pode estar contribuindo para este resultado.

**Tabela 1:** Nordeste - estimação da equação (4) para os anos de 1991, 2000 e 2010

Anos	Constante	$\alpha$	$R^2$	Observações
1991	13,6905 (0,0971)	-0,8487 (0,0111)	0,2451	1509
2000	13,4670 (0,1089)	-0,8009 (0,0125)	0,3051	1789
2010	13,7871 (0,1022)	-0,8186 (0,0114)	0,2767	1794

Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos Censos de 1991, 2000 e 2010.

Nota: Valores entre parênteses se refere aos desvios-padrão robustos à heterocedasticidade.

A tabela 2, a seguir, expõe os resultados da equação (5). A partir desta observa-se que a Lei de Gibrat não foi verificada, pois o coeficiente  $\beta$  deveria ser muito próximo de 0. Mas como o coeficiente  $\beta$  é negativo, pode-se inferir que os maiores centros urbanos ou cidades são menos populosos e as cidades menores são menos numerosas. Ou seja, corrobora-se a redução da desigualdade observada na última década na equação (4), sugerindo que as forças centrípetas das cidades médias e pequenas estão prevalecendo.

**Tabela 2:** Nordeste – estimação da equação (5) para os anos de 1991, 2000 e 2010

Anos	Constante	$\alpha$	$\beta$	$R^2$	Observações
1991	6,2982 (-0,5929)	0,7867 (0,1366)	-0,0888 (0,0078)	0,1379	1509
2000	4,8936 (-0,5279)	1,1191 (0,1241)	-0,1055 (0,0072)	0,1567	1789
2010	5,2298 (0,5498)	1,0425 (0,1249)	-0,0994 (0,0070)	0,1421	1794

Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos Censos de 1991, 2000 e 2010.

Nota: Valores entre parênteses se refere aos desvios-padrão robustos à heterocedasticidade.

A tabela 3, a seguir, expõe os resultados da equação (6). A partir do coeficiente  $\alpha_1$  é possível inferir que existe a persistência de redução na desigualdade no tamanho das cidades à medida que o tamanho da população das cidades aumenta para todos os anos analisados, mais uma vez, reforçando os resultados anteriores.

**Tabela 3:** Nordeste – estimação da equação (6) para os anos de 1991, 2000 e 2010

Anos	Constante	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$R^2$	Observações
1991	13,3997	-0,8136	-7,35E-08	0,2310	1509

	(0,0917)	(0,0106)	(1,61e-08)		
2000	13,0998	-0,7564	-9,84E-08	0,2840	1789
	(0,1061)	(0,0123)	(2,21e-08)		
2010	13,4384	-0,7774	-7,14E-08	0,2576	1794
	(0,0970)	(0,0110)	(1,58E-08)		

Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos Censos de 1991, 2000 e 2010.

Nota: Valores entre parênteses se refere aos desvios-padrão robustos à heterocedasticidade.

Quando foram consideradas unicamente as 13 maiores<sup>12</sup> cidades da região nordeste do Brasil, conforme resultado na tabela 4 para a equação (4), verificou-se que tampouco foi atingido o coeficiente de Pareto. Isto sugere que há desigualdade entre regiões mais urbanizadas ou populosas do Nordeste e que há tendência à migração para os grandes centros urbanos.

**Tabela 4:** Nordeste – estimação da equação (4) para as 13 maiores cidades para os anos 1991, 2000 e 2010

Anos	Constante	$\alpha$	R2
1991	16,3273 (1,3420)	-1,1005 (0,1038)	0,1748
2000	19,1881 (1,0967)	-1,2944 (0,0821)	0,1387
2010	17,8303 (1,6658)	-1,1801 (0,1238)	0,1826

Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos Censos de 1991, 2000 e 2010.

Nota: Valores entre parênteses se refere aos desvios-padrão robustos à heterocedasticidade.

Os cálculos para do Índice *Herfindahl-Hirschman* (IHH) para o conjunto dos estados da região nordeste permitiu observar que o censo de 1991 atingiu o valor de 1,8132 e caiu significativamente para 1,4544 no ano 2000 e atingiu 1,4750 em 2010. Portanto, existe uma tendência a aumentar o tamanho das cidades medianas e pequenas, uma vez que as forças de aglomeração destas cidades se sobrepõem às forças de aglomeração dos grandes centros urbanos.

O próximo passo foi analisar cada estado em separado. Uma forma de analisar as populações inicialmente é através da figura A.1, em apêndice, que apresenta um diagrama de dispersão e mostram que o padrão proposto pela Lei de Zipf foi verificada, ou seja, comprova-se uma relação negativa claramente definida onde o coeficiente angular da reta (coeficiente de Pareto) muda levemente a magnitude do parâmetro no tempo para os casos de Alagoas, Pernambuco, Rio Grande do Norte, enquanto que Sergipe se manteve praticamente constante em -0,79 e Paraíba o índice em torno de -0,82 entre 1991 e 2010. Para Maranhão e Piauí se verificou uma mudança mais significativa, cujo coeficiente de Pareto aumentou entre os anos.

Para estudar o grau de persistência da distribuição das populações dos estados do nordeste em diferentes momentos do tempo utilizou-se do comportamento das funções de densidade de Kernel na figura A.1, em apêndice. Os resultados mostram que para Piauí, Maranhão e Sergipe, houve um suave crescimento da importância das médias cidades, enquanto que para Pernambuco, Rio Grande do Norte, Ceará e Bahia houve leve aumento da importância das grandes cidades.

As regressões obtidas são apresentadas na tabela 5 para a equação (4) e mostram que a Lei de Zipf não se verifica, à exceção do Ceará para o ano de 2000 que registrou -1,03. Observou-se que os estados da Bahia, Ceará, Maranhão, Piauí, Pernambuco e Rio Grande do Norte se tornaram mais igualitários do que os demais estados do Nordeste ao comparar os coeficientes de Pareto de 1991 e 2010. Bahia, Ceará e Maranhão se destacam por exibirem maior variação no coeficiente ao final do período: 9%, 6% e 4%, respectivamente. No caso

<sup>12</sup> Foram selecionadas nessa mostra apenas as cidades maiores de 13.000 habitantes

dos estados de Piauí, Pernambuco, Rio Grande do Norte há uma variação do coeficiente muito pequena: 2%, 2% e 1%. Estes resultados refletem uma mudança importante na primazia das cidades. Para os demais estados, tais como Alagoas (0,84), Paraíba (0,82) e Sergipe (0,79) o coeficiente foi praticamente constante, não registrando uma variação significativa. Supõe-se que as forças de aglomeração e de dispersão se anulam mutuamente, não existindo uma migração importante do campo para cidade ou intra-cidades.

**Tabela 5:** Estados do nordeste – estimação da equação (4) para os anos de 1991, 2000 e 2010

Estados	Anos	Constante	$\alpha$	$R^2$	Observações
Alagoas	1991	10,9292 (0,2849)	-0,8456 (0,0330)	0,9397	97
	2000	11,1732 (0,3115)	-0,8500 (0,0355)	0,9394	101
	2010	11,2714 (0,3110)	-0,8435 (0,0348)	0,9413	102
Bahia	1991	12,4900 (0,1875)	-0,8576 (0,0214)	0,9325	415
	2000	13,2811 (0,1777)	-0,9163 (0,0196)	0,9467	417
	2010	13,6331 (0,1693)	-0,9386 (0,0183)	0,9569	417
Ceará	1991	11,9102 (0,2622)	-0,8614 (0,0294)	0,9419	178
	2000	13,8296 (0,4572)	-1,0391 (0,0498)	0,9233	183
	2010	12,9863 (0,2931)	-0,9256 (0,0312)	0,9525	184
Maranhão	1991	12,0069 (0,3017)	-0,9062 (0,0336)	0,9490	136
	2000	12,2058 (0,2382)	-0,8872 (0,0270)	0,9349	217
	2010	12,9931 (0,2417)	-0,9453 (0,0265)	0,9456	217
Paraíba	1991	11,048 (0,2079)	-0,8240 (0,0243)	0,9483	171
	2000	10,7935 (0,1882)	-0,7786 (0,0228)	0,9302	223
	2010	11,3353 (0,1714)	-0,8244 (0,0203)	0,9449	223
Piauí	1991	11,0034 (0,2820)	-0,8660 (0,0338)	0,9524	118
	2000	10,8181 (0,1723)	-0,8179 (0,0221)	0,9499	221
	2010	11,5389 (0,1960)	-0,8851 (0,0245)	0,9647	224
Pernambuco	1991	11,38488 (0,2360)	-0,7825 (0,0249)	0,9462	168
	2000	11,55819 (0,2298)	-0,7833 (0,0241)	0,9421	185
	2010	11,98551 (0,2319)	-0,8098 (0,0237)	0,9466	185
Rio Grande do Norte	1991	11,13653 (0,2294)	-0,8578 (0,0278)	0,9385	152
	2000	11,54369 (0,2181)	-0,8847 (0,0259)	0,9513	167
	2010	11,5490 (0,2138)	-0,8691 (0,0246)	0,9548	167
Sergipe	1991	10,1396 (0,2369)	-0,7990 (0,0280)	0,9634	74
	2000	10,3533 (0,2123)	-0,7999 (0,0238)	0,9650	75
	2010	10,4130 (0,2274)	-0,7921 (0,0253)	0,9594	75

Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos Censos de 1991, 2000 e 2010.  
 Nota: Valores entre parênteses se refere aos desvios-padrão robustos à heterocedasticidade.

De acordo aos resultados apresentados na tabela 6 para a equação (5), verifica-se o cumprimento da Lei de Gibrat ( $\beta = 0$ ). A partir disso, se pode concluir que a probabilidade de uma dada taxa de crescimento (durante um período particular) é a mesma para todas as cidades de uma dada região, independente de seu tamanho no início do período. Assim, existe um equilíbrio entre forças centrípetas e centrífugas nas grandes e médias cidades, induzindo as taxas de crescimento a serem muito semelhantes.

No caso da equação (6), cujos resultados estão na tabela A.3, em apêndice, o expoente de  $\alpha_1$  permite fornecer uma análise mais minuciosa da evolução das cidades do nordeste. Para o caso de Alagoas, Ceará, Piauí e Rio Grande do Norte, cujo sinal foi positivo, pode-se inferir que o crescimento urbano das maiores cidades está correlacionado de forma direta com a diferença de tamanho entre cidades maiores e menores, respectivamente. Ou seja, estes estados podem ter cidades muito grandes que levam a uma maior desigualdade, refletida na queda do expoente de Pareto. Para os casos das cidades dos estados de Bahia, Maranhão, Paraíba, Pernambuco e Sergipe, a desigualdade no tamanho das cidades reduz com crescimento do tamanho das populações das cidades, que pode estar indicando uma taxa de crescimento urbanas relativamente mais homogênea.

Estimou-se o coeficiente de correlação de Pearson<sup>13</sup> utilizando a evolução do coeficiente de Pareto da tabela 5 e o índice de concentração urbana (IHH) da tabela A.5, em apêndice, que tem como objetivo analisar o crescimento urbano. A análise por trás do coeficiente de Pareto ( $\alpha \rightarrow \infty$ ) indica que todas as cidades tendem a ter o mesmo tamanho, enquanto que no caso do  $IHH \rightarrow 10000$ , existe a tendência de concentração completa numa só cidade. Intuitivamente, se os dois índices tem uma relação inversa, quando, por exemplo, aumenta o coeficiente de Pareto (diminui) e cai o IHH (aumenta), todas as cidades são mais iguais (desiguais). Portanto, haveria uma predisposição para migração das cidades maiores (menores) para as intermédias e menores (maiores). Os resultados do coeficiente de Pearson apresentou uma relação inversa para os estados de Alagoas (-0,66), Paraíba (-0,92) e Sergipe (-0,04).<sup>14</sup> Para tanto, estes estados possuem populacional relativamente mais equilibrada, que outros estados nordestinos.

Finalmente, ao estudar unicamente as 13 cidades maiores de cada estado (tabela A.4 em apêndice), somente o estado de Maranhão apresentou um valor próximo do exigido pela lei de Zipf, ou seja, o coeficiente de Pareto verificado para este estado foi de -1,09 em 1991. No caso de IHH (tabela A.5, em apêndice), chama-se atenção mais uma vez para o estado do Maranhão, que mostrou um crescimento significativo, passando do índice de 3,86 em 1991 para 6,30 em 2010, que implica que a área urbana das cidades são relativamente mais iguais.

**Tabela 6:** Estados do nordeste - estimação da equação (5) para os anos de 1991, 2000 e 2010

Estados	Anos	Constante	$\alpha$	$\beta$	$R^2$	Observações
Alagoas	1991	11,0609 (0,3285)	-0,8613 (0,0380)	1,03E-12 (5,32E-13)	0,9408	97
	2000	11,3442 (0,3473)	-0,8699 (0,0394)	7,19E-13 (3,03E-13)	0,9412	101
	2010	11,4136 (0,3573)	-0,8597 (0,0399)	4,40E-13 (2,23E-13)	0,9426	102

<sup>13</sup> Para calcular o Coeficiente de Correlação de Pearson foi utilizada a seguinte expressão:  $r = \frac{\sigma_{XY}}{\sigma_X \cdot \sigma_Y}$ , onde

$\sigma_{XY}$  é a covariância de X e Y das variáveis quantitativas.

<sup>14</sup> Os resultados do coeficiente de Pearson mostram uma relação direta para os estados da Bahia (0,99), Ceará (0,95), Pernambuco (0,25), Piauí (0,65), Maranhão (0,08) e Rio Grande do Norte (0,35).

Bahia	1991	12,4823 (0,2008)	-0,8567 (0,0229)	-1,71E-14 (3,19E-14)	0,9326	415
	2000	13,3004 (0,1892)	-0,9185 (0,0209)	2,73E-14 (2,04E-14)	0,9467	417
	2010	13,6617 (0,1786)	-0,9418 (0,0193)	3,20E-14 (1,57E-14)	0,9571	417
Ceará	1991	12,0412 (0,2715)	-0,8764 (0,0303)	1,76E-13 (5,24E-14)	0,9435	178
	2000	14,2122 (0,3937)	-1,0813 (0,0423)	5,01E-13 (8,97E-14)	0,9300	183
	2010	13,1840 (0,2749)	-0,9470 (0,0289)	1,22E-13 (2,52E-14)	0,9552	184
Maranhão	1991	11,5786 (0,2886)	-0,8562 (0,0322)	-1,57E-11 (3,03E-12)	0,9577	136
	2000	12,1645 (0,2643)	-0,8824 (0,0301)	-3,06E-13 (2,34E-13)	0,9351	217
	2010	12,9802 (0,2698)	-0,9438 (0,0297)	-6,54E-14 (1,67E-13)	0,9457	217
Paraíba	1991	10,9770 (0,2430)	-0,8152 (0,0288)	-1,13E-12 (-6,45E-13)	0,9488	171
	2000	10,6913 (0,2038)	-0,7656 (0,0249)	-1,64E-12 (4,57E-13)	0,9318	223
	2010	11,2782 (0,1938)	-0,8173 (0,0232)	-5,88E-13 (2,74E-13)	0,9453	223
Piauí	1991	11,1762 (0,2980)	-0,8873 (0,0354)	1,76E-12 (5,63E-13)	0,9547	118
	2000	10,8411 (0,1908)	-0,8210 (0,0245)	3,26E-13 (3,04E-13)	0,9500	221
	2010	11,6271 (0,2018)	-0,8964 (0,0251)	8,45E-13 (2,38E-13)	0,9657	224
Pernambuco	1991	11,26353 (0,2493)	-0,7689 (0,0265)	-3,28e-13 (1,00e-13)	0,9480	168
	2000	11,4133 (0,2355)	-0,7672 (0,0247)	-3,39e-13 (9,36e-14)	0,9445	185
	2010	11,8307 (0,2366)	-0,7931 (0,0243)	-2,88e-13 (8,07e-14)	0,9490	185
Rio Grande Do Norte	1991	11,2179 (0,2604)	-0,8679 (0,0316)	8,70E-13 (4,61E-13)	0,9391	152
	2000	11,6513 (0,2358)	-0,8979 (0,0279)	8,55E-13 (2,96E-13)	0,9523	167
	2010	11,6270 (0,2434)	-0,8785 (0,0280)	4,82E-13 (2,33E-13)	0,9553	167
Sergipe	1991	10,2184 (0,2843)	-0,8086 (0,0336)	1,19E-12 (9,13E-13)	0,9639	74
	2000	10,3793 (0,2637)	-0,8030 (0,0299)	2,88E-13 (6,23E-13)	0,9650	75
	2010	10,4438 (0,2840)	-0,7957 (0,0319)	2,21E-13 (4,45E-13)	0,9595	75

Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos Censos de 1991, 2000 e 2010.

Nota: Valores entre parênteses se refere aos desvios-padrão robustos à heterocedasticidade.

## 6. CONCLUSÕES FINAIS

O objetivo deste trabalho foi estudar a distribuição do tamanho das cidades dos estados do nordeste brasileiro usando os censos de 1991, 2000 e 2010. Em uma análise das maiores cidades da região, verificou-se uma persistência hierárquica na ordem das cidades de Salvador, Fortaleza e Recife. Enquanto que Natal perdeu posição no rank para a cidade de São Luís, que passou em apenas dez anos da décima terceira para a quarta posição. Este crescimento extremamente significativo pode estar relacionado ao aumento do dinamismo na região devido à instalação do complexo minerometalúrgico do Maranhão.

As leis de Zipf e de Gibrat não se verificaram para todos os anos, quando se considerou os estados do Nordeste brasileiro em conjunto. Entretanto, na segunda década estudada, constou-se uma redução considerada pequena da desigualdade na região. Concluiu-

se também pela disparidade espacial entre cidades mais populosas do Nordeste, sugerindo migração para os grandes centros urbanos.

A análise da lei de Zipf para os estados do nordeste em separado também não se corroborou. Contudo, ao observar os coeficientes de Pareto, permitiu-se inferir que os estados da Bahia, Ceará, Maranhão, Piauí, Pernambuco e Rio Grande do Norte apareceram em termos relativos como os mais igualitários no final do período. Já Alagoas, Paraíba e Sergipe não exibiam uma importante mudança na redução da desigualdade. Dentre as maiores cidades de cada estado percebeu-se que existe desigualdade, que pode ser devido à persistência da primazia das cidades. Outro ponto importante foi o cumprimento da lei de Gibrat para cada estado nordestino, que implica que o crescimento das cidades de cada estado é independente de seu tamanho. Assim, há uma similitude das taxas de crescimento entre grandes, médias e pequenas cidades.

Em fim, as políticas públicas voltadas para o desenvolvimento econômico dessa região podem ter colaborado para mudar a dinâmica do crescimento urbano que se refletiu com a redução ainda incipiente da desigualdade dentro da região e dentro de alguns estados nordestinos. A mobilização de força de trabalho pode ter ocorrido mais intensamente após a instalação e consolidação de complexos econômicos em várias áreas, como foi o caso de São Luís, no Maranhão, onde possivelmente foi ampliada a fronteira do mercado de trabalho. Portanto, mesmo utilizando-se de um período de tempo considerado curto para verificar grandes mudanças, foi possível observar resultados interessantes e, a partir deste estudo, sugere-se ampliar o período de tempo e, quiçá, focar em alguns casos de estados específicos para investigar mais a fundo as implicações dos resultados apresentados neste trabalho.

#### REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ARAÚJO, T. **Nordeste, nordestes: que nordeste?** In: AFFONSO, Rui; SILVA, Pedro. (Orgs.). *Desigualdades regionais e desenvolvimento*. São Paulo-SP: FUNDAP / UNESP, p. 125-153, 1995.
- AUERBACH F.. **Das Gesetz der Bevölkerungskonzentration**. *Petermann's Geographische Mitteilungen* 59, 74-76, 1913.
- AZZONI, Carlos. **Sobre a necessidade de política regional**. KON, Anita (Org.) *Unidade e fragmentação: a questão regional no Brasil*. São Paulo-SP: Ed. Perspectiva, 2002.
- BRAKMAN, S.; GARRETSEN, H. and MARREWIJK. **An introduction to geographical economics: trade, location and growth**. 4<sup>o</sup> edition, Cambridge University Press, Chapter 7, 2003.
- BRAKMAN S.; GARRETSEN H.; JOERI GORTER J.; VAN DER HORST A. and SCHRAMM M. **New Economic Geography, Empirics, and Regional Policy**. CPB Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis No 56, p. 8-11: 47-49 27th May 2005.
- CARVALHO, F. **Da esperança à crise: a experiência das políticas regionais no Nordeste**. Dissertação (Mestrado em Economia). Campinas-SP: IE/UNICAMP, 2001.
- DAVID, P. A. and ROSENBLOOM, J. L. **Marshallian Factor Market Externalities and the Dynamics of Industrial Localization**. *Journal of Urban Economic*, v.28, n.3, p.349-370, nov. 1990.
- DOMINGUES, E. P. e RUIZ, R. M. **Aglomeraciones e Periferias Industriais no Brasil**. In: IX Encontro Regional de Economia, 2005, Fortaleza. *Anais do IX Encontro Regional de Economia*, 2005.
- DOBKINS, L. H. and IONANNIDES, Y. M. **Spatial interactions among U.S. cities: 1900-1990**. Discussion Papers Series, Department of Economics, Tufts University 9913, Department of Economics, Tufts University, 1999.



- FAN, C. and CASETTI, E. **The Spatial and Temporal Dynamics of Temporal Dynamics of US Regional Income Inequality, 1950-1989**. *Annals of Regional Science*, vol. 28, p. 177-196, 1994.
- FALVO, J. F. **A desigualdade social no Nordeste metropolitano: análise do período de 1981 a 2008**. Tese de doutorado. Universidade Estadual de Campinas, Instituto de Campinas, UNICAMP, 2010.
- FERREIRA, M. F. S. e LEMOS, M. B. **Localização Industrial e Fatos Estilizados da Nova Reconfiguração Espacial do Nordeste**. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 31, n. Especial p. 484-507, novembro 2000.
- FUJITA, M.; KRUGMAN, P. e VENABLES, A. **Economia Espacial. Urbanização, prosperidade econômica e desenvolvimento humano no mundo**. Editorial Futura, p. 15-27; 34-38; 242-248, 2002.
- GABAIX, X. **A lei de Zipf para as cidades: uma explicação**. *Quarterly Journal of Economics*. p. 738-767, 1991.
- HENDERSON, V. **The Urbanization Process and Economic Growth: The So-What Question**. Washington, D.C.: World Bank, p. 3-5, 25, 2001.
- LANASTA, L.; PERDIGUERO, A.M y SANZ, F. **La distribución del tamaño de las ciudades. El caso de España (1900-1999)**. Universidade de Zaragoza, p. 5, 2000.
- MAIA, A. **Espacialização de classes no Brasil: uma nova dimensão para análise da estrutura social**. Tese (Doutorado em Economia). Campinas-SP: IE/UNICAMP, 2006.
- KRUGMAN, P. **Increasing Returns and Economic Geography**. *Journal of Political Economy*, Chicago, v.99, n.3, p.483-499, jun. 1991.
- KRUGMAN, P. **What's New About The New Economic Geography?** *Oxford Review of Economic Policy*, n. 2, vol. 14, 1998.
- MARSHALL, A. **Princípios de Economia**. São Paulo: Nova Cultura, v.1, Coleção dos Economistas, 1985.
- MAGALHÃES, M. A. ; TOSCANO, V. N. e BERGAMASCHI, R. B. **Revisitando a Lei de Zipf: o caso de áreas urbanas e urbanizadas dos municípios do Espírito Santo**. In: X Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos, Recife, 2012.
- MAGALHÃES, M. A. e TOSCANO, V. N. **Hierarquia Urbana e Polarização Populacional: um estudo a partir de cidades do Espírito Santo**. In: Marcos Adolfo Ribeiro Ferrari; Rogério Arthmar. (Org.). *Novas Leituras sobre a Economia do Espírito Santo*. Vitória, v. 01, p. 121-146, 2011.
- MARQUES, H.. **A Nova Geografia Econômica na Perspectiva de Krugman: Uma Aplicação às Regiões Europeias**. Centro de Estudos da União Europeia Lisboa, 2001. <http://www4.fe.uc.pt/ceue/>
- MIRANDA, R.A. e BADIA, B.D. **A evolução da distribuição do tamanho das cidades de Minas Gerais: 1920-2000**. In: Anais do XII Seminário sobre a Economia Mineira, 18p., 2006.
- MONASTERIO, L. M. **A Lei de Zipf no Rio Grande do Sul (1940-2000)**. *Redes*, Vol. 9, n. 2, p. 181-190, Santa Cruz do Sul – RS, 2004.
- MONASTERIO, L. M.; SALVO, M.; DAMÉ, O. M. **Estrutura espacial das aglomerações e determinação dos Salários industriais no Rio Grande do Sul**. In: X Encontro de Economia da Região Sul ANPEC-SUL, 2007, Porto Alegre. Anais do X Encontro de Economia da Região Sul ANPEC-Sul, 2007.
- NISPERUZA G.; TRUJILLO C. **Evolución del coeficiente de Zipf para el siglo XX**. Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas, Pontificia Universidad Javeriana, Bogota, 2006.
- OLIVEIRA C. A.. **Crescimento Econômico das Cidades Nordestinas: Um Enfoque da Nova Geografia Econômica**. In: IX Encontro Regional De Economia, Fortaleza, 2004.

- ORELLANA, A. J.A. **A lei de Zipf e os efeitos de um tratado de livre comércio: caso da Guatemala.** Dissertação de Mestrado. Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal de Rio Grande do Sul (UFRGS), 2009.
- PÉREZ, V. G. J. **Población y lei de Zipf en Colombia y la Costa Caribe, 1912 – 1993.** Banco de la República, n° 71, abril, 2006.
- QUEIROZ, V. S. **Migração de Retorno, Diferenciais de Salários e Autosseleção: Evidências para o Brasil.** Dissertação de Mestrado. Universidade Federal da Paraíba, 2010.
- RACINE, J. S. **Nonparametric Econometrics: a primer.** Foundation and trends in econometrics, 2008.
- ROSE, A. **Cities and Countries.** NBER, Working Paper N° 11762, Washington, 2005.
- ROSEN, K. T. e RESNICK, M. **The size distribution of cities: An examination of the Pareto law and primacy.** Journal of Urban Economics, n. 8, v. 2, 165-186, 1980.
- RUIZ, R. M. **Estruturas urbanas comparadas: estados Unidos e Brasil.** Estudos Econômicos, v.35, n.4, p.715-737, out.-dez., 2005.
- SIQUEIRA, H. **Desenvolvimento regional recente no Brasil.** Rio de Janeiro–RJ: Ed. E-papers, 2010.
- SILVA, M.V.B. e SILVEIRA NETO, R. M. **Crescimento do Emprego Industrial no Brasil e Geografia Econômica: Evidências para o Período Pós-Real.** Economia (Campinas), v. 8, p. 269-288, 2007.
- SOO, K. T. **Zipf Law for the cities: a cross country investigation.** Working Paper, Center for Economic Performance, London School of Economics, 2002.
- VENABLES, A. **Spatial disparities in developing countries: cities, regions and international trade.** London School of Economics and Centre for Economic Policy Research. P. 1-3; 24, 25. 2003.
- VENABLES, A. J. **Equilibrium Locations of Vertically Linked Industries.** International Economic Review, v.37, n.2, p.341-359, may, 1996.
- UDERMAN, S. **A indústria de transformação na Bahia: características gerais e mudanças estruturais recentes.** Revista Desenbahia, Salvador, n.3, p. 7-34, 2005.
- ZIPF, G. K. **Human Behavior and the Principle of Least Effort.** Addison-Wesley, 1949.
- ZIEGELMANN, F. A. **Estimation of volatility functions: nonparametric and semi-parametric methods.** Thesis of PnD, University of Kent, Canterbury, 2002.

## APÊNDICE

**Tabela A.1:** Estados do nordeste – estatísticas descritivas (1991, 2000 e 2010)

Estado	Censos	Observações	Média	Desvio padrão	Mínimo	Máximo
Alagoas	1991	97	15.279	60.231	920	583.343
	2000	101	19.000	79.994	1.077	795.804
	2010	102	22.528	93.318	1.171	932.095
Bahia	1991	415	16.908	104.503	488	2.073.510
	2000	417	21.030	123.022	848	2.442.102
	2010	417	24.226	135.533	967	2.674.853
Ceará	1991	178	23.382	133.521	871	1.768.637
	2000	183	22.827	113.364	1.589	1.528.052
	2010	184	34.492	182.658	1.370	2.452.185
Maranhão	1991	136	14.503	30.010	932	246.244
	2000	217	15.498	59.704	717	837.584
	2010	217	19.111	68.229	1.158	958.514
Paraíba	1991	171	12.000	45.428	373	497.600
	2000	223	10.961	46.929	339	597.934
	2010	223	12.729	55.084	473	720.766
Pernambuco	1991	168	30.069	109.770	986	1.298.229
	2000	185	32.729	117.913	1.122	1.422.905
	2010	185	38.120	128.519	1.704	1.537.704

Piauí	1991	118	11.586	52.014	428	556.911
	2000	221	8.092	46.480	305	677.470
	2010	224	9.156	52.216	238	767.575
Rio Grande do Norte	1991	152	10.982	51.133	482	606.887
	2000	167	12.178	57.516	544	712.317
	2010	167	14.760	66.394	433	803.739
Sergipe	1991	74	13.552	47.279	837	402.341
	2000	75	16.968	55.181	1.063	461.534
	2010	75	20.272	67.935	1.127	571.149

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados dos Censos de 1991, 2000 e 2010.

**Tabela A.2:** Nordeste – 13 maiores cidades (1991, 2000 e 2010)

1991			
Estado	Município	População	Rank
BA	Salvador	2.100.000	1
CE	Fortaleza	1.800.000	2
PE	Recife	1.300.000	3
RN	Natal	606.887	4
AL	Maceió	583.343	5
PI	Teresina	556.911	6
PB	João Pessoa	497.600	7
PE	Jaboatão dos Guararapes	419.479	8
SE	Aracaju	402.341	9
BA	Feira de Santana	349.557	10
PE	Olinda	341.394	11
PB	Campina Grande	307.468	12
MA	São Luís	246.244	13
2000			
BA	Salvador	2.400.000	1
CE	Fortaleza	1.500.000	2
PE	Recife	1.400.000	3
MA	São Luís	837.584	4
AL	Maceió	795.804	5
RN	Natal	712.317	6
PI	Teresina	677.470	7
PB	João Pessoa	597.934	8
PE	Jaboatão dos Guararapes	568.474	9
SE	Aracaju	461.534	10
BA	Feira de Santana	431.419	11
PE	Olinda	360.554	12
PB	Campina Grande	337.484	13
2010			
BA	Salvador	2.700.000	1
CE	Fortaleza	2.500.000	2
PE	Recife	1.500.000	3
MA	São Luís	958.514	4
AL	Maceió	932.095	5
RN	Natal	803.739	6
PI	Teresina	767.575	7
PB	João Pessoa	720.766	8
PE	Jaboatão dos Guararapes	630.567	9
SE	Aracaju	571.149	10
BA	Feira de Santana	510.608	11
PE	Olinda	370.337	12
PB	Campina Grande	367.224	13

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados dos Censos de 1991, 2000 e 2010.

**Tabela A.3:** Estados do nordeste - estimação da equação (6) para os anos de 1991, 2000 e 2010.

Estados	Anos	Constante	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$R^2$	Observações
Alagoas	1991	11,0134	-0,8558	2,36E-08	0,9400	97
		(0,3526)	(0,0411)	(3,42E-08)		
	2000	11,3102	-0,8662	2,81E-08	0,9401	101
		(0,3701)	(0,0423)	(2,42E-08)		
	2010	11,3719	-0,8552	1,74E-08	0,9417	102

		(0,3802)	(0,0427)	(2,09E-08)		
Bahia	1991	12,4069 (0,2008)	-0,8476 (0,0230)	-1,86E-08 (1,70E-08)	0,9332	415
	2000	13,2366 (0,1912)	-0,9112 (0,0211)	-7,29E-09 (1,26E-08)	0,9468	417
	2010	13,6036 (0,1827)	-0,9353 (0,0198)	-4,04E-09 (1,07E-08)	0,9570	417
Ceará	1991	12,0156 (0,2813)	-0,8736 (0,0315)	1,44E-08 (9,93E-09)	0,9425	178
	2000	14,2241 (0,4190)	-1,0832 (0,0452)	4,69E-08 (1,35E-08)	0,9280	183
	2010	13,1772 (0,2918)	-0,9465 (0,0309)	1,58E-08 (6,84E-09)	0,9540	184
Maranhão	1991	11,0548 (0,3042)	-0,7916 (0,0346)	-4,52E-07 (1,06E-07)	0,9647	136
	2000	12,0065 (0,2694)	-0,8634 (0,0309)	-6,16E-08 (4,51E-08)	0,9369	217
	2010	12,8265 (0,2785)	-0,9260 (0,0308)	-3,92E-08 (3,72E-08)	0,9467	217
Paraíba	1991	10,8602 (0,2593)	-0,8003 (0,0310)	-7,91E-08 (3,67E-08)	0,9500	171
	2000	10,5500 (0,2081)	-0,7471 (0,0256)	-1,18E-07 (4,03E-08)	0,9344	223
	2010	11,1660 (0,2019)	-0,8031 (0,0243)	-6,31E-08 (2,95E-08)	0,9466	223
Piauí	1991	11,1649 (0,3244)	-0,8862 (0,0389)	5,65E-08 (3,45E-08)	0,9536	118
	2000	10,7940 (0,1935)	-0,8147 (0,0250)	-1,34E-08 (3,36E-08)	0,9500	221
	2010	11,6082 (0,2115)	-0,8941 (0,0264)	2,95E-08 (2,46E-08)	0,9651	224
Pernambuco	1991	11,0431 (0,2593)	-0,7434 (0,0278)	-5,47E-08 (2,49E-08)	0,9516	168
	2000	11,1644 (0,2464)	-0,7387 (0,0262)	-5,76E-08 (2,34E-08)	0,9489	185
	2010	11,5528 (0,2506)	-0,7621 (0,0261)	-5,31E-08 (2,16E-08)	0,9533	185
Rio Grande do Norte	1991	11,1787 (0,2782)	-0,8631 (0,0340)	1,60E-08 (3,26E-08)	0,9386	152
	2000	11,6347 (0,2586)	-0,8960 (0,0308)	2,90E-08 (2,54E-08)	0,9517	167
	2010	11,6125 (0,2721)	-0,8768 (0,0316)	1,68E-08 (2,13E-08)	0,9549	167
Sergipe	1991	10,1593 (0,2978)	-0,8014 (0,0355)	7,49E-09 (4,15E-08)	0,9635	74
	2000	10,2929 (0,2885)	-0,7926 (0,0331)	-1,82E-08 (3,79E-08)	0,9651	75
	2010	10,3564 (0,3086)	-0,7854 (0,0350)	-1,37E-08 (3,15E-08)	0,9595	75

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados dos Censos de 1991, 2000 e 2010.  
Nota: Valores entre parênteses se refere aos desvios-padrão robustos à heterocedasticidade.

**Tabela A.4:** Estados do nordeste – estimação da equação (4) para as 13 maiores cidades de cada estado

Estado	Anos	Constante	$\alpha$	$R^2$
Alagoas	1991	9,4675 (0,7356)	-0,7335 (0,0716)	0,2267
	2000	9,6252 (1,0023)	-0,7319 (0,0940)	0,2956
	2010	9,8549 (1,0245)	-0,7387 (0,0933)	0,3272
Bahia	1991	11,0387	-0,7834	0,2376

	2000	(1,2478) 11,4777	(0,1078) -0,8054	0,2668
	2010	(1,4021) 11,9602	(0,1183) -0,8329	0,2679
		(1,4690)	(0,1218)	
Ceará	1991	9,5477	-0,6867	0,2495
	2000	(0,9898) 9,6961	(0,0900) -0,7072	0,2875
	2010	(1,2013) 9,9907	(0,1096) -0,7005	0,2180
		(0,9810)	(0,9810)	
Maranhão	1991	13,8142	-1,0965	0,1358
	2000	(1,0111) 11,3403	(0,0947) -0,8514	0,1715
	2010	(0,8902) 12,1494	(0,0811) -0,9049	0,2410
		(1,2337)	(0,1092)	
Paraíba	1991	10,2598	-0,7777	0,1628
	2000	(0,4914) 10,0538	(0,0472) -0,7519	0,1512
	2010	(0,4103) 10,1903	(0,0384) -0,7555	0,1493
		(0,3394)	(0,0319)	
Pernambuco	1991	11,9966	-0,8603	0,0866
	2000	(0,4251) 12,3274	(0,0366) -0,8745	0,0440
	2010	(0,2255) 12,7318	(0,0188) -0,8970	0,0725
		(0,2300)	(0,0195)	
Piauí	1991	9,0902	-0,7082	0,1971
	2000	(0,7416) 9,2514	(0,0734) -0,7121	0,2193
	2010	(0,8559) 9,2946	(0,0830) -0,7094	0,2421
		(0,9143)	(0,0874)	
Rio Grande do Norte	1991	9,2170	-0,7086	0,2260
	2000	(0,6062) 9,2404	(0,0579) -0,6984	0,1677
	2010	(0,4612) 9,4525	(0,0426) -0,7005	0,1419
		(0,3364)	(0,0308)	
Sergipe	1991	9,7651	-0,7777	0,1975
	2000	(0,7955) 9,8084	(0,0803) -0,7643	0,1200
	2010	(0,4380) 9,8346	(0,0429) -0,7557	0,1558
		(0,5361)	(0,0509)	

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados dos Censos de 1991, 2000 e 2010.  
Nota: Valores entre parênteses se refere aos desvios-padrão robustos à heterocedasticidade.

**Tabela A.5:** Estados do nordeste – grau de concentração urbana (Índice *Herfindahl-Hirschman* - IHH)

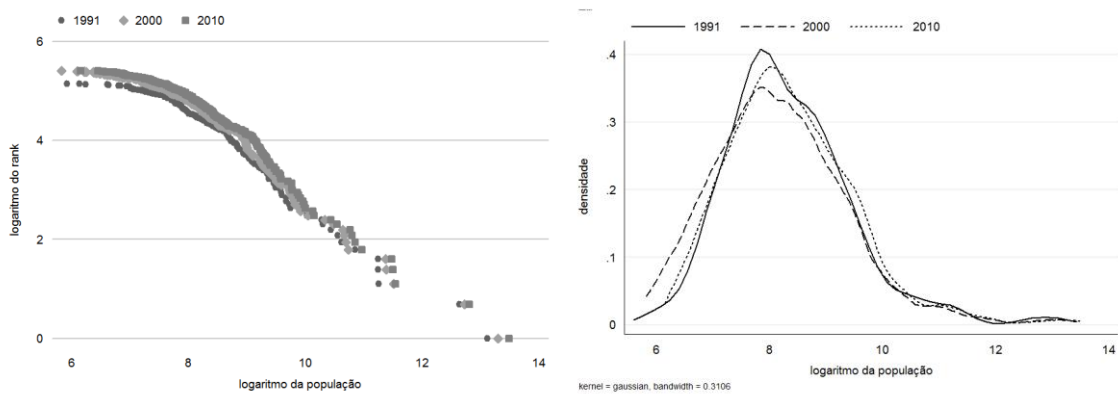
Estados	Censos	IHH
Alagoas	1991	16,8870
	2000	18,3673
	2010	17,6383
Bahia	1991	9,4240
	2000	8,4264
	2010	7,7273
Ceará	1991	18,7783
	2000	13,9496
	2010	15,7019

Maranhão	1991	3,8603
	2000	7,2683
	2010	6,3073
Paraíba	1991	8,9162
	2000	8,6310
	2010	8,8080
Pernambuco	1991	8,4806
	2000	7,5185
	2010	6,6514
Piauí	1991	17,7820
	2000	15,3137
	2010	14,9006
Rio Grande do Norte	1991	14,8266
	2000	13,8752
	2010	12,6419
Sergipe	1991	17,5757
	2000	15,2472
	2010	16,1080

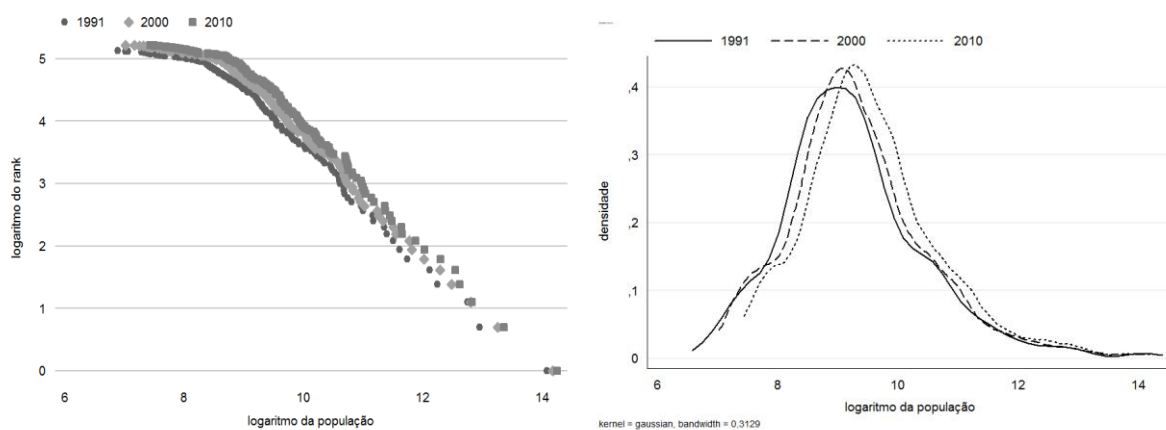
Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados dos Censos de 1991, 2000 e 2010.

**Figura A1:** Estados do nordeste - logaritmo do *rank* versus logaritmo do tamanho populacional e função de densidade do tamanho relativo da população (1991, 2000 e 2010)

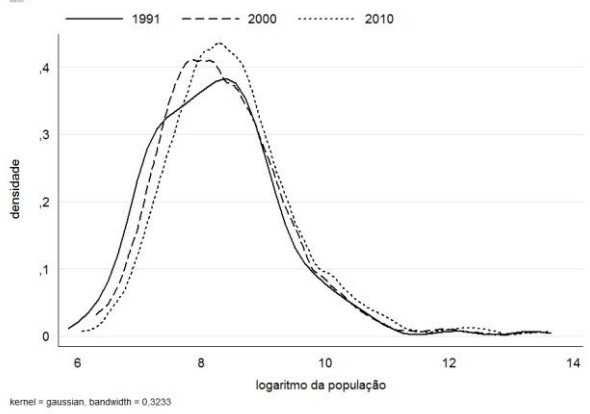
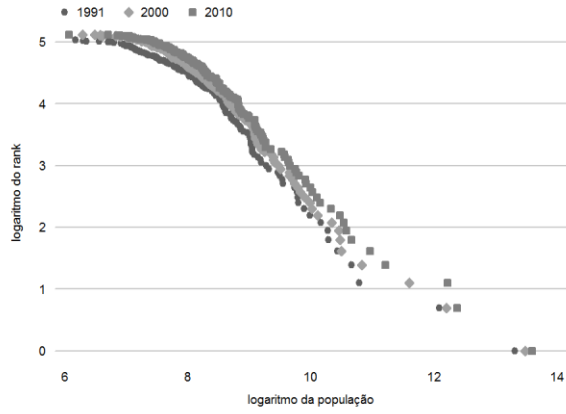
#### A. Paraíba



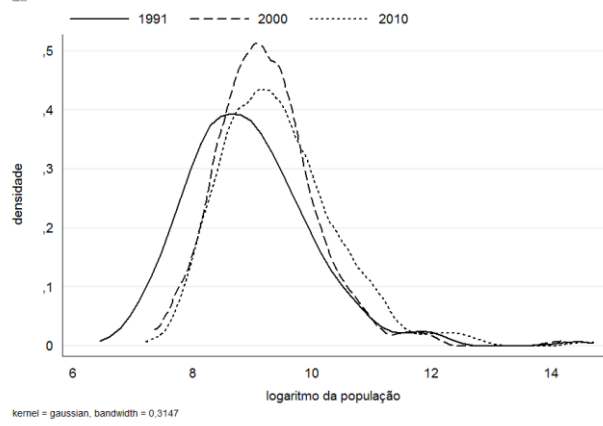
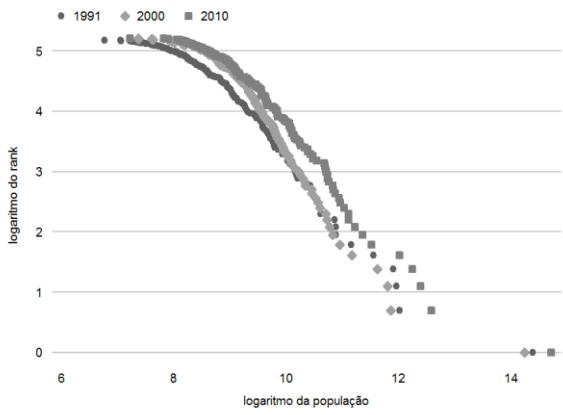
#### B. Pernambuco



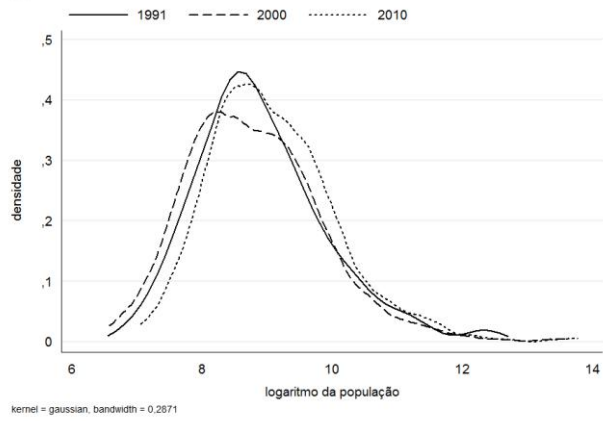
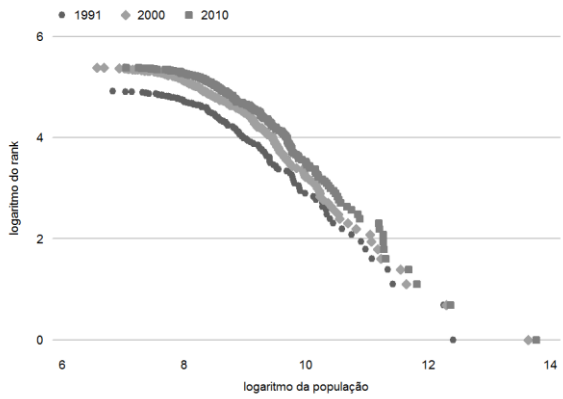
#### C. Rio Grande do Norte



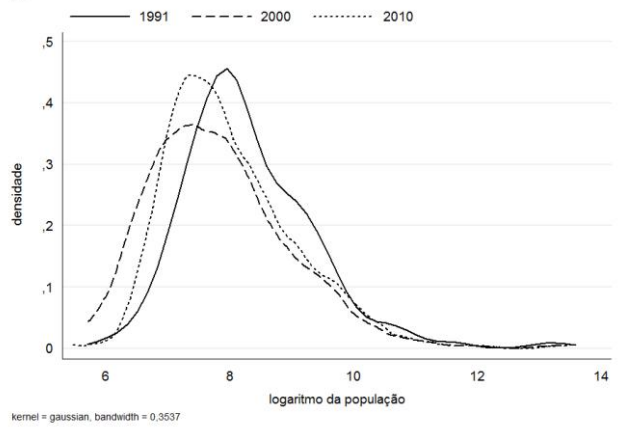
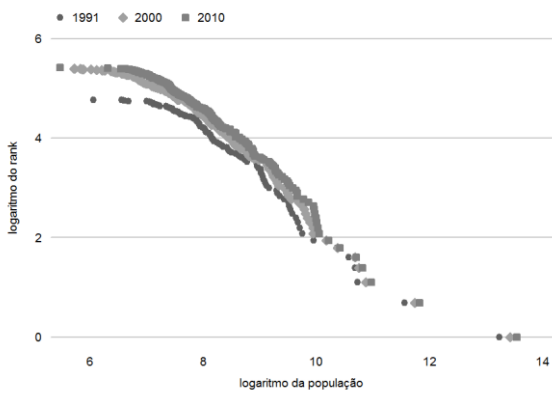
#### D. Ceará



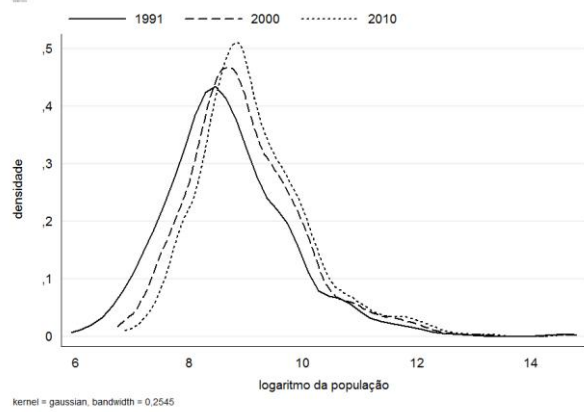
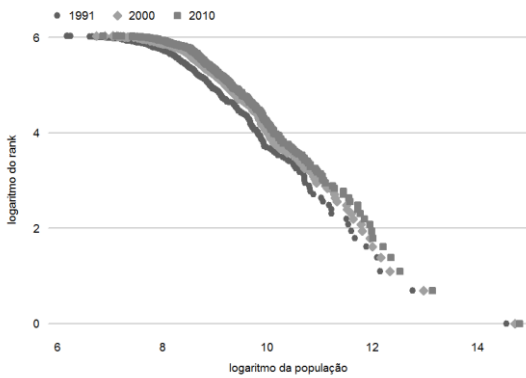
#### E. Maranhão



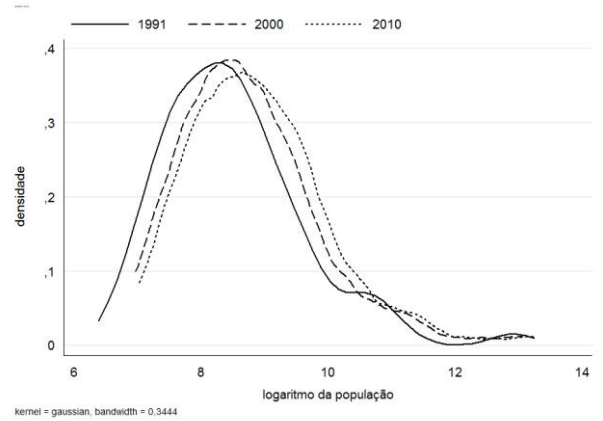
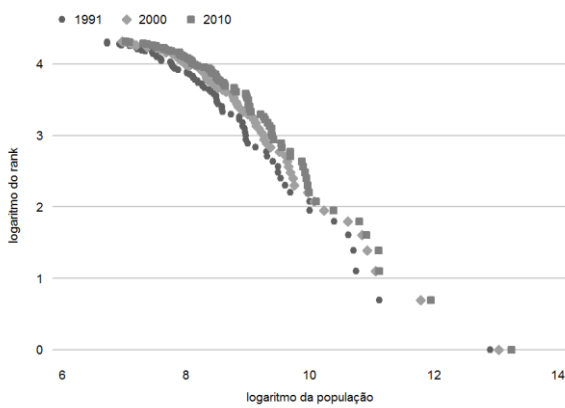
#### F. Piauí



### G. Bahia

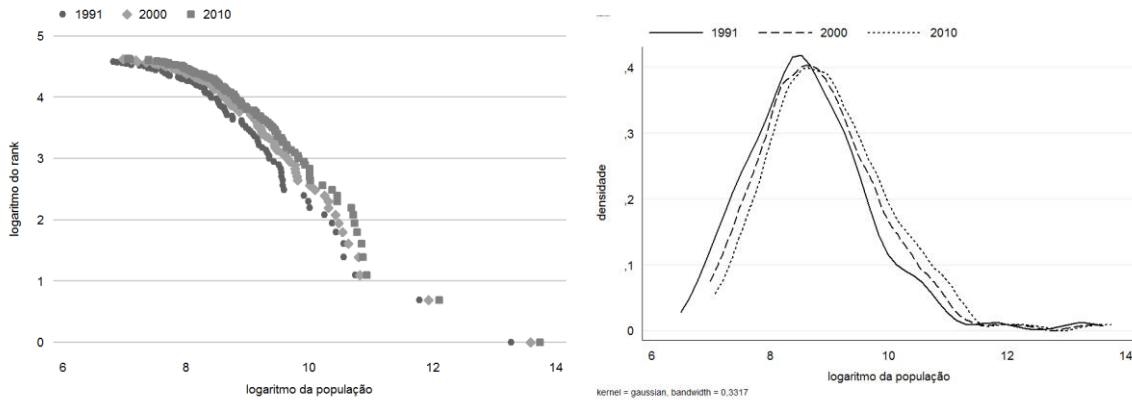


### H. Sergipe



### I. Alagoas





Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados dos Censos de 1991, 2000 e 2010.