

AS ESTRUTURAS URBANO-REGIONAIS DO BRASIL E ESTADOS UNIDOS COMPARADAS: UM ESTUDO EXPLORATÓRIO

Ricardo Machado Ruiz
FACE/UFMG e CEDEPLAR/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 distribuição espacial mais equilibrada. México, Índia e Brasil são recorrentemente citados como casos exemplares de países com concentração urbana excessiva quando comparadas as dos EUA, França, Inglaterra e Alemanha. Alguns autores afirmam que a existência de mega-metrópoles no Terceiro Mundo é resultado indireto e não-desejado de políticas de substituição de importações, enquanto que outros consideram os processos de concentração e desconcentração como parte do processo de desenvolvimento econômico. Esse artigo compara as estruturas urbanas e regionais de dois países, um desenvolvido, os Estados Unidos da América, e outro em desenvolvimento, o Brasil. A base para a comparação é a população das aglomerações urbanas (cidades, *counties* e regiões metropolitanas). Serão estudadas as estruturas urbanas nacionais e regionais / estaduais, quando então destacaremos alguns estados, como o de Minas Gerais.

Palavras-chaves:

Estruturas urbanas, Lei de Zipf, distribuição de Pareto, rede de cidades, economia urbana.

1. MEDINDO E COMPARANDO DIFERENTES ESTRUTURAS URBANAS

Em economia, assim como em outras áreas do conhecimento, muitas das distribuições que descrevem populações e eventos exibem uma peculiar relação entre tamanho e rank. Por exemplo, na economia a distribuição de renda, o tamanho de cidades e firmas e o preço de ações podem ser representados sinteticamente por meio de uma relação entre tamanho e rank. Em outras áreas o mesmo ocorre, por exemplo, tamanho de partículas de areia, o impacto dos meteoros na superfície lunar, o número de espécies de plantas por gênero, a frequência das palavras em textos e o padrão das queimadas. Para cada um desses casos têm-se várias explicações, muitas delas polêmicas (Reed, 2001; Richardson, 1973).

Na economia urbana, a distribuição de Pareto afirma que quando as cidades são ordenadas de forma decrescente a partir de sua população, há uma relação entre população e o rank dessas mesmas cidades; em termos formais:

$$R_i = \alpha / N_i^\beta \quad (1)$$

$$\text{Ln } R_i = (\text{Ln } \alpha) - \beta (\text{Ln } N_i) \quad (2)$$

R_i : rank da cidade i

N_i : população da cidade i

α : constante.

Na literatura de economia regional e urbana, uma estrutura urbana com cidades extremamente assimétricas e polarizada tenderia a ter um coeficiente $\beta < 1$, enquanto que um país com cidades simétricas e estrutura urbana descentralizada teria a $\beta > 1$. Quando $\beta = 1$, temos um caso especial da distribuição de Pareto, chamada Lei de Zipf ou regra do tamanho-rank (Alperovich, 1984; Carol, 1982; Garbaix, 1999).

O debate sobre a distribuição do tamanho das cidades é extensa. Para vários casos, tais como França, Arabia Saudita, China, Israel e Africa do Sul, o coeficiente de Pareto tem apresentado recorrentes mudanças e valores muito diferentes do proposto pela Lei de Zipf (Song & Zhang, 2002; Krakover, 1998; Shukri & Alshuwaikhat, 1996; Guerin-Pace, 1995; Naude & Krugell, 2003).

Rosen e Resnick (1980) estimam o coeficiente de Pareto para 44 países e encontram um coeficiente médio de 1.136 com um desvio padrão de apenas 0.196 (Tabela 1). Também observam que existem claras indicações de não-linearidade para uma grande parte das estruturas urbanas (33 países) e ressaltam que o coeficiente de Pareto é muito sensível à definição de cidade e da amostra. Entretanto, ainda concluem que a regra tamanho-rank é uma ótima descrição da estruturas urbanas.

Parr (1985) propoe ainda que o coeficiente de Pareto teria, para cada país, uma trajetória histórica particular. No início do processo de urbanização, existiriam um vasto número de cidades relativamente simétricas ($\beta > 1$). Com a progressiva urbanização, uma estrutura urbana polarizada em torno de poucos centros urbanos ($\beta < 1$) emergiria. Com o desenvolvimento do país haveria então uma nova desconcentração ($\beta > 1$) que seria explicada pela difusão das estruturas econômicas no espaço. Parr (1985) especula que esse processo

explicaria, por exemplo, as razões para um pequeno β (processo de concentração) nos países em desenvolvimento e um alto β para os países desenvolvidos (processo de desconcentração).

Considerando a renda per capita de cada país como critério para mensuração do grau de desenvolvimento e dividindo a amostra de Rosen & Resnick (1980) em duas, temos que para os países menos desenvolvidos o coeficiente médio de Pareto seria 1.08 e seu desvio padrão 0.15, enquanto que para os países mais desenvolvidos essas mesmas medidas seria 1.22 e 0.22. Tais diferenças estariam, assim, de acordo com os comentários de Parr (1985).

Entretanto, Alonso-Villar (2001), Krugman (1996), Krugman e Livas (1996) e Puga (1998) apresentam uma outra explicação para as diferenças detectadas acima. Observam que a existência de imensas cidades nos países menos desenvolvidos não seria uma fase do processo de desenvolvimento econômico, mas o resultado indireto e não-desejado de políticas de substituição de importações que restringem o acesso aos mercados externos e garantem poder de mercado a produtores domésticos, o que estimula a polarização urbana.

Partindo de uma base teórica diferente, Alperovich (1993) corrobora empiricamente a hipótese de que a intervenção governamental eleva o grau de concentração, mas observa que o grau de desenvolvimento da economia tende a ser também um determinante do valor do coeficiente de Pareto: países com baixa renda apresentam maiores assimetrias no tamanho das cidades que países em desenvolvimento. Observa também que o argumento de Parr (1985) não se aplica a comparações internacionais, mas sim a trajetória histórica de cada país. Portanto, as duas hipóteses sobre a existência de “mega-metrópolis” em países em desenvolvimento não podem ser empiricamente contestadas.

Tabela 1: Coeficiente de Pareto e primazia

| Países | Coeficiente de Pareto | Primazia 5 | Primazia 10 | Ano | Renda per Capita |
|----------------------|-----------------------|-------------|-------------|------|------------------|
| Suíça | 1.10 | 0.38 | 0.18 | 1970 | 35491 |
| Dinamarca | 1.37 | 0.56 | 0.22 | 1971 | 23464 |
| Japão | 1.29 | 0.50 | 0.24 | 1970 | 20465 |
| Suécia | 1.41 | 0.44 | 0.17 | 1970 | 19269 |
| Alemanha Ocidental | 1.17 | 0.31 | 0.11 | 1970 | 18392 |
| Países Baixos | 1.27 | 0.33 | 0.14 | 1970 | 17189 |
| E.U.A. | 1.18 | 0.45 | 0.19 | 1970 | 16893 |
| França | 1.33 | 0.55 | 0.24 | 1970 | 16412 |
| Áustria | 0.88 | 0.70 | 0.50 | 1971 | 15861 |
| Normandia | 1.27 | 0.55 | 0.25 | 1970 | 15677 |
| Finlândia | 1.08 | 0.51 | 0.24 | 1970 | 14980 |
| Austrália | 1.96 | 0.53 | 0.14 | 1970 | 13861 |
| Canadá | 1.13 | 0.36 | 0.13 | 1971 | 12568 |
| Reino Unido | 1.18 | 0.71 | 0.36 | 1971 | 11858 |
| Itália | 1.05 | 0.36 | 0.18 | 1971 | 10730 |
| Israel | 0.98 | 0.35 | 0.17 | 1972 | 8690 |
| Espanha | 1.13 | 0.48 | 0.24 | 1970 | 8417 |
| Grécia | 1.14 | 0.53 | 0.26 | 1971 | 7487 |
| Média | 1.22 | 0.48 | 0.22 | | 15984 |
| Desvio Padrão | 0.22 | 0.11 | 0.09 | | 6325 |
| Argentina | 0.93 | 0.53 | 0.23 | 1970 | 6823 |
| Tchecoslováquia | 1.11 | 0.51 | 0.26 | 1970 | 5065 |
| Venezuela | 1.11 | 0.39 | 0.17 | 1971 | 4306 |
| África do Sul | 1.00 | 0.23 | 0.10 | 1970 | 4100 |
| Hungria | 1.09 | 0.76 | 0.45 | 1970 | 2753 |
| Brasil | 1.15 | 0.44 | 0.22 | 1970 | 2395 |
| México | 1.15 | 0.49 | 0.23 | 1970 | 2295 |
| U.R.S.S. | 1.28 | 0.47 | 0.16 | 1970 | 2049 |
| Irã | 0.99 | 0.64 | 0.36 | 1966 | 1928 |
| Turquia | 1.08 | 0.49 | 0.26 | 1970 | 1654 |
| Alemanha Oriental | 1.13 | 0.40 | 0.18 | 1970 | 1491 |
| Iugoslávia | 1.19 | 0.36 | 0.16 | 1971 | 1491 |
| Polônia | 1.13 | 0.36 | 0.14 | 1970 | 1491 |
| Romênia | 1.09 | 0.66 | 0.28 | 1970 | 1491 |
| Colômbia | 0.85 | 0.48 | 0.29 | 1973 | 1377 |
| Malásia | 0.97 | 0.37 | 0.17 | 1970 | 1371 |
| Filipinas | 1.25 | 0.43 | 0.18 | 1970 | 867 |
| Marrocos | 0.81 | 0.54 | 0.31 | 1971 | 849 |
| Tailândia | 0.96 | 0.69 | 0.48 | 1970 | 752 |
| Zaire | 0.93 | 0.52 | 0.29 | 1970 | 546 |
| Gana | 1.10 | 0.55 | 0.30 | 1970 | 475 |
| Indonésia | 0.97 | 0.53 | 0.29 | 1971 | 298 |
| Sri Lanka | 1.13 | 0.55 | 0.26 | 1971 | 285 |
| Nigéria | 1.54 | 0.31 | 0.10 | 1963 | 264 |
| Índia | 1.20 | 0.36 | 0.16 | 1971 | 213 |
| Etiópia | 0.97 | 0.69 | 0.44 | 1971 | 106 |
| Média | 1.08 | 0.49 | 0.25 | | 1797 |
| Desvio Padrão | 0.15 | 0.13 | 0.10 | | 1621 |

Fonte: Rosen e Resnick (1980) e World Bank (2003).

Storper e Walker (1989) e Guérin-Pace (1995) afirmam também que a estabilidade da distribuição de Pareto não significa a estabilidade das estruturas urbanas. Na evolução dos sistemas urbanos existem duas dinâmicas: uma que age no nível macro e caracteriza a evolução da distribuição do tamanho das cidades, e outra no nível micro e que atinge as cidades individualmente. 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 70 e 80, novamente várias cidades americanas perderam imensos contingentes populacionais, tais como Detroit (MI), Philadelphia (PA), Baltimore (MD) e Chicago (IL), enquanto que Phoenix (AZ), Houston (TX) e San Jose (CA), entre outras, cresceram aceleradamente. Apesar dessas transformações, verificou-se limitadas mudanças no coeficiente de Pareto para os EUA.

Não obstante as polêmicas em torno do exato valor dos coeficientes de Pareto, a grande maioria dos autores consideram o expoente de Pareto um ótima descrição das estruturas urbanas e que permite a comparação, até mesmo temporal, de diversos países e estruturas regionais. Garbaix (1999: 742) chega mesmo a afirmar que modelos de economia urbana e regional que não geram distribuições de Pareto são no mínimo incompletos. Acrescenta ainda que a distribuição de Pareto, e mais especificamente a Lei de Zipf, deveria ser vista como um critério mínimo de admissibilidade de qualquer modelo de economia regional e de comparação de estruturas urbanas.

Além do coeficiente de Pareto, outras medidas tradicionais de concentração e assimetria urbana são a primazia das cidades e o índice de desconcentração urbana de Wheaton & Shishido (1979). A primazia das cidades é basicamente uma medida de tamanho: a porcentagem da população da principal cidade em relação a soma das populações das maiores 5, 10 ou mesmo 50 maiores cidades da amostra:

$$P_5 = N_1 / (N_1 + \dots + N_5) \quad (3)$$

N_i : população da cidade i

O índice de desconcentração urbana é o inverso do clássico índice de Herfindahl-Hirschman:

$$UD = 1 / \sum (N_i / N)^2 \quad (4)$$

N_i : população da cidade i

N : população total da região

UD tem as seguintes características. Em uma economia com cidades do mesmo tamanho, UD é igual ao número de cidades, que é então a máxima desconcentração possível naquela região. Quando há um processo de concentração, UD cresce e no limite pode chegar a 1 (toda a população concentrada em apenas um local). Caso a economia cresça e o número de cidades de cada tamanho cresça a mesma taxa, há uma queda do índice de concentração sem que se verifique qualquer mudança no grau de assimetria entre cidades.

É com base nesses convencionais índices de concentração e assimetria (coeficiente de Pareto, UD e primazia) que nas próximas duas partes desse trabalho serão avaliadas as estruturas urbanas do Brasil e Estados Unidos. A base de dados para esse trabalho são a população dos municípios brasileiros publicadas no Censo Demográfico do Brasil 2000 / IBGE e, no caso dos EUA, a população dos *counties* em 1998 publicadas pelo BEA – *Bureau of Economics Analysis*.

2. ESTRUTURAS URBANAS DO BRASIL E ESTADOS UNIDOS

Várias são as diferenças e similaridades entre Brasil e Estados Unidos da América. Entre as similaridades podemos destacar: (1) são países continentais, (2) e constituídos por “populações transplantadas” (imigrantes e escravos), (3) têm população acima de 150 milhões de habitantes, (4) e apresentam elevado grau de urbanização. Dentre as diferenças temos (1) diferenças na distribuição da renda, (2) o nível de renda e tamanho do mercado interno (3) capacidade tecnológica, (4) padrão de internacionalização da economia, (5) estrutura financeira. Por essas e outras tantas características, esses dois países podem apresentar similaridades e diferenças na estrutura regional e urbana.

Inicialmente, vale comparar a primazia dos núcleos urbanos, definidos aqui como cidades e regiões metropolitanas (RM), no caso do Brasil, e *metropolitan statistical area* (MSA) e *consolidated metropolitan statistical area* (CMSA) no caso dos USA. As tabelas 2 e 3 apresentam medidas para os dois países e nas figuras 1 e 2 estão as distribuições logarítmicas dos tamanhos de cidades. Como pode-se notar, em todos os casos o Brasil tende a apresentar medidas de primazia superiores a dos EUA. No caso das medidas de

desconcentração, o mesmo se verifica: os índices de desconcentração urbana relativa (UD/Max UD) dos EUA tendem a ser de duas a três vezes superiores ao brasileiro, o que indica que as cidades americanas são menos assimétricas quando comparadas pelo tamanho da população.

Tabela 2: Brasil - primazia e desconcentração urbana

| | Cidades | RM |
|-------------------------------|---------|-------|
| Primazia | | |
| Primazia 5 | 0.436 | 0.440 |
| Primazia 10 | 0.325 | 0.327 |
| Primazia 30 | 0.216 | 0.247 |
| Desconcentração Urbana | | |
| UD | 104 | 37 |
| Max UD | 5507 | 5220 |
| UD / Max UD | 0.019 | 0.007 |

Tabela 3: EUA - primazia e desconcentração urbana

| | MAS | CMSA |
|-------------------------------|-------|-------|
| Primazia | | |
| Primazia 5 | 0.252 | 0.341 |
| Primazia 10 | 0.163 | 0.235 |
| Primazia 30 | 0.089 | 0.151 |
| Desconcentração Urbana | | |
| UD | 129 | 64 |
| Max UD | 2595 | 2553 |
| UD / Max UD | 0.050 | 0.025 |

No caso da distribuição de Pareto, os resultados parecem confirmar as medidas iniciais de assimetria e concentração urbana. As tabelas 4 e 5 apresentam estimativas dos coeficientes de Pareto para EUA e Brasil para diferentes populações urbanas. No caso das 100 maiores aglomerações urbanas, o Brasil apresenta coeficientes 1.25 para Cidades e 0.89 para RM, enquanto que os EUA têm valores 1.30 para MSA e 1.04 para CMSA. Poder-se-ia concluir assim que o grau de assimetria e concentração capturados pelo coeficiente de Pareto indicam o Brasil como um país com elevada polarização.

Quando comparamos as RM/Brasil e as CMSA/EUA, dois conceitos similares, temos uma situação muito peculiar. No caso dos EUA, quando excluimos progressivamente as cidade menores da amostra, o coeficiente de Pareto decresce de -0.681 (100% da população urbana) para -1.222 (50% da população urbana). Há portanto um progressivo processo de desconcentração na parte superior do rank urbano norte-americano. Isto significa **(1) uma relação não-linear na distribuição de tamanho das cidades dos EUA**, como já indicado por Rosen & Resnick (1980), **(2) há uma certa desconcentração urbana no extrato**

superior do rank, pois (3) existe um número maior de cidades médias na estrutura urbana dos EUA (Tabela 5).

Figura 1: EUA (100% da pop. urbana, MSA e CMSA)

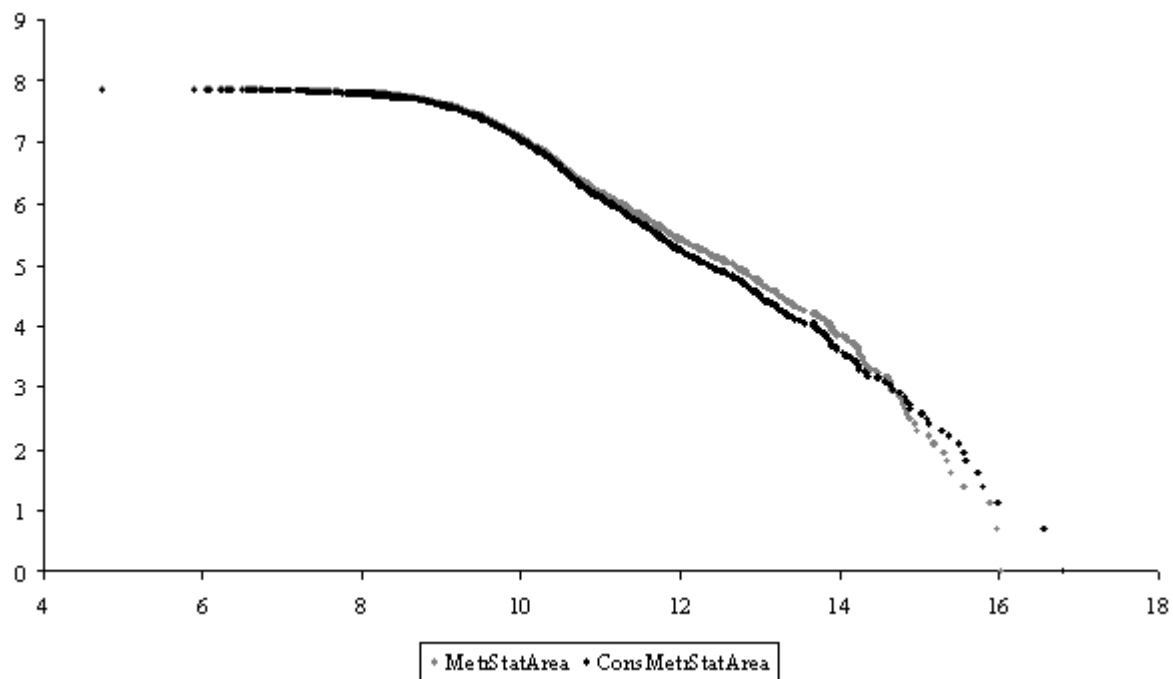


Figura 2: Brasil (100% da pop. urbana, cidades e RM)

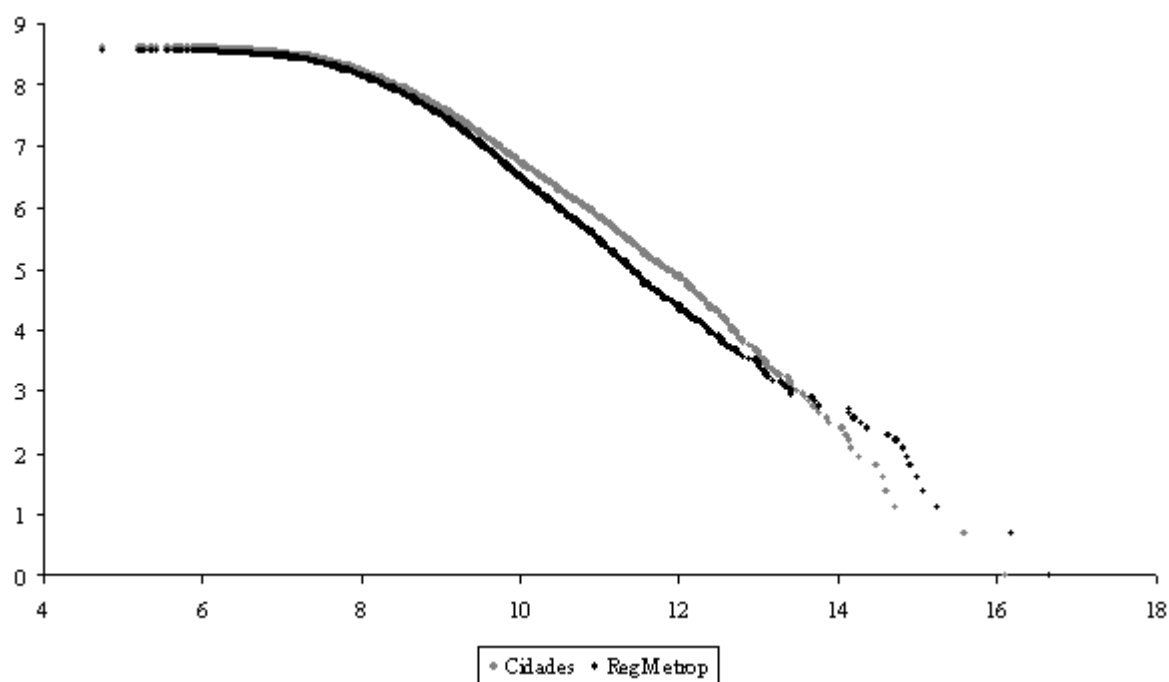


Tabela 4: EUA – Coeficientes de Pareto

| Porcentagem da População Urbana | MSA | | CMSA | |
|---------------------------------|------------------------|----------------|------------------------|----------------|
| | Coefficiente de Pareto | R ² | Coefficiente de Pareto | R ² |
| 100% | -0.661 | 0.916 | -0.681 | 0.914 |
| 95% | -0.843 | 0.986 | -0.877 | 0.995 |
| 90% | -0.840 | 0.977 | -0.860 | 0.993 |
| 80% | -0.932 | 0.954 | -0.892 | 0.984 |
| 70% | -1.147 | 0.955 | -1.021 | 0.985 |
| 60% | -1.374 | 0.960 | -1.156 | 0.987 |
| 50% | -1.610 | 0.979 | -1.222 | 0.981 |
| 100 maiores aglomerações | -1.299 | 0.984 | -1.039 | 0.983 |

Tabela 5: Brasil – Coeficientes de Pareto

| Porcentagem da População Urbana | Cidades | | RM | |
|---------------------------------|------------------------|----------------|------------------------|----------------|
| | Coefficiente de Pareto | R ² | Coefficiente de Pareto | R ² |
| 100% | -0.703 | 0.923 | -0.737 | 0.920 |
| 95% | -0.945 | 0.992 | -1.005 | 0.997 |
| 90% | -0.989 | 0.994 | -1.028 | 0.997 |
| 80% | -1.047 | 0.992 | -1.002 | 0.994 |
| 70% | -1.132 | 0.994 | -0.946 | 0.992 |
| 60% | -1.197 | 0.994 | -0.884 | 0.987 |
| 50% | -1.248 | 0.995 | -0.868 | 0.963 |
| 100 maiores aglomerações | -1.248 | 0.994 | -0.889 | 0.989 |

No caso brasileiro observa-se uma situação peculiar: não há uma queda progressiva do coeficiente de Pareto. Para 100% da população urbana o coeficiente de Pareto é -0.737 , que alcança o valor de -1.03 para 90% da população, 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 -0.868 . Portanto, **(1) a distribuição dos tamanhos das cidades apresenta-se não-linear no caso do Brasil** e indica **(2) uma concentração populacional no extrato superior do rank de cidades** e **(3) uma ausência de cidades médias na estrutura urbana do Brasil** (Tabela 5).

Essa duas primeiras análises das estruturas urbanas mostram que o Brasil apresenta uma grau de assimetria e concentração urbana superior ao dos EUA e que ambas distribuições de tamanho são não-lineares e opostas, em outras palavras, têm convexidades diferentes. Para ilustrar essas diferenças, vamos introduzir uma terceira variável não-linear na equação 1 e estimar seus parâmetros, como proposto por Rosen & Resnick (1980):

$$\ln R_i = (\ln \alpha) - \beta_1(\ln N_i) + \beta_2(\ln N_i)^2 \quad (5)$$

Tabela 6: Brasil – Relação não-linear (90% da pop. urbana, cidades)

| | Coefficiente | Desvio Padrão | t Stat |
|-----------------------------------|--------------|---------------|----------|
| $\text{Ln } \alpha$ | 10.9025 | 0.066434 | 164.1506 |
| β_1 | 0.061912 | 0.011987 | 5.164987 |
| β_2 | -0.04756 | 0.000536 | -88.7283 |
| $R^2 = 0.998963$ e Cidades = 1556 | | | |

Tabela 7: Brasil – Relação não-linear (90% da pop. urbana, RM)

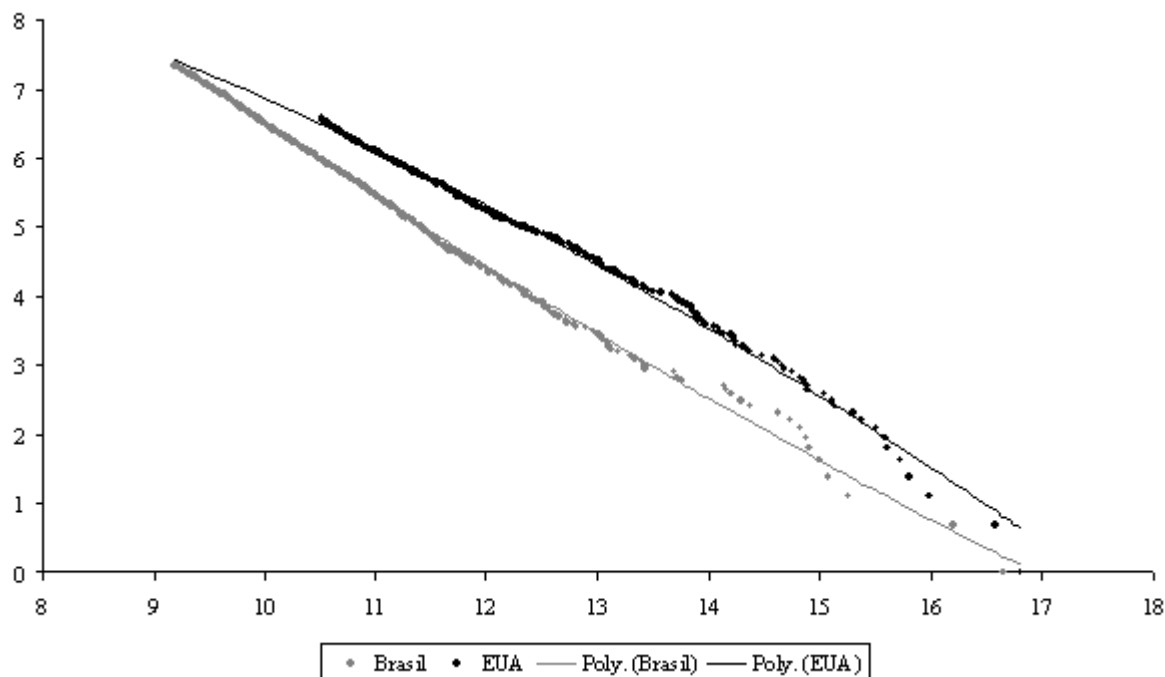
| | Coefficiente | Desvio Padrão | t Stat |
|-----------------------------------|--------------|---------------|----------|
| $\text{Ln } \alpha$ | 19.19818 | 0.059564 | 322.3136 |
| β_1 | -1.46578 | 0.010751 | -136.337 |
| β_2 | 0.0196 | 0.00048 | 40.82194 |
| $R^2 = 0.998768$ e Cidades = 1556 | | | |

Tabela 8: EUA - Relação não-linear (90% da pop. urbana, MSA)

| | Coefficiente | Desvio Padrão | t Stat |
|-------------------------------------|--------------|---------------|--------------|
| $\text{Ln } \alpha$ | 4.65507 | 0.342165504 | 13.60475298 |
| β_1 | 0.920409 | 0.055486864 | 16.58787319 |
| β_2 | -0.07078 | 0.002227891 | -31.77368503 |
| $R^2 = 0.990179564$ e Cidades = 759 | | | |

Tabela 9: EUA - Relação não-linear (90% da pop. urbana, CMSA)

| | Coefficiente | Desvio Padrão | t Stat |
|----------------------------------|--------------|---------------|----------|
| $\text{Ln } \alpha$ | 11.13748 | 0.199791 | 55.74553 |
| β_1 | -0.13874 | 0.032212 | -4.30699 |
| β_2 | -0.02891 | 0.001285 | -22.495 |
| $R^2 = 0.996079$ e Cidades = 717 | | | |

Figura 3: Brasil e EUA (90% da população urbana, RM e CMSA)

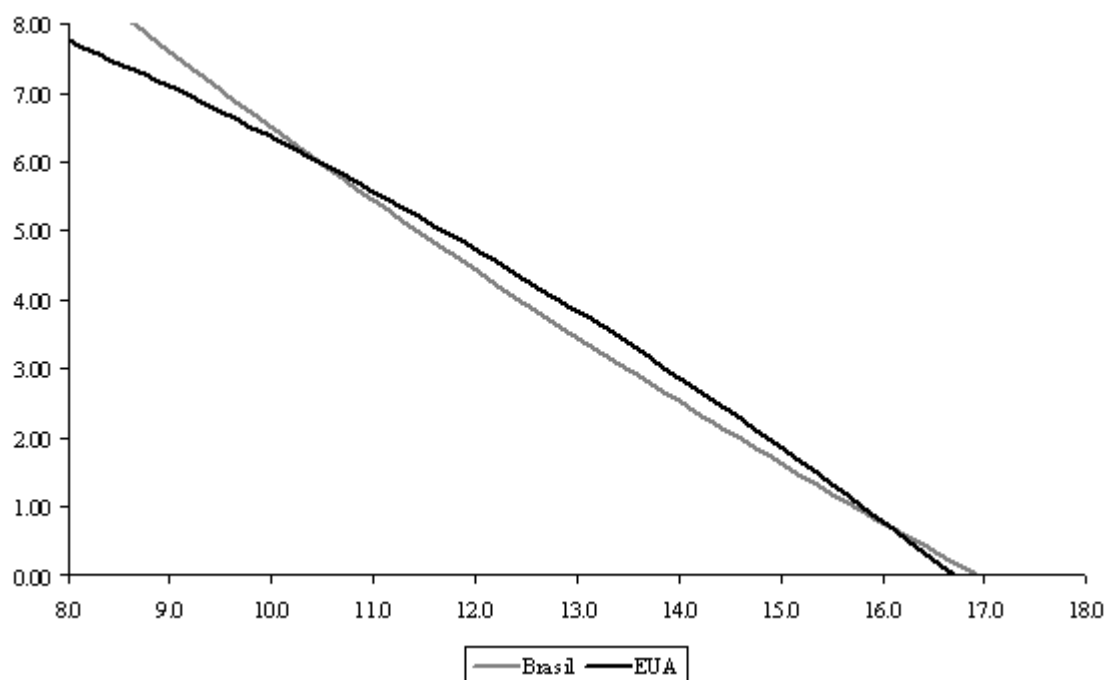
Como pode-se observar nas tabelas 6 a 9, as relações não-lineares entre tamanho da cidade e sua posição no rank são significativas, o que indica a não existência de uma relação log-linear (lei rank-tamanho) para o caso brasileiro e norte-americano. Mais interessante ainda são as estruturas urbanas descritas pelas regressões. A tabela 6 apresenta a estrutura brasileira para cidades como convexa, enquanto que a tabela 7 a apresenta côncava quando as aglomerações são regiões metropolitanas. No caso americano, estrutura é convexa para para aglomerações MSA, e também convexa para as grandes aglomerações CMSA. Novamente temos aqui indicações das diferenças já anunciadas na análise anterior. A figura 3 apresenta as duas estruturas urbanas descritas nas tabelas 7 e 9.

Para melhor ilustrar as diferenças detectadas acima, uma simulação foi elaborada. Dado que a população urbana do Brasil é aproximadamente 138 milhões de indivíduos e dos EUA é 270 milhões, temos um efeito escala que tende a dificultar a visualização das diferenças entre os países. Assim, ajustando a população dos EUA ao tamanho da brasileira e, então, estimando a nova estrutura urbana desse EUA fictício. Obtemos as seguintes regressões para 90% da população urbana dos dois países (EUA*/CMSA e Brasil/RM):

$$\text{Brasil:} \quad \text{Ln R} = 19.20 - 1.4661 (\text{Ln N}) + 0.0196(\text{Ln N})^2, R^2 = 0.9988$$

$$\text{EUA*}: \quad \text{Ln R} = 11.03 - 0.1776 (\text{Ln N}) - 0.0289(\text{Ln N})^2, R^2 = 0.9961$$

Figura 4: Brasil e EUA* (90% da população urbana, RM e CMSA)



A principal diferença entre essas equações está no sinal do coeficiente do termo não-linear $(\ln N)^2$. No caso EUA* o sinal é negativo, logo tende a intensificar a relação inversa entre o tamanho e rank da população e assim gerar uma distribuição côncava. No caso brasileiro, o sinal do coeficiente de $(\ln N)^2$ é positivo e cria uma distribuição convexa. A figura 4 apresenta essas duas hipotéticas estruturas urbanas. Como pode-se observar, no caso dos EUA as cidades médias são maiores que as brasileiras e as cidades pequenas tendem a ser menores. Estruturas urbanas como a norte-americana são menos polarizadas que no caso brasileiro, onde há uma predominância dos maiores centros urbanos sobre as cidades médias e pequenas.

3. ESTRUTURAS URBANAS DOS ESTADOS BRASILEIROS E NORTE-AMERICANOS

Até o momento a principal conclusão desse trabalho é que as estruturas urbanas nacionais do Brasil e EUA são diferenciadas: a brasileira é convexa e a norte-americana é côncava. Assim, no caso brasileiro, cria-se um *gap* na estrutura urbana: há um pequeno número de cidades médias e uma polarização acentuada nas regiões metropolitanas. Nesse parte do trabalho verificaremos se o mesmo ocorre para as estruturas urbanas regionais. Para tanto utilizaremos as mesmas bases de dados (RM para o Brasil e CMSA para os EUA), mas reorganizada por estados. É certo que os limites estaduais não definem com precisão as hegemonias e estruturas urbanas, por isso essa comparação estadual deve ser vista como exploratória.

As tabelas 10 e 11 apresentam as estruturas urbanas estaduais. Os valores que inicialmente se destacam são os coeficientes de Pareto mais elevados para os EUA combinado com um menor primazia das cidades centrais. No caso dos estados brasileiros temos o inverso: quando tomamos o coeficiente de Pareto como indicador de concentração, temos os estados brasileiros como menos polarizados, mas quando a primazia das cidades é o indicador de hegemonia urbana, o inverso ocorre.

Para explicar essa aparente contradição temos que desconsiderar a hipótese de que há uma relação log-linear entre tamanho das cidades e rank, fato já demonstrado na parte inicial desse trabalho. Caso a relação seja não-linear, pode-se imaginar uma situação similar a apresentada na figura 4, onde as duas estruturas urbanas apresentam curvaturas diferenciadas (relações não-lineares invertidas). Nesse caso, mesmo que os coeficientes de Pareto log-lineares fossem idênticos, seriam possíveis primazias urbanas opostas.

Tabela 10: Coeficiente de Pareto, primazia e concentração dos estados do Brasil

| Estado | Coef. de Pareto | R ² | Primazia | | UD | Max UD | UD / MaxUD |
|------------------|-----------------|----------------|-------------|-------------|-------------|--------|---------------|
| | | | 5 | 10 | | | |
| Roraima | 0.47 | 0.81 | 0.88 | 0.82 | 0.641 | 15 | 0.0427 |
| Amapá | 0.48 | 0.94 | 0.70 | 0.65 | 0.444 | 16 | 0.0277 |
| Rio de Jan. | 0.62 | 0.86 | 0.91 | 0.87 | 0.614 | 73 | 0.0084 |
| Acre | 0.66 | 0.93 | 0.74 | 0.66 | 0.392 | 22 | 0.0178 |
| Goiás | 0.81 | 0.95 | 0.57 | 0.54 | 0.250 | 214 | 0.0012 |
| Roraima | 0.81 | 0.97 | 0.52 | 0.41 | 0.125 | 52 | 0.0024 |
| Amazonas | 0.83 | 0.89 | 0.87 | 0.81 | 0.443 | 62 | 0.0071 |
| Esp.Santo | 0.83 | 0.93 | 0.77 | 0.72 | 0.333 | 72 | 0.0046 |
| Sant.Catar | 0.87 | 0.99 | 0.38 | 0.29 | 0.052 | 278 | 0.0002 |
| Rio Gr. Sul | 0.88 | 0.97 | 0.77 | 0.69 | 0.185 | 440 | 0.0004 |
| Sergipe | 0.90 | 0.98 | 0.61 | 0.52 | 0.152 | 75 | 0.0020 |
| São Paulo | 0.92 | 0.98 | 0.78 | 0.72 | 0.253 | 581 | 0.0004 |
| Alagoas | 0.93 | 0.94 | 0.77 | 0.69 | 0.258 | 91 | 0.0028 |
| Paraná | 0.95 | 0.99 | 0.61 | 0.52 | 0.118 | 363 | 0.0003 |
| Mat.Grosso | 0.96 | 0.99 | 0.49 | 0.41 | 0.081 | 126 | 0.0006 |
| Min.Gerais | 0.98 | 0.99 | 0.72 | 0.62 | 0.090 | 816 | 0.0001 |
| Piauí | 0.99 | 0.98 | 0.72 | 0.64 | 0.153 | 221 | 0.0007 |
| Mat.G.Sul | 0.99 | 0.97 | 0.64 | 0.56 | 0.157 | 77 | 0.0020 |
| Paraíba | 0.99 | 0.98 | 0.49 | 0.42 | 0.086 | 223 | 0.0004 |
| Pará | 1.00 | 0.96 | 0.77 | 0.68 | 0.189 | 139 | 0.0014 |
| Tocantins | 1.01 | 1.00 | 0.36 | 0.28 | 0.054 | 139 | 0.0004 |
| Pernambuco | 1.03 | 0.94 | 0.85 | 0.79 | 0.289 | 172 | 0.0017 |
| Rio Gr.Nor. | 1.04 | 0.94 | 0.74 | 0.68 | 0.213 | 161 | 0.0013 |
| Maranhão | 1.08 | 0.98 | 0.63 | 0.52 | 0.079 | 214 | 0.0004 |
| Ceará | 1.08 | 0.93 | 0.86 | 0.80 | 0.298 | 172 | 0.0017 |
| Bahia | 1.11 | 0.99 | 0.75 | 0.65 | 0.121 | 406 | 0.0003 |
| Média | 0.89 | | 0.69 | 0.61 | 0.23 | | 0.0050 |
| D. Padrão | 0.17 | | 0.15 | 0.16 | 0.16 | | 0.0097 |

Notas:

(1) Medidas e parâmetros estimados a partir de 90% da população urbana.

Tabela 11: Coeficiente de Pareto, primazia e concentração dos estados dos EUA

| Estado | Coef. de Pareto | R ² | Primazia | | UD | Max UD | UD / Max UD |
|-----------------|-----------------|----------------|-------------|-------------|-------------|--------|---------------|
| | | | 5 | 10 | | | |
| NewYork | 0.46 | 0.93 | 0.84 | 0.81 | 0.588 | 34 | 0.0173 |
| Washington | 0.57 | 0.91 | 0.34 | 0.31 | 0.295 | 33 | 0.0090 |
| California | 0.57 | 0.99 | 0.57 | 0.52 | 0.289 | 40 | 0.0072 |
| Utah | 0.57 | 0.95 | 0.70 | 0.65 | 0.395 | 26 | 0.0152 |
| Indiana | 0.60 | 0.98 | 0.68 | 0.63 | 0.339 | 66 | 0.0051 |
| Colorado | 0.62 | 0.96 | 0.71 | 0.67 | 0.376 | 57 | 0.0066 |
| Wisconsin | 0.65 | 0.94 | 0.77 | 0.73 | 0.427 | 62 | 0.0069 |
| WestVirg. | 0.65 | 0.92 | 0.89 | 0.86 | 0.628 | 48 | 0.0131 |
| Oregon | 0.69 | 0.93 | 0.76 | 0.67 | 0.370 | 30 | 0.0123 |
| Ohio | 0.69 | 0.96 | 0.37 | 0.31 | 0.124 | 59 | 0.0021 |
| Michigan | 0.70 | 0.94 | 0.70 | 0.66 | 0.327 | 65 | 0.0050 |
| Illinois | 0.73 | 0.89 | 0.89 | 0.85 | 0.540 | 81 | 0.0067 |
| Pennsylvan. | 0.73 | 0.98 | 0.59 | 0.50 | 0.213 | 48 | 0.0044 |
| Texas | 0.74 | 0.99 | 0.38 | 0.33 | 0.122 | 220 | 0.0006 |
| Louisiana | 0.75 | 0.98 | 0.46 | 0.38 | 0.133 | 47 | 0.0028 |
| Florida | 0.79 | 0.96 | 0.39 | 0.31 | 0.110 | 52 | 0.0021 |
| Tennessee | 0.82 | 0.92 | 0.30 | 0.28 | 0.108 | 74 | 0.0015 |
| South Carol. | 0.82 | 0.97 | 0.35 | 0.30 | 0.108 | 37 | 0.0029 |
| Virginia | 0.82 | 0.97 | 0.71 | 0.68 | 0.160 | 65 | 0.0025 |
| Missouri | 0.84 | 0.91 | 0.52 | 0.49 | 0.216 | 99 | 0.0022 |
| NorthDakota | 0.85 | 0.98 | 0.38 | 0.32 | 0.102 | 52 | 0.0020 |
| NewMexico | 0.86 | 0.97 | 0.58 | 0.47 | 0.181 | 30 | 0.0060 |
| Oklahoma | 0.89 | 0.93 | 0.47 | 0.42 | 0.145 | 68 | 0.0021 |
| Alabama | 0.89 | 0.99 | 0.40 | 0.31 | 0.081 | 56 | 0.0014 |
| Minnesota | 0.90 | 0.88 | 0.83 | 0.77 | 0.359 | 73 | 0.0049 |
| Alaska | 0.91 | 0.97 | 0.36 | 0.29 | 0.114 | 26 | 0.0044 |
| Kentucky | 0.93 | 0.94 | 0.53 | 0.48 | 0.156 | 103 | 0.0015 |
| NorthCarol | 0.93 | 0.98 | 0.33 | 0.27 | 0.084 | 76 | 0.0011 |
| Montana | 0.93 | 0.96 | 0.29 | 0.21 | 0.062 | 56 | 0.0011 |
| Nebraska | 0.94 | 0.94 | 0.66 | 0.57 | 0.309 | 89 | 0.0035 |
| Georgia | 0.95 | 0.95 | 0.79 | 0.71 | 0.274 | 123 | 0.0022 |
| Idaho | 0.95 | 0.98 | 0.55 | 0.45 | 0.128 | 43 | 0.0030 |
| Kansas | 0.98 | 0.98 | 0.58 | 0.48 | 0.095 | 99 | 0.0010 |
| SouthDakota | 1.05 | 0.98 | 0.48 | 0.37 | 0.075 | 65 | 0.0012 |
| Arkansas | 1.09 | 0.97 | 0.44 | 0.36 | 0.077 | 68 | 0.0011 |
| Maine | 1.12 | 0.96 | 0.32 | 0.24 | 0.104 | 16 | 0.0065 |
| Wyoming | 1.12 | 0.94 | 0.31 | 0.21 | 0.078 | 23 | 0.0034 |
| Iowa | 1.15 | 0.98 | 0.36 | 0.28 | 0.049 | 96 | 0.0005 |
| Vermont | 1.19 | 0.94 | 0.47 | 0.34 | 0.156 | 12 | 0.0130 |
| Mississippi | 1.26 | 0.96 | 0.41 | 0.32 | 0.054 | 76 | 0.0007 |
| Arizona | | | 0.71 | 0.65 | 0.451 | 13 | 0.0347 |
| Maryland | | | 0.96 | 0.94 | 0.135 | 10 | 0.0135 |
| Massachus. | | | 0.85 | 0.29 | 0.734 | 7 | 0.1048 |
| Nevada | | | 0.75 | 0.71 | 0.526 | 16 | 0.0329 |
| NewHamp. | | | 0.34 | 0.07 | 0.177 | 7 | 0.0252 |
| Média | 0.84 | | 0.56 | 0.48 | 0.24 | | 0.0088 |
| D.Padrão | 0.19 | | 0.19 | 0.21 | 0.17 | | 0.0164 |

Notas:

(1) Medidas e parâmetros estimados a partir de 90% da população urbana.

A não-linearidade das estruturas urbanas seria, então, a justificativa para as elevadas primazias no caso brasileiro. Em outras palavras, as estruturas urbanas regionais são não-lineares e as elevadas primazias mostram distribuições de tamanho convexas, que acentuam e refletem as características da estrutura urbana nacional. Os outros indicadores de concentração relacionados ao índice de concentração são não conclusivos, dado os elevados desvios padrão.

Portanto, uma conclusão preliminar para os dois casos em questão seria: **(1) há uma polarização nas capitais e regiões metropolitanas brasileiras** decorrente de **(2) um número limitado de cidades médias**. No caso norte-americano, o inverso se verifica: **(1) há um maior número de cidades médias e (2) uma menor hegemonia das aglomerações urbanas regionais**.

Focando a análise no caso brasileiro, outro aspecto pode ser destacado: o peculiar coeficiente de Pareto e primazia de cidades para alguns estados brasileiros. O primeiro fato que merece destaque são os baixos coeficientes de Pareto para os estados de Roraima, Amapá e Acre e Roraima. Esses estados são considerados “novos estados agrícolas” e esperava-se, portanto uma certa desconcentração urbana. O argumento seria: a dispersão populacional, a baixa industrialização e os prováveis amplos mercados periféricos demandariam uma certa capilarização urbana (desconcentração). Não é o que se verifica nos dados abaixo: esses estados têm estruturas urbanas extremamente polarizadas.

Um segundo caso que merece destaque é a elevada polarização de Santa Catarina e Rio Grande do Sul. Em geral imagina-se esses estados como caracterizados por uma dispersão urbana, dado o elevado número de municípios (278 em Santa Catarina e 440 no Rio Grande do Sul). Estas estruturas seriam resultados de uma melhor distribuição da terra que gerou uma dispersão populacional. Entretanto, na tabela abaixo esses dois estados surgem como mais polarizados que o estado de São Paulo se o coeficiente de Pareto é o critério de análise. Mas quando observamos a primazia do cidade central nota-se um outro aspecto: existem amplas divergências entre Rio Grande do Sul ($P_5=0.77$ e $P_{10}=0.69$) e Santa Catarina ($P_5=0.38$ e $P_{10}=0.29$), que é o estado com os menores índices de primazia dentre todos os estados brasileiros. Logo, há um hegemonia da região metropolitana de Porto Alegre no Rio Grande do Sul, o que não se verifica na estrutura urbana de Santa Catarina (Figura 5).

Figura 5: Estruturas Regionais do Rio Grande do Sul e Santa Catarina

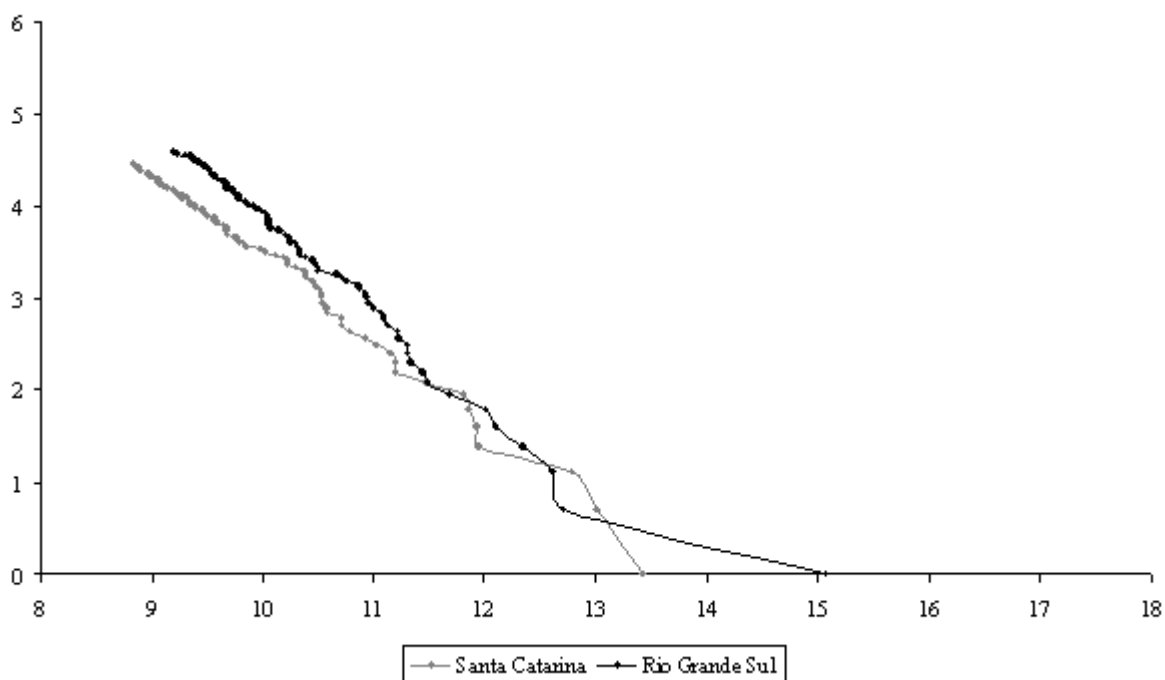
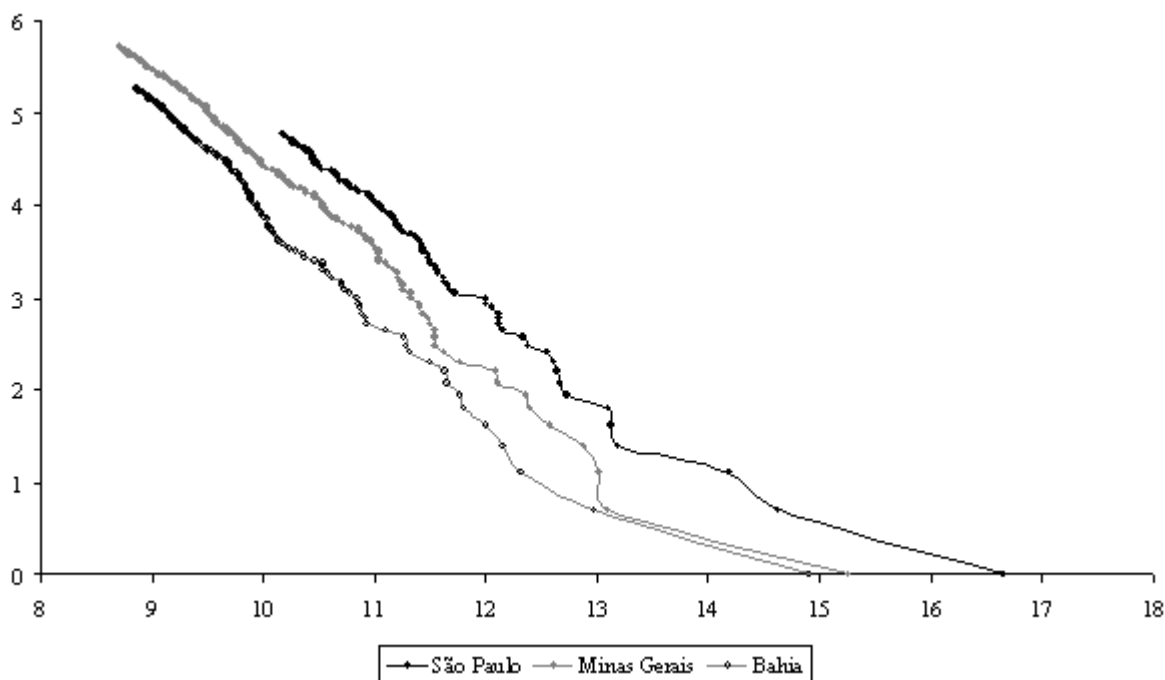


Figura 6: Estruturas Regionais da Bahia, São Paulo e Minas Gerais



Bahia, Minas Gerais e São Paulo são outros casos exemplares. São Paulo ($C_p = 0.92$) é mais polarizado que Minas Gerais ($C_p=0.98$) e Bahia ($C_p=1.11$), o que reflete uma forte primazia da RM de São Paulo ($P_5=0.78$ e $P_{10}=0.72$) superior a da RM de Belo Horizonte ($P_5=0.72$ e $P_{10}=0.62$). Pelo coeficiente de Pareto, o estado da Bahia se apresenta como pouco

polarizado, entretanto os indicadores de primazia são elevados quando comparados a Minas Gerais e São Paulo: a RM de Salvador tem $P_5=0.75$ e $P_{10}=0.65$). Há, portanto, um marcante desequilíbrio na estrutura urbana bahiana: de um lado temos a RM de Salvador, e de outro um conjunto de pequenas cidades e uma quase ausência de cidades médias. Na figura 6 pode-se observar essa “falha” na rede urbana da Bahia e a marcante distribuição convexa dos tamanhos de cidades desse estados. Dentre esses três estados Minas Gerais é, portanto, o que apresenta uma estrutura urbana mais equilibrada, dado que seu coeficiente de Pareto e primazias são as mais próximas ao ideal proposto pela Lei de Zipf.

Os casos comentados acima ilustram desequilíbrios na estrutura urbana do Brasil *vis-à-vis* a dos EUA. Por exemplo, no caso dos EUA os coeficientes de correlação entre o coeficiente de Pareto e as P_5 e P_{10} são, respectivamente, 0,46 e 0,53, enquanto que na amostra de Rosen & Resnick (1980) a correlação entre P_5 e o coeficiente de Pareto é 0,31. No caso brasileiro esses mesmos valores são bem menores: 0,21 e 0,26. Essa baixa correlação mostra que existem fortes diferenças entre as grandes, médias e pequenas cidades brasileiras.

Considerando a Lei de Zipf como um caso ideal (estrutura urbana equilibrada), ter-se-ia os seguintes valores para $P_5^*=0,43$ e $P_{10}^*=0,34$. **A estrutura urbana nacional do Brasil tem $P_5=0,44$ e $P_{10}=0,327$, que são valores próximos ao ideal, mas os estados do Brasil apresentam índices médios de primazia muito superiores ($P_5 = 0,69$ e $P_{10} = 0,61$).** Dentre os 26 estados brasileiros analisados, 24 apresentam primazias superiores ao ideal, somente os estados de Santa Catarina e Tocantins não apresentaram elevada polarização. Assim, pode-se afirmar que as estruturas urbanas brasileiras são convexas; e similares as apresentadas na figura 6 acima.

Já nos EUA, dos 45 estados estudados, mais de 1/3 têm primazias inferiores ao ideal, o que sinaliza uma certa concavidade no extrado superior das aglomerações urbanas, tal qual o caso de Santa Catarina apresentado na figura 5. **As primazias dos EUA são $P_5=0,34$ e $P_{10}=0,23$, e as primazias de suas estruturas urbanas regionais são $P_5=0,56$ e $P_{10}=0,48$, ambas bem inferiores as brasileiras.**

Ainda sobre o caso brasileiro, quando o critério para uma estrutura urbana equilibrada é Primazia 5, os estados com melhores estruturas urbanas seriam Paraíba, Santa Catarina e Mato Grosso, enquanto que as mais desiguais seriam: Amazonas, Roraima e Rio de Janeiro, todos com elevada polarização. Mas se o critério é o coeficiente de Pareto, as estruturas mais equilibradas seriam: Pará, Tocantins e Paraíba, enquanto que as mais desiguais seriam Amapá e novamente Roraima e Rio de Janeiro.

Tabela 12: Desequilíbrios nas estruturas urbanas do Brasil

| Estados | Posição no Rank | | | Rank Geral |
|---------------------|-----------------|------------|-------------|------------|
| | Coef. Pareto | Primazia 5 | Primazia 10 | |
| Tocantins | 2 | 4 | 2 | 8 |
| Paraíba | 3 | 1 | 5 | 9 |
| Mato Grosso | 9 | 2 | 4 | 15 |
| Santa Catarina | 18 | 3 | 1 | 22 |
| Mato Grosso do Sul | 4 | 10 | 10 | 24 |
| Paraná | 10 | 8 | 8 | 26 |
| Maranhão | 12 | 9 | 7 | 28 |
| Sergipe | 15 | 7 | 6 | 28 |
| Piauí | 5 | 12 | 12 | 29 |
| Rondônia | 21 | 5 | 3 | 29 |
| Minas Gerais | 6 | 13 | 11 | 30 |
| Goiás | 22 | 6 | 9 | 37 |
| Pará | 1 | 19 | 17 | 37 |
| Rio Grande do Norte | 8 | 15 | 16 | 39 |
| Bahia | 16 | 16 | 13 | 45 |
| Alagoas | 11 | 18 | 19 | 48 |
| Amapá | 25 | 11 | 14 | 50 |
| Pernambuco | 7 | 22 | 22 | 51 |
| Acre | 23 | 14 | 15 | 52 |
| Rio Grande do Sul | 17 | 17 | 18 | 52 |
| São Paulo | 13 | 21 | 21 | 55 |
| Espírito Santo | 19 | 20 | 20 | 59 |
| Ceará | 14 | 23 | 23 | 60 |
| Amazonas | 20 | 24 | 24 | 68 |
| Rio de Janeiro | 24 | 26 | 26 | 76 |
| Roraima | 26 | 25 | 25 | 76 |

Notas:

(1) Ranks estimado a partir de 90% da população urbana.

(2) No caso do rank geral atribuiu-se pesos idênticos para os três critérios.

A tabela 12 apresenta os estados brasileiros ordenados tendo como critério suas diferenças em relação à estrutura urbana preconizada pela Lei de Zipf e supondo pesos idênticos para o coeficiente de Pareto e primazias 5 e 10. Dado esses critérios, temos os estados de Tocantins, Paraíba, Mato Grosso e Santa Catarina como os mais equilibrados, e Roraima, Rio de Janeiro, Amazonas e Ceará como aquelas com maiores desequilíbrios na sua estrutura urbana regional. Obviamente essas medidas de tamanho não são estimativas do bem estar dos habitantes de nenhuma da aglomeração urbana, e nem a Lei de Zipf se propoe como parâmetro ideal. Logo, essas medidas servem somente com parâmetro para comparação de estruturas urbanas.

4. ALGUMAS CONCLUSÕES PRELIMINARES

- (1) As estruturas urbanas do Brasil e Estados Unidos não apresentam uma regressão log-linear entre rank e população como preconizada pela relação tamanho-rank e pela Lei de Zipf. Os dois casos estudados confirmam as análises de Rosen & Resnick (1980) sobre a não-linearidade;
- (2) A distribuição de tamanho de cidades do Brasil acentua a predominância dos grandes centros urbanos, enquanto que 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;
- (3) Os estados brasileiros apresentam estruturas urbanas mais polarizadas que os estados norte-americanos. Pode-se afirmar também que as estruturas urbanas regionais brasileiras são mais desiguais que a nacional e reafirmam mais intensamente a hegemonia das capitais e regiões metropolitanas;
- (4) A distribuição convexa dos tamanhos das cidades sinaliza uma certa fragilidade das cidades médias. Do ponto de vista das políticas urbanas, dever-se-ia priorizar investimentos nas regiões não-metropolitanas para estimular a desconcentração excessiva;
- (5) Para tanto seria interessante ampliar o acesso de empresas às cidades médias. Certamente políticas voltadas para criação de infraestrutura 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 “custo de transporte” que provavelmente estimula a instalação de empresas nas grandes cidades e regiões metropolitanas e reduz o poder de compra das populações nas pequenas cidades.

REFERÊNCIAS:

- Alonso-Villar, M. (2001). "Large Metropolises in the Third World: an explanation". *Urban Studies* 38 (8): 1359-1371.
- Alperovich, G. (1984). "The Size Distribution of Cities: on the empirical validity of the rank-size rule". *Journal of Urban Economics* 16: 232-239.
- Alperovich, G. (1993). "An Explanatory Model of City-size distribution: evidence from cross-section data". *Urban Studie* Nov 93 (30), issue 9.
- BEA (2000). Regional Economic Information System 1969-98 (RCN-0250). *US Department of Commerce – Bureau of Economic Analysis / Regional Economic Measurement Division*. USA: Washington.
- Carrol, G. (1982). "National city size distributions: what do we know after 67 years of research?" *Progress in Human Geography* 6: 1-43.
- Garbaix, X. (1999). "Zippf's Law for Cities: An Explanation". *Journal of Economics*, August 1999: 739-767.
- Guerin-Pace, F. (1995). "Rank-size distribution and the process of urban growth". *Urban Studies* 32 (3): 551-562.
- IBGE (2000). *Censo Demográfico do Brasil 2000*. IBGE, Rio de Janeiro.
- Krakov, S. (1998) "Testing the Turning-point Hypothesis in City-size Distribution: the Israeli situation re-examined". *Urban Studies* 35 (12): 2183-2196.
- Krugman, P.R. (1996). "Urban Concentrations: the Role of Increasing Returns and Transport Costs". *International Regional Science Review* 19 (1 & 2): 5-30.
- Krugman, P.R., and Livas, R.E. (1996). "Trade policy and the third world metropolis." *Journal of Development Economics* 49 (1): 137-150.
- Naude, W. A. & Krugell, W. F. (2003). "Are South Africa's cities too small?". *Cities* 20 (3): 175-180.
- Parr, J. B. (1985). "A note on the size distribution od cities over time". *Journal of Urban Economics* 18: 199-212.
- Puga, D. (1998). "Urbanization patterns: European versus less developed countries". *Journal of Regional Science* 38: 231-252.

- Reed, W. (2001). "The Pareto, Zipf, and other power laws". *Economics Letters* 74: 15-19.
- Richardson, H.W. (1973). "Theory of the Distribution of City Sizes: review and prospects". *Regional Studies* 7: 239-251.
- Rosen, K.T., & Resnick, M. (1980). "The Size Distribution of Cities: an examination of the Pareto Law and Primacy". *Journal of Urban Economics* 8: 165-186.
- Shukri, I.M., & Alshuwaikhat, H. B. (1996). "City-size distribution in the Saudi Arabian Urban System". *International Planning Studies* Jun 1996 (1), issue 2.
- Song, S. & Zhang, K. H. (2002). "Urbanisation and City Size Distribution in China". *Urban Studies* 39 (12): 2317-2327.
- Storper, M. & Walker, R. (1989). *The Capitalist Imperative – Territory, Technology, and Industrial Growth*. USA and UK: Blackwell Publishers.
- Wheaton, W. & Shishido, H. (1979). "Urban Concentration, Agglomeration Economies, and the Level of Economic Development". *Economic Development and Cultural Chang*.
- World Bank (2003). *World Bank Data Bank 2003*.