GOVERNO DO ESTADO DO ESPÍRITO SANTO
SECRETARIA DE ESTADO DE ECONOMIA E PLANEJAMENTO – SEP
INSTITUTO JONES DOS SANTOS NEVES – IJSN

NOTA TÉCNICA 11

HIERARQUIA URBANA NO ESPÍRITO SANTO

Matheus Albergaria de Magalhães
Economista,
Coordenador de Estudos Econômicos
do Instituto Jones dos Santos Neves,
Rede de Estudos Macroeconômicos (MACRO)

Victor Nunes Toscano
Economista,
Coordenador de Conjuntura e Comércio Exterior
do Instituto Jones dos Santos Neves,
Rede de Estudos Macroeconômicos (MACRO)

Vitória I 2010

Instituto Jones dos Santos Neves
Hierarquia urbana no Espírito Santo. Vitória, ES, 2010.

31p.: il. (Nota técnica, 11)

1.Economia Regional. 2.Economia Urbana.
3.Cidades. Lei de Zipf. 4.Espírito Santo(Estado).
I.Magalhães, Matheus Albergaria de. II.Toscano,
Victor Nunes. III.Título. IV.Série.

Sumário

Apresentação.....04

1. Introdução 05

2. Leis de Pareto e Zipf.....07

3. Base de Dados.....10

4. Resultados 10

4.1. Análise Descritiva.....10

4.2. Resultados Econométricos.....15

5. Testes de Robustez 22

6. Conclusões e Agenda de Pesquisa Futura.....26

7. Referências Bibliográficas.....29

Apêndice A: Estatísticas Descritivas dos Dados Empregados na Análise.....31

Apresentação

O presente trabalho tem como objetivo a verificação de padrões empíricos relacionados à hierarquia urbana das cidades do estado do Espírito Santo. Para tanto, são apresentados resultados relacionados ao tamanho dos municípios do Estado, buscando-se checar a validade empírica das leis de Pareto e Zipf para a distribuição desses municípios ao longo do período 1999-2007. Os resultados obtidos demonstram que: (i) as cidades do Espírito Santo apresentam uma distribuição em cauda longa, nos moldes de uma distribuição de Pareto; (ii) resultados de estimações econométricas demonstram que a lei de Zipf não se adequa à distribuição de cidades do Estado; (iii) resultados de um exercício de β-convergência apontam na direção de um padrão de polarização da população nas maiores cidades do Estado; (iv) apesar de terem ocorrido mudanças nas posições relativas de algumas cidades, o padrão de concentração populacional supracitado tem sido reforçado nos últimos anos; (v) testes de robustez baseados na utilização da Região Metropolitana da Grande Vitória como um único município tendem a reforçar os resultados de concentração populacional ocorridos no Estado. Os resultados obtidos são importantes no sentido de facilitarem a identificação de padrões referentes à dinâmica populacional das cidades, podendo ser úteis no diagnóstico de importantes questões sociais, como problemas de habitação, congestionamentos e até mesmo criminalidade, por exemplo.

* Os autores agradecem os comentários e sugestões de Ana Paula Vescovi, Caroline Jabour, Gílson Geraldino Jr., Orlando Caliman e aos participantes de um seminário interno do IJSN, ocorrido em 03 de setembro de 2010. Vale a ressalva usual de que os erros e idiossincrasias remanescentes devem-se única e exclusivamente aos autores.

1. INTRODUÇÃO

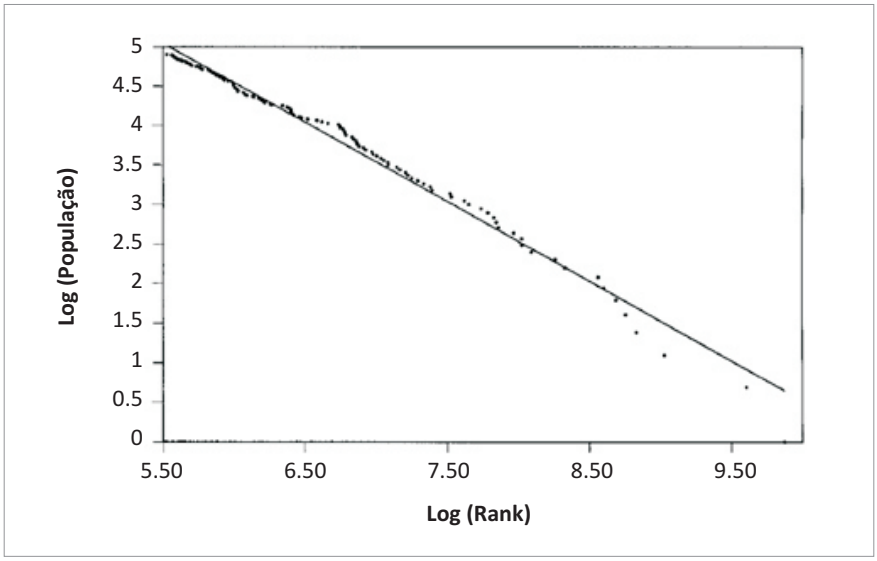
Ao se analisar a relação entre o tamanho de uma cidade (medido via população) e sua posição em uma distribuição de tamanhos (também denominada *rank*), é possível notar que o produto entre essas variáveis equivale a uma constante. Em termos formais:

$$R_i * P_i = A \qquad (1)$$

onde o termo P_i denota a população da cidade *i* e R_i representa o *rank* da cidade *i* na distribuição de tamanhos, com *A* sendo uma constante arbitrária. Uma decorrência básica dessa proporcionalidade equivale ao fato de que, ao longo de uma distribuição de municípios em termos de seu tamanho, o segundo maior município tende a ter, em geral, metade da população do município de maior tamanho; o terceiro maior município tende a ter um terço da população do município de maior tamanho, e assim por diante. Essa regularidade empírica é conhecida na área de Economia Regional e Urbana como Lei de Zipf[1].

A Figura 1 equivale a um diagrama de dispersão relacionando o tamanho de cidades com suas respectivas posições no ranking (ambas as variáveis estão expressas em escala logarítmica natural), no caso das 135 maiores áreas metropolitanas dos Estados Unidos durante o ano de 1991 (Gabaix 1999, p.740). Adicionalmente, essa figura expõe a reta de regressão estimada entre essas variáveis, obtida através do Método de Mínimos Quadrados Ordinários (MMQO):

Figura 1 - Diagrama de Dispersão entre populações de cidades e suas respectivas posições no ranking, Áreas Metropolitanas dos Estados Unidos, 1991



Fonte: Gabaix (1999, p.740).

[1] Em homenagem a George Zipf, que chamou atenção para essa regularidade em finais da década de 40. Ver, a esse respeito, Zipf (1949) *apud* Adamic (2002).

De acordo com o padrão gráfico descrito acima, pode-se notar a ocorrência de uma relação negativa entre as variáveis consideradas. A partir de (1), tem-se:

$$\ln R_i = \ln A - \alpha \ln P_i \qquad (2),$$

Onde *lnA* equivale a uma constante a ser estimada, $\ln P_i$ equivale ao logaritmo natural da população da "i-ésima" cidade e α equivale a um parâmetro de interesse a ser estimado. De fato, os resultados referentes a essa regressão são os seguintes:

ln (Rank) = 10,53 - 1,005 ln (Tamanho)***

No caso, a posição das cidades analisadas no *ranking* de populações é a variável dependente em uma regressão que contém uma constante e o tamanho de cada cidade (sua população).

Os resultados obtidos demonstram que, no caso da amostra considerada, existe uma relação negativa e estatisticamente significativa entre os tamanhos de cidades e suas respectivas posições no *ranking*. Em particular, essa relação é estatisticamente significativa, uma vez que o coeficiente estimado possui significância ao nível de 1% (denotada pelo termo (***). Adicionalmente, nota-se um bom ajuste quantitativo da reta de regressão estimada aos dados, uma vez que o coeficiente de determinação ajustado (R^2) da mesma possui a magnitude de 0,986; ou seja, a variação explicada dessa regressão equivale a quase 99% da variação total observada nos dados.

Em termos práticos, esses resultados demonstram a validade empírica da lei de Zipf no caso de áreas metropolitanas referentes aos Estados Unidos. Na verdade, essa regularidade tende a ocorrer em uma série de contextos distintos, que vão desde o tamanho de firmas em uma economia até retornos financeiros de ações, por exemplo[2].

O objetivo do presente trabalho equivale à verificação empírica da Lei de Zipf para as cidades do estado do Espírito Santo ao longo do período 1999-2007. Para tanto, são utilizadas informações referentes às populações desses municípios, assim como são realizados testes estatísticos buscando verificar a validade da lei supracitada[3]. Adicionalmente, busca-se inferir a respeito de regularidades empíricas referentes às populações das cidades analisadas, com ênfase na questão de eventual ocorrência de um processo polarização populacional. A importância desse tema reside no fato de que, a partir dos resultados de exercícios empíricos nos moldes aqui descritos, passa a ser possível a identificação de padrões referentes a essas populações, com implicações diretas não apenas em termos demográficos, mas também em termos das dinâmicas de migração e crescimento urbano, temas relevantes para o planejamento e implementação de políticas públicas de longo prazo[4].

[2] Para um resumo da evidência empírica relacionada à Lei de Zipf, assim como sua aplicabilidade a distintos contextos, ver Adamic (2002), Adamic e Huberman (2002), Gabaix e Ioannides (2004), Nitsch (2005) e Soo (2005).

[3] Os objetivos do presente trabalho são semelhantes aos de Miranda e Badia (2006), que estudam a evolução da distribuição de cidades do estado de Minas Gerais ao longo do período compreendido entre os anos de 1920 e 2000. Para uma detalhada análise da evolução das cidades médias no Brasil ao longo do período 1970-1991, ver Andrade e Serra (1998).

[4] Sobre a importância do estudo de cidades em Economia, ver, a título de exemplo, Glaeser (1998). Quigley (1998) traça uma evolução histórica parcial da área de Economia Urbana, tanto em termos de trabalhos teóricos quanto empíricos.

O trabalho está dividido da seguinte maneira: a segunda seção faz uma breve apresentação de definições relacionadas ao tema, com ênfase nas leis de Pareto e Zipf. A terceira seção apresenta a base de dados empregada no trabalho, enquanto a quarta seção apresenta os principais resultados da análise empírica conduzida abaixo. Finalmente, a quinta seção apresenta conclusões e algumas sugestões em termos de pesquisa futura sobre o tema.

2. LEIS DE PARETO E ZIPF

Algumas regularidades empíricas em Economia podem ser representadas a partir de leis de potências (*power laws*)[5]. Formalmente, leis desse tipo podem ser representadas a partir da seguinte fórmula matemática:

$$Y = KX^{\alpha} \quad (3),$$

onde os termos *Y* e *X* representam variáveis de interesse, enquanto *k* equivale a uma constante. Por sua vez, o termo α denota o expoente que governa a lei de potência em questão. Conforme dito acima, leis de potências apresentam diversas aplicações em Economia. Por exemplo, leis dessa natureza podem ser utilizadas para modelar distintos fenômenos macroeconômicos, tais como distribuição de renda, tamanhos de cidades e firmas, retornos de ações e volumes negociados em bolsas de valores (Adamic 2002, Gabaix 2008)[6].

Em particular, um tipo especial de lei de potência equivale à lei de Pareto, que pode ser representada a partir da seguinte expressão:

$$\frac{1}{X^{\zeta}} \quad (4),$$

No caso da última fórmula, o termo ζ exerce a mesma função que o termo α exercia na fórmula (3), sendo o parâmetro que governa a lei de Pareto.

Por exemplo, pode-se expor a probabilidade de que uma dada firma tenha um número de funcionários superior a um valor arbitrário *x* a partir da fórmula abaixo:

$$\text{Prob}\ (S > x) = \frac{k}{x^{\zeta}} \quad (5),$$

com essa fórmula sendo válida para alguma constante *k*, pelo menos na parte superior da distribuição de firmas da economia.

[5] As derivações abaixo são baseadas em Gabaix (2008) e Gabaix e Ioannides (2004).
[6] Para exemplos de aplicações das leis de Pareto e Zipf relacionadas ao contexto da Internet, ver Adamic e Huberman (2002).

Duas observações devem ser feitas em relação a última fórmula: primeiro, o expoente ζ dessa expressão independe da unidade de medida em que a lei de Pareto é expressa; segundo, no caso onde $\zeta = 1$, obtém-se a lei de Zipf, que nada mais é do que um caso particular da lei de Pareto[7].

Essas idéias podem ser melhor expressas a partir da seguinte formalização. Seja S_i o tamanho (medido via população) de uma dada localidade. Basicamente, diz-se que os tamanhos dessas localidades satisfazem a Lei de Zipf se, no caso de um dado tamanho maior S, valer a seguinte relação:

$$\text{Prob (Tamanho} > \text{S)} = \frac{a}{S^{\zeta}} \qquad (6),$$

No caso dessa fórmula, o termo a equivale a uma constante positiva ($a > 0$) e o termo ζ equivale a um parâmetro que pode assumir um valor maior, igual ou menor que a unidade. Em particular, caso $\zeta = 1$, tem-se a validade empírica da Lei de Zipf (ou seja, o produto entre tamanho e *ranking* de uma cidade equivale a uma constante). Caso ζ seja maior que 1, diz-se que a hierarquia urbana tende a ser mais igualitária; isto é, menores cidades estão, em termos de tamanho, mais próximas de cidades maiores. Por outro lado, situações onde ζ é menor que 1 equivalem a cenários correspondentes a uma hierarquia urbana mal distribuída, com a maior parte da população concentrando-se em poucas cidades, geralmente as primeiras colocadas no *ranking* de tamanhos do estado.

Por exemplo, caso todas as áreas urbanas tenham as mesmas potencialidades (independentemente de seu tamanho ou posição no espaço econômico), há a tendência de convergência da distribuição de cidades para uma distribuição nos moldes da lei de Zipf. Entretanto, se algumas cidades forem mais ou menos favorecidas ao longo do processo de desenvolvimento econômico, a distribuição obtida tenderá a se afastar daquela proposta pela lei supracitada, com esse cenário podendo indicar a ocorrência de oportunidades de crescimento diferenciadas para essas localidades (Ruiz 2005, p.729). Em termos gerais, o parâmetro ζ estimado pode vir a fornecer inferências úteis sobre a hierarquia urbana das cidades de um estado[8].

Uma maneira alternativa de se enunciar a lei supracitada equivale a dizer que o tamanho das localidades segue a chamada "*rank size rule*"; ou seja, caso essas localidades sejam classificadas em ordem decrescente de tamanho (população), pode-se observar a seguinte regularidade empírica: a segunda localidade nesse *ranking* teria metade da população da localidade que ocupa o primeiro lugar no *ranking*; a terceira teria um terço dessa população e assim por diante[9].

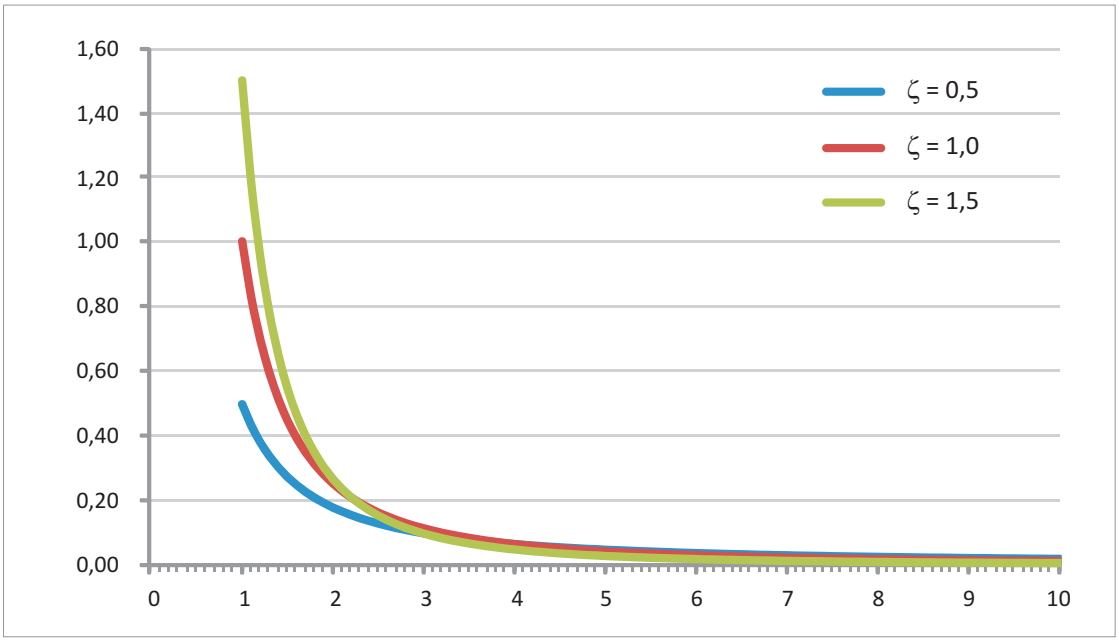
[7] Sobre a equivalência das leis de Pareto e Zipf, ver Adamic (2002). Os termos relacionados a essas duas leis, bem como às leis de potências em geral, servem para descrever fenômenos onde muitos elementos de uma distribuição são raros, ao passo que poucos elementos são relativamente comuns (Adamic 2002, p.1).

[8] Conforme coloca Soo (2005, p.18): "(...) *The Pareto exponent* α *can be viewed as a measure of inequality: the larger the value of the Pareto exponent, the more even are the populations of cities in the urban systems (in the limit, if* $\alpha = \infty$*, all cities have the same size)* (…)".

[9] Vale a ressalva de que, de acordo com Gabaix e Ioannides (2003, p.5), mesmo que a Lei de Zipf valha perfeitamente, a regra "*rank size rule*" pode valer apenas aproximadamente.

Ao contrário da distribuição Normal, onde elementos distantes da média possuem uma frequência de ocorrência relativamente pequena, uma distribuição de "cauda longa" (nos moldes das distribuições de Zipf e Pareto) equivale a uma distribuição onde alguns poucos elementos possuem alta frequência, enquanto que a vasta maioria desses elementos possui baixas frequências. A Figura 2 contém uma representação esquemática da distribuição de Pareto para distintos valores do parâmetro ζ:

Figura 2 - Distribuição de Pareto, distintos valores do parâmetro ζ



Elaboração própria.

A partir da inspeção da figura acima, pode-se notar que alguns elementos dessa distribuição possuem altas frequências de ocorrência, ao passo que os demais elementos apresentam frequências relativamente baixas. Todas as curvas contidas na figura representam distribuições de Pareto para distintos valores do parâmetro de interesse ζ. Em particular, vale notar que no caso da distribuição onde $\zeta = 1$, tem-se a representação gráfica da lei de Zipf.

3. BASE DE DADOS

As variáveis utilizadas neste trabalho equivalem basicamente a dados de população referentes aos municípios do estado do Espírito Santo. A fonte primária desses dados é o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). No caso do Espírito Santo, existe atualmente uma parceria entre o IBGE e o Instituto Jones dos Santos Neves (IJSN), onde essas instituições fazem uma divulgação conjunta dos dados supracitados[10].

O período amostral analisado equivale ao intervalo compreendido entre os anos de 1999 e 2007. Esse período foi escolhido com base na disponibilidade de dados. O *Apêndice A* do trabalho contém uma breve análise descritiva dos dados empregados na análise subsequente.

4. RESULTADOS

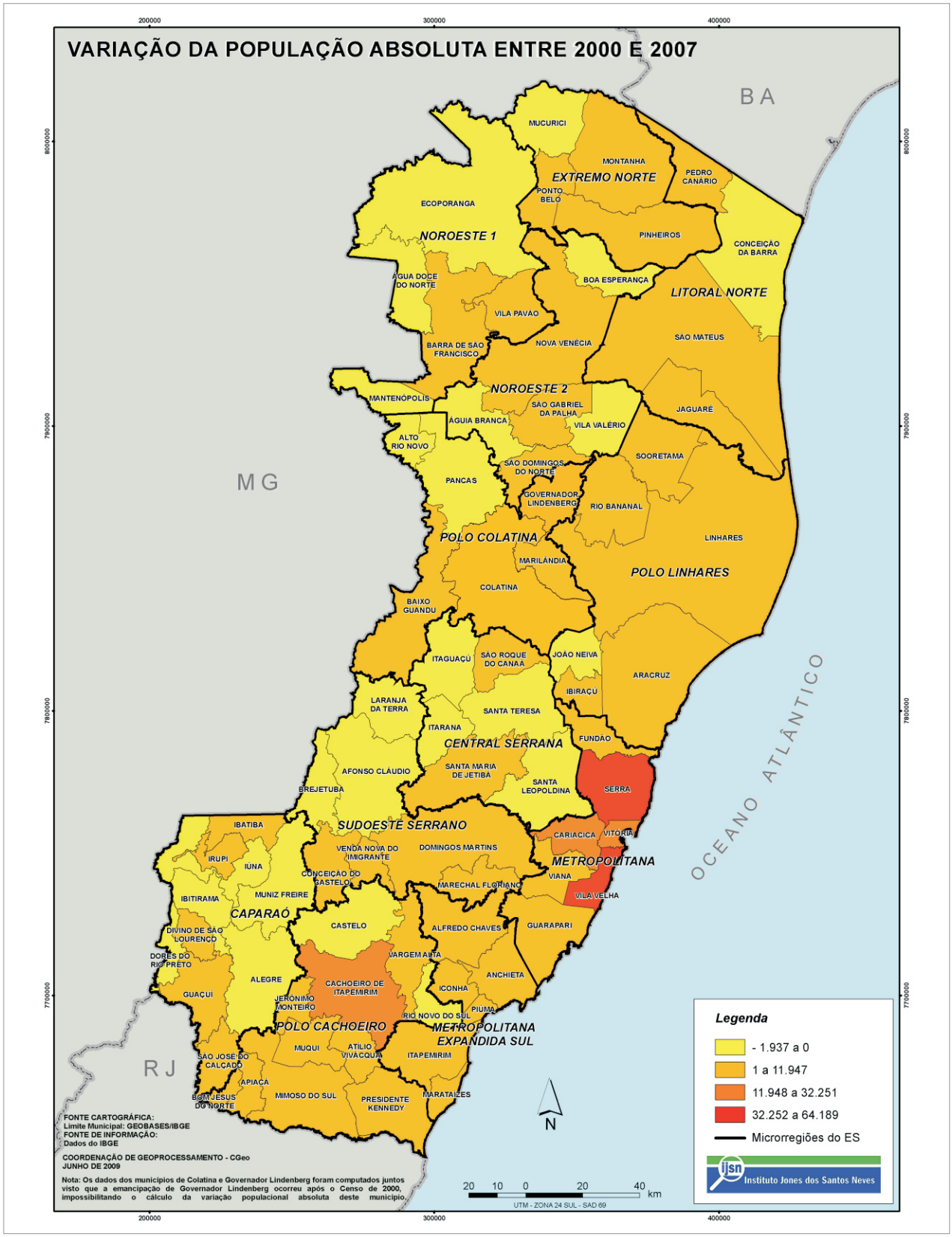
4.1. Análise Descritiva

Nesta seção do trabalho são descritos os principais resultados da análise empírica conduzida abaixo.

A figura 3 equivale a um mapa contendo resultados referentes à variação da população absoluta dos municípios do estado do Espírito Santo entre os anos de 2000 e 2007, respectivamente. No gráfico, cores mais escuras equivalem a municípios onde ocorreu uma maior variação da população ao longo do período considerado, enquanto que cores mais claras equivalem a municípios com menor variação.

[10] Os autores agradecem a Carla Moulin (IJSN) pela disponibilidade dos dados empregados na análise abaixo.

Figura 3 - Densidade demográfica – Espírito Santo, Ano de 2000

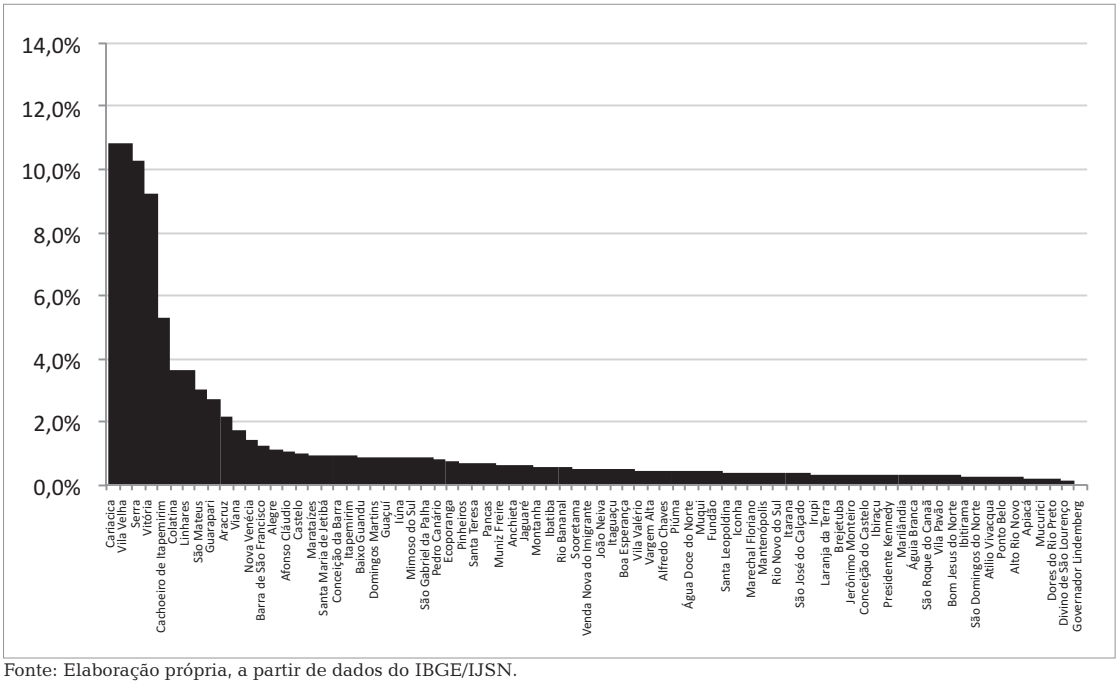


Fonte: Espírito Santo em Mapas (2009, p.23).

De acordo com o mapa acima, pode-se notar que os aumentos mais pronunciados de população ocorreram nos municípios da região Metropolitana do Estado, especialmente em Vila Velha e na Serra. Em seguida, vem os municípios de Vitória e Cariacica, com um padrão semelhante ocorrendo para Cachoeiro de Itapemirim, localizado fora dessa região. Esses municípios tiveram aumentos superiores a 32.000 habitantes ao longo do período analisado, com alguns chegando a exibir aumentos equivalentes ao dobro desse valor. Em seguida a esse grupo, nota-se a ocorrência de diversos municípios que registraram variações em suas populações superiores a 11.000 habitantes. Embora preliminares, esses resultados são interessantes por demonstrarem a ocorrência de um padrão desigual de ocupação do Espírito Santo ao longo do período compreendido entre os anos 2000 e 2007, com esse padrão tendo conseqüências sobre o tamanho das cidades do Estado[11].

Os gráficos 1 e 2, por sua vez, equivalem a histogramas relacionando as frequências relativas das populações dos municípios do Espírito Santo durante os anos de 1999 e 2007, respectivamente.

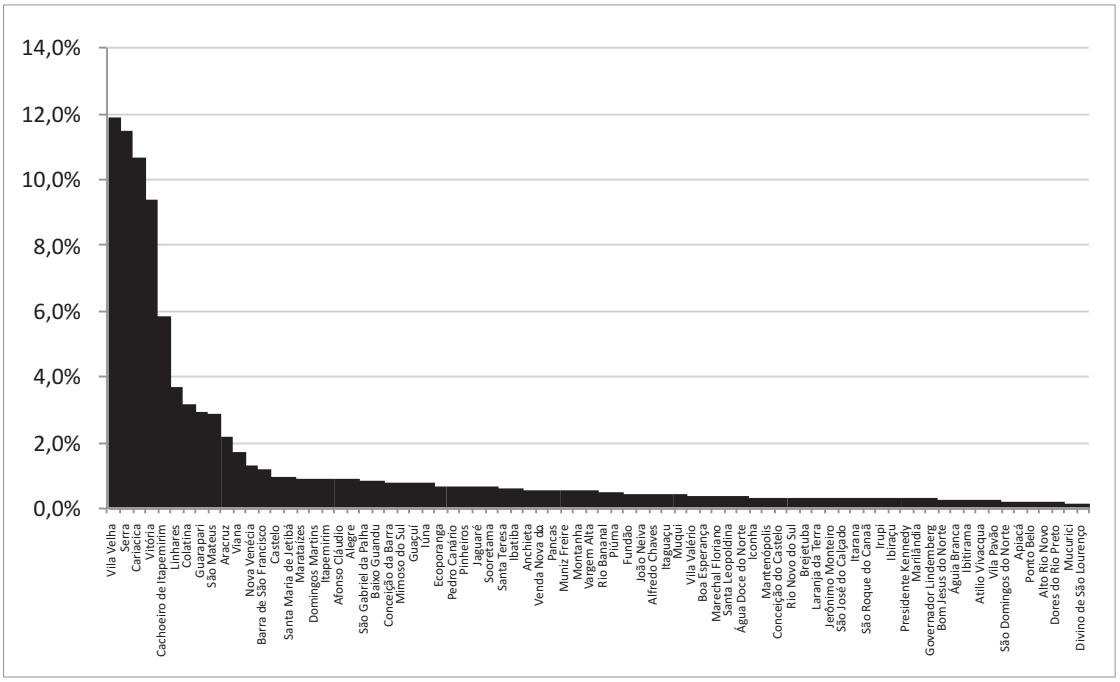
Gráfico 1 - Participação da população dos municípios no total do Estado, Ano de 1999



Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do IBGE/IJSN.

[11] O estado do Espírito Santo encontra-se atualmente dividido em 78 municípios. No caso de algumas análises relacionadas a políticas públicas, o Estado costuma ser dividido em 4 (quatro) macrorregiões de planejamento ou em 12 (doze) microrregiões administrativas. Ver, a esse respeito, Magalhães e Toscano (2010b, Apêndice B).

Gráfico 2 - Participação da população dos municípios no total do Estado, Ano de 2007



Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do IBGE/IJSN.

Em primeiro lugar, a partir da inspeção visual de ambos os gráficos, nota-se a ocorrência de uma distribuição de "cauda longa", nos moldes das distribuições derivadas a partir das leis de Pareto e Zipf, conforme citado acima. Ou seja, no caso das cidades do Espírito Santo, algumas cidades concentram a maior parte da população do Estado, com o restante respondendo por parcelas relativamente pequenas dessa variável sócio-econômica.

A Tabela 1 expõe as populações das cinco maiores cidades do Espírito Santo nos anos de 1999 e 2007, assim como suas respectivas participações relativas na população do Estado e posições no *ranking*.

Tabela 1 - Cinco maiores cidades do Espírito Santo, Anos de 1999 e 2007

Municípios	1999			2007		
	População	Part. %	*Ranking*	População	Part. %	*Ranking*
Cariacica	333.874	10,90%	1º	356.536	10,60%	3º
Vila Velha	333.586	10,80%	2º	398.068	11,90%	1º
Serra	316.745	10,30%	3º	385.370	11,50%	2º
Vitória	283.215	9,20%	4º	314.042	9,40%	4º
Cachoeiro de Itapemirim	162.235	5,30%	5º	195.288	5,80%	5º
Demais Municípios	1.645.078	53,50%	--	1.702.365	50,80%	--
Total geral	**3.074.733**	**100%**		**3.351.669**	**100%**	

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do IBGE/IJSN.

De acordo com a tabela acima, as cidades de Cariacica, Vila Velha, Serra e Vitória responderam por 41,2% da população do Estado no ano de 1999. Essa tabela ainda demonstra que ocorreu uma mudança no *ranking* das cidades analisadas no ano de 2007, com Vila Velha passando a ocupar o primeiro lugar, Serra ocupando o segundo e Cariacica ocupando o terceiro, com esses municípios e a capital respondendo por 43,4% da população total nesse ano, o que demonstra um aumento da polarização populacional no Estado ao longo do período de análise.

Conjuntamente, os gráficos e tabela supracitados representam uma evidência inicial favorável à ocorrência de distribuições assimétricas das populações das cidades do Estado. A seguir, são expostos resultados de testes empíricos adicionais que buscam confirmar esses padrões iniciais.

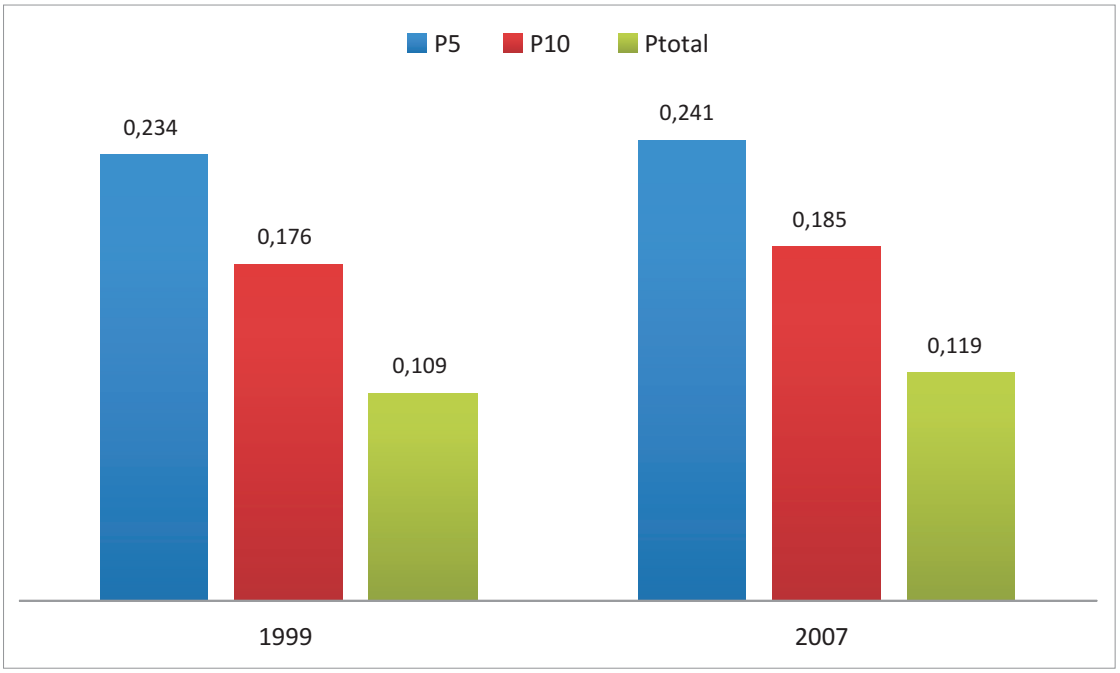
Uma forma alternativa de mensurar a concentração da população em cidades de um estado equivale ao cálculo de índices de primazia. Basicamente, esses índices equivalem a medidas de tamanho relativo das cidades, fornecendo o tamanho da maior cidade em relação a um dado número de cidades. Formalmente, esse índice pode ser representado a partir da seguinte fórmula:

$$P_j = \frac{N_1}{N_1 + N_2 + ... + N_j} \qquad (7),$$

onde o termo P_j representa a primazia de "j-ésima" ordem, enquanto que N_i (i = 1, 2, ..., j) representa o tamanho da "i-ésima" cidade.

No caso da presente análise, optou-se pela construção de dois índices alternativos de primazia: um referente à soma das 5 (cinco) maiores cidades do Estado (P5) e outro referente à soma das 10 (dez) maiores cidades. Os resultados referentes a esses dois índices estão contidos no Gráfico 3 abaixo, para os extremos da amostra (anos de 1999 e 2007):

Gráfico 3 - Primazia Populacional – Espírito Santo – 1999 e 2007



Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do IBGE/IJSN.

No caso, nota-se que, mesmo tendo ocorrido mudanças em relação aos municípios que ocupavam a primeira colocação no *ranking* em termos de tamanho, houve um aumento dos índices de primazia considerados entre os anos inicial e final, com P5 aumentando de 0,234 para 0,241, enquanto que P10 aumentou de 0,176 para 0,185. Esses resultados vêm a corroborar a ocorrência de um padrão concentrador da população em poucas cidades no Estado[12].

4.2. Resultados Econométricos

Nesta sub-seção do trabalho são expostos resultados de estimações referentes a especificações econométricas das leis de Pareto e Zipf. Basicamente, quer-se estimar especificações da seguinte forma:

$$\ln N(n_i) = \ln A - \zeta \ln(n)_i + \varepsilon_i \quad (8),$$

$$\ln N(n_i) = \ln A - \zeta \ln(n)_i + \eta \ln(n_i)^2 + \varepsilon_i \quad (9),$$

No caso, o termo $N(n_i)$ equivale à posição no *ranking* de cada cidade do Estado, com n_i equivalendo a sua respectiva população. Conforme descrito acima, o termo *A* equivale a uma constante a ser

[12] Resultados referentes à razão entre a cidade mais populosa e a menos populosa do Estado (não reportados) demonstram que essa razão aumentou de 72,2 para 82,3 ao longo do período 2000-2007. Ou seja, no ano de 2000, a cidade mais populosa do estado (Cariacica) possuía uma população cerca de 70 vezes maior que a cidade menos populosa (Divino São Lourenço). Em 2007, a cidade mais populosa do Estado (Vila Velha) possuía uma população 82 vezes maior do que a cidade menos populosa (Divino São Lourenço, mais uma vez).

estimada. Por sua vez, ε_i equivale a um termo aleatório de erro, independente e identicamente distribuído. No caso da segunda especificação, é feita a inclusão de um termo quadrático como forma de captar eventuais efeitos não-lineares nos dados. Especificamente, um coeficiente estimado que implique em um valor de η maior que zero equivale a uma distribuição convexa, o que indicaria, a princípio, um sobredimensionamento das maiores e menores cidades do Estado, assim como um subdimensionamento das cidades médias. Por outro lado, um valor inferior a zero equivale uma situação inversa, com subdimensionamento das cidades de tamanho extremo e sobredimensionamento de cidades médias[13].

Os resultados dessas estimações estão contidos na Tabela 2 abaixo, que expõe estimativas referentes aos principais parâmetros de interesse da análise presente, assim como o coeficiente de determinação ajustado de cada especificação estimada *(R^2)*, bem como o número de observações das amostras consideradas *(N)*[14].

Tabela 2 - Coeficientes estimados para as Especificações (8) e (9)

Anos	Especificação (8)		Especificação (9)			N
	ζ	R^2 ajustado	ζ	η	R^2 ajustado	
1999	-0,945***	0,971	-0,763	-0,009	0,971	77
	(0,040)		(0,642)	(0,032)		
2000	-0,932***	0,97	-0,69	-0,011	0,97	77
	(0,040)		(0,618)	(0,030)		
2001	-0,933***	0,971	-0,741	-0,009	0,97	77
	(0,039)		(0,607)	(0,030)		
2002	-0,930***	0,971	-0,745	-0,009	0,971	77
	(0,039)		(0,599)	(0,029)		
2003	-0,926***	0,971	-0,741	-0,009	0,971	77
	(0,038)		(0,590)	(0,029)		
2004	-0,923***	0,971	-0,738	-0,009	0,971	77
	(0,038)		(0,581)	(0,029)		
2005	-0,920***	0,971	-0,733	-0,009	0,971	77
	(0,038)		(0,573)	(0,028)		
2006	-0,917***	0,971	-0,727	-0,009	0,971	77
	(0,037)		(0,565)	(0,028)		
2007	-0,908***	0,97	-0,772	-0,006	0,97	77
	(0,037)		(0,568)	(0,028)		

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do IBGE/IJSN.
Nota: Erros-padrão das estimativas reportadas entre parênteses. Esses erros foram calculados a partir do Método de White.

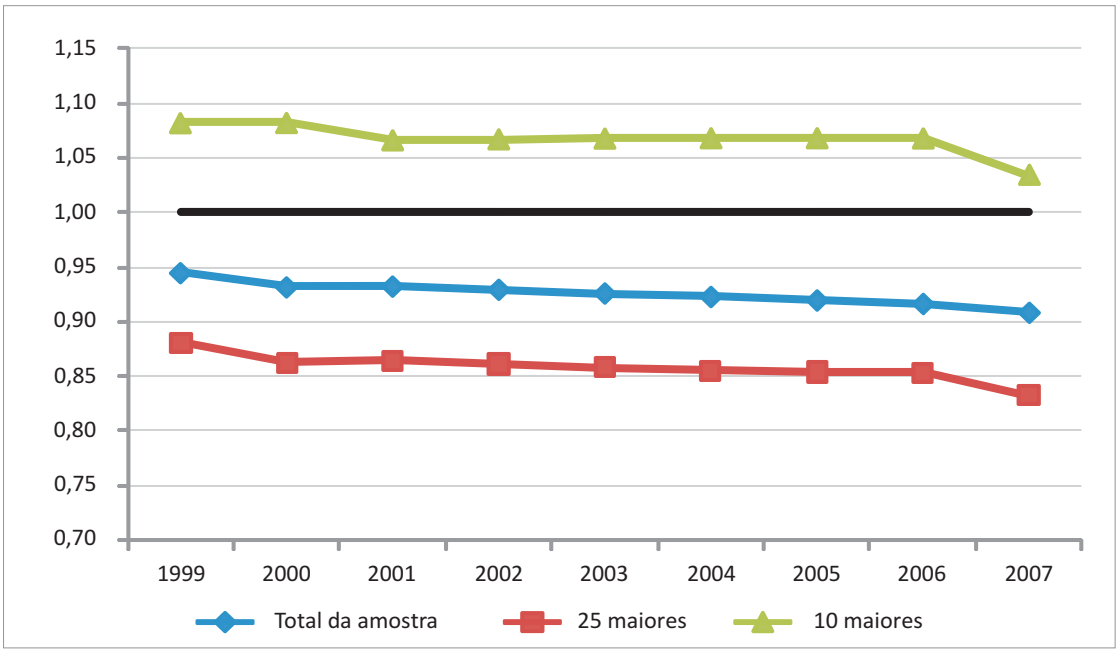
[13] As especificações estimadas e a análise econométrica subsequente foram inspiradas nas análises contidas em Gabaix (1999), Soo (2005) e Miranda e Badia (2006).
[14] Devido à possibilidade de ocorrência de problemas de heterocedasticidade, os erros-padrão das estimativas reportadas acima foram calculados a partir do Método de White (White 1980).

Os resultados econométricos reportados na tabela acima apontam para valores estimados do parâmetro ζ que são, em todos os casos considerados, inferiores à unidade, com esses coeficientes sendo estatisticamente significativos ao nível de 1%. Em particular, no caso da especificação (8), o coeficiente ζ estimado encontra-se, em termos de magnitudes absolutas, na faixa entre 0,91 e 0,95, com essa magnitude sendo reduzida ao longo do tempo, um resultado empírico que tende a refutar a ocorrência da lei de Zipf para os municípios em análise. Em termos práticos, esses resultados demonstram que as populações das cidades do Espírito Santo encontram-se concentradas em poucas cidades, ocorrendo um fenômeno de polarização populacional.

No caso da especificação (9), os valores estimados para esse parâmetro são menores ainda, ficando entre 0,69 e 0,77, enquanto que estimativas referentes ao parâmetro η encontram-se entre 0,006 e 0,01 (valores absolutos das estimativas). No caso desta especificação, deve-se notar que nenhum dos coeficientes estimados é estatisticamente significativo. Ainda assim, em termos de sinais, esses coeficientes apontam para resultados distantes em relação àqueles referentes à lei de Zipf, indicando a ocorrência de uma distribuição côncava das cidades do Estado, com sobredimensionamento de cidades médias, no caso.

O Gráfico 4 contém a evolução temporal dos coeficientes estimados para o total da amostra, as 25 e as 10 maiores cidades do estado.

Gráfico 4 - Evolução temporal dos coeficientes estimados para diferentes amostras das populações de cidades do estado do Espírito Santo, 1999 a 2007

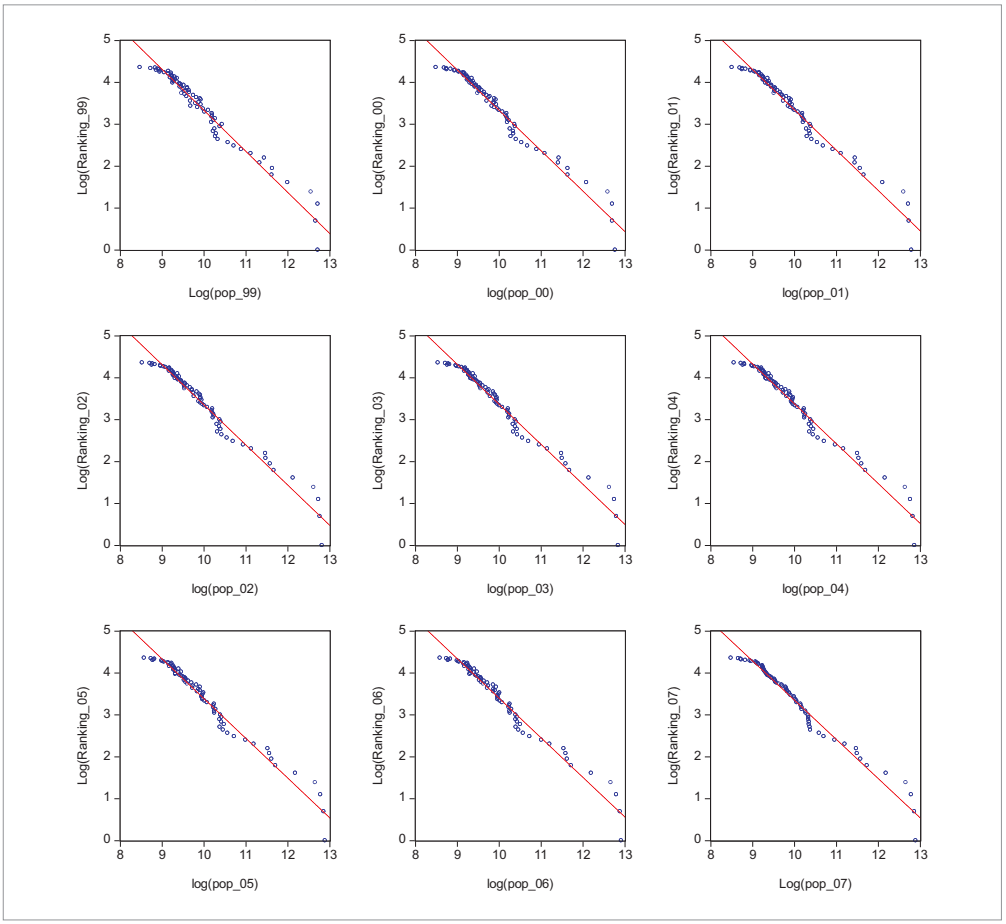


Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do IBGE/IJSN.

Os resultados contidos nesse gráfico confirmam a ocorrência de nítidas desigualdades entre cidades no Estado para diferentes sub-amostras de municípios. Especificamente, esse gráfico demonstra que, mesmo quando são consideradas distintas amostras relacionadas às cidades do Espírito Santo, nota-se a ocorrência de um padrão de divergência em relação ao valor previsto pela lei de Zipf (unidade) no caso do total da amostra e das 25 maiores cidades do Estado. Por outro lado, nota-se que, no caso das 10 maiores cidades, tem havido uma tendência de convergência em direção a esse valor, fato que ressalta a relativa homogeneidade das cidades que compõem essa amostra em termos de hierarquia urbana.

O Gráfico 5, por sua vez, apresenta estimações referentes à lei de Zipf para cada ano da amostra considerada.

Gráfico 5 - Distribuição do tamanho de cidades do Espírito Santo, 1999 a 2007

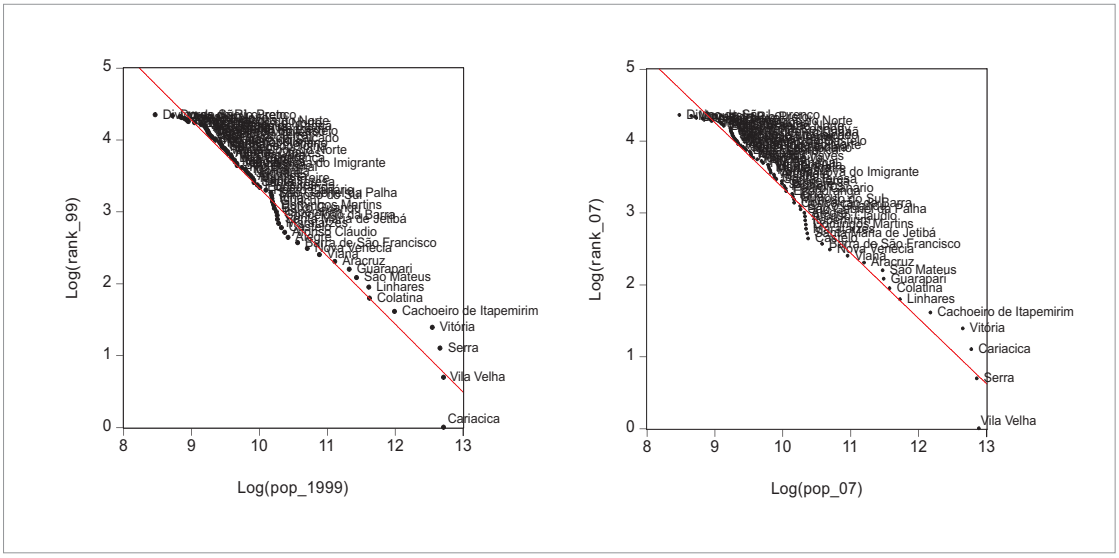


Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do IBGE/IJSN.

Neste caso, nota-se uma mudança no ajuste das retas estimadas aos dados, bem como nos municípios que ocupam posições de *outliers* em cada ano, representados por pontos mais distantes das retas de regressão estimadas.

O Gráfico 6 expõe as retas estimadas para os anos de 1999 e 2007, com os municípios estando localizados por seus respectivos nomes. O intuito básico desse gráfico equivale a verificar a ocorrência de mudanças nas posições relativas dos municípios que destoam da relação estatística estimada.

Gráfico 6 - Distribuição do tamanho de cidades do Espírito Santo, Anos de 1999 e 2007



Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do IBGE/IJSN.

De acordo com os resultados contidos nesses gráficos, pode-se notar que alguns municípios apresentaram mudanças em termos de suas posições no *ranking* de tamanho no estado. Em primeiro lugar, nota-se a mudança de posição entre Cariacica e Vila Velha, conforme citado acima. Em segundo lugar, nota-se que municípios como Vitória e Cachoeiro de Itapemirim mantiveram um padrão de estabilidade no *ranking*, ao mesmo tempo em que houve uma mudança de posições entre Linhares e Colatina, com o mesmo ocorrendo entre São Matheus e Guarapari. Por outro lado, nota-se que Divino São Lourenço permanece como o município menos populoso do estado. Esses resultados são importantes no sentido de demonstrar a mudança da importância relativa de distintas cidades do estado ao longo do tempo.

Um exercício empírico final que pode ser conduzido neste contexto equivale à tentativa de verificação de um eventual padrão de convergência das populações das cidades do Estado. Basicamente, isso pode ser feito a partir de um exercício de β-convergência; ou seja, a partir da estimação da seguinte forma funcional:

$$\frac{1}{T}\ln\left(\frac{POP_{i_{07}}}{POP_{i_{99}}}\right) = \alpha + \beta POP_{i_{99}} + \varepsilon_i \qquad (10),$$

No caso dessa equação os termos $POP_{i_{99}}$ e $POP_{i_{07}}$ representam as populações dos municípios do estado durante os anos de 1999 e 2007, respectivamente, ao passo que o termo T representa o número de anos correspondente ao período em análise ($T = 9$, no caso). Por sua vez, α equivale a uma constante a ser estimada, enquanto que β equivale à declividade da reta de regressão, representando uma medida de convergência no presente contexto.

Caso ocorra convergência, deve-se ter uma situação onde cidades com maiores populações no período inicial de análise (ano de 1999) apresentem menores taxas de crescimento ao longo do período total (1999-2007). Ou seja, maiores cidades tenderiam a crescer menos ao longo do tempo, o que decorreria de fatores negativos relacionados a seu crescimento, que surgiriam principalmente sob a forma de externalidades negativas, por exemplo. Por outro lado, em caso de divergência, ocorreria uma situação contrária, com cidades maiores crescendo ainda mais com o passar do tempo, um resultado que reforça um padrão de polarização populacional no Estado.

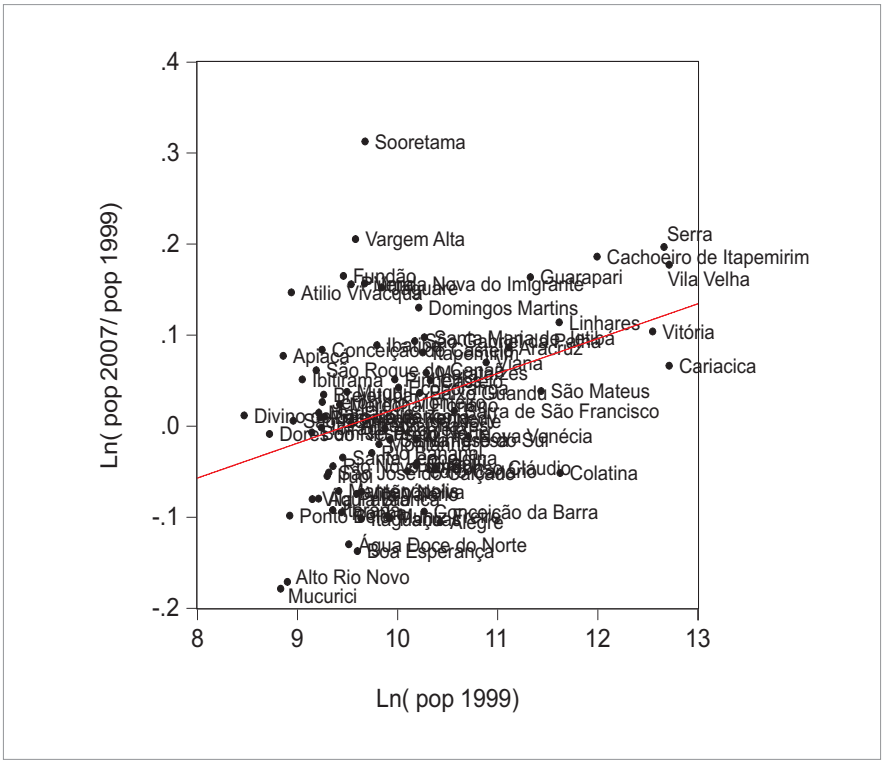
A Tabela 3 contém os resultados da especificação econométrica estimada, com o Gráfico 7 equivalendo a um diagrama de dispersão relacionando tamanho inicial e taxa de crescimento das cidades do Espírito Santo ao longo do período 1999-2007.

Tabela 3 - Convergência entre populações dos municípios
Variável dependente:
Crescimento populacional médio – 1999 a 2007

	Coeficiente (erro padrão)
Constante	-0,3633***
	(0,092)
LOG(POP_1999)	0,0383***
	(0,009)
R^2	0,1411
R^2 ajustado	0,1296

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do IBGE/IJSN.

Gráfico 7 - Convergência Populacional no estado do Espírito Santo, 1999 a 2007



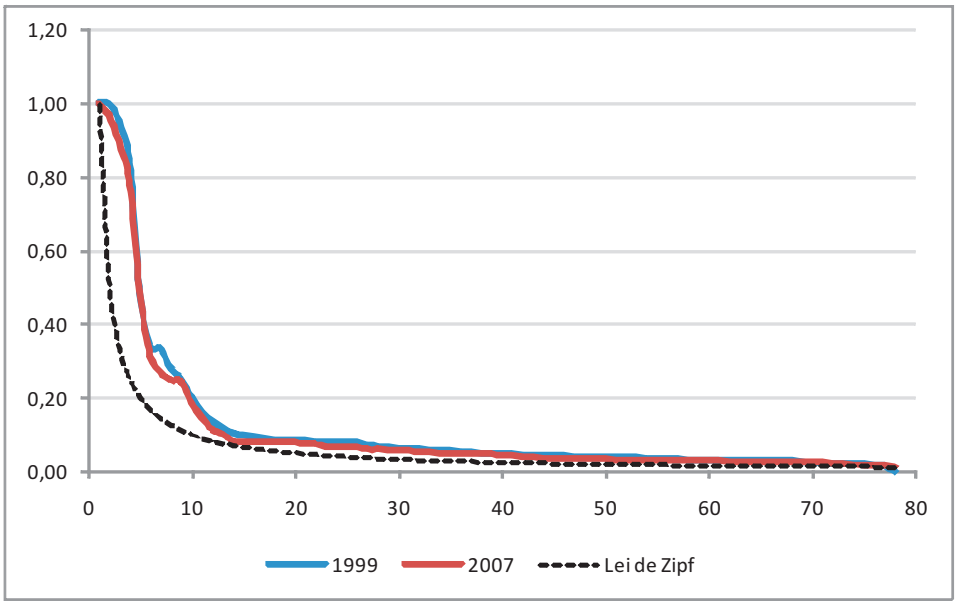
Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do IBGE/IJSN.

Os resultados obtidos a partir do exercício de β-convergência realizado demonstram que esse conceito de convergência não tem suporte empírico nos dados referentes às cidades espírito-santenses.

Em primeiro lugar, os resultados da regressão estimada apontam para um coeficiente de sinal positivo (0,038) e estatisticamente significativo ao nível de 1%: em média, maiores cidades em 1999 foram também aquelas que mais cresceram no período analisado. Esses resultados ficam mais evidentes a partir do diagrama de dispersão considerado, que demonstra a ocorrência de uma relação positiva entre as variáveis analisadas, denotada pela reta de regressão estimada a partir do Método de Mínimos Quadrados Ordinários (MMQO) (em vermelho). Em suma, observa-se um cenário no contexto estadual onde cidades que tinham maiores populações no ano de 1999 também foram aquelas que mais cresceram entre 1999 e 2007.

Finalmente, o Gráfico 8 busca averiguar o ajustamento da lei de Zipf aos dados das cidades do Espírito Santo. No caso desse gráfico, são expostas três curvas distintas: uma referente a uma distribuição correspondente exatamente àquela proposta originalmente por Zipf (linha tracejada) e duas correspondentes aos anos de 1999 (linha azul) e de 2007 (linha vermelha).

Gráfico 8 - Lei de Zipf para os municípios do Espírito Santo
Proporção da população dos municípios em relação ao município mais populoso – 1999 e 2007



Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do IBGE/IJSN.

A partir da inspeção visual desse gráfico, pode-se notar que, embora as populações das cidades do Espírito Santo sigam, de fato, uma distribuição de cauda longa, ainda ocorrem desvios em relação a uma distribuição de Zipf propriamente dita ($\zeta = 1$). Em especial, no caso das maiores cidades do Estado, as frequências associadas a suas populações são nitidamente superiores àquelas previstas a partir da lei de Zipf, fato que confirma o padrão de concentração da maior parte da população do Estado em poucas cidades, estando em consonância com os resultados empíricos reportados acima.

5. TESTES DE ROBUSTEZ

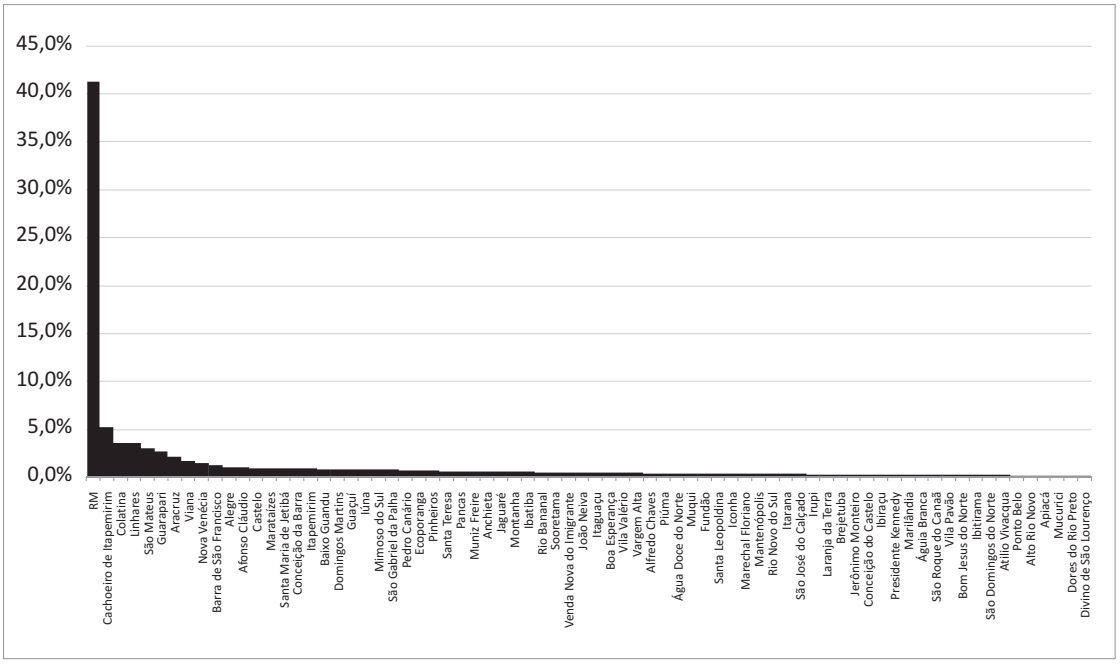
A presente seção do trabalho apresenta testes de robustez relacionados aos principais resultados descritos na seção anterior. A intenção básica, no caso, equivale a checar a validade desses resultados no caso de alterações nos dados e/ou métodos empregados na análise supracitada[15].

Basicamente, os testes de robustez desenvolvidos equivalem ao cálculo das estatísticas descritas anteriormente, fazendo-se uso de uma definição alternativa de município. Especificamente, os municípios de Vitória, Vila Velha, Serra e Cariacica serão tratados como um único município. A intenção básica, no caso, equivale a captar a maior importância relativa desses municípios, equivalentes à Região Metropolitana da Grande Vitória (RMGV).

[15] Os autores agradecem a Orlando Caliman por sugerir uma seção nesses moldes.

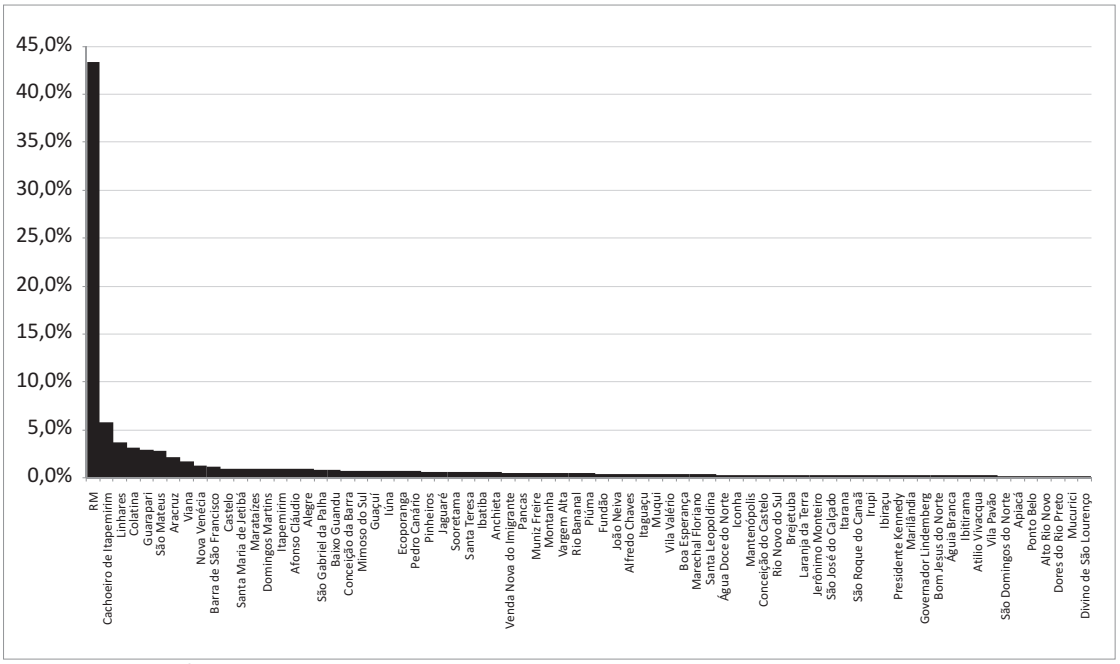
Os gráficos 9 e 10 equivalem a histogramas referentes às cidades do Espírito Santo, utilizando-se a definição alternativa de Região Metropolitana, equivalente aos quatro municípios supracitados.

Gráfico 9 - Participação da população dos municípios no total do Estado, RMGV como Único Município, Ano de 1999



Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do IBGE/IJSN.

Gráfico 10 - Participação da população dos municípios no total do Estado, RMGV como Único Município, Ano de 2007

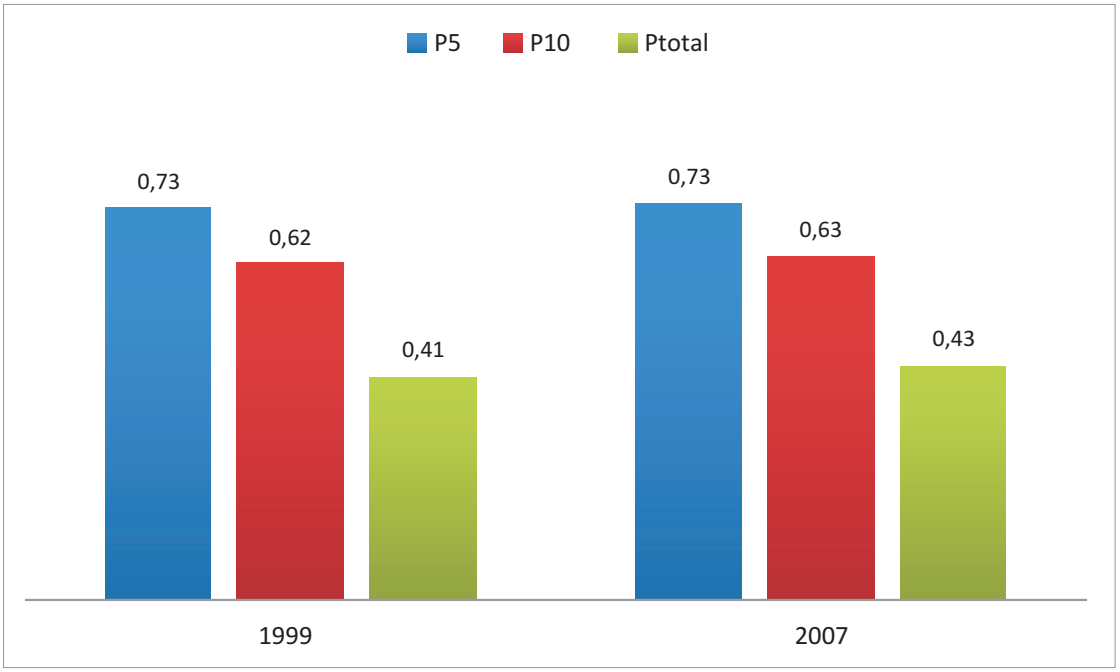


Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do IBGE/IJSN.

De acordo com os resultados expostos nos gráficos acima, pode-se notar que, embora a distribuição de cidades do Espírito Santo ainda possua um formato de distribuição de cauda longa, ocorre agora uma maior disparidade entre o primeiro colocado no *ranking* de cidades (RMGV) e os demais municípios do Estado. Em particular, a RMGV responde por mais de 40% da participação relativa das cidades em ambos os anos analisados, com o município de Cachoeiro de Itapemirim vindo em segundo lugar no *ranking*. Os municípios de Colatina e Linhares vêm em terceiro e quarto lugares no ano de 1999, embora tenha ocorrido uma mudança de posições entre esses municípios em 2007.

O gráfico 11, por sua vez, contém resultados referentes a índices de primazia (P5, P10 e PTotal). À primeira vista, nota-se que esses índices possuem valores significativamente maiores no caso onde a RMGV aparece como um único município. Em particular, os índices P5 e P10 apresentam valores mais de três vezes superiores aos valores apresentados anteriormente, quando os municípios não eram agrupados. Esses resultados demonstram significativa concentração da população do estado nas cidades correspondentes à RMGV, com essas respondendo por mais de 50% de participação relativa, uma evidência que corrobora o quadro de uma hierarquia urbana nitidamente assimétrica. Por outro lado, nota-se que, ao longo do período de análise, não houve significativas mudanças nos valores dos índices de primazia considerados, um resultado que confirma a preponderância das cidades pertencentes à RMGV.

Gráfico 11 - Primazia Populacional, RMGV como Único Município – Espírito Santo, 1999 e 2007



Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do IBGE/IJSN.

Finalmente, a tabela 4 contém resultados referentes às especificações econométricas (8) e (9), onde a RMGV aparece como um município.

Tabela 4 - Coeficientes Estimados para as Especificações (8) e (9) RMGV como Único Município, 1999-2007

Anos	Especificação (8)		Especificação (9)			N
	ζ	R^2 ajustado	ζ	η	R^2 ajustado	
1999	-1,021***	0,956	-2,255***	0,058**	0,965	74
	(0,078)		(0,545)	(0,026)		
2000	-1,007***	0,956	-2,123***	0,052**	0,964	74
	(0,074)		(0,535)	(0,026)		
2001	-1,009***	0,955	-2,163***	0,054**	0,964	74
	(0,075)		(0,530)	(0,025)		
2002	-1,006***	0,955	-2,157***	0,054**	0,964	74
	(0,075)		(0,526)	(0,025)		
2003	-1,003***	0,955	-2,149***	0,054**	0,964	74
	(0,074)		(0,521)	(0,025)		
2004	-0,999***	0,955	-2,140***	0,053**	0,964	74
	(0,074)		(0,517)	(0,025)		
2005	-0,996***	0,955	-2,129***	0,053**	0,964	74
	(0,073)		(0,513)	(0,024)		
2006	-0,993***	0,955	-2,118***	0,053**	0,964	74
	(0,073)		(0,509)	(0,024)		
2007	-0,986***	0,955	-2,093***	0,052**	0,964	74
	(0,072)		(0,502)	(0,024)		

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do IBGE/IJSN.
Nota: Erros-padrão das estimativas reportadas entre parênteses. Esses erros foram calculados a partir do Método de White

Os resultados obtidos demonstram que, no caso da especificação (8), há uma tendência cada vez maior de afastamento em relação ao valor previsto pela lei de Zipf. Em particular, o coeficiente estimado para ζ varia de -1,02 no ano de 1999 para -0,99, em 2007.

Por outro lado, em relação à especificação (9), os resultados são distintos daqueles anteriormente obtidos. Em primeiro lugar, as estimativas dos parâmetros ζ e η passam a ser estatisticamente significativas neste caso. Em relação ao primeiro parâmetro, nota-se que, embora haja um aumento no valor estimado, também ocorre uma redução gradual de sua magnitude ao longo do tempo, em consonância com resultados anteriores.

Por outro lado, o coeficiente estimado para o parâmetro η, além de ser estatisticamente significativo, passa a apresentar sinal positivo, o que demonstra que a distribuição de cidades do Estado, neste caso específico, apresenta uma distribuição convexa ($\eta > 0$). Uma decorrência desse último

resultado equivale ao fato de que, no caso da distribuição de cidades do Espírito Santo, onde a RMGV é tida como um único município ocorre um sobredimensionamento das cidades maiores e menores, ao mesmo tempo em que ocorre um subdimensionamento das cidades médias. Esse resultado final também confirma os padrões de concentração supracitados.

Em termos gerais, testes de robustez que utilizam a RMGV como um único município tendem a reforçar significativamente os padrões de concentração descritos neste trabalho, com o Espírito Santo podendo ser caracterizado como um estado onde ocorrem nítidas assimetrias entre as cidades locais.

6. CONCLUSÕES E AGENDA DE PESQUISA FUTURA

A compreensão da dinâmica inerente às populações das cidades de um estado pode responder muitas questões interessantes relacionadas ao planejamento e formulação de políticas públicas. O presente trabalho buscou verificar a ocorrência de padrões empíricos referentes às populações dos municípios do Espírito Santo ao longo do período 1999-2007. Os principais resultados obtidos a partir dos exercícios empíricos realizados foram os seguintes:

i. À primeira vista, as cidades do estado do Espírito Santo apresentam uma distribuição de tamanho que segue um padrão de "cauda longa": em geral, poucos municípios concentram a grande maioria da população do estado, com os demais municípios concentrando parcelas consideravelmente menores. Esse fenômeno pode ser constatado tanto para o ano inicial (1999) quanto para o ano final (2007) da amostra, evidenciando a ocorrência de um processo de polarização populacional nas cidades do Estado.

ii. Resultados referentes à estimação da relação entre tamanho e posição no *ranking* de cidades do Estado demonstram que a lei de Zipf não é confirmada empiricamente para essas unidades de análise. Especificamente, em termos de hierarquia urbana, o Espírito Santo possui uma distribuição em cauda longa que, embora esteja nos moldes de uma distribuição de Pareto, não segue uma distribuição gerada a partir da lei de Zipf.

iii. Resultados de um exercício de convergência demonstram que esse padrão não parece ser confirmado no caso das unidades analisadas; ou seja, cidades que possuíam as maiores populações no ano de 1999 são, em média, aquelas cujas populações apresentaram as maiores taxas de crescimento ao longo do período 1999-2007.

iv. Adicionalmente, nota-se que, durante esse período, houve uma mudança na posição relativa de algumas cidades nesse *ranking*. No ano de 1999, a maior cidade do Estado era o município de Cariacica, com Vila Velha passando a ocupar essa posição em 2007.

v. Testes de robustez baseados na utilização da Região Metropolitana da Grande Vitória (RMGV) como um único município tendem a reforçar significativamente os resultados de concentração populacional ocorridos no Estado.

Esses resultados são interessantes por confirmarem a ocorrência de regularidades empíricas verificadas em outros contextos para os municípios do estado do Espírito Santo. Em termos práticos, tais resultados demonstram um nítido padrão de concentração populacional no estado, com algumas poucas cidades contendo a grande maioria da população[16]. Uma vez que uma das metas do Plano de Desenvolvimento de Longo Prazo do governo estadual (ES 2025 (SEP 2006)) equivale a uma intensificação do processo de interiorização do desenvolvimento, dado o presente diagnóstico, passa a ser um importante desafio para formuladores de políticas públicas a elaboração e implementação de políticas que possam estimular um maior fluxo populacional em direção a municípios do interior como forma de concretizar a meta supracitada.

Em termos de pesquisa futura, estudos voltados para a formulação de modelos teóricos que expliquem a ocorrência da lei de Zipf em cidades podem ser úteis para uma melhor compreensão das origens e dinâmica dos padrões daí derivados. Por exemplo, Gabaix (1999) equivale a um estudo nesses moldes, onde o autor elabora um modelo que busca explicar a ocorrência da lei supracitada no caso de diferentes países e períodos históricos. Os resultados obtidos demonstram que explicações dessa lei podem ser reduzidas a explicações baseadas em uma lei mais simples, a de Gibrat[17], ao mesmo tempo em que ressaltam os motivos pelos quais amostras contendo cidades menores tendem, em geral, a rejeitar a lei de Zipf, uma vez que essas cidades apresentam maiores variâncias do que cidades maiores.

Estudos relacionados a aspectos demográficos dos municípios do Estado também são necessários. Uma falha do presente trabalho equivale ao fato de que se fez uso de dados referentes a municípios, apenas. Seria interessante a elaboração de um estudo nos moldes presentes que utilizasse dados referentes a Áreas Mínimas Comparáveis (AMCs) como forma de se verificar a validade de algumas das regularidades empíricas descritas acima (e.g., Soo 2005, p. 31, Tabela 3). Adicionalmente, estudos que analisassem as regiões de influência de cidades específicas, assim como sua mudança ao longo do tempo (e.g., Andrade e Serra 1998) poderiam ser úteis a uma melhor compreensão de alguns dos temas abordados no presente trabalho. Neste caso, faz-se a sugestão de elaboração de detalhadas descrições relacionadas a padrões específicos das populações dos distintos municípios que compõem o Espírito Santo.

Também seria interessante a elaboração de estudos relacionados a fluxos migratórios internos e externos ao Estado, tema especialmente relevante por conta do fato do Espírito Santo fazer divisa com Rio de Janeiro e Minas Gerais. Os resultados reportados acima demonstram que algumas cidades do Estado vêm mudando de posição no *ranking* de tamanho, com esse padrão sendo uma

[16] Resultados referentes a projetos de investimento planejados assim como indicadores de convergência de renda *per capita* para o estado do Espírito Santo demonstram a ocorrência de padrões de concentração em municípios/regiões específicos do estado. Ver, a esse respeito, Magalhães e Toscano (2010a,b).

[17] De acordo com a lei de Gibrat, o fenômeno de crescimento de cidades tende a seguir processos de crescimento similares, com esses processos exibindo um mesmo valor em termos de média e variância, por exemplo (Gabaix 1999, p.741).

possível decorrência de fluxos migratórios. Em particular, o fato de o Estado apresentar um alto potencial de crescimento atualmente, por conta das descobertas de reservas de petróleo na camada pré-sal pode vir a induzir novos fluxos em direção a algumas de suas maiores cidades, tendo conseqüências em termos de bem-estar dos residentes dessas localidades. Uma sugestão nesses moldes seria a elaboração de um estudo capaz de simular distintos cenários referentes à possível ocorrência desses fluxos e seus eventuais impactos sobre a economia estadual.

Nesse contexto, possuem especial relevância estudos relacionados a fatores como custos de transporte, economias de escala e padrões de aglomeração da atividade econômica pelo território do Estado. Em relação ao último fator citado, existem atualmente modelos teóricos na área de Economia Regional e Urbana que prevêem que economias mais abertas ao comércio exterior tendem, em média, a possuir um menor grau de aglomeração das atividades econômicas locais. Nesse sentido, uma futura rota de pesquisa seria tentar entender por que o estado do Espírito Santo, apesar de ser a economia estadual mais aberta a fluxos de comércio exterior apresenta, ainda assim, um alto padrão de concentração de algumas atividades, como projetos de investimento previstos, por exemplo (Magalhães e Toscano 2010a).

A existência de regularidades empíricas referentes às populações dos municípios de um estado pode revelar importantes padrões relacionados à dinâmica urbana e demográfica dessas localidades. Por sua vez, esses padrões podem ser úteis no diagnóstico de importantes questões sócio-econômicas, como problemas de habitação, congestionamentos e até mesmo criminalidade. O presente trabalho pode ser visto como uma tentativa inicial de registro de alguns desses padrões. Mais trabalho será necessário no sentido de se identificar novos resultados e explicar os padrões previamente reportados. Espera-se que, a partir desse esforço de pesquisa inicial, seja possível fornecer a base necessária para a formulação e implementação de políticas públicas voltadas para a solução desses importantes problemas sociais.

7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ADAMIC, L.A. *Zipf, Power-laws, and Pareto* – a ranking tutorial. Information Dynamics Labs, manuscrito, 2002.

ADAMIC, L.A.; HUBERMAN, B.A. Zipf's Law and the Internet. *Glottometrics*, v.3, n.1, p.143-150, 2002.

ANDRADE, T.A.; SERRA, R.V. O recente desempenho das cidades médias no crescimento populacional urbano brasileiro. *Texto para Discussão n.554*, IPEA, mar.1998, 30p.

ESPÍRITO SANTO EM MAPAS 2009 – 2ª Edição. IJSN, jan.2009, 84p. (Disponível em: http://www.ijsn.es.gov.br/attachments/229_ESemMapas.pdf).

GABAIX, X. Zipf's Law for cities: an explanation. *Quarterly Journal of Economics*, v.114, n.3, p.739-767, Aug.1999.

GABAIX, X. Power Laws. In: DURLAUF, S.N.; BLUME, L.E. (Eds.). *The New Palgrave Dictionary of Economics*, Second Edition, London: McMillan, 2008.

GABAIX, X.; IOANNIDES, Y.M. The evolution of city size distributions. In: HENDERSON, J.V.; THISSE, J.F. (Eds.). *Handbook of Urban and Regional Economics*, Vol.IV, Chap.53: Cities and Geography, p.2341-2378, 2004.

GLAESER, E.L. Are cities dying? *Journal of Economic Perspectives*, v.12, n.2, p.139-160, Spring 1998.

MAGALHÃES, M.A.; TOSCANO, V.N. Concentração de investimentos e interiorização do desenvolvimento no Espírito Santo. *Texto para Discussão n.11*, IJSN, fev.2010, 22p. (2010a). (Disponível em: http://www.ijsn.es.gov.br/attachments/313_td11.pdf).

MAGALHÃES, M.A.; TOSCANO, V.N. Crescimento econômico e bem-estar nos municípios do Espírito Santo. *Texto para Discussão n.15*, IJSN, ago.2010, 45p. (2010b). (Disponível em: http://www.ijsn.es.gov.br/attachments/656_ijsn_td15.pdf).

MIRANDA, R.A.; 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*, 2006, 18p.

NITSCH, V. Zipf unzipped. *Journal of Urban Economics*, v.57, n.1, p.86-100, 2005.

QUIGLEY, J.M. Urban diversity and economic growth. *Journal of Economic Perspectives*, v.12, n.2, p.127-138, Spring 1998.

RUIZ, R.M. Estruturas urbanas comparadas: Estados Unidos e Brasil. *Estudos Econômicos*, v.35, n.4, p.715-737, out.-dez.2005.

SECRETARIA DE ESTADO DE ECONOMIA E PLANEJAMENTO (SEP). *Plano de Desenvolvimento Espírito Santo 2025* (ES 2025) – Avaliação Estratégica do Espírito Santo e Elementos para a Visão de Futuro, abr.2006.

SOO, K.T. Zipf's Law for cities: a cross country investigation. *Regional Science and Urban Economics*, v.35, n.3, p.239-263, May 2005.

WHITE, H. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica*, v.48, n.4, p.817-838, 1980.

ZIPF, G. *Human Behavior and the Principle of Least Effort*. Cambridge, Addison-Wesley, 1949.

APÊNDICE A: ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DOS DADOS EMPREGADOS NA ANÁLISE

As tabelas A1 e A2 abaixo apresentam estatísticas descritivas para as principais variáveis empregadas ao longo da análise desenvolvida neste trabalho.

Tabela A1 - Estatísticas Descritivas de medidas de PIB e População Espírito Santo, 1999 a 2007 (Dados anuais)

	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio-Padrão
PIB	465.432	96.300	19.028.385	15.434	1.566.020
População	42.144	16.887	405.374	4.783	76.715

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do IBGE/IJSN.

Tabela A2 - Estatísticas Descritivas de População Espírito Santo, 1999 a 2007 (Dados anuais)

Ano	Média	Max.	Min.	Desvio Padrão	Obs
1999	39931,60	333874	4783	70611,37	77
2000	40640,97	351164	4864	72755,74	77
2001	40824,59	360060	4944	73906,33	78
2002	41536,73	369051	5026	75582,08	78
2003	42255,86	378129	5108	77279,56	78
2004	42974,67	387204	5190	78981,17	78
2005	43696,99	396323	5272	80695,63	78
2006	44413,91	405374	5354	82401,22	78
2007	42970,12	398068	4837	81080,98	78
Todos	42143,67	405374	4783	76714,81	700

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados do IBGE/IJSN.

Editoração
João Vitor André

Bibliotecária
Andreza Ferreira Tovar