

# Estruturas Urbanas Comparadas: Estados Unidos e Brasil

*Ricardo Machado Ruiz*

Professor da Faculdade de Ciências Econômicas (FACE) e do Centro de  
Desenvolvimento e Planejamento Regional (CEDEPLAR) da  
Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG)

## RESUMO

*Na literatura internacional são comuns afirmações de que os países em desenvolvimento têm estruturas urbanas extremamente concentradas e desiguais, enquanto que os países desenvolvidos apresentam uma rede urbana mais equilibrada. Este artigo compara as estruturas urbanas nacionais de dois países: um desenvolvido, os Estados Unidos da América, e outro em desenvolvimento, o Brasil.*

## PALAVRAS-CHAVE

*estruturas urbanas, primazia, Lei de Zipf, distribuição de Pareto, economia urbana, economia regional*

## ABSTRACT

*The literature on urban economics usually point out the developing countries as those ones with urban structure extremely concentrated and unequal, and the developed countries as those countries with a better distribution of cities. This paper compares the national urban structures of two countries: the USA, a developed country, and Brazil, a developing country.*

## KEY WORDS

*urban structure, primacy, Zipf's Law, Pareto distribution, urban economy, regional economy*

## JEL Classification

*R11, R12*

## 1. COMPARANDO ESTRUTURAS URBANAS<sup>1</sup>

Em economia, assim como em outras áreas do conhecimento, as distribuições que descrevem populações exibem uma peculiar regularidade entre a escala do evento e sua posição no *ranking*. Por exemplo, na economia a distribuição de renda o tamanho de cidades e firmas e o preço de ações podem ser representados por uma relação log-linear entre tamanho e posição no *ranking*. O mesmo ocorre em outras áreas, como, por exemplo, com os tamanhos de partículas de areia, os impactos dos meteoros na superfície lunar, a frequência das palavras em textos e até mesmo o padrão das queimadas em florestas. Para cada um desses casos existem explicações, muitas delas polêmicas, para a emergência dessas regularidades.<sup>2</sup>

Na economia urbana, quando as cidades são ordenadas de forma decrescente a partir de sua população, há uma relação peculiar entre população e o *ranking* das cidades; em termos formais:

$$R_i = \alpha / N_i^\beta$$

$$\text{Ln } R_i = (\text{Ln } \alpha) - \beta (\text{Ln } N_i)$$

$R_i$ : rank da cidade  $i$

$N_i$ : população da cidade  $i$

$\alpha$ : constante.

Uma estrutura urbana com cidades extremamente assimétricas (cidades com diferentes tamanhos) e polarizadas (poucas grandes cidades) tenderia a ter um coeficiente  $\beta < 1$ , enquanto que um país com cidades simétricas (cidades de portes similares) e estrutura urbana descentralizada (vários grandes centros urbanos) teria  $\beta > 1$ . Quando  $\beta = 1$ , temos um caso especial da chamada distribuição de Pareto: a Lei de Zipf.

Para se gerar uma distribuição Zipf em economia urbana uma hipótese é fundamental: todas as cidades devem possuir o mesmo potencial de crescimento, pouco importa seu tamanho ou posição nos seus espaços econômicos. Assim, caso as cidades tenham as mesmas chances de crescer, uma distribuição Zipf emergiria após um período de tempo. Entretanto, se algumas cidades forem mais ou menos favorecidas, a distribuição de tamanho se afastará da distribuição idealizada por Zipf, ou seja,  $\beta \neq 1$ .<sup>3</sup>

Quando  $\beta > 1$ , as cidades médias e pequenas são maiores que a ideal e/ou as cidades grandes têm deseconomias de aglomeração que limitam seu tamanho. Mas quando o oposto

1 Esta pesquisa teve o apoio financeiro da Pró-Reitoria de Pós-Graduação da Universidade Federal de Minas Gerais (PRPG-UFMG) e da Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Minas Gerais (FAPEMIG).

2 Ver Alperovich (1984), Carol (1982), Gabaix e Ioannides (2003), Reed (2001), Richardson (1973).

3 No decorrer do texto o adjetivo "ideal" terá sempre como referência a distribuição de Zipf, onde  $\beta = 1$ . Esta adjetivação não indica uma distribuição "ótima" de cidades. A definição de uma "distribuição ótima" requisitaria uma outra discussão teórica, tema este que está além do escopo do trabalho aqui proposto.

se verifica ( $\beta < 1$ ), são as grandes cidades as que se apresentam superdimensionadas; neste caso, as economias de aglomeração são superiores aos efeitos negativos presentes em grandes conurbações urbanas. Portanto, divergências em relação a  $\beta = 1$  podem indicar oportunidades de crescimento diferenciadas entre os núcleos urbanos, um resultado de economias de aglomeração e desaglomeração não proporcionalmente distribuídas.<sup>4</sup>

O debate sobre a distribuição do tamanho das cidades é extenso. Para vários casos, tais como França, Arábia Saudita, China, Israel e África do Sul, o coeficiente de Pareto tem apresentado recorrentes mudanças e valores diferentes do proposto pela Lei de Zipf.<sup>5</sup> Rosen e Resnick (1980) estimam o coeficiente de Pareto para 44 países e encontram um coeficiente médio  $\beta = 1,14$  com um desvio padrão de 0,19 (Tabela 1), e em um estudo mais recente, para 73 países, Soo (2005) estima um coeficiente médio  $\beta = 1,11$  com um desvio padrão de 0,20 (Tabela 2). Estes estudos observam que existem claras indicações de não-linearidade (ou distorções) para uma grande parte das estruturas urbanas (33 países no trabalho de Rosen e Resnick e 53 países no estudo de Soo) e ressaltam que o coeficiente de Pareto é muito sensível à definição de cidade e do tamanho da amostra, o que traz dúvidas sobre a relevância da Lei de Zipf. Entretanto, ainda concluem que a regra tamanho-rank é uma ótima descrição das estruturas urbanas.

Parr (1985) propõe ainda que o coeficiente de Pareto teria, para cada país, uma trajetória histórica particular. No início do processo de urbanização existiria um vasto número de cidades relativamente simétricas ( $\beta > 1$ ). Com a progressiva urbanização e industrialização surgiria uma estrutura urbana polarizada em torno de poucos centros urbanos ( $\beta < 1$ ). Com o desenvolvimento do país haveria então uma nova desconcentração, explicada pela difusão das estruturas econômicas no espaço ( $\beta > 1$ ). Parr (1985) especula que esse processo explicaria, por exemplo, as razões para um baixo valor de  $\beta$  (concentração urbana) nos países em desenvolvimento e um elevado  $\beta$  para os países desenvolvidos (desconcentração urbana).<sup>6</sup>

Considerando a renda *per capita* de cada país como critério para mensuração do grau de desenvolvimento, e dividindo a amostra de Soo (2005) em duas, tem-se, para os países menos desenvolvidos, um coeficiente médio de Pareto  $\beta = 1,03$  com um desvio padrão de 0,16, enquanto que para os países mais desenvolvidos estas mesmas medidas seriam  $\beta = 1,29$  e 0,17 (Tabela 2). Em Rosen e Resnick (1980) essa maior polarização em países menos desenvolvidos é também registrada:  $\beta = 1,08$  para os menos desenvolvidos e  $\beta = 1,23$  para os mais desenvolvidos (Tabela 1). Em suma, esses 117 casos atestam a relevância dos argumentos de Parr (1985).

4 Para mais detalhes sobre essa hipótese, ver Gabaix (1999) e Gabaix e Ioannides (2003). Uma discussão sumária desse tema está em Fujita, Krugman e Venables (1999, capítulo 12).

5 Estudos de Song e Zhang (2002), Krakover (1998), Shukri e Alshuwaikhat (1996), Guerin-Pace (1995) e Naude e Krugell (2003) ilustram os casos citados.

6 Cuberes (2004) também sustenta esse movimento pendular (polarização-despolarização) como uma descrição acurada dos processos de urbanização e apresenta um modelo com essas características.

**TABELA 1 – COEFICIENTE DE PARETO, PRIMAZIA E RENDA PER CAPITA (US\$)**

Países	Ano	$\beta$	Primazia 5	Primazia 10	Renda
Suíça	1970	1.10	0.38	0.18	35 491
Dinamarca	1971	1.37	0.56	0.22	23 464
Japão	1970	1.29	0.50	0.24	20 465
Suécia	1970	1.41	0.44	0.17	19 269
Alemanha Ocidental	1970	1.17	0.31	0.11	18 392
Países Baixos	1970	1.27	0.33	0.14	17 189
E.U.A.	1970	1.18	0.45	0.19	16 893
França	1970	1.33	0.55	0.24	16 412
Áustria	1971	0.88	0.70	0.50	15 861
Normandia	1970	1.27	0.55	0.25	15 677
Finlândia	1970	1.08	0.51	0.24	14 980
Austrália	1970	1.96	0.53	0.14	13 861
Canadá	1971	1.13	0.36	0.13	12 568
Reino Unido	1971	1.18	0.71	0.36	11 858
Itália	1971	1.05	0.36	0.18	10 730
Israel	1972	0.98	0.35	0.17	8 690
Espanha	1970	1.13	0.48	0.24	8 417
Grécia	1971	1.14	0.53	0.26	7 487
<b>Média Países Desenvolvidos</b>		<b>1.22</b>	<b>0.48</b>	<b>0.22</b>	<b>15 984</b>
<b>Desvio Padrão</b>		<b>0.22</b>	<b>0.11</b>	<b>0.09</b>	<b>6 325</b>
Argentina	1970	0.93	0.53	0.23	6 823
Tchecoslováquia	1970	1.11	0.51	0.26	5 065
Venezuela	1971	1.11	0.39	0.17	4 306
África do Sul	1970	1.00	0.23	0.10	4 100
Hungria	1970	1.09	0.76	0.45	2 753
Brasil	1970	1.15	0.44	0.22	2 395
México	1970	1.15	0.49	0.23	2 295
U.R.S.S.	1970	1.28	0.47	0.16	2 049
Irã	1966	0.99	0.64	0.36	1 928
Turquia	1970	1.08	0.49	0.26	1 654
Alemanha Oriental	1970	1.13	0.40	0.18	1 491
Iugoslávia	1971	1.19	0.36	0.16	1 491
Polónia	1970	1.13	0.36	0.14	1 491
Romênia	1970	1.09	0.66	0.28	1 491
Colômbia	1973	0.85	0.48	0.29	1 377
Malásia	1970	0.97	0.37	0.17	1 371
Filipinas	1970	1.25	0.43	0.18	867
Marrocos	1971	0.81	0.54	0.31	849
Tailândia	1970	0.96	0.69	0.48	752
Zaire	1970	0.93	0.52	0.29	546
Gana	1970	1.10	0.55	0.30	475
Indonésia	1971	0.97	0.53	0.29	298
Sri Lanka	1971	1.13	0.55	0.26	285
Nigéria	1963	1.54	0.31	0.10	264
Índia	1971	1.20	0.36	0.16	213
Etiópia	1971	0.97	0.69	0.44	106
<b>Média Países em Desenvolvimento</b>		<b>1.08</b>	<b>0.49</b>	<b>0.25</b>	<b>1 797</b>
<b>Desvio Padrão</b>		<b>0.15</b>	<b>0.13</b>	<b>0.10</b>	<b>1 621</b>

Fonte: Elaboração própria a partir de Rosen e Resnick (1980) e World Bank (2003).

TABELA 2 – COEFICIENTE DE PARETO E RENDA PER CAPITA (US\$)

Países	Ano	Número Cidades	Coef. $\beta$		Renda
Japão	1995	221	1.317	**	40 830
Suíça	1998	117	1.437	**	40 820
EUA	2000	667	1.378	**	34 370
Noruega	1999	41	1.270	**	33 630
Dinamarca	1999	58	1.361	**	32 250
Suécia	1998	120	1.439	**	27 660
Áustria	1998	70	0.988		26 690
Alemanha	1998	190	1.238	**	26 630
Países Baixos	1999	97	1.473	**	25 270
Bélgica	2000	68	1.590	**	25 070
Finlândia	1999	49	1.192	**	24 750
França	1999	104	1.451	**	24 460
Austrália	1998	131	1.228	**	21 240
Itália	1999	228	1.381	**	20 340
Canadá	1996	93	1.245	**	19 910
Reino Unido	1991	232	1.401	**	16 840
Israel	1997	55	1.089	*	16 710
Espanha	1998	157	1.186	**	14 880
Portugal	2001	70	1.382	**	10 900
Coréia do Sul	1995	71	0.907	**	10 220
<b>Média Países Desenvolvidos</b>			<b>1.298</b>		<b>24674</b>
<b>Desvio Padrão</b>			<b>0.169</b>		<b>8716</b>
Grécia	1991	43	1.413	**	8 560
Arábia Saudita	1992	48	0.782	**	7 890
Argentina	1999	111	1.044		7 550
República Tcheca	2001	64	1.168	**	5 310
México	2000	162	0.973		5 100
Chile	1999	67	0.867	**	4 730
Hungria	1999	60	1.124	**	4 620
Croácia	2001	24	0.921		4 550
Venezuela	2000	91	1.063	*	4 310
Eslováquia	1998	42	1.303	**	4 000
Polônia	1998	180	1.183	**	3 860
Brasil	2000	411	1.134	**	3 630
Turquia	1997	126	1.054		3 180
África do Sul	1991	94	1.360	**	3 050
Malásia	1991	52	0.872	*	2 540
Colômbia	1999	111	0.902	**	2 150
Tailândia	2000	97	1.186	**	2 020
Rússia	1999	165	1.186	**	1 750
Belarus	1998	41	0.844	**	1 560

\* Significante a 5% para  $\beta \neq 1$  e \*\* Significante a 1% para  $\beta \neq 1$

Fonte: Elaboração própria a partir de Soo (2005) e World Bank (2003).

TABELA 2 – COEFICIENTE DE PARETO E RENDA PER CAPITA (US\$) (cont.)

Países	Ano	Número Cidades	Coef. $\beta$		Renda
Argélia	1998	62	1.351	**	1560
Irã	1996	119	1.058	**	1510
Jordânia	1994	34	0.898	**	1470
Equador	1995	42	0.808	**	1440
Romênia	1997	70	1.109	*	1430
Paraguai	1992	19	1.014		1420
Guatemala	1994	13	0.729	**	1270
Casaquistão	1999	33	0.962		1260
Bulgária	1997	23	1.114		1200
Rep. Dominicana	1993	23	0.847		1180
Marrocos	1994	59	0.874	**	1170
Egito	1996	127	0.996		1100
Filipinas	2000	87	1.080		1020
Síria	1994	10	0.744	*	980
Iugoslávia	1999	60	1.183	*	930
Ucrânia	1998	103	1.025		850
Indonésia	1990	235	1.135	**	620
Uzbekistão	1997	17	1.049		560
Paquistão	1998	136	0.962		470
Azerbaijão	1997	39	1.035		410
Quênia	1989	27	0.817	**	400
Índia	1991	309	1.188	**	350
China	1990	349	1.181	**	320
Sudão	1993	26	0.909		290
Bangladesh	1991	79	1.091		280
Nigéria	1991	139	1.041	**	270
Nepal	2000	46	1.187	**	240
Vietnã	1989	54	0.976	**	220
Tanzânia	1988	32	1.010		190
Moçambique	1997	33	0.859	**	180
Etiópia	1994	63	1.065		110
<b>Média Países em Desenvolvimento</b>			<b>1.033</b>		<b>2101</b>
<b>Desvio Padrão</b>			<b>0.160</b>		<b>2120</b>

\* Significante a 5% para  $\beta \neq 1$  e \*\* Significante a 1% para  $\beta \neq 1$

Fonte: Elaboração própria a partir de Soo (2005) e World Bank (2003).

Existem ainda outras explicações para as diferenças detectadas acima. Alguns estudiosos observam que a existência de imensas cidades nos países menos desenvolvidos não seria uma fase do processo de desenvolvimento econômico, mas um resultado indireto e não-desejado de políticas de substituição de importações que restringem o acesso aos mercados externos e garante o poder de mercado a produtores domésticos e estimulam a polarização urbana.<sup>7</sup>

Outros comentadores sobre redes de cidades notam também que uma relativa estabilidade na distribuição de Pareto não significa estabilidades microurbanas. Na evolução dos sistemas urbanos existem duas dinâmicas: uma que atua no nível macro, e que caracteriza a evolução da distribuição do tamanho das cidades, e uma segunda, no nível micro, que atinge as cidades individualmente. Esses analistas argumentam que existem vários exemplos históricos que combinam fortes instabilidades microurbanas com estabilidades macrourbanas.<sup>8</sup>

Por exemplo, nos últimos dois séculos os EUA passaram por profundas mudanças na sua estrutura urbana. Los Angeles (CA), Dallas (TX) e Seattle (WA) eram aglomerados urbanos menores no final do século XIX e se transformaram em grandes centros urbanos em meados do século XX. O oposto ocorreu com New Haven (CT), New Bradford (MA) e Dumphries (VA). Mais recentemente, nas décadas dos 60 e 70, novamente várias cidades americanas perderam imensos contingentes populacionais, tais como Detroit (MI), Philadelphia (PA), Baltimore (MD) e Chicago (IL), enquanto Phoenix (AZ), Houston (TX) e San Jose (CA), entre outras, cresceram aceleradamente. Apesar destas transformações, não se verificaram mudanças significativas no coeficiente de Pareto para os EUA.

Alguns modelos que lidam explicitamente com a organização da produção no espaço, como os de Allen (1997), Fujita *et al.* (1999) e Henderson (1974 e 1988), são capazes de gerar estruturas urbanas que se aproximam de estruturas Zipf. Contudo, esses modelos demandam parametrizações específicas, para a qual não existem argumentos teóricos precisos e explícitos. Como observa Fujita, Krugman e Venables (1999, p. 225), este é ainda um desafio para os estudiosos da área de economia regional e urbana.

Não obstante as polêmicas em torno do exato valor dos coeficientes de Pareto, a maioria dos autores considera o expoente de Pareto ( $\beta$ ) uma ótima descrição das estruturas urbanas e que permite a comparação, até mesmo temporal, de diversos países e estruturas regionais.

---

7 Ver Alonso-Villar (2001), Krugman (1996), Krugman e Livas (1996) e Puga (1998).

8 Ver Storper e Walker (1989) e Guérin-Pace (1995).

Além do coeficiente de Pareto, outra medida tradicional de concentração e assimetria urbana é a primazia das cidades. A primazia das cidades é basicamente uma medida de tamanho relativo: a porcentagem da população da principal cidade em relação à soma das populações das 5, 10 ou mesmo 50 maiores cidades da amostra:

$$P_5 = N_1 / (N_1 + \dots + N_5)$$

$N_i$ : população da cidade  $i$

É com base nesses dois convencionais índices de concentração e assimetria (primazia e coeficiente de Pareto) que este trabalho avaliará as estruturas urbanas do Brasil e Estados Unidos.<sup>9</sup>

## 2. AS ESTRUTURAS URBANAS DO BRASIL E ESTADOS UNIDOS

Várias são as diferenças e similaridades entre Brasil e Estados Unidos da América. Entre as similaridades podem ser destacadas: (1) são países continentais, (2) e constituídos por “populações transplantadas” (imigrantes e escravos), (3) têm populações acima de 150 milhões de habitantes (4) e apresentam elevados graus de urbanização, o que garante uma ampla rede de cidades. Dentre as diferenças podem ser citadas: (1) a distribuição da renda, (2) o nível de renda e o tamanho do mercado interno, (3) a capacidade tecnológica, (4) o padrão de internacionalização da economia, (5) a estrutura financeira. Por estas e outras tantas características, esses dois países podem apresentar simetrias e assimetrias na estrutura urbana.

Para dar início à análise, vale notar que 90% da população urbana dos EUA está localizada em apenas 717 cidades; já no caso do Brasil, essa mesma população está dispersa em 1.555 diferentes cidades ou regiões metropolitanas. Esta dispersão populacional brasileira não corresponde a uma menor polarização urbana, como será ilustrado.<sup>10</sup>

No caso do Brasil, os núcleos urbanos serão definidos como cidades e regiões metropolitanas (RM); para os EUA, as *consolidated metropolitan statistical area* (CMSA) serão a referência para as grandes aglomerações. A Tabela 3 apresenta medidas de primazia para os dois países e a Figura 1 mostra as distribuições de Pareto (log-lineares) do tamanho da população e *ranking* das cidades. Como se pode notar, o Brasil apresenta

9 Outro índice de desconcentração urbana muito utilizado é o de Wheaton e Shishido (1979): o inverso do clássico índice de concentração de Herfindahl e Hirschman. Este índice não será utilizado, pois em vários casos foram gerados valores não conclusivos e/ou similares às primazias e coeficientes de Pareto.

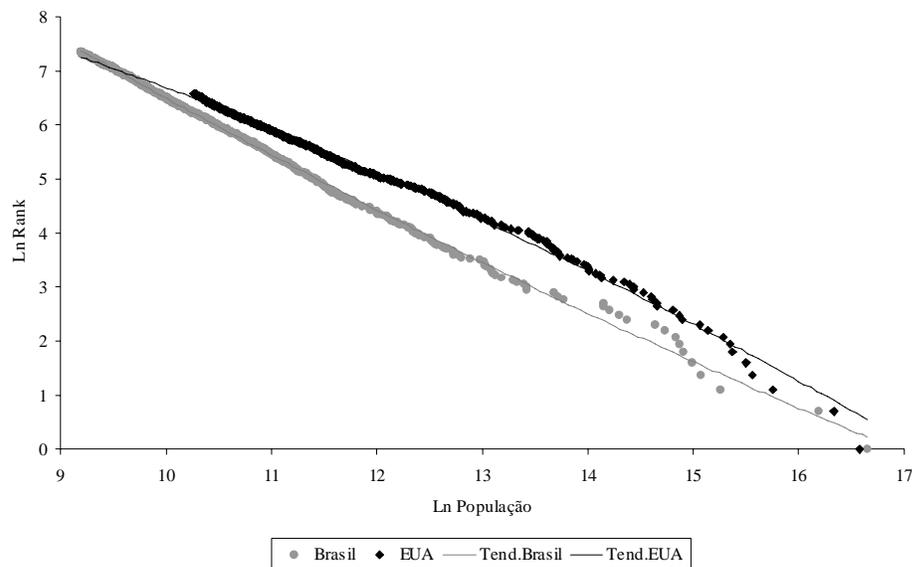
10 A base de dados para essa comparação são a população dos municípios brasileiros publicadas no Censo Demográfico do Brasil 2000 / IBGE, e no caso dos EUA, a população dos *counties* de 1998 publicadas pelo BEA – *Bureau of Economics Analysis*.

medidas de primazia superiores às dos EUA e um viés em favor de uma maior polarização urbana.

A Tabela 4 apresenta estimativas dos coeficientes de Pareto ( $\beta$ ) para EUA e Brasil para diferentes cortes nas populações urbanas. No caso das 100 maiores aglomerações urbanas, o Brasil apresenta um coeficiente de  $\beta=0.89$ , enquanto os EUA têm um coeficiente  $\beta=1.04$ . Poder-se-ia dizer, assim, que as medidas de concentração capturadas pelos coeficientes de Pareto e primazias indicam o Brasil como um país mais polarizado que os EUA.

Outro aspecto interessante da Tabela 4 são as mudanças no valor de  $\beta$  para diferentes cortes na população urbana. No caso dos EUA, quando as cidades menores são progressivamente excluídas da amostra, o coeficiente de Pareto aumenta de  $\beta = 0.68$  (100% da população urbana) para  $\beta = 1.22$  (50% da população urbana). Há, portanto, um progressivo processo de desconcentração na parte superior do *ranking* urbano norte-americano e a presença de um número maior de cidades médias na estrutura urbana dos EUA.

FIGURA 1 – DISTRIBUIÇÕES DE CIDADES - BRASIL E EUA



Nota: Distribuição com 90% da população urbana.  
Fonte: Elaboração própria a partir de IBGE (2000) e BEA (2000).

TABELA 3 – BRASIL E EUA - PRIMAZIAS URBANAS

Primazias	Brasil	EUA
Primazia 5	0.440	0.341
Primazia 10	0.327	0.235
Primazia 30	0.247	0.151

Fonte: Elaboração própria a partir de IBGE (2000) e BEA (2000).

TABELA 4 – BRASIL E EUA – COEFICIENTES DE PARETO ( $\beta$ )

População Urbana	Brasil		EUA	
	$\beta$	R <sup>2</sup>	$\beta$	R <sup>2</sup>
100%	0.737	0.920	0.681	0.914
95%	1.005	0.997	0.877	0.995
90%	1.028	0.997	0.860	0.993
80%	1.002	0.994	0.892	0.984
70%	0.946	0.992	1.021	0.985
60%	0.884	0.987	1.156	0.987
50%	0.868	0.963	1.222	0.981
100 maiores aglomerações	0.889	0.989	1.039	0.983

Fonte: Elaboração própria a partir de IBGE (2000) e BEA (2000).

No caso brasileiro observa-se uma situação peculiar: não há uma redução progressiva do coeficiente de Pareto, mas sim um aumento. Para 100% da população urbana o coeficiente de Pareto é  $\beta=0.74$  e para 90% da população  $\beta=1.03$ , o que sinaliza uma certa desconcentração urbana. Contudo, quando menos de 90% da população é incluída na amostra, o coeficiente de Pareto passa a indicar um processo de concentração urbana. Ao final, com 50% da população o coeficiente de Pareto é  $\beta=0.87$ . Este decréscimo de  $\beta$  indica uma concentração populacional no extrato superior do *ranking* das cidades e uma certa fragilidade das cidades médias na estrutura urbana do Brasil.

Essa análise das estruturas urbanas mostra que o Brasil apresenta uma polarização urbana superior à dos EUA. Para detalhar um pouco mais as diferenças, introduziu-se uma terceira variável não-linear nas estimativas do coeficiente de Pareto:

$$\ln R_i = (\ln \alpha) - \beta_1(\ln N_i) + \beta_2(\ln N_i)^2$$

Essa relação não-linear foi estimada para três grupos populacionais: o primeiro corresponde a 90% da população urbana e o segundo e terceiros seriam cidades com mais de 20 e 50 mil habitantes. Existem duas razões para explicar essas diferentes segmentações. O primeiro corte visa excluir as pequenas áreas urbanas da amostra, pois a lei de Zipf é válida somente para os extratos superiores da distribuição de cidades; a “cauda” da distribuição não segue esta regra. Poder-se-ia utilizar até mesmo 50% da população, mas optou-se por 90%, pois assim são destacadas com mais detalhes as diferenças entre as redes de cidades nos dois países.

O segundo corte tem como referência um debate contemporâneo sobre as características das áreas urbanas e rurais. Veiga (2005, 2004a) registra e comenta esta polêmica, afirmando que as estatísticas oficiais – particularmente a brasileira – tendem a superestimar a população urbana brasileira. Argumenta que a classificação oficial não leva em consideração a estrutura funcional da aglomeração, a existência de amenidades e infraestruturas que a qualificassem como uma área urbanizada. Pelo lado ambiental, essa classificação também não incorpora as alterações provocadas pela aglomeração humana no ecossistema, um critério certamente relevante para definir os impactos antrópicos; uma medida para esse impacto seria a densidade demográfica (hab./km<sup>2</sup>).

No que tange à clássica tipologia urbano e rural, o autor destaca que as atuais áreas rurais não correspondem às antigas regiões agrárias. As “novas áreas rurais” não são predominantemente agrícolas, são economicamente dinâmicas, possuem uma infraestrutura habitacional e acessibilidade que as mantêm fortemente conectadas aos centros urbanos. Essas regiões não seriam certamente urbanas, no sentido tradicional da palavra, mas também não se encaixariam na antiga definição do rural-agrário.<sup>11</sup>

Tendo como referência esse debate, optou-se por um segundo corte, tanto para o Brasil como para os EUA: foram excluídas as cidades com menos de 20 e 50 mil habitantes, um critério que objetiva excluir as “cidades oficiais”, as “cidades não-urbanas” e as “cidades semi-urbanas”. Tomando-se o corte 20 mil habitantes, no Brasil existiriam 741 núcleos urbanos (66% da população), enquanto que os EUA teriam 1.013 áreas urbanas (74% da população). Quando o corte é 50 mil habitantes, o

---

11 Para uma sumária apreciação do debate sobre as definições, conexões e contradições do urbano e do rural, ver Veiga (2004b e 2004c) e Monte-Mor (2001 e 2005). À guisa de ilustração sobre as controvérsias neste debate, Monte-Mor (2005, p. 947) argumenta que, sob certo ponto de vista, “o Brasil é todo urbano”: *“In this broader sense, one can speak of an extensive urbanization imposing itself on Brazilian space far beyond the cities, integrating rural and regional spaces with urban-industrial space through the expansion of the material base required by the contemporary society and economy and the relations of production which are (or should be) reproduced by the production of space itself.”*

Brasil passaria a ter apenas 290 áreas urbanas (58% da população) e os EUA 420 (67% da população).<sup>12</sup>

Como se observa nas Tabelas 5 e 6, as relações não-lineares entre os tamanhos das cidades e suas posições no *ranking* são significativas. A única exceção é o corte 20 mil habitantes para o Brasil, onde a relação é linear. Mais interessante ainda são as estruturas urbanas descritas pelas regressões. As regressões da Tabela 5 apresentam a estrutura brasileira como convexa, enquanto que no caso americano a estrutura é côncava ( $\beta_2$  com sinais opostos). Quanto o corte é 50 mil habitantes, as regressões apresentam os coeficientes  $\beta_1$  e  $\beta_2$  com sinais opostos. Novamente, têm-se indicações das diferenças já anunciadas na análise anterior: a maior polarização na rede de cidades brasileira *vis-à-vis* à norte-americana.

TABELA 5 – BRASIL – RELAÇÃO NÃO-LINEAR

(90 % da População Urbana)			
	Coefficiente	Desvio Padrão	Valor de T
Ln $\alpha$	19.20*	0.06	322.18
$\beta_1$	-1.46*	0.01	-136.30
$\beta_2$	0.02*	0.01	40.83
R <sup>2</sup> = 0.998, 1.555 localidades (73% da população)			
Cidades com mais de 20 mil habitantes			
	Coefficiente	Desvio Padrão	Valor de T
Ln $\alpha$	12.67	17857.78	0.00
$\beta_1$	-1.00*	0.00	-406.16
$\beta_2$	51.08	235490.6	0.00
R <sup>2</sup> = 0.995, 741 localidades (66% da população)			
Cidades com mais de 50 mil habitantes			
	Coefficiente	Desvio Padrão	Valor de T
Ln $\alpha$	21.57*	0.40	53.54
$\beta_1$	-1.85*	0.06	-29.01
$\beta_2$	0.03*	0.01	13.94
R <sup>2</sup> = 0.995, 290 localidades (58% da população)			

\* significativo a 1%.

Fonte: Elaboração própria a partir de IBGE (2000).

12 É certo que segmentar o urbano e o não-urbano a partir da população da localidade não é único e nem o melhor critério, ainda mais quando se comparam dois países tão distintos como EUA e Brasil. Logo, deve-se considerar esse critério como uma primeira aproximação para efeitos comparativos.

TABELA 6 – EUA – RELAÇÃO NÃO-LINEAR

(90 % da População Urbana)			
	Coefficiente	Desvio Padrão	Valor de T
Ln $\alpha$	11.10*	0.19	55.74
$\beta_1$	-0.15*	0.03	-4.30
$\beta_2$	-0.03*	0.01	-22.49
R <sup>2</sup> = 0.996, 717 localidades (71% da população)			
Cidades com mais de 20 mil habitantes			
	Coefficiente	Desvio Padrão	Valor de T
Ln $\alpha$	13.90*	0.17	83.04
$\beta_1$	-0.59*	0.03	-21.07
$\beta_2$	-0.01*	0.01	-9.96
R <sup>2</sup> = 0.995, 1.013 localidades (74% da população)			
Cidades com mais de 50 mil habitantes			
	Coefficiente	Desvio Padrão	Valor de T
Ln $\alpha$	6.91*	0.27	25.31
$\beta_1$	0.49*	0.04	11.37
$\beta_2$	-0.05*	0.01	-31.60
R <sup>2</sup> = 0.996, 420 Localidades (67% da população)			

\* significativo a 1%.

Fonte: Elaboração própria a partir de BEA (2000).

Para melhor ilustrar as diferenças detectadas acima, uma simulação foi elaborada. Dado que a população do Brasil é de aproximadamente 170 milhões de indivíduos e a dos EUA alcança os 270 milhões de habitantes, temos um efeito escala que tende a dificultar a visualização das diferenças entre os países. Assim, ajustando a população dos EUA à população brasileira e estimando a nova estrutura urbana desse “EUA fictício” obtemos as seguintes regressões para os dois países:

TABELA 7 – SIMULANDO EUA COM ESCALA BRASIL

País	Constante	Ln Pop	(Ln Pop) <sup>2</sup>	R <sup>2</sup>
90% da População Urbana				
Brasil	+19.20	- 1.46	+ 0.02	0.998
EUA	+11.03	- 0.18	- 0.03	0.996
Cidades com mais de 20 mil habitantes*				
Brasil	+16.54	-1.00	----	0.995
EUA	+13.57	-0.06	-0.01	0.995
Cidades com mais de 50 mil habitantes				
Brasil	+ 21.57	- 1.85	+0.03	0.995
EUA	+7.19	+ 0.42	-0.05	0.997

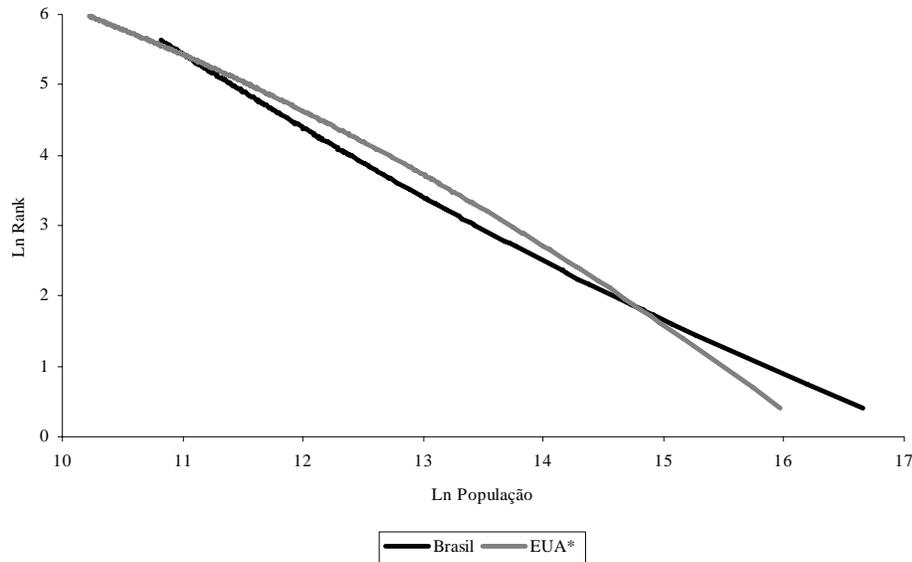
\* No caso brasileiro a relação é linear. Ver Tabela 5.

Fonte: Elaboração Própria a partir de BEA (2000) e IBGE (2000).

A principal diferença entre estas equações está no sinal do coeficiente do termo não-linear  $(\ln N)^2$ . No caso EUA, o sinal é negativo, logo, este termo tende a intensificar a relação inversa entre o tamanho e *ranking* da população e assim gerar uma distribuição côncava. No caso brasileiro, o sinal do coeficiente de  $(\ln N)^2$  é positivo e atua em favor de uma distribuição convexa. Para o extrato superior da hierarquia urbana (cidades com mais de 50 mil habitantes), as diferenças são as mais acentuadas e podem ser vistas na Figura 2. No caso dos EUA, as cidades médias são maiores que as brasileiras e as cidades pequenas tendem a ser menores. Logo, estruturas urbanas similares à norte-americana são menos polarizadas que outras similares à brasileira, em que há uma predominância dos maiores centros urbanos sobre as cidades médias e pequenas.

A fragilidade das cidades médias produz distorções nas distribuições de cidades e rompem uma esperada relação log-linear entre tamanho e *ranking* das cidades. Esta característica é ainda mais aparente nos estados e regiões brasileiras. De modo geral, todas as estruturas urbanas estaduais e regionais apresentam “desequilíbrios” similares que refletem uma polarização acentuada combinada com uma ausência de cidades médias. Esta destacada fragilidade das cidades médias brasileiras já foi observada em outros estudos. Por exemplo, Andrade e Serra (1998 e 1999) e Pereira e Lemos (2003) anunciaram, de forma variada, a ainda delicada posição das cidades médias nas estruturas urbanas brasileiras.

FIGURA 2 – SIMULANDO EUA COM ESCALA BRASIL\*



\* Cidades com mais de 50 mil habitantes.

Fonte: Elaboração Própria a partir de IBGE (2000) e BEA (2000).

### 3. DIVERGÊNCIAS EM RELAÇÃO ÀS HIERARQUIAS URBANAS ZIPF

Como comentado na parte inicial desse artigo, para se gerar uma distribuição Zipf em economia urbana uma hipótese é fundamental: todas as áreas urbanas devem possuir as mesmas potencialidades, pouco importando o seu tamanho ou posição no espaço econômico. Assim, caso as cidades tenham as mesmas chances de crescer, uma distribuição Zipf emergiria ao final de um certo período de tempo. Entretanto, se algumas cidades forem mais ou menos favorecidas, a distribuição de tamanho se afastará da distribuição Zipf ( $\beta \neq 1$ ). Portanto, divergências em relação a  $\beta=1$  podem indicar “oportunidades de crescimento diferenciadas” entre os núcleos urbanos.

Gabaix (1999) apresenta um modelo em que, no momento inicial, as cidades possuem os mesmos tamanhos e taxas de crescimento populacional. Quando essas taxas são associadas a choques exógenos e estocásticos com as mesmas características (mesmo desvio padrão), a emergência de uma distribuição Zipf é certa e ocorrerá em poucos períodos. Contudo, quando existem oportunidades de crescimento diferenciadas e favoráveis às grandes cidades, o coeficiente de Pareto será  $\beta < 1$ , mas quando as oportunidades são favoráveis às pequenas e médias cidades,  $\beta > 1$ . Em outras palavras: as economias e deseconomias urbanas não se equivalem e distorcem as taxas de crescimento das cidades e a estrutura urbana.

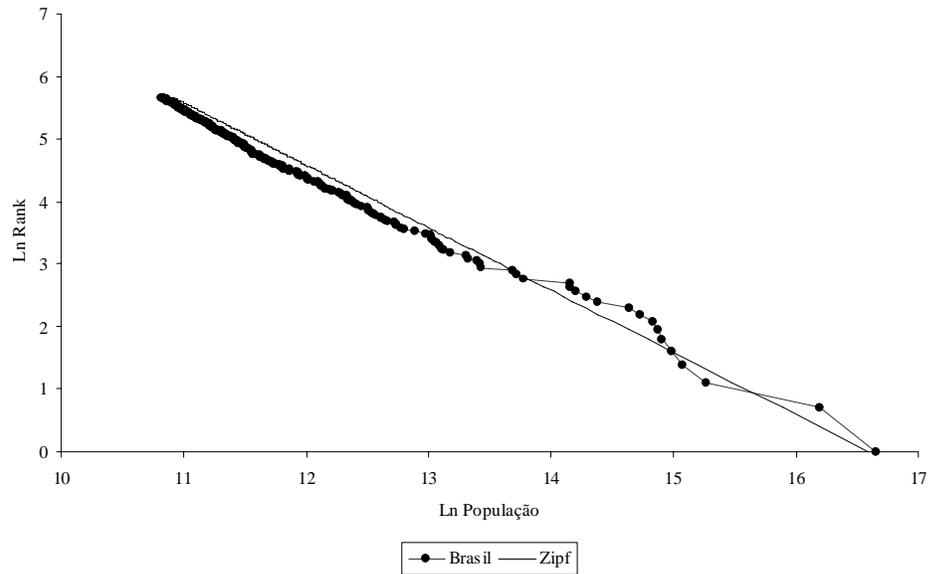
Até o momento, a principal conclusão empírica deste trabalho é que as estruturas urbanas do Brasil e EUA são diferenciadas: a brasileira é mais concentrada (convexa) e a norte-americana é menos polarizada (côncava). Há uma fragilidade na estrutura urbana brasileira: as cidades médias são pequenas – ou existem em pequeno número – e a polarização urbana é mais acentuada em favor das maiores cidades. No caso dos EUA, o oposto ocorre: há uma marcante presença de cidades médias na estrutura urbana.

Combinando essa conclusão empírica com os argumentos teóricos extraídos da leitura de Gabaix (1999), pode-se afirmar que as cidades médias não possuem as mesmas oportunidades de crescimento que as grandes cidades brasileiras. No caso brasileiro, até o período recente, as economias de aglomeração suplantaram as deseconomias de aglomeração e favoreceram o surgimento de grandes cidades, enquanto as pequenas não se desenvolveram ou estão subdimensionadas. Nos EUA, o inverso se verifica: as oportunidades de crescimento tendem a favorecer as cidades médias.

Para quantificar o impacto dessas diferentes oportunidades de crescimento na estrutura urbana foram simuladas estruturas urbanas “ideais” para o Brasil e os EUA. Para tanto, foram adotados os seguintes pressupostos: primeiro, manteve-se o *ranking* das cidades como apresentado no Censo Demográfico de 2000 e BEA (2000); segundo, manteve-se fixo o número de cidades com mais de 50 mil habitantes (290 cidades e população de aproximadamente 99 milhões de habitantes) e dos EUA (420 cidades e aproximadamente 181 milhões de habitantes). A partir desses dois pressupostos, ajustou-se a hierarquia de cidades à distribuição de Zipf ( $\beta=1$ ), obtendo-se, assim, as projeções do tamanho ideal de cidades para os dois países.

A Figura 3 mostra a distribuição Zipf para o Brasil e a Tabela 8 apresenta as quarenta maiores cidades (ou regiões metropolitanas) e o seu correspondente tamanho ideal. A Tabela 9 e Figura 4 têm as mesmas informações para o caso dos EUA. No caso brasileiro, a simulação mostra Belo Horizonte e Porto Alegre abaixo do seu tamanho potencial, enquanto São Paulo e Rio de Janeiro e outras regiões metropolitanas como superdimensionadas. Dentre essas outras cidades, vale citar Campinas, Curitiba e Distrito Federal, todas apresentando dimensões superiores à esperada em relação à distribuição de Zipf. Outro aspecto que merece destaque é o subdimensionamento de cidades localizadas abaixo de Manaus (posição 15). É exatamente a partir desta posição que as cidades médias mais fragilizadas surgem. A Figura 3 fornece uma visão geral da imensa massa de cidades médias que estão abaixo do seu tamanho potencial.

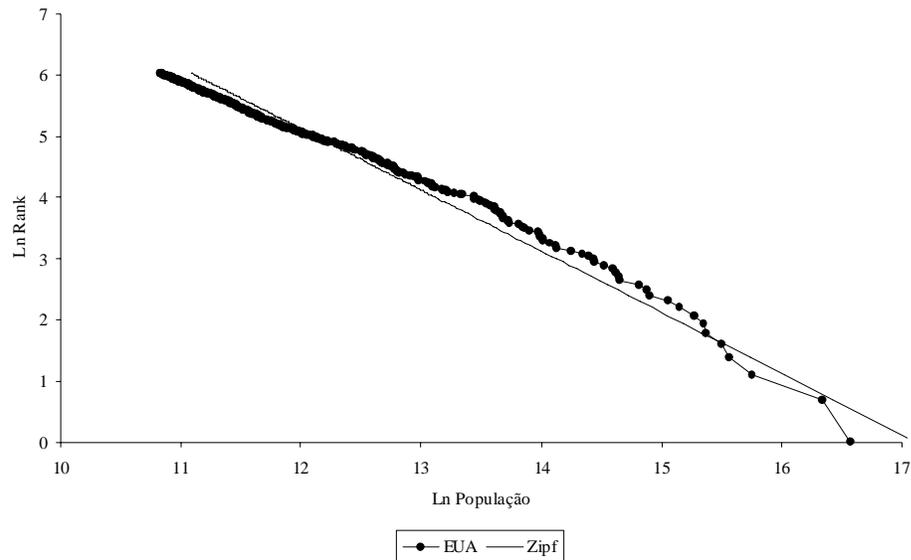
FIGURA 3 – DISTRIBUIÇÃO DE CIDADES DO BRASIL E NA ZIPF BRASIL – 2000\*



\* Cidades com mais de 50 mil habitantes.

Fonte: Elaboração própria a partir de IBGE (2000).

FIGURA 4 – DISTRIBUIÇÃO DE CIDADES DOS EUA E NA ZIPF EUA – 1998\*



\* Cidades com mais de 50 mil habitantes.

Fonte: Elaboração própria a partir de BEA (2000).

No caso dos EUA, as deseconomias de aglomeração já estão presentes no extrato superior da rede de cidades. O aparente subdimensionamento das suas quatro maiores regiões metropolitanas (New York, Los Angeles, Chicago e Washington) ilustra essa limitação à expansão da escala urbana. A região metropolitana de Nova York pode estar subdimensionada nas estatísticas oficiais, e alguns estudos já estimam a população dessa mancha urbana em mais de 20 milhões de habitantes. Mesmo que essas estimativas fossem mais adequadas, a escala de Nova York ainda estaria abaixo do “ideal”. Portanto, pode-se afirmar que os EUA têm uma estrutura urbana oposta à brasileira: suas cidades médias apresentam escalas superiores ao esperado. Na simulação, todas as cidades abaixo de Washington (posição 4) estão superdimensionadas (Tabela 9).

Os “super” e “sub” dimensionamentos podem indicar que algumas cidades estão crescendo (ou cresceram) mais rapidamente que outras. Assim, a hierarquia urbana estaria em mutação: algumas cidades ditas superdimensionadas estariam ascendendo ao extrato superior do *ranking* e deslocando outras para o extrato inferior. No caso de Belo Horizonte e de Porto Alegre, seus subdimensionamentos indicariam um processo de ascensão ainda inconcluso ou mesmo o seu inverso: uma estagnação e a emergência de outras cidades. Qualquer um desses dois movimentos geraria subdimensionamentos em relação à hierarquia capturada do Censo Demográfico de 2000.

A interpretação acima ajudaria na explicação de mudanças microurbanas pontuais na estrutura brasileira e na compreensão da dinâmica de rede de cidades regionais. Contudo, o argumento deste trabalho – e que é compartilhado por vários analistas – é que existem fragilidades estruturais na rede de cidades brasileira: as cidades de pequeno e médio portes não apresentaram, até o momento, as mesmas oportunidades de crescimento presentes ou ofertadas às grandes cidades e regiões metropolitanas.

Como dito, essas afirmações se baseiam em simulações com pressupostos muito rígidos, tais como a estabilidade do *ranking* e da hierarquia de cidades. Contudo, para o caso brasileiro, este estudo sinaliza um ponto fundamental: para se manter no extrato superior da hierarquia urbana nacional, cidades como Belo Horizonte e Porto Alegre têm que crescer em termos populacionais. A escala dessas cidades não lhes garante uma posição sólida no cenário urbano brasileiro, o mesmo argumento valendo para outras cidades médias subdimensionadas e listadas na Tabela 8. Quanto às regiões metropolitanas acima do tamanho ideal, o inverso se verificou: estas foram favorecidas, seja por meio de uma política de desenvolvimento pouco voltada para a descentralização ou mesmo pelo padrão de industrialização fordista que caracterizou a urbanização brasileira.<sup>13</sup>

---

13 As vantagens das grandes cidades podem ser resultado de diversos determinantes. Existe uma longa lista de fatores, que se estende desde oferta de infra-estrutura até modelos de desenvolvimento com pouca ênfase na desconcentração. Ver Alperovich (1993) e Soo (2005) para estudos empíricos sobre possíveis determinantes da estrutura urbana.

*TABELA 8 – AS 40 MAIORES CIDADES NA DISTRIBUIÇÃO ZIPF BRASIL – 2000*

Região Metropolitana ou Cidade	Censo 2000 (a)	Zipf (b)	Diferença (a – b)
1 - RM São Paulo	17 119 400	15 880 608	1 238 792
2 - RM Rio de Janeiro	10 813 717	7 940 304	2 873 413
3 - RM Belo Horizonte	4 242 910	5 293 536	- 1 050 626
4 - RM Porto Alegre	3 509 384	3 970 152	- 460 768
5 - RM Recife	3 234 647	3 176 122	58 525
6 - RM Salvador	2 973 880	2 646 768	327 112
7 - RM Fortaleza	2 881 264	2 268 658	612 606
8 - RM Distrito Federal	2 755 270	1 985 076	770 194
9 - RM Curitiba	2 500 105	1 764 512	735 593
10 - RM Campinas	2 269 718	1 588 061	681 657
11 - RM Belém	1 754 786	1 443 692	311 094
12 - RM Goiânia	1 612 874	1 323 384	289 490
13 - RM Baixada Santista	1 470 774	1 221 585	249 189
14 - RM Vitória	1 401 716	1 134 329	267 387
15 - Manaus	1 396 768	1 058 707	338 061
16 - RM Maceió	955 173	992 538	- 37 365
17 - RM Natal	911 552	934 153	- 22 601
18 - RM São Luís	877 387	882 256	- 4 869
19 - Teresina	677 470	835 821	- 158 351
22 - RM Florianópolis	673 185	794 030	- 120 845
21 - Campo Grande	655 914	756 219	- 100 305
22 - RM Londrina	614 138	721 846	- 107 708
23 - João Pessoa	597 934	690 461	- 92 527
24 - São José dos Campos	532 717	661 692	- 128 975
25 - Ribeirão Preto	502 760	635 224	- 132 464
26 - Uberlândia	488 982	610 793	- 121 811
27 - Sorocaba	486 726	588 171	- 101 445
28 - Cuiabá	476 532	567 165	- 90 633
29 - Aracaju	461 534	547 607	- 86 073
30 - Juiz de Fora	453 002	529 354	- 76 352
31 - RM Maringá	452 564	512 278	- 59 714
32 - RM Norte/Nordeste Catarinense	449 596	496 269	- 46 673
33 - Feira de Santana	431 730	481 231	- 49 501
34 - RM Vale do Aço	395 657	467 077	- 71 420
35 - Campos dos Goytacazes	364 177	453 732	- 89 555
36 - RM Vale do Itajaí	355 422	441 128	- 85 706
37 - Campina Grande	337 484	429 206	- 91 722
38 - São José do Rio Preto	337 289	417 911	- 80 622
39 - Caxias do Sul	333 391	407 195	- 73 804
40 - Piracicaba	317 374	397 015	- 79 641

Fonte: Elaboração própria a partir de IBGE (2000).

TABELA 9 – AS 40 MAIORES CIDADES NA DISTRIBUIÇÃO ZIPF EUA – 1998

<i>Metropolitan Statistical Area or Consolidated Statistical Areas</i>	BEA 2000 (a)	Zipf (b)	Diferença (a – b)
1 - New York-New Jersey-Long Island	15 797 820	27 364 751	-11 566 931
2 - Los Angeles-Riverside-Orange County	12 479 162	13 682 376	-1 203 214
3 - Chicago-Gary-Kenosha	6 970 219	9 121 584	-2 151 365
4 - Washington-Baltimore	5 743 107	6 841 188	-1 098 081
5 - San Francisco-Oakland-San Jose	5 382 543	5 472 950	-90 407
6 - Philadelphia-Wilmington-Atlantic City	4 729 454	4 560 792	168 662
7 - Boston-Worcester-Lawrence-Lowell-Brocktn	4 632 291	3 909 250	723 041
8 - Detroit-Ann Arbor-Flint	4 307 812	3 420 594	887 218
9 - Dallas-Fort Worth	3 787 644	3 040 528	747 116
10 - Houston-Galveston-Brazoria	3 476 544	2 736 475	740 069
11 - Atlanta	2 957 777	2 487 705	470 073
12 - Miami-Fort Lauderdale	2 890 331	2 280 396	609 935
13 - Seattle-Tacoma-Bremerton	2 703 950	2 104 981	598 970
14 - Phoenix-Mesa	2 315 274	1 954 625	360 648
15 - Cleveland-Akron	2 300 990	1 824 317	476 674
16 - Minneapolis-St. Paul	2 236 043	1 710 297	525 746
17 - San Diego	2 185 237	1 609 691	575 546
18 - St. Louis	2 023 700	1 520 264	503 436
19 - Denver-Boulder-Greeley	1 866 636	1 440 250	426 386
20 - Pittsburgh	1 852 660	1 368 238	484 422
21 - Tampa-St. Petersburg-Clearwater	1 780 980	1 303 083	477 897
22 -Portland-Salem	1 698 753	1 243 852	454 900
23 - Cincinnati-Hamilton	1 539 200	1 189 772	349 429
24 - Kansas City	1 372 415	1 140 198	232 217
25 - Sacramento-Yolo	1 348 949	1 094 590	254 359
26 - Milwaukee-Racine	1 299 660	1 052 490	247 169
27 - Norfolk-Virginia Beach-Newport News	1 224 859	1 013 509	211 350
28 - San Antonio	1 216 689	977 313	239 377
29 - Indianapolis	1 199 874	943 612	256 262
30 - Orlando	1 187 241	912 158	275 083
31 - Columbus	1 163 721	882 734	280 987
32 - Charlotte-Gastonia-Rock Hill	1 092 213	855 148	237 064
33 - Las Vegas	1 043 245	829 235	214 010
34 - New Orleans	1 032 079	804 846	227 233
35 - Salt Lake City-Ogden	998 015	781 850	216 165
36 - Greensboro-Winston-Salem-High Point	922 444	760 132	162 312
37 - Nashville	912 933	739 588	173 345
38 - Buffalo-Niagara Falls	909 677	720 125	189 552
39 - Hartford	876 174	701 660	174 514
40 - Austin-San Marcos	872 643	684 119	188 525

Fonte: Elaboração própria a partir de BEA (2000).

#### 4. REFLEXÕES FINAIS

A principal conclusão deste trabalho é que na distribuição de tamanho de cidades do Brasil há uma predominância dos grandes centros urbanos, enquanto nos EUA as cidades médias tendem a ter uma presença mais marcante. Este fato é captado pelas opostas concavidades das distribuições de tamanho das cidades dos dois países.

Esta conclusão empírica, associada a uma discussão teórica sobre as condições que garantem a emergência de uma distribuição Zipf, permite afirmar que, no Brasil, as cidades médias não tiveram oportunidades de crescimento equivalentes às ofertadas para as grandes cidades: houve uma preferência por alguns espaços urbanos, em geral as grandes capitais estaduais. Com exceção de Belo Horizonte e Porto Alegre, todas as grandes cidades brasileiras estão superdimensionadas, enquanto que as cidades médias se apresentam subdimensionadas.

Do ponto de vista das políticas urbanas, este estudo indica que investimentos nas regiões não-metropolitanas deveriam ser priorizados com o intuito de reduzir uma concentração excessiva nos poucos e esparsos grandes centros urbanos. Políticas públicas voltadas à criação de infra-estrutura de comunicação, transporte e energia, saneamento básico, políticas de habitação, qualificação da mão-de-obra e de difusão de inovações (parques tecnológicos, centros de pesquisa e universidades) contribuiriam para a redução do elevado “custo de transporte” que atua em favor das grandes cidades e que, provavelmente, estimula a instalação de empresas nas regiões metropolitanas, reduz o poder de compra das populações de pequenas e médias cidades e incentiva a migração para os grandes núcleos urbanos já consolidados.

Para finalizar, vale observar que deslocar e mudar uma rede de cidades não é uma tarefa banal e nem rotineira, como atestam as polêmicas discussões em torno dos casos de Brasília e Manaus. Estes casos ilustram, com nitidez, a magnitude das mudanças nas bases econômica e urbana necessárias para que tal fato ocorra. Resta saber quais seriam os agentes capazes de implementar tais intervenções na estrutura urbana brasileira.

#### REFERÊNCIAS

- Allen, P. M. *Cities and regions as a self-organizing system – Models of complexity*. Netherlands, Amsterdam: Gordon and Breach Science Publishers, 1997.
- Alonso-Villar, M. Large metropolises in the third world: an explanation. *Urban Studies*, v. 38, n. 8, p. 1359-1371, 2001.
- Alperovich, G. The size distribution of cities: on the empirical validity of the rank-size rule. *Journal of Urban Economics* 16, p. 232-239, 1984.

- \_\_\_\_\_. An exploratory model of city-size distribution: evidence from cross-country data. *Urban Studies* 30, p. 1591-1601, 1993.
- Andrade, T.; Serra, R. V. Crescimento econômico nas cidades médias brasileiras. *Revista Nova Economia*, v. 9, n. 1, 1999.
- \_\_\_\_\_. O recente desempenho das cidades médias no crescimento populacional urbano brasileiro. *Texto para Discussão* n. 554. Brasília: IPEA, 1998.
- BEA. Regional economic information system 1969-98 (RCN-0250). *US Department of Commerce – Bureau of Economic Analysis / Regional Economic Measurement Division*. USA: Washington, 2000.
- Carrol, G. National city size distributions: what do we know after 67 years of research? *Progress in Human Geography* 6, p. 1-43, 1982.
- Cuberes, D. The rise and decline of cities. *Texto para Discussão - Universidade de Chicago*, Setembro de 2004.
- Fujita, M.; Krugman, P.; Venables, A. J. *Spatial economy – Cities, regions and international trade*. Cambridge, Massachusetts; London, England: The MIT Press, 1999.
- Gabaix, X. Zipf's Law for cities: an explanation. *Journal of Economics*, p. 739-767, August 1999.
- Gabaix, X.; Ionides, Y. *The evolution of city size distributions*. MIT and Tufts University, 2003. Mimeografado.
- Guerin-Pace, F. Rank-size distribution and the process of urban growth. *Urban Studies*, v. 32, n. 3, p. 551-562, 1995.
- Henderson, J. V. The sizes and types of cities. *American Economic Review* 64, p. 640-656, 1974.
- \_\_\_\_\_. *Urban development – Theory, fact and illusion*. New York, Oxford: Oxford University Press, 1988.
- IBGE. *Censo demográfico do Brasil 2000*. Rio de Janeiro: IBGE, 2000.
- Krakover, S. Testing the turning-point hypothesis in city-size distribution: the Israeli situation re-examined. *Urban Studies*, v. 35, n. 12, p. 2183-2196, 1998.
- Krugman, P. R.; Livas, R. E. Trade policy and the third world metropolis. *Journal of Development Economics*, v. 49, n. 1, p. 137-150, 1996.
- Krugman, P. R. Urban concentrations: the role of increasing returns and transport costs. *International Regional Science Review*, v. 19, n. 1 & 2, p. 5-30, 1996.
- Monte-Mor, R. L. New urban frontiers: contemporary tendencies in Brazil's urbanization. *Texto para Discussão do CEDEPLAR*, n. 165. Belo Horizonte: CEDEPLAR, Universidade Federal de Minas Gerais, 2001.
- \_\_\_\_\_. What is the urban in the contemporary world? *Cadernos de Saúde Pública*, Rio de Janeiro: Fundação Oswaldo Cruz, v. 21, n. 3, p. 942-948. 2005.
- Naude, W. A.; Krugell, W. F. Are South Africa's cities too small? *Cities*, v. 20, n. 3, p. 175-180, 2003.

- Parr, J. B. A note on the size distribution of cities over time. *Journal of Urban Economics* 18, p. 199-212, 1985.
- Pereira, F. M.; Lemos, M. B. Cidades médias brasileiras: características e dinâmicas urbano industriais. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro: IPEA, v. 33, n. 1, p. 127-165, 2003.
- Puga, D. Urbanization patterns: European versus less developed countries. *Journal of Regional Science* 38, p. 231-252, 1998.
- Reed, W. The Pareto, Zipf, and other power laws. *Economics Letters* 74, p. 15-19, 2001.
- Richardson, H. W. Theory of the distribution of city sizes: review and prospects. *Regional Studies* 7, p. 239-251, 1973.
- Rosen, K. T.; Resnick, M. The size distribution of cities: an examination of the Pareto law and primacy. *Journal of Urban Economics* 8, p. 165-186, 1980.
- Shukri, I. M.; Alshuwaikhat, H. B. City-size distribution in the Saudi Arabian urban system. *International Planning Studies*, v. 1, issue 2, Jun 1996.
- Song, S.; Zhang, K. H. Urbanisation and city size distribution in China. *Urban Studies*, v. 39, n. 12, p. 2317-2327, 2002.
- Soo, K. T. Zipf's law for cities: a cross-country investigation. *Regional Science and Urban Economics* 35, p. 239-263, 2005.
- Storper, M.; Walker, R. *The capitalist imperative – Territory, technology, and industrial growth*. USA and UK: Blackwell Publishers, 1989.
- Veiga, J. E. A dimensão rural do Brasil. *Estudos Sociedade e Agricultura* 22, Abril 2004a. (<http://www.econ.fea.usp.br/zeeli/>).
- \_\_\_\_\_. A atualidade da contradição urbano-rural. *Análise territorial da Bahia rural*. Série Estudos e Pesquisas 71. Salvador: SEI, 2004b. (<http://www.econ.fea.usp.br/zeeli/>).
- \_\_\_\_\_. Destinos da ruralidade no processo de globalização. *Estudos Avançados* 51, p. 51-67, 2004c. (<http://www.econ.fea.usp.br/zeeli/>).
- \_\_\_\_\_. A relação rural/urbano no desenvolvimento regional. *Cadernos do CEAM* 17, Fevereiro 2005. Brasília: Centro de Estudos Avançados Multidisciplinares da Universidade de Brasília – UnB (<http://www.econ.fea.usp.br/zeeli/>).
- Wheaton, W.; Shishido, H. Urban concentration, agglomeration economies, and the level of economic development. *Economic Development and Cultural Change*, 1979.
- World Bank. *World Bank Data Bank 2003*. USA, Washington: World Bank, 2003.

Endereço para contato: R. Curitiba 832 - 7ª andar - CEP 30170-120 - Brasília - DF.

E-mail: [rmruiz@cedeplar.ufmg.br](mailto:rmruiz@cedeplar.ufmg.br). Homepage: [www.cedeplar.ufmg.br](http://www.cedeplar.ufmg.br).

(Recebido em novembro de 2004. Aceito para publicação em julho de 2005).