

DINÂMICA DA POPULAÇÃO, *STEADY-STATE* E O TAMANHO DOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS

Adriano de Amarante – PPGE-UFRGS / Celesc Distribuição S.A. – diamarante@ig.com.br

Neste artigo, sobre a dinâmica da distribuição espacial da população no Brasil, tem-se como idéia central testar a Lei de Zipf a partir das estimativas da dinâmica populacional dos municípios brasileiros e seus limites populacionais (K). Recentes trabalhos na área de economia regional e urbana e da nova geografia econômica (NGE) retomam o tema sobre a distribuição espacial da população entre as cidades. A questão central neste ensaio é se existe uma tendência na distribuição do tamanho dos municípios brasileiros a atender a lei de Zipf? Após as estimativas para um estado estacionário na dinâmica populacional dos municípios brasileiros e as estimativas por regressão quantílica da lei de potência rejeitou-se em quase que a totalidade das amostras a existência de um expoente igual a -1.

Palavras-chave: Lei de Zipf; dinâmica populacional; tamanho das cidades

1. INTRODUÇÃO

Neste ensaio faz-se uma tentativa de compreender a dinâmica populacional urbana e global dos Municípios ou Áreas Mínimas Comparáveis de 1970 (AMC-1970) e a evolução da distribuição do tamanho populacional dos Municípios brasileiros. A idéia central é testar a Lei de Zipf com as estimativas da dinâmica populacional das jurisdições locais, seus limites populacionais (K). Cabe ressaltar que este estudo não substitui os estudos do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística sobre a projeção do crescimento populacional brasileiro, por levar em conta, variáveis como taxa de fecundidade e mortalidade (método das componentes demográficas), além do que os trabalhos do IBGE não consideram a dinâmica populacional por município.

Recentes trabalhos na área de economia regional e urbana (ERU) e da nova geografia econômica (NGE) retomam a preocupação sobre a distribuição espacial da população entre as cidades. Uma ótica pressupõe que o tamanho das cidades é definido pela competição entre as municipalidades, onde a oferta de bens e serviços públicos e a alíquota de impostos locais definem a concentração urbana e o número de cidadãos na localidade. Outra visão, representada, aqui pelo modelo de Harris-Todaro, aponta a diferença salarial entre trabalhadores de áreas urbanas e de áreas rurais como o principal motivo para a migração

rural-urbana. De maneira geral, o modelo pode ser estendido para explicar tendências de migração entre municípios de uma nação. Abordagem recente, nova geografia econômica, assume que a aglomeração populacional entre as cidades reflete uma hierarquia a partir das próprias aglomerações se retro alimentam por causa das economias de aglomeração.

Algumas questões podem ser levantadas neste estudo sobre a dinâmica da distribuição espacial da população brasileira. Existem municípios que dragam a população para si e municípios que expõem pessoas? Existe uma tendência na distribuição do tamanho dos municípios brasileiros? A dinâmica dos municípios tende a um estado estacionário, ou no seu limite populacional o conjunto dos municípios tende a Lei de Zipf? A estrutura ou o Rank dos municípios tende a não se alterar? Qual a proporção de municípios que tendem a desaparecer?

Após esta breve introdução, na seção seguinte detalha-se a metodologia e os procedimentos metodológicos para testar as hipóteses apontadas e principalmente o teste da lei de Zipf. Na seção 3 faz-se uma breve revisão teórica da literatura da nova geografia econômica, da economia regional e urbana e da teoria econômica na tentativa de fundamentar o movimento e o processo de concentração urbano-espacial. Na seção 5, expõe-se uma análise sobre os resultados obtidos por regressões quantílicas que testam a validade da Lei de Zipf. Por fim, faz-se algumas considerações finais.

2. METODOLOGIA

O ensaio proposto utiliza dados de população total e população urbana por Municípios ou Áreas Mínimas Comparáveis de 1970 (AMC-1970) para explicar a evolução da distribuição do tamanho populacional dos Municípios brasileiros. Utiliza-se os termos ou siglas Municípios, cidades e AMCs como sinônimos. Os índices t nas variáveis das equações de dinâmica populacional representam que a variável está em função do tempo, como por exemplo, $L_t = L(t)$.

Os dados de população residente total e população residente urbana do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE foram obtidos no sítio do Instituto de Pesquisas

Econômicas Aplicadas – IPEA¹. Os dados de população se referem aos censos demográficos do IBGE de 1970, 1980, 1991, 1996, 2000, 2007 e 2010 de 3.659 municípios.

Como os dados de população, não apresentam uma continuidade anual regular, os dados foram interpolados por uma taxa de crescimento geométrica anual para cada intervalo de dados faltantes:

$$n_{jt^f/i} = \left(\sqrt[t^f - t^i - 1]{\frac{L_{jt^f}}{L_{jt^i}}} \right) - 1, \quad (3.4.1)$$

onde:

- $n_{jt^f/i}$ é a taxa de crescimento populacional anual do município j no intervalo de tempo t^f , dado que f serve para indicar o último ano e i o primeiro ano do intervalo de tempo.

- t^f e t^i são o último e o primeiro ano do intervalo.

- L_{jt^f} e L_{jt^i} são a população do município j no último ano e no primeiro ano do intervalo.

A dinâmica da população de cada município, estado e do Brasil foi estimada por intermédio de regressões lineares de um componente da equação logística. Para aplicar a regressão linear², as variáveis foram transformadas intencionalmente obtendo-se o expoente da equação logística:

$$L_{jt} = \frac{K_j}{1 + e^{\alpha_j + \beta_j t}}, \quad (3.4.2)$$

onde:

- L_{jt} é a população do município j no tempo t .

¹ O endereço na rede internacional de computadores é www.ipea.gov.br. Ao acessar este endereço, seleciona-se a bandeira eletrônica “IPEADATA”, a escolhe-se o sumário de dados “REGIONAL” por “TEMA”, neste sumário seleciona-se “POPULAÇÃO”, uma lista de títulos de dados aparece e neste caso seleciona-se “POPULAÇÃO RESIDENTE – TOTAL HABITANTE” e “POPULAÇÃO RESIDENTE – URBANA HABITANTE”, por fim, exportam-se os dados em Excel.

² Regressão intrinsecamente linear, a qual se transforma as variáveis resultando em uma equação linear nas variáveis e nos parâmetros. Ver Gujarati (2004) sobre Regressão intrinsecamente linear e intrinsecamente não-linear nos parâmetros.

- K_j é o limite populacional do município j .
- β_j e α_j indicam os coeficientes a serem estimados pela regressão linear.

Isolando o exponencial $e^{\alpha_j + \beta_j t}$ e aplicando o logaritmo neperiano tem-se:

$$Z_{jt} = \ln \left((K_j / L_{jt}) - 1 \right), \quad (3.4.3)$$

onde:

- $Z_{jt} = \alpha_j + \beta_j t$, variável população transformada.

Logo a equação de regressão estimada será:

$$\hat{Z}_{jt} = \hat{\alpha}_j + \hat{\beta}_j t + \varepsilon_{jt}, \quad (3.4.4)$$

sendo que:

- \hat{Z}_{jt} é a estimativa da variável transformada do município j no tempo t .
- $\hat{\alpha}_j$ e $\hat{\beta}_j$ indicam os estimadores da regressão linear.
- ε_{jt} é o termo de erro da regressão linear.

Cabe ressaltar que K_j de cada município é estimado por um processo de otimização que utiliza a ferramenta “Tabela” do software EXCEL, onde a função objetivo é o Erro Percentual Absoluto Médio Simétrico ou SMAPE do inglês *Symmetric Mean Absolute Percentage Error*,

$$SMAPE_j = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left| \frac{L_{jt} - \hat{L}_{jt}}{(L_{jt} + \hat{L}_{jt})/2} \right|, \quad (3.4.5)$$

que deve ser minimizado. Neste processo a regressão linear é estimada várias vezes, até o $SMAPE_j$ mínimo seja alcançado com o K_j ótimo, logo, se obtém o melhor ajuste da função logística aos dados. Todo este processo de estimar os parâmetros da função logística para cada município brasileiro existente em 1970 foi compilado em software EXCEL utilizando as funções do próprio software e uma programação em linguagem VBA de “macros” para que a rotina se repita a todos os municípios.

Por fim, da obtenção dos parâmetros das regressões, faz-se a utilização dos mesmos para testar a Lei de Zipf, definir os municípios que atingiram a estabilidade na dinâmica de sua população e inferir sobre uma tendência na distribuição população entre as cidades brasileiras.

Para estimar a lei de Zipf utilizamos a regressão quantílica³, que tem a vantagem de relaxar algumas restrições relacionadas às estimativas de uma regressão linear por mínimos quadrados. A função objetivo para determinar a equação de regressão é dada por;

$$\text{Min}_{\lambda} \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \pi_{\tau} |y_j - \lambda' X_j|, \quad (3.4.6)$$

onde,

$$\pi_{\tau}(\varepsilon_{\tau j}) = \begin{cases} \tau(\varepsilon_{\tau j}), & \text{para } \varepsilon_{\tau j} > 0 \text{ e} \\ 1 - \tau(\varepsilon_{\tau j}), & \text{para } \varepsilon_{\tau j} < 0. \end{cases} \quad (3.4.7)$$

Especificamente para o estudo em questão estimou-se a seguinte função objetivo:

$$\text{Min}_{\lambda} \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \pi_{\tau} |\ln(j) - \ln(L_1) - \lambda_{\tau} \ln(L_j)|, \quad (3.4.8)$$

onde, $\lambda_{\tau} < 0$ é o expoente da lei de potência, $j = 1, \dots, n$ que respeita uma ordem hierárquica decrescente em relação ao tamanho dos municípios no Brasil em determinado ano, L_j representa a população total ou urbana do município j , L_1 representa a população do maior município brasileiro (São Paulo) e, por exemplo, para um $\tau = 0,25$ tem-se

$$\pi_{\tau}(\varepsilon_{\tau j}) = \begin{cases} 0,25, & \text{para } \varepsilon_{\tau j} > 0 \text{ e} \\ 0,75, & \text{para } \varepsilon_{\tau j} < 0. \end{cases} \quad (3.4.9)$$

A regressão quantílica busca minimizar a soma dos desvios ponderados, existe o caso especial da regressão mediana, mas neste trabalho vamos estudar para os seguintes quantis, ou melhor, imputar os seguintes pesos τ para os desvios $\varepsilon_{\tau j}$ positivos: 2%, 5%, 25%, 50%,

³ Além de algumas aplicações de regressão quantílica nos trabalhos de Ribeiro (1998), Koenker & Hallock (2001), Coelho, Veszteg & Soares (2010), alguns artigos e livros textos, como por exemplo, o artigo de Manski e o livro de Cameron & Trivedi (2001) no capítulo 4, introduzem e detalham um pouco mais o método de regressão quantílica.

75%, 95% e 98%. As estimativas dos expoentes da lei de potência foram obtidas por intermédio de 32 regressões quantílicas processadas com a ajuda do software *STATA*.

3. REVISÃO TEÓRICA

Nesta seção, preocupa-se em buscar fundamentos para responder algumas perguntas. O que leva as famílias ou indivíduos a escolher uma cidade para sua residência? Por que as pessoas tendem a se concentrar em poucos centros urbanos enquanto que o restante da população tende a se distribuir entre cidades médias e um grande número de pequenas cidades, respeitando algumas vezes uma lei de potência? Na teoria econômica e nas literaturas da economia regional e urbana e da nova geografia econômica pode-se encontrar algumas respostas a estas perguntas.

Na teoria econômica mais geral, o modelo de Harris-Todaro identifica a diferença salarial de áreas urbanas e rurais como o principal combustível para a migração de áreas rurais para regiões mais urbanizadas. De maneira geral, o modelo pode ser estendido para explicar tendências de migração entre municípios de uma nação. Todaro (1996) argumenta que, a diferença salarial entre trabalhadores rurais e trabalhadores industriais, faz com que os primeiros migrem para áreas mais industrializadas, o que pode ser uma das fontes das grandes aglomerações urbanas.

Na abordagem da economia regional e urbana tradicional a competição entre as municipalidades na oferta de bens e serviços públicos e na arrecadação de impostos locais faz com que os cidadãos escolham o melhor município para morar. Foi em Tiebout (1956) com *A Pure Theory of Local Public Expenditure*, que se pode retirar a idéia seminal sobre o tema da competição entre jurisdições locais ou regionais, além disso, ele discute a questão da provisão eficiente dos bens públicos e a sua relação com a mobilidade de fatores entre as jurisdições locais.

Outro autor que argumenta sobre a vantagem do governo local prover os bens e serviços públicos é Oates (1999), para ele o melhor conhecimento da autoridade local sobre as preferências e custos de prover os bens e serviços públicos destinados aos residentes locais faz com que o problema da imperfeição de informações se reduza.

Nesta linha, Sanson (1982) enfoca que os indivíduos são atraídos pelos bens e serviços públicos locais. A partir desta lógica as grandes cidades tendem a atrair cada vez mais habitantes à medida que elas tendem a oferecer uma quantidade e diversidade maior de bens e serviços públicos.

Alguns contrapontos ao trabalho de Tiebout são feitos por Bewley (1981) e Stiglitz (1982). O primeiro, estrutura sua crítica na elaboração de vários exemplos, que demonstram que os equilíbrios podem não existir ou não serem eficientes no sentido de Pareto. Bewley em um de seus exemplos sugere um modelo com dois indivíduos e duas regiões, cada um vivendo em sua região. Na situação em que cada um oferta o bem público puro, obtém-se como resultado um equilíbrio ineficiente de Pareto. Isto porque, se ambos estivessem em uma única jurisdição eles poderiam estar em melhor situação, pois, precisaria produzir um único bem público puro. No trabalho de Stiglitz o problema da migração tem um forte destaque, e uma das razões para o aparecimento de equilíbrios ineficientes de Pareto é a migração de indivíduos para locais que oferecem uma variedade maior de bens e serviços públicos gerando uma queda de bem-estar em ambas as comunidades. Uma das causas da perda de bem-estar é o congestionamento nas grandes cidades e a inviabilidade econômica no provimento de alguns tipos de bens públicos nas pequenas localidades.⁴

Von Thünen também pode ser considerado um autor seminal para explicar as aglomerações urbanas. Fujita (2000) consegue de modo conciso explicar o trabalho de Thünen sobre a aglomeração industrial e mostra uma forte influência dos trabalhos de Thünen ao uni-los a teoria da Nova Geografia Econômica, que utiliza o instrumental moderno de análise.

Ainda segundo Fujita, Thünen mostra que a competição entre os fazendeiros leva o gradiente de renda da terra a declinar de um máximo na cidade até zero no limite de extremo no entorno ainda cultivável. Desenhando vários padrões de cultivo e intensidade de uso da terra. Na realidade os fazendeiros enfrentam um trade-off entre o custo de transporte e a renda da terra na tomada de decisão de localização, o que provoca o tão conhecido padrão concêntrico de *rings*, ou anéis de cultivo. Mas, quando ele busca explicar a formação de grandes centros urbanos,

⁴ As outras duas razões levantadas por Stiglitz é a insuficiência de comunidades para atender as preferências da cada indivíduo e o problema do *free rider*.

A literatura da NGE tem como fundamentos as idéias de Thünen e Chamberlin, e o ferramental da teoria do comércio e da economia regional e urbana. Nesta escola a abordagem de equilíbrio geral modela as forças de aglomeração endógenas geradas pela interação dos retornos crescentes, custo de transporte e demanda. O seu tema central é explicar o surgimento de uma estrutura (centro-periferia) core-periferia em uma escala nacional e internacional.

Segundo Fujita, Krugman & Venables (2001) a concentração da população em determinados centros urbanos é reflexo do predomínio das forças centrípetas sobre as forças centrífugas. Vetores no sentido favorável de retornos crescentes de escala, custos de transporte e tamanho do mercado, funcionam como “atratores” de fatores de produção que dinamizam ainda mais a região fazendo com que ela tenha taxas de expansão populacional e econômica superiores às demais localidades.

O fenômeno da aglomeração pode ser explicado por uma “lógica circular”. Fujita, Krugman & Venables (2001) sugerem o exemplo de uma pequena lógica circular para explicar o fenômeno da aglomeração urbana. Os consumidores de livros vão a determinado local porque terão ali acesso a uma grande variedade de sebos (lojas que vendem livros de segunda-mão), e por conseqüência uma grande variedade de livros de segunda-mão. Em contrapartida, os livreiros se localizam neste mesmo local porque sabem que uma grande população de potenciais clientes irá passar por este local.

Na literatura econômica os economistas tentam aplicar leis de distribuição, praticamente a todas as variáveis econômicas. No caso de uma lei de distribuição aplicada a população, uma das mais tradicionais seria a Lei de Zipf que sugere que o tamanho dos municípios segue uma lei de potência a qual seu expoente é igual a -1.

Uma hipótese para que ocorra a lei de Zipf é que a população dos municípios atinja um equilíbrio, steady-state, $(L_1=K_1, \dots, L_j=K_j, \dots, L_n=K_n)$, para a dinâmica da população como um todo, neste “ponto” a distribuição do tamanho da população dos municípios respeitará a lei.⁵

Segundo Fujita, Krugman e Venables (2001) uma denominação alternativa a Lei de Zipf seria a rank-size rule a qual descreve que a segunda maior cidade tem um meio da população

⁵ Xavier Gabaix (1999) menciona a idéia da lei de Gibrat para destacar que a lei de Zipf deve funcionar quando alterações intermunicipais de população não ocorrerem mais.

da maior cidade, a terceira maior cidade tem um terço da população da maior cidade e assim por diante. De maneira formal:

$$R(L_j) = L_1 L_j^{-\lambda}, \quad (3.5.1)$$

$R(L_j)$ onde, é o rank da população do município j , L_j é o tamanho populacional do município j , L_1 é o tamanho populacional do maior município da área geográfica estudada e $\lambda < 0$ é o expoente da lei de potência, no caso da Lei de Zipf $\lambda = -1$. Aplicando o logaritmo neperiano a equação (3.5,1) obtém-se:

$$\ln[R(L_j)] = \ln[L_1] + \lambda \ln[L_j], \quad (3.5.2)$$

Assim de acordo com a lei de Zipf a equação (3.5.2) pode ser descrita como:

$$\ln[R(L_j)] = \ln[L_1] - \ln[L_j]. \quad (3.5.3)$$

Cada país tem cidades com diferentes tamanhos, e por sua vez, cada cidade tem semelhanças e diferenças em seus respectivos sistemas urbanos. Entender como as cidades crescem é útil para saber como isso influencia no crescimento da economia geral e regional dos países. Dentro da teoria da economia regional, uma forma freqüente de explicar como acontecem estas alterações nos tamanhos das cidades é através da “Lei de Zipf”, a qual é usada para referir-se a idéia de que os tamanhos das cidades seguem uma distribuição de Pareto.

Trabalhos como de Rosen & Resnick (1980) e Tong Soo (2004) testam a validade da Lei de Zipf. Em Rosen & Resnick examinam o expoente da distribuição de Pareto que explica a distribuição espacial da população em cidades e sugere que o λ em média o expoente resulta em 1,136 para amostras de 44 países, incluindo o Brasil. Neste sentido a lei da ordem-tamanho é apenas uma aproximação da distribuição do tamanho das cidades, já que existem indícios de um comportamento não linear nesta distribuição. Neste estudo os autores chegam à conclusão de grandes cidades crescem mais rapidamente que os pequenos centros urbanos. Soo (2004) procura verificar a validade da *rank size rule* com dados de 73 países e dois

métodos de estimação e em grande parte dos casos ele rejeita a hipótese do expoente da lei de potência ser igual a -1.⁶

4. DISTRIBUIÇÃO DO TAMANHO POPULACIONAL DOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS

O objetivo nesta seção é obter a função de potência que melhor explique a distribuição da população entre os municípios brasileiros de 1970 até seu provável estado estacionário. Neste caso, referente à Lei de Zipf, na hipótese nula pode-se afirmar a existência de um expoente igual a -1 e como hipótese alternativa o expoente difere de -1. Como a amostra é muito grande, o teste t torna-se factível para decidir sobre a aceitação ou rejeição da hipótese nula.⁷

Nos gráficos a seguir são apresentadas as estimativas das regressões quantílicas. Os agrupamentos de gráficos são numerados da seguinte forma, de 3.6a até 3.8b são as estimativas a partir da população total dos municípios brasileiros e de 3.9a até 3.11b refere-se a população urbana. Na numeração dos agrupamentos de gráficos seguida de “a” ou “b” tem-se o tipo de agrupamento.

No primeiro agrupamento de gráficos tipo “a” mostra as estimativas do expoente da lei de potência em 1970 e no estado estacionário, respectivamente pelos critérios 2, 4 ou 6 de seleção da amostra. Neste mesmo agrupamento os dois últimos gráficos referem-se também as estimativas do expoente em 1970 e no estado estacionário seguindo os critérios 3, 5 ou 1.

No segundo agrupamento de gráficos tipo “b” são apresentadas a evolução das estimativas do expoente da lei de potência pelo método da regressão quantílica pela mediana de acordo com os critérios apontados no título do gráfico.

Nos gráficos 3.6a verifica-se uma aparente não linearidade no expoente da lei de potência na amostra selecionada pelo critério 2, visto que a regressão em cada quantil estima

⁶ Cabe destacar o livro texto de McCann (2001) para uma leitura mais didática sobre o assunto e Monasterio (2004) para uma aplicação da lei de Zipf ao estado do Rio Grande do Sul.

⁷ Ver anexo A.3.6 para verificar as tabelas do teste de hipótese.

valores cada vez maiores do expoente, exceto do quantil 0,2 ao 0,5 em que o expoente declina de -1,038 para -1,06 para os municípios em 1970 e de -1,028 para -1,048 para os mesmos municípios no estado estacionário. Na amostra selecionada pelo 3º critério as estimativas ficam longe de uma de um expoente igual a -1, em 1970 as estimativas mostram uma aparente linearidade, enquanto que o gráfico do estado estacionário as estimativas do expoente se distanciam de -1 na medida em que a ponderação da regressão quantílica converge para a mediana.

Nos gráficos 3.6.b, observa-se a evolução das estimativas do expoente pela regressão mediana, pelo critério 2 em 1970 e no estado estacionário o expoente estimado legitima a lei de Zipf, porém fica difícil explicar os anos de 1980 até 2010 em que os expoentes se distanciam de -1 ao longo do tempo. No período de 1980 até 2010 a tendência foi de uma distribuição espacial da população menos equitativa. Na amostra de acordo o critério 3 as estimativas rejeitam a idéia de um expoente igual a -1, sendo que ao longo do tempo a concentração espacial aumenta e se distancia do expoente de -1.

No agrupamento de gráficos 3.7a verifica-se uma forte não linearidade no expoente da lei de potência na amostra selecionada pelo critério 4, os valores estimados a cada quantil estima valores cada vez maiores do expoente, exceto nas regressões pelos quantis 0,2 ao 0,5 em que o expoente declina de -1,064 para -1,109 para os municípios em 1970, porém, no estado estacionário, valores menores do expoente nos quantis inferiores ou iguais a 0,25 e valores maiores para os quantis superiores a 0,25. Nesse conjunto de estimadores não se pode rejeitar a lei de Zipf. Na amostra selecionada pelo 5º critério as estimativas tendem a se aproximar a medida que os quantis aumentam em 1970, porém os desvios padrões aumentam e a Lei de Zipf é rejeitada, já no estado estacionário as estimativas do expoente ficam distantes de -1, com uma aparente linearidade.

Gráficos 3.6a – Estimativas do expoente da lei de potência de 1970 e para o Estado Estacionário (SS): duas amostras determinadas pelos critérios 2 e 3, respectivamente – População Total

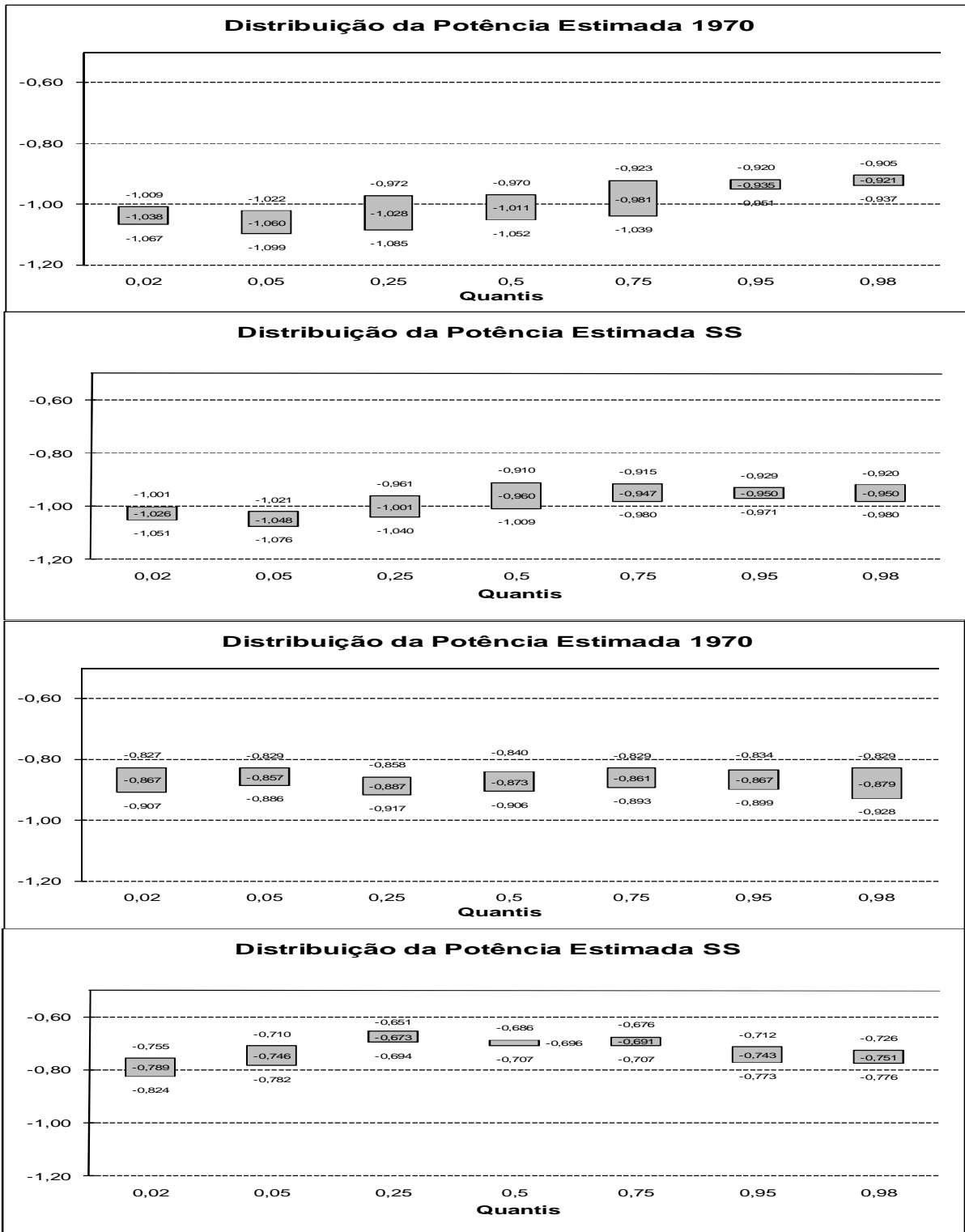
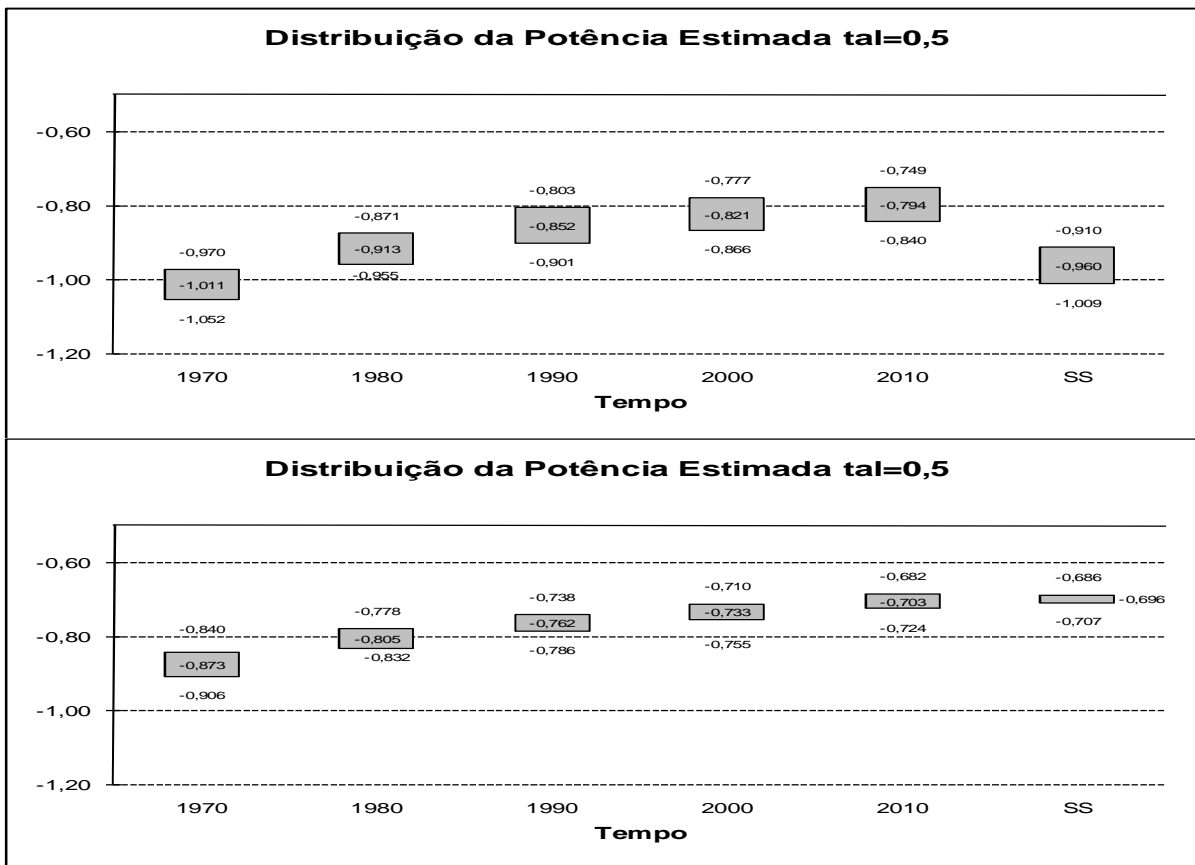


Gráfico 3.6b – Evolução das estimativas do expoente da lei de potência de 1970 até o Estado Estacionário (SS): duas amostras determinadas pelos critérios 2 e 3, respectivamente – População Total



Nos gráficos 3.7.b, pelo critério 4 em 1970 o expoente fica próximo a -1 e no estado estacionário o expoente estimado legitima a lei de Zipf, porém, novamente no período de 1980 até 2010 a tendência foi de uma distribuição espacial da população menos equitativa, de -0,935 em 1980 para -0,824 em 2010. Na amostra selecionada pelo critério 5 as estimativas rejeitam a idéia de um expoente igual a -1, sendo que ao longo do tempo a concentração espacial aumenta e se distancia do expoente de -1, alcançando no estado estacionário um expoente igual a -0,797.

Nos gráficos 3.8a verifica-se uma evidente não linearidade no expoente da lei de potência para amostra selecionada de municípios com população acima de 40 mil habitantes (critério 6). Porém, em 1970 e no estado estacionário, os expoentes em cada período apresentam uma regra de não linearidade diferente, além de, em conjunto, rejeitar a lei de Zipf. Quando se selecionam todos os municípios brasileiros exceto aqueles rejeitados pelo teste t (critério 1) a não linearidade continua e a lei de Zipf é rejeitada em conjunto para 1970 e para o estado estacionário.

Nos gráficos 3.8.b, pelo critério 6 o expoente da lei de potência estimada evolui até se aproximar de -1 no estado estacionário. Na amostra que seleciona todos os municípios

brasileiros existe uma tendência a se distanciar da lei de Zipf. Nas duas amostras é possível identificar uma tendência a concentração espacial da população e rejeitar a Lei de Zipf.

Nos gráficos 3.9a não fica evidente a não linearidade no expoente da lei de potência para a amostra selecionada pelo critério 2 em 1970 e no estado estacionário. Quando se selecionam os municípios brasileiros pelo critério 3 existe uma aparente na linearidade que na regressão mediana atinge um valor que fica muito próximo a $-0,66$ em 1970 e no estado estacionário. A lei de Zipf é rejeitada em conjunto para 1970 e para o estado estacionário em ambas as amostras. Nos gráficos 3.9.b, se evidencia uma estabilidade no expoente estimado em torno do valor $-0,66$ nas duas amostras selecionadas e as estimativas ficam longe de aceitar a Lei de Zipf.

No agrupamento de gráficos 3.10a verifica-se uma aparente não linearidade no expoente da lei de potência na amostra selecionada pelo critério 4, os valores estimados passam de $-0,737$ no quantil 0,02 para $-0,654$ no quantil 0,98 para o ano de 1970, no estado estacionário não fica tão evidente a não linearidade. Na amostra selecionada pelo 5º critério as estimativas para os quantis inferiores ou igual a 0,05 ficam próximos de um expoente de $-0,66$ e para regressões quantílicas acima do quantil de 0,05 as estimativas dos expoentes ficam próximas a $-0,60$ para 1970 e para o estado estacionário.

Nos gráficos 3.10.b, novamente se constata uma forte estabilidade dos expoentes ao longo do tempo, para ambas as amostras. Na amostra selecionada pelo critério 4 fica em $-0,66$, enquanto que pelo 5º critério os expoentes estimados ficam em torno de $-0,6$, o que leva a rejeição da Lei de Zipf.

Nos gráficos 3.11a verifica-se uma evidente não linearidade no expoente da lei de potência para amostra selecionada de municípios pelo 6º critério. Em 1970 e no estado estacionário a não linearidade constatada segue regras diferentes para cada período. Quando se seleciona quase a totalidade dos municípios brasileiros (critério 1) constata-se uma não linearidade mais evidente no estado estacionário que no ano de 1970.

Nos gráficos 3.11.b, pelo critério 6 o expoente da lei de potência estimada evolui de $-0,908$ em 1970 para $-0,998$ em 1980 e se estabiliza em torno de -1 até o estado estacionário, o que ratifica a lei de Zipf. Na amostra que seleciona a totalidade dos municípios brasileiros a partir de 1980 se estabiliza em torno de $-0,69$.

Gráfico 3.7a – Estimativas do expoente da lei de potência de 1970 e para o Estado Estacionário (SS): duas amostras determinadas pelos critérios 4 e 5, respectivamente – População Total

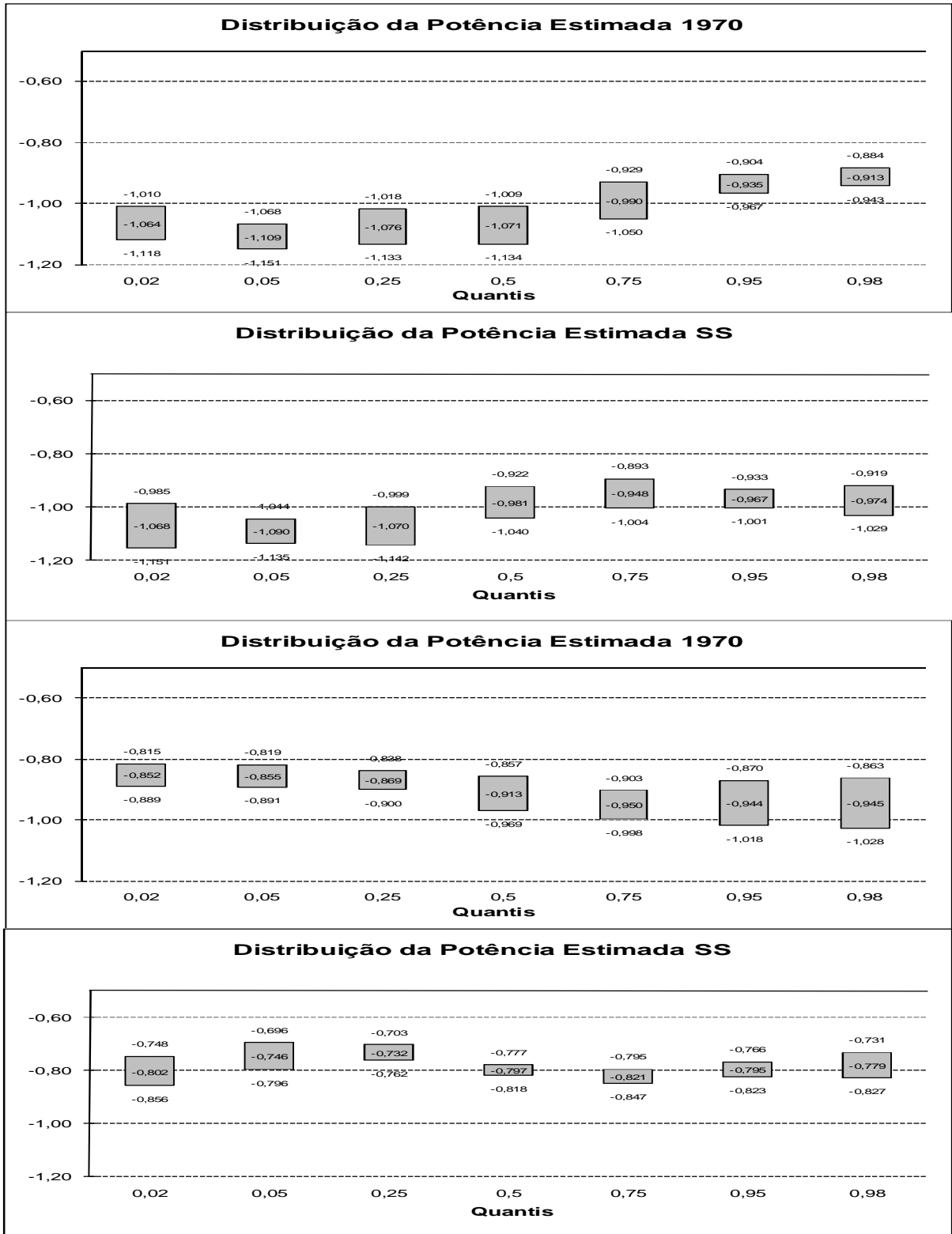
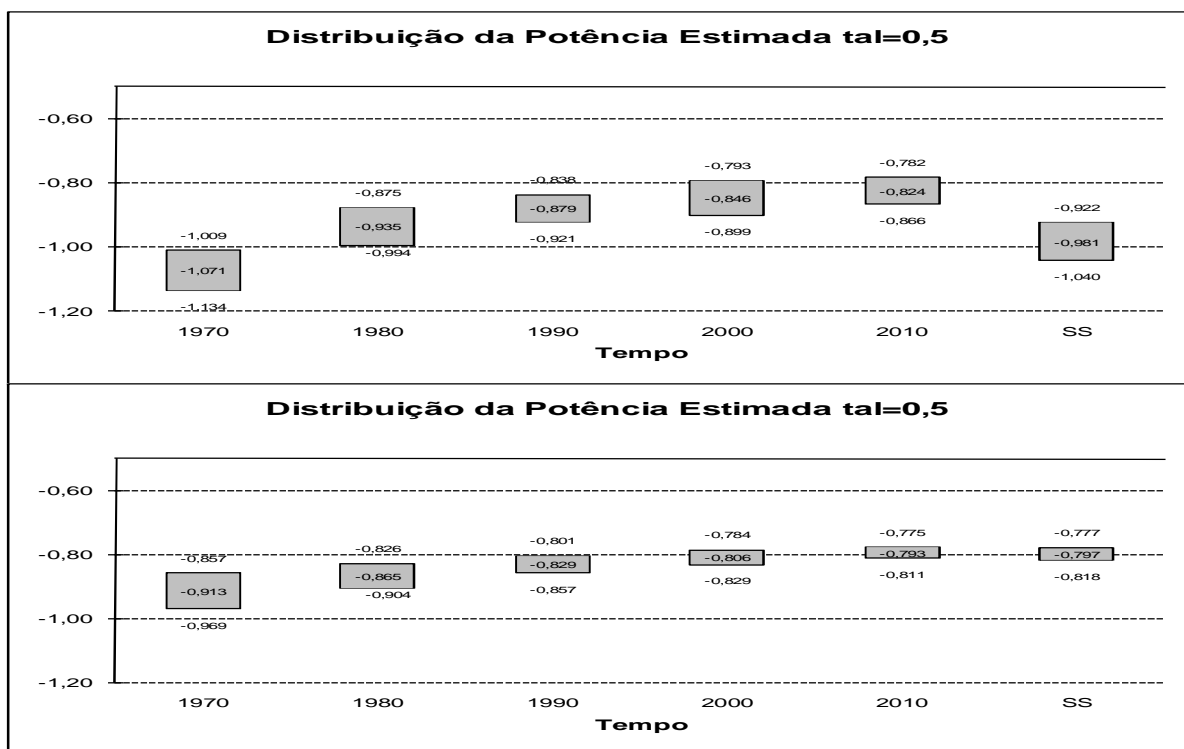


Gráfico 3.7b – Evolução das estimativas do expoente da lei de potência de 1970 até o Estado Estacionário (SS): duas amostras determinadas pelos critérios 4 e 5, respectivamente – População Total



A lei de Zipf não pode ser considerada uma lei geral e sim uma lei específica para alguns casos e talvez só funcione para a cauda superior da população urbana. Mesmo assim, o que se constatou foi uma forte não linearidade já que os dados da amostra de municípios com população urbana superior a 30 mil habitantes as estimativas do expoente pela regressão quantílica apresentam variações significativas entre os quantis. Apesar de no ano de 1970 as estimativas apresentarem um desvio padrão relativamente alto, isto não acontece no estado estacionário o que fica evidente a não linearidade.

Gráfico 3.8b – Evolução das estimativas do expoente da lei de potência de 1970 até o Estado Estacionário (SS): duas amostras determinadas pelos critérios 1 e 6, respectivamente – População Total

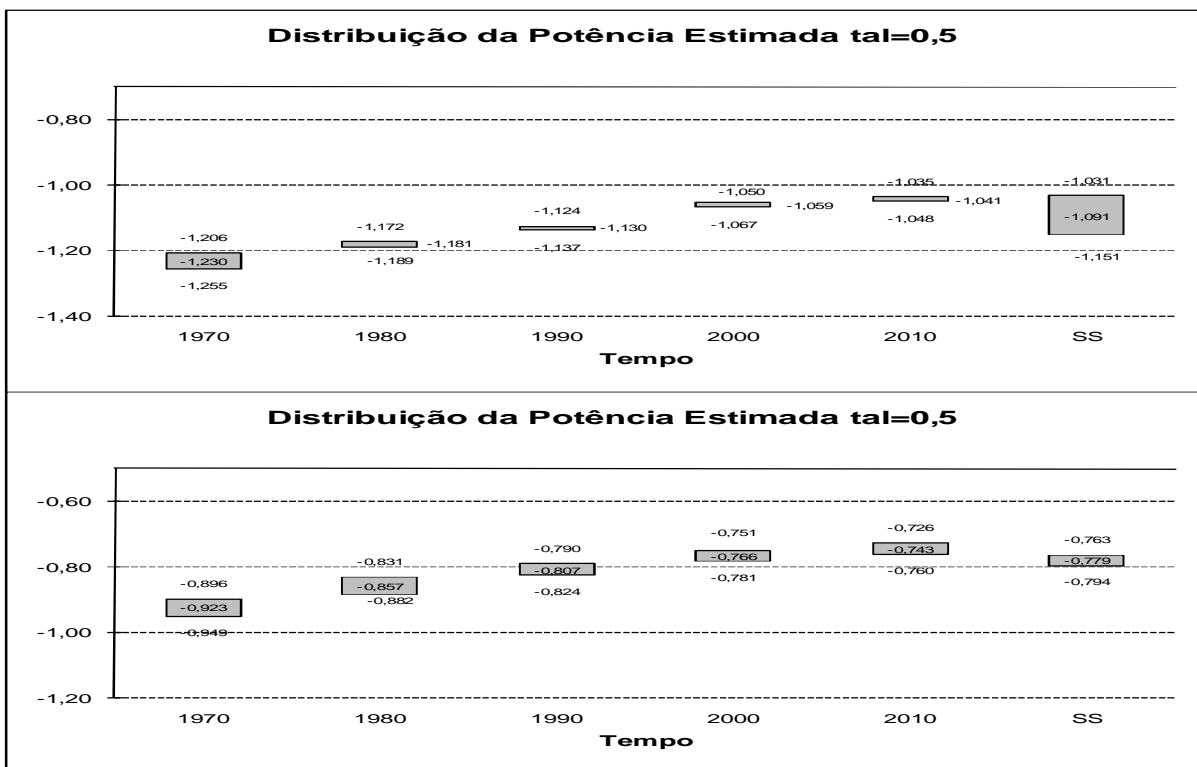


Gráfico 3.9b – Evolução das estimativas do expoente da lei de potência de 1970 até o Estado Estacionário (SS): duas amostras determinadas pelos critérios 2 e 3, respectivamente – População Urbana

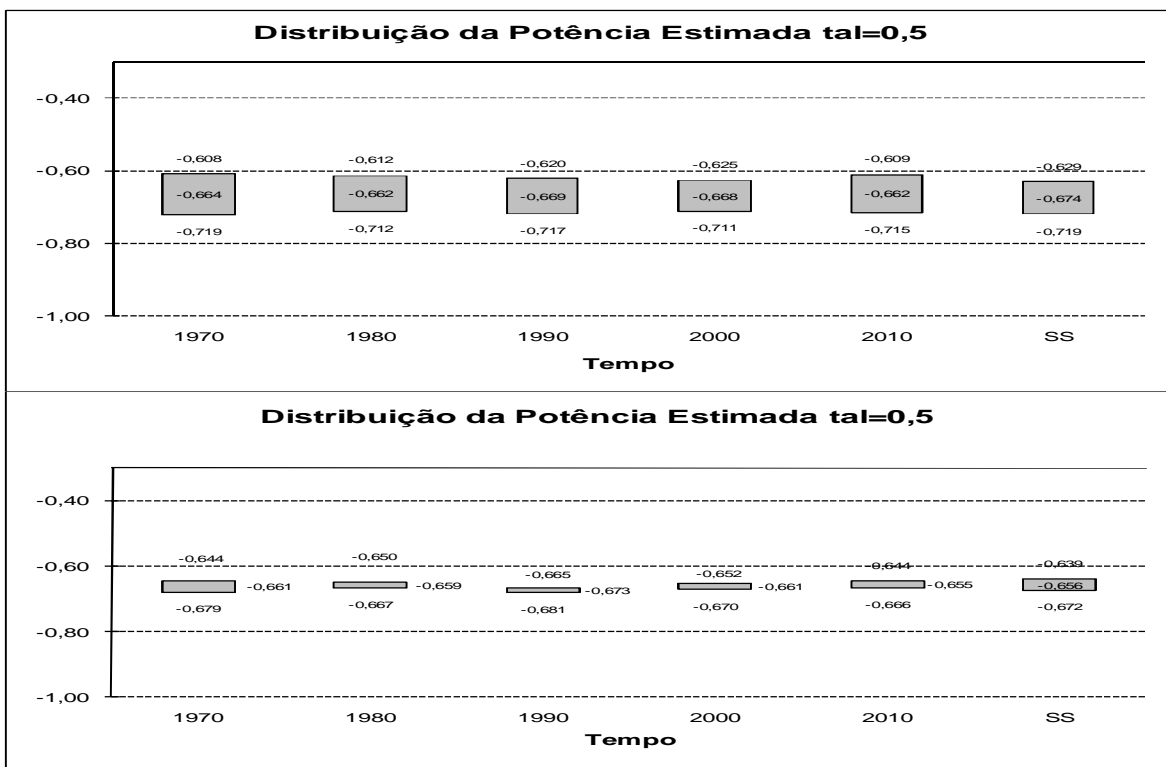


Gráfico 3.8a – Estimativas do expoente da lei de potência de 1970 e para o Estado Estacionário (SS): duas amostras determinadas pelos critérios 1 e 6, respectivamente – População Total

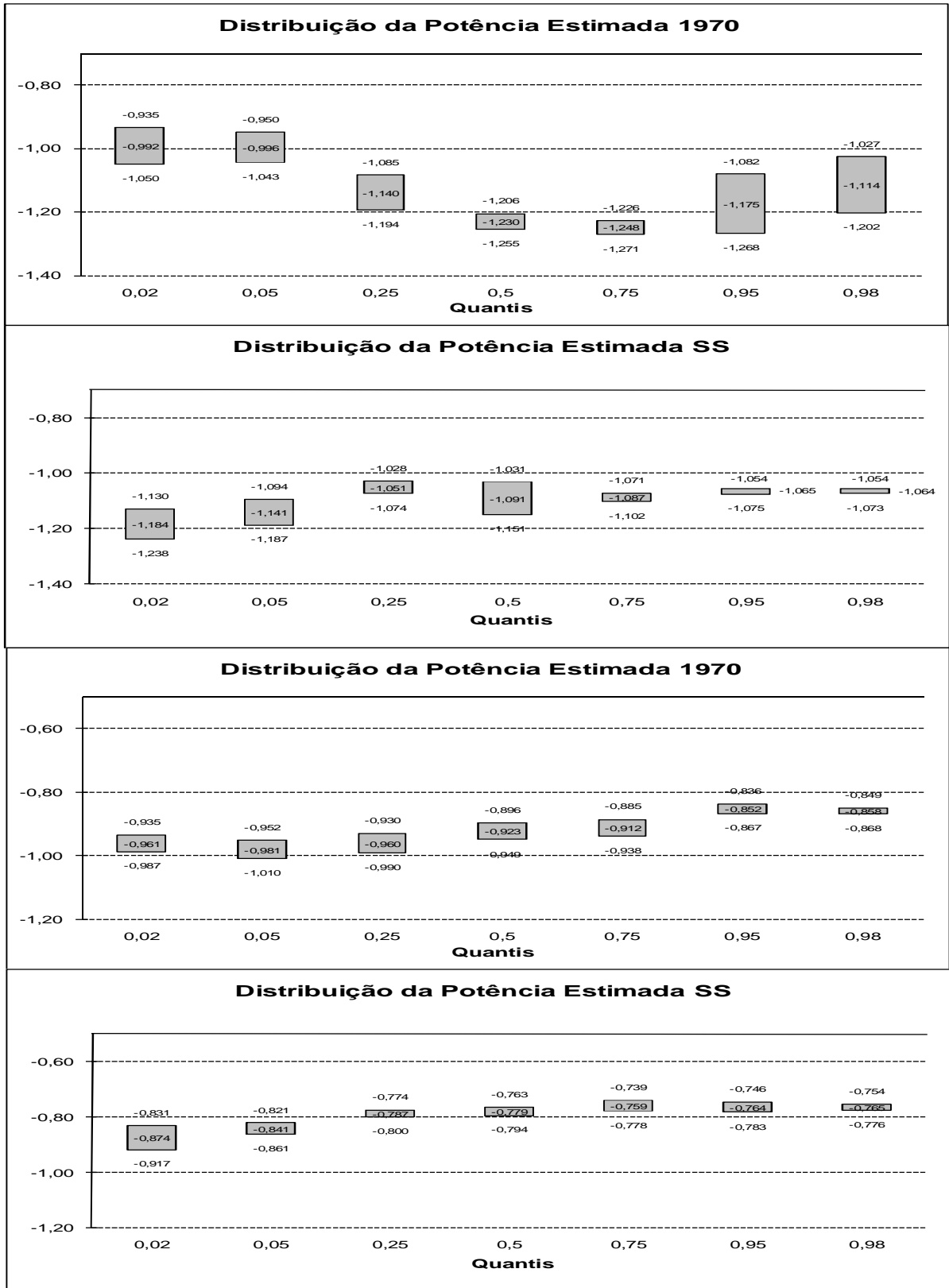


Gráfico 3.9a – Estimativas do expoente da lei de potência de 1970 e para o Estado Estacionário (SS): duas amostras determinadas pelos critérios 2 e 3, respectivamente – População Urbana

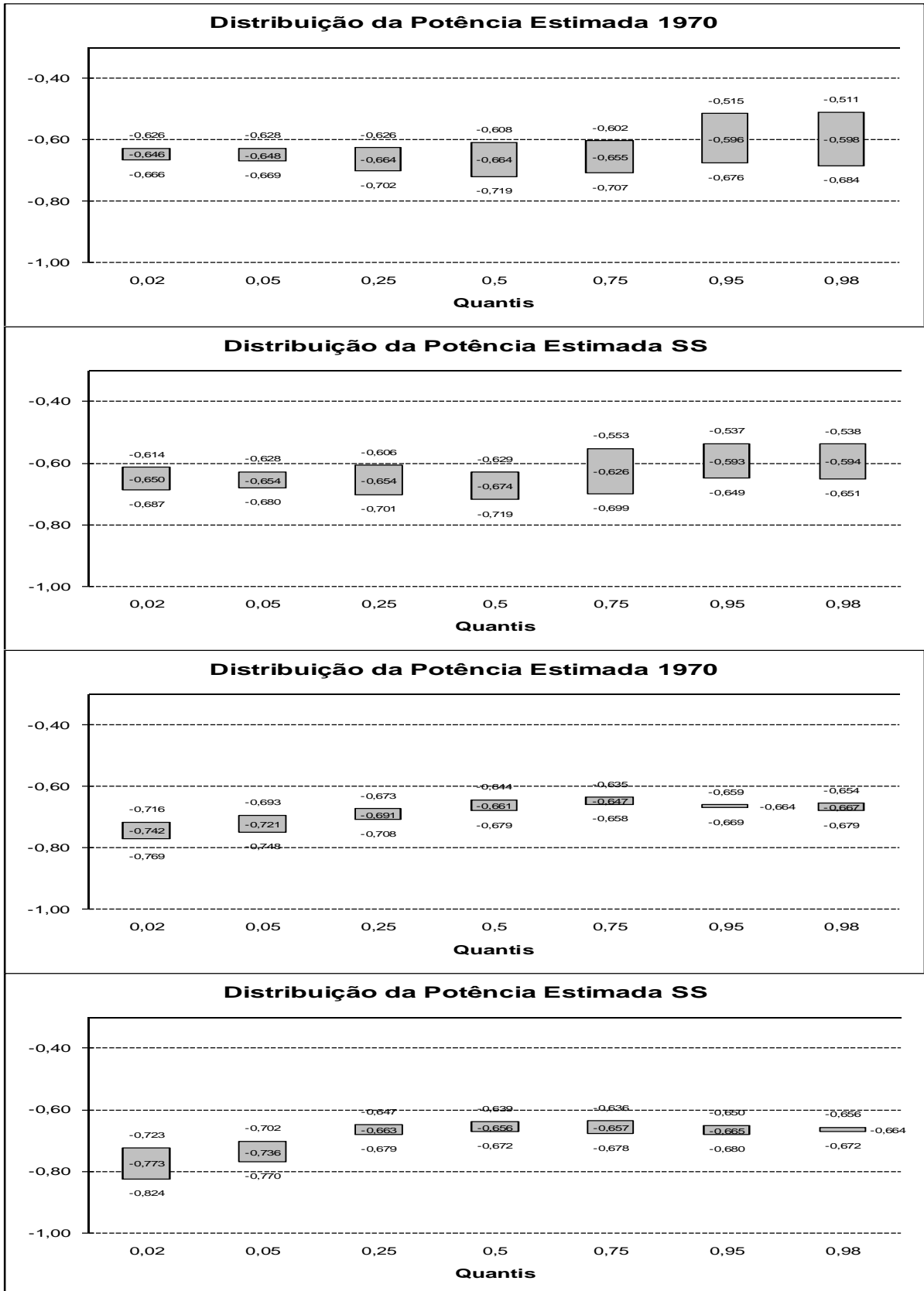


Gráfico 3.10b – Evolução das estimativas do expoente da lei de potência de 1970 até o Estado Estacionário (SS): duas amostras determinadas pelos critérios 4 e 5, respectivamente – População Urbana

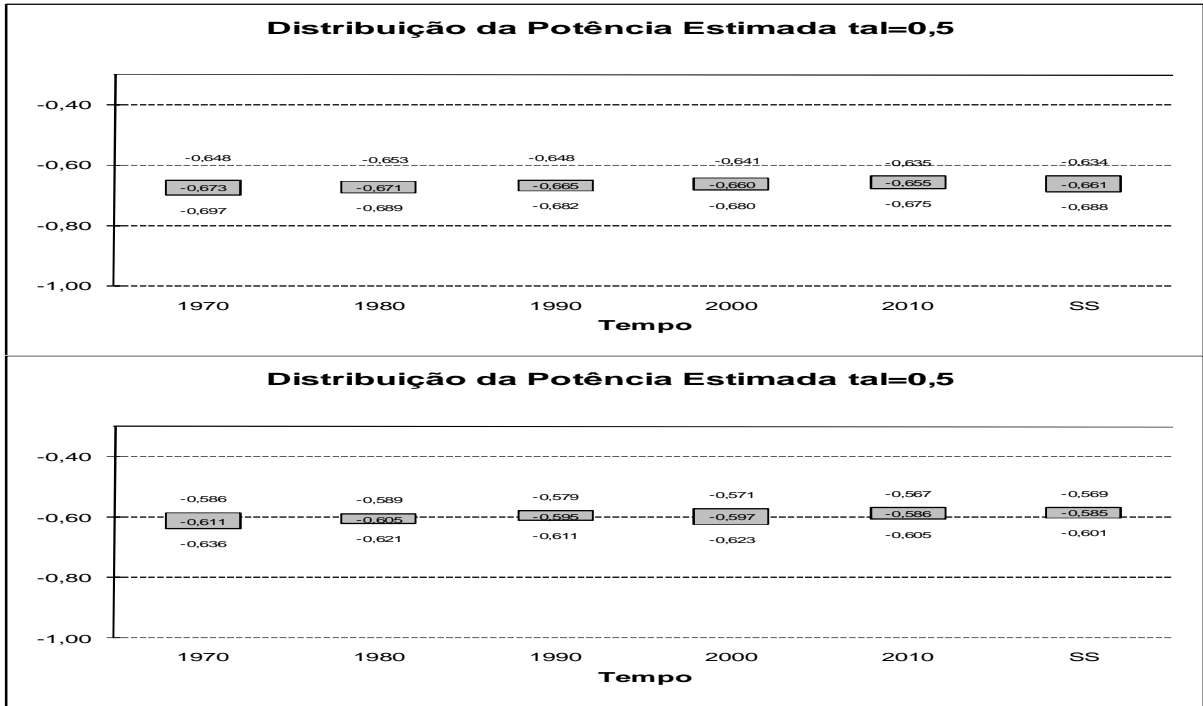


Gráfico 3.11b – Evolução das estimativas do expoente da lei de potência de 1970 até o Estado Estacionário (SS): duas amostras determinadas pelos critérios 1 e 6, respectivamente – População Urbana

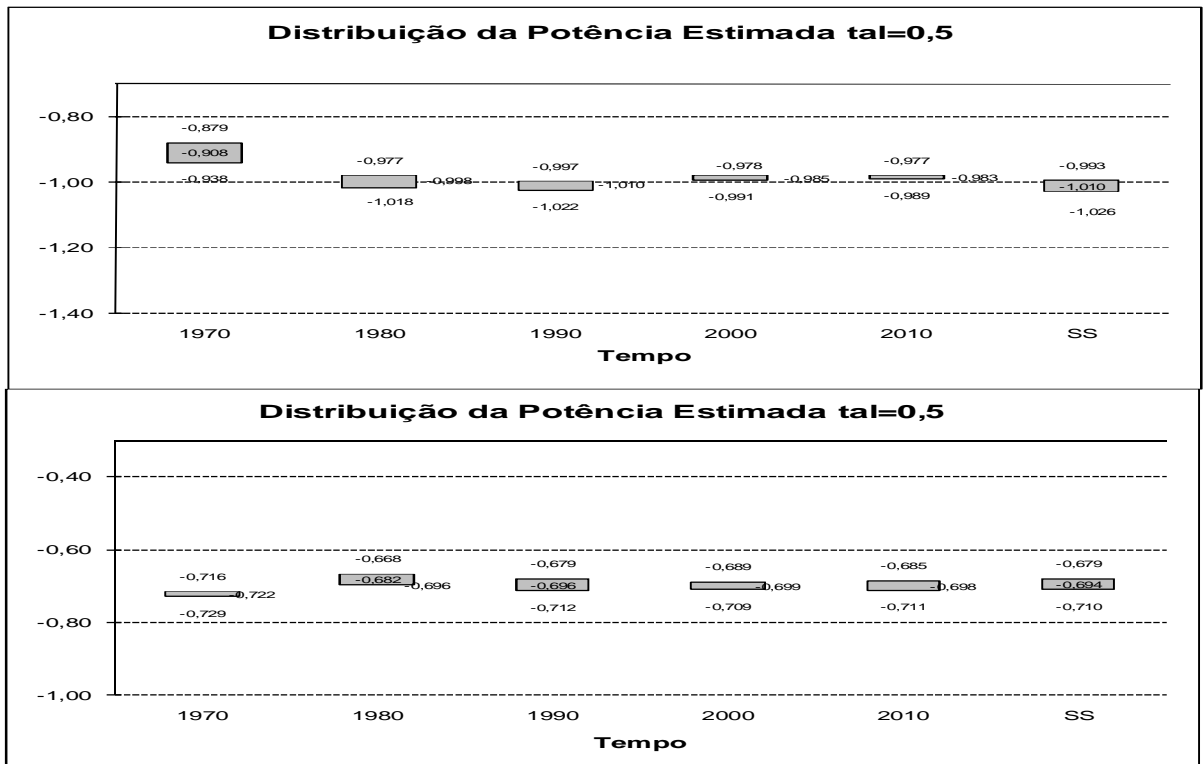


Gráfico 3.10a – Estimativas do expoente da lei de potência de 1970 e para o Estado Estacionário (SS): duas amostras determinadas pelos critérios 4 e 5, respectivamente – População Urbana

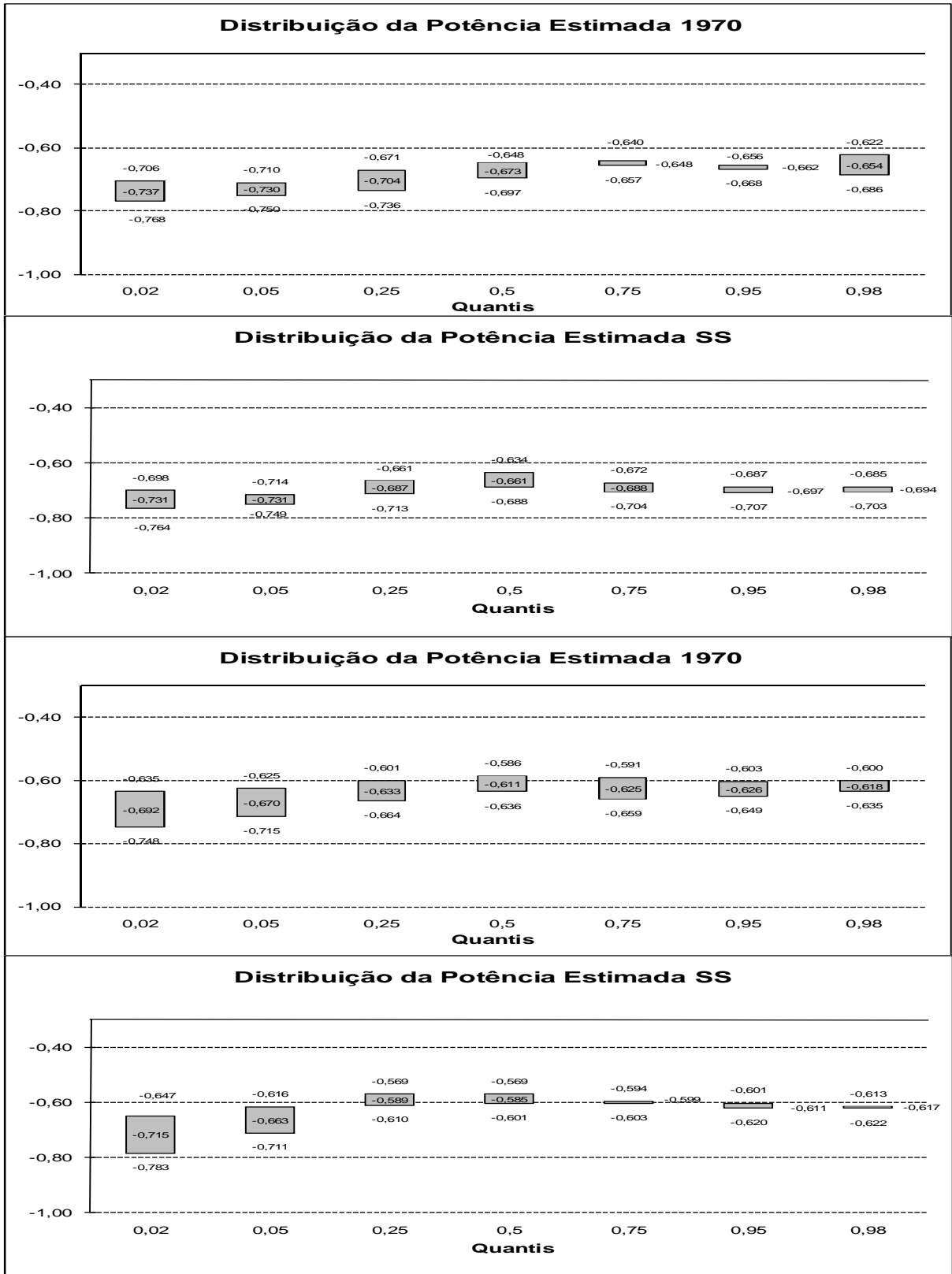
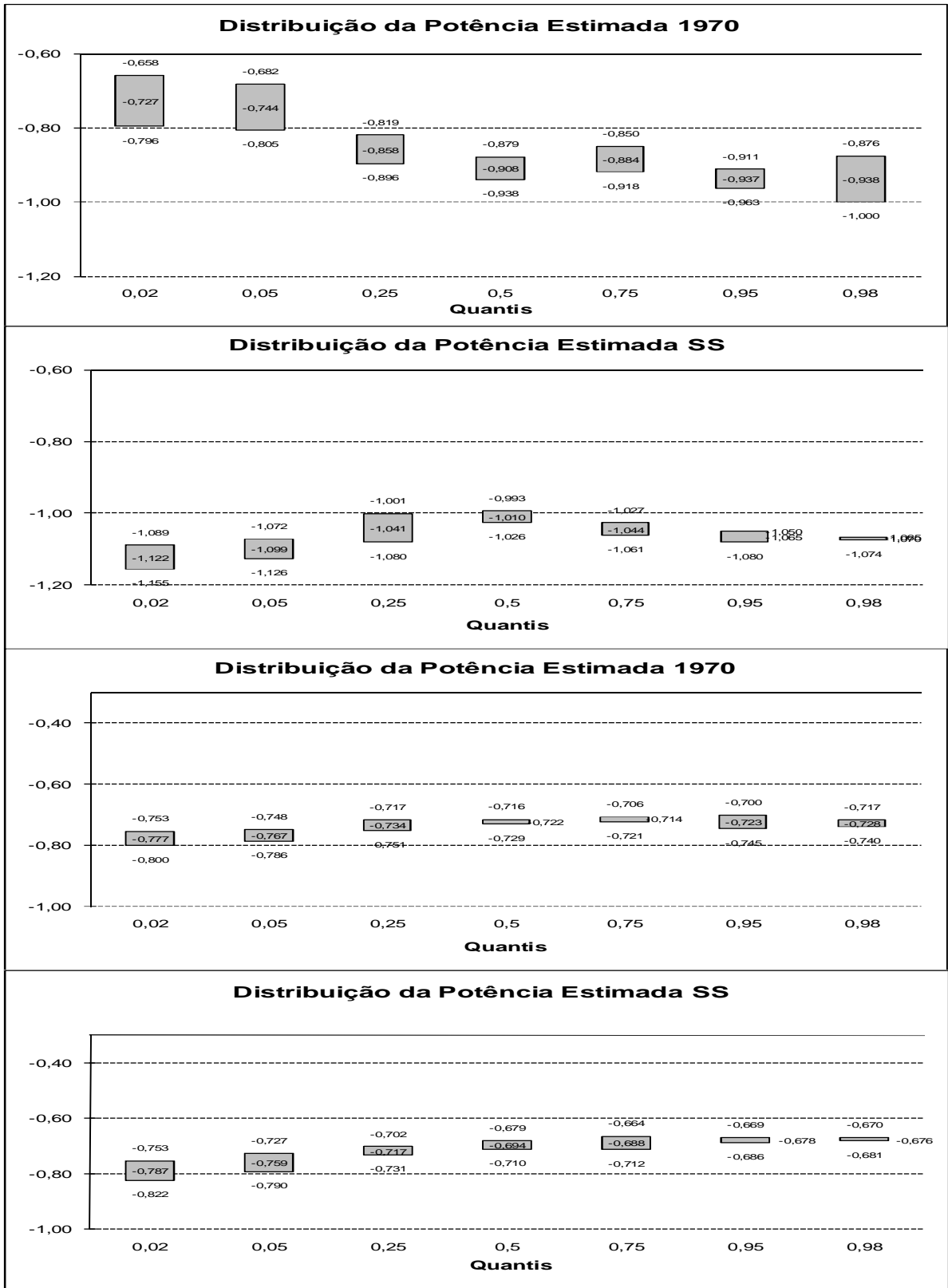


Gráfico 3.11a – Estimativas do expoente da lei de potência de 1970 e para o Estado Estacionário (SS): duas amostras determinadas pelos critérios 1 e 6, respectivamente – População Urbana



6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

A teoria da NGE não propõe uma lei rígida em relação a uma função de distribuição para o tamanho das cidades em ambiente nacional ou internacional, a lei de Zipf seria um caso específico aplicado a determinado espaço geográfico. O que pode ser verificado é que a hipótese do expoente da lei de potência igual a -1 não se confirmou. Outra questão central parece ser respondida, a distribuição espacial da população tende se concentrar se compararmos o ano de 1970 e o estado estacionário, se distanciando na maioria dos casos do expoente igual a -1, o que rejeita a hipótese de que no estado estacionário no sentido de Gibart o expoente da lei de potência equivale a -1.

Parece contraditório a idéia de estado provedor em relação a um aumento significativo da concentração populacional até 2010. Políticas governamentais de transferência de renda entre classes e entre regiões podem alterar no longo prazo uma tendência a distribuição natural dos municípios por seu tamanho populacional. Na década de 70 e 80, o Estado brasileiro teve características fortes de um estado provedor, inclusive no que se refere a estímulos migratórios para regiões interioranas como medida para colonizar regiões pouco desenvolvidas e de fronteira. Estas políticas tendem a perturbar a distribuição espacial e afetar o viés de aglomeração em cidades grandes de 1970, mas o que se verificou foi um aumento da concentração espacial da população total e a manutenção da concentração urbana.

No que se refere a uma aparente estabilidade da hierarquia urbana, ela pode ser explicada por um jogo de forças entre extremos da distribuição, onde pequenas cidades com população jovem tende a migrar para os grandes centros urbanos, atraída por maiores salários e variedade de bens e serviços públicos. Apesar de taxas de crescimento mais modestas os grandes centros urbanos exigem uma movimentação significativa de mão de obra de cidades pequenas na sua direção. Neste processo, algumas cidades médias tendem a caminhar para o final da fila e sofrer uma redução significativa da sua participação populacional na população nacional. Este processo continua até que se alcance o estado estacionário a partir disto a população atinge sua distribuição limite.

Verificou-se que em partes da amostra (1º Quartil – pelo 5º critério) municípios próximos ao estado estacionário tendem a ter taxas de crescimento menores em termos absolutos, comparadas àqueles distantes do seu estado estacionário (4º Quartil – pelo 5º

critério). Porém, não é possível afirmar que as taxas de crescimento iniciais em módulo para a amostra (1º Quartil – pelo 4º critério) são inferiores as taxas de crescimento da amostra (4º Quartil – pelo 4º critério), o que pode explicar um processo de absorção populacional por parte dos grandes centros urbanos nos anos 70, isso se desfaz quando em 2010 parece haver uma convergência relativa das taxas de crescimento.

O que se pode verificar é a fraca relação entre o estado estacionário da dinâmica populacional e a lei de Zipf, além de não indicar uma tendência de aproximação do expoente ao valor -1. Assim, lei de Zipf trata-se de um caso especial, não pode ser considerada uma lei geral, aplicada a alguns casos. No caso brasileiro a lei parece ter funcionado para a cauda superior da população urbana, para municípios com população urbana superior a 30 mil habitantes de área urbana. Porém, o que se constatou foi uma forte não linearidade nas estimativas do expoente pelas regressões quantílicas, que apresentam variações significativas entre os quantis.

Algumas limitações relacionadas ao estudo podem ser levantadas. No que se refere a poucos anos de efetiva contagem da população, pode resultar em algum viés no que se refere a estimativas de população de anos sem a contagem. Uma possível solução seria obter as aglomerações urbanas por uma estimativa de população urbana vinculada ao número de consumidores de energia elétrica, porém, neste caso, isto seria possível se o serviço estivesse universalizado em grande parte das regiões do Brasil. Outra limitação seria a ausência no modelo de dinâmica populacional de um componente de interação competitiva entre municípios. A ausência, aqui de uma análise da Lei de Zipf por regiões ou por estados, também limitou a abrangência deste estudo, o que pode ser incluído como um item de uma agenda de pesquisa.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AYRES JR., Frank. **Equações Diferenciais**. Trad. José Rodrigues de Carvalho. São Paulo: McGrawHill, 1959.

BLOMQUIST, A. G. Urban job creation and unemployment in LDCs: Todaro vs. Harris and Todaro, *Journal of Development Economic*. Mar 1978;5(1):3-18.

CAMERON & TRIVEDI. *Microeconometrics: methods and applications*. Cambridge University Press, 2005.

COELHO, Danilo; VESZTEG, Róbert & SOARES, Fabio Veras. Regressão Quantilica com correção para seletividade amostral: estimativa dos retornos educacionais e diferenciais raciais na distribuição de salários da mulheres no Brasil. Texto para Discussão. Brasília: IPEA, 2010.

FONSECA, Manuel Alcino R. da. Álgebra linear aplicada a finanças, economia e econometria. Barueri: Manole, 2003.

FUJITA, Masahisa. Thünen and the New Economic Geography. International Thünen Conference 2000. University of Rostock, september, 21-24, 2000.

GABAIX, Xavier. Zipf's Law and the Growth of Cities. The American Economic Review, v. 89, n. 2, may, 1999.

GUJARATI, Domodar N.. Basic Econometric. 4^a ed., New York: McGraw-Hill Companies, 2004.

HOFBAUER, Josef & SIGMUND, Karl. Evolutionary Games and Populations Dynamics. New York: Cambridge University Press, 1998.

KOENKER & HALLOCK. Quantile Regression. Journal of Economic Perspectives. v. 15, n. 4, 2001. pp. 143-156.

MANSKI, Charles F.. Regression. Journal of Economic Literature. V. 29, march, 1991. pp. 34-50.

McCANN, Philip. Urban and Regional Economics. Oxford University Press, Oxford. Capitulo 3, p. 78 – 81, 2001.

MONASTERIO, Leonardo M. A Lei de Zipf: Rio Grande do Sul. 2^o Encontro de Economia Gaucha. Mimeo. Porto Alegre: UFRGS, 2004.

RIBEIRO, Eduardo Pontual. Small sample evidence of regression quantile estimates for structural models: estimation and testing. Revista de econometria. Rio de Janeiro, v. 18, n. 2, novembro, 2010. pp. 215-244.

ROSEN, Kenneth T. & RESNICK, Mitchel. The size distribution of cities: An examination of the Pareto law and primacy. Journal of Urban Economics. v. 8(2), September, 1980. pages 165-186.

SIMON, Carl P. & BLUME, Lawrence. Matemática para Economistas. Trad. Claus Ivo Doering. Porto Alegre: Bookman, 2004.

SOO, Kwok T (2002). Zipf Law for the cities: a cross country investigation. London.

TAKAGI Y..The migration function and the Todaro paradox., Regional Science of Urban Economic, May 1984;14(2):219-30.

TODARO, Michael P. Economic Development. 6^a ed., New York: Addison-Wesley Publishing Company, 1996.

WOOLDRIDGE, J.. Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data. MIT Press. Cambridge, Massachusetts, London, 2001.