UNIVERSIDADE DE PASSO FUNDO
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS,
ADMINISTRATIVAS E CONTÁBEIS
CENTRO DE PESQUISA E EXTENSÃO DA FEAC

Texto para discussão

Texto para discussão nº 22/2005

A EVOLUÇÃO DA DISTRIBUIÇÃO DO TAMANHO DAS CIDADES BRASILEIRAS: 1936-2000

Cristiano Oliveira

Passo Fundo - RS - Brasil

A EVOLUÇÃO DA DISTRIBUIÇÃO DO TAMANHO DAS CIDADES BRASILEIRAS: 1936-2000

Cristiano Oliveira[1]

RESUMO

Vários artigos têm estudado a evolução da distribuição do tamanho das cidades e apontado para a direção que esta pode ser representada por uma distribuição de Pareto com expoente igual a 1, proposição conhecida como lei de Zipf. Este artigo estuda a evolução da distribuição do tamanho das cidades brasileiras e testa a validade da lei de Zipf. Para isto estima o expoente de Pareto por mínimos quadrados ordinários no período compreendido entre 1936 e 2000. São introduzidos também dois tipos de não linearidades na distribuição. O artigo destaca como alterações no tamanho da amostra pode gerar resultados diferentes e levar a interpretações equivocadas sobre a distribuição do tamanho das cidades. Os resultados mostram um crescimento da desigualdade e divergência, ou seja, as cidades menores cresceram menos do que as cidades maiores. Entretanto, os resultados para as cidades com mais de 50.000 habitantes mostram divergência até a década de noventa e a partir dela verifica-se a lei de Gibrat, em que o crescimento de uma cidade independe de seu tamanho. Este resultado pode representar um período de transição no Brasil em que as maiores cidades podem estar reduzindo seu crescimento e as cidades menores começam a crescer a taxas maiores do que as cidades grandes.

Palavras-chave: Cidades, Distribuição de Pareto, Lei de Zipf, Nova Geografia Econômica.

I Introdução

Um desafio constante da teoria econômica é o de tentar aliar as contribuições teóricas aos dados observados no mundo real. Em geral, a teoria é bastante clara e coerente e os resultados empíricos são desarrumados e complicados. Diferentemente, a distribuição dos tamanhos de cidades apresentam resultados bastante nítidos e muitas teorias complicadas para explicá-los. O trabalho pioneiro sobre a maneira de como o tamanho das cidades se distribui foi feito por Auerbach (1913). Segundo o autor a distribuição do tamanho das cidades segue uma distribuição de Pareto do tipo:

$$y = Ax^{-\alpha} \qquad (1)$$

onde x é a população de uma determinada cidade, y é o número de cidades com população maior do que x, A é uma constante e a é o expoente de Pareto. Zipf (1949) refinou a contribuição de Auerbach (1913) propondo que a distribuição do tamanho das cidades não só segue uma distribuição de Pareto, mas como seu expoente, a, é igual a 1. Dada a regularidade com que esta proposição apareceu nos trabalhos empíricos, esta ficou conhecida como lei de Zipf, ou como regra da ordem de tamanho. A lei de Zipf ou regra da ordem de tamanho implica que o produto da população de qualquer cidade multiplicado pela sua posição na ordenação da região será igual à população da maior cidade. Isto significa dizer que a segunda maior cidade terá a metade da população da maior, a terceira terá um terço, e assim por diante. Por ser considerado como um dos fatos estilizados mais impressionantes das ciências sociais muitos estudos tem sido feitos sobre o tema. Os esforços de pesquisa podem ser divididos em dois caminhos: as pesquisas teóricas, que buscam

[1] cristiano.oliveira@upf.br

construir modelos que reproduzam a regra da ordem de tamanho, e as pesquisas empíricas, que visam testar empiricamente a veracidade da proposição feita por Zipf.

Do ponto de vista teórico destacam-se os trabalhos que seguem Simon (1955), que utilizam modelos de crescimento aleatório, e os trabalhos da Nova Geografia Econômica (NGE), que utilizam fundamentos microeconômicos. Seguindo a metodologia proposta por Simon, Gabaix (1999) sugere que a partir da lei de Gibrat, ou seja, as taxas esperadas de crescimento de uma cidade e sua variância são independentes de seu tamanho, é possível gerar a regra da ordem de tamanho. Por outro lado, Fujita *et al* (2002) criticam os modelos de crescimento aleatório dizendo que estes modelos dependem da suposição de retornos constantes de escala em relação ao tamanho da cidade. Os autores complementam dizendo que os retornos de escala em cidades podem ser de qualquer tipo menos constantes. Aliás, esta é uma das principais contribuições da NGE a teoria econômica: que o crescimento de uma cidade é o resultados de forças contrárias, existem forças centrípetas associadas a retornos crescentes, que levam a aglomeração das atividades em uma determinada cidade; e forças centrífugas associadas a retornos decrescentes, que levam a uma dispersão das atividades entre as cidades.

Ás forças centrípetas, em geral, estão associadas à presença de custos de transporte, externalidades e retornos crescentes de escala nas atividades produtivas. As forças centrífugas mais destacadas na literatura referem-se a presença de externalidades negativas, tais como congestionamento, crime, poluição, entre outras; e a oferta fixa de fatores de produção, em geral, da terra, que implica que a medida que uma cidade cresce a demanda por terras crescem e seus preços também crescem. Os modelos da NGE se diferenciam dos modelos existentes até então por considerar dois aspectos fundamentais na explicação da distribuição das atividades entre regiões: o espaço, que tem implicações diretas na localização das atividades e; as distâncias e suas implicações nos custos de transporte de bens e serviços e, portanto, na competitividade das regiões na atração de atividades e pessoas. Isto só é possível devido à existência de mobilidade de fatores, capital e mão-de-obra, que permitem a aglomeração das atividades e das pessoas em uma cidade em detrimento de outra.

Certamente a NGE fornece uma história plausível de como as atividades e pessoas tomam as suas decisões de onde irão se localizar, entretanto este tipo de modelagem não consegue reproduzir a regra da ordem do tamanho. Fujita et al. (2002) admitem esta limitação dos modelos da nova geografia econômica, segundo os autores, pág. 225: "*at this point we have no resolution to the explanation of the striking regularity in city size distribution. We must acknowledge that it poses a real intellectual challenge to our understanding of cities...*". Gabaix (1999) sugere que qualquer modelo que tente explicar o crescimento de cidades para ser validado deve produzir algo como a regra da ordem do tamanho. A busca por modelos com histórias plausíveis que reproduzam a regra da ordem do tamanho ainda é uma lacuna significativa na teoria econômica.

Do ponto de vista empírico os estudos estão mais avançados e existem vários trabalhos a respeito do tema variando de países e amostras. Dentre os que utilizam dados *cross coutry* os mais destacados são Rosen e Resnick (1980), que utilizam uma amostra das 50 maiores cidades de 44 países utilizando dados censitários de 1970. Soo (2002) amplia a amostra para cidades com pelo menos 15.000 habitantes em 75 países em um período compreendido entre 1972 e 2001. Utilizando amostras de somente um país destacam-se os trabalhos de Dobkins e Ioannides (2000), que utilizam dados de áreas metropolitanas dos Estados Unidos no período de 1900 até 1990. Black e Henderson (2003) utilizam um período semelhante, entretanto diferem seu trabalho no conceito de área metropolitana, pois o trabalho considera a mudança nas definições existentes ao longo do tempo, enquanto o trabalho anterior utiliza a definição contemporânea de área metropolitana. Outros autores estimam o coeficiente de Pareto para outros países, Guérin-Pace (1995) estima para França, Delgado e Godinho (2004) para Portugal, Lanaspa *et al*. (2002) para a Espanha e Anderson e Ge (2003) para a China.

Os valores estimados variam muito e parecem ser bastante sensíveis a mudanças na amostra e de métodos de estimação. Por exemplo, em Rosen e Resnick (1980) os valores estimados por mínimos quadrados ordinários (MQO) variam entre 0,81 e 1,96 e a regra da ordem do tamanho é rejeitada para 82% dos países. Porém, Soo (2002) utilizando o estimador de Hill rejeita apenas 40% dos países. O valor médio do coeficiente de Pareto encontrado por Soo (2002) não difere muito de Rosen e Resnick (1980), o autor estimando por MQO estimou que a média mundial é de 1,11 enquanto os outros autores estimaram que a média seria 1,14. Ambos concluem de que a distribuição do tamanho das cidades no mundo é um pouco mais igual do que previa a lei de Zipf.

Soo (2002) também destaca que os valores estimados são muito sensíveis ao tamanho da amostra. O autor destaca que a amostra utilizada por Rosen e Resnick (1980) é muito pequena e pode apresentar viés de seleção da amostra. Segundo o autor, pág. 12: "*...the fact these numbers are slightly larger than those obtained for the new, larger sample suggests a sample selection bias in the Rosen e Resnick sample…*". Para o Brasil o autor utiliza uma amostra de 411 cidades brasileiras no ano de 2000 e encontra um coeficiente de Pareto de 1,1341, o que sugere que as cidades brasileiras são mais igualmente distribuídas do que a média mundial. Entretanto, existiam no Brasil 1.478 cidades em 1936 e em 2000, ano do estudo de Soo, o número de cidades chegava a 5.507. Não só o número de cidades é muito maior do que a amostra do autor, mas fica difícil de acreditar que este resultado seja factível. Em 1936, 35,24% da população estava em 10% dos municípios do país e, em 2000, esta parcela aumentou para 64,07%, o que sugere um forte indício de que a população brasileira esta concentrada em grandes cidades e que esta concentração vem aumentando ao longo dos anos.

Apesar da relevância do tema, são poucos os trabalhos que analisem como realmente as cidades brasileiras estão distribuídas e como esta distribuição vem evoluindo ao longo do tempo. Visando suprir esta lacuna este artigo estima o coeficiente de Pareto para todos os municípios brasileiros, nos anos de 1936, 1950, 1960, 1970, 1980, 1991 e 2000. O artigo discute estes resultados e também mostra como o tamanho da amostra pode influenciar os resultados e gerar interpretações equivocadas no que diz respeito à distribuição do tamanho das cidades. O artigo também testa a possibilidade de haver não linearidades na distribuição do tamanho das cidades, o que possibilita testar a hipótese levantada por Gabaix (1999), de que o tamanho de cidades devem obedecer a lei de Gibrat. O artigo discute a possibilidade de a lei de Gibrat se aplicar o Brasil.

O artigo esta organizado da seguinte maneira. Além desta breve introdução são apresentadas mais quatro seções. A seção 2 mostra os modelos existentes para estimar a distribuição mais adequada a distribuição do tamanho das cidades. Na seção 3 são apresentados os resultados obtidos para o Brasil e a sua discussão, além de discutir as questões relativas ao tamanho das amostras e a possibilidade de Lei de Gibrat se aplicar ao Brasil. A seção 4 apresenta as conclusões e a seção 5 às referências bibliográficas.

II Modelos para a Distribuição do Tamanho das Cidades

A distribuição de Pareto representa uma série de fenômenos naturais que vão desde a freqüência de palavras, acesso a páginas da internet até a distribuição do tamanho de cidades. O que todos estes fenômenos possuem em comum? O fato de possuírem uma raridade de grandes eventos e um grande número de pequenos eventos. No caso dos tamanhos de cidades existem poucas cidades muito populosas e um grande número cidades com pouca população, daí a adequação a uma distribuição de Pareto. A regra da ordem do tamanho das cidades surge da distribuição acumulada de Pareto, onde o tamanho da população de uma cidade é uma variável aleatória X com uma realização x tal que a probabilidade de encontrar uma cidade com população menor do que x é dada por uma função de distribuição acumulada do tipo:

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

logo a probabilidade de encontrar uma cidade com população maior do que x á dada por:

$$\Pr ob(X > x) = 1 - F(x) = \frac{A}{x^{\alpha}} \qquad (3)$$

Com y = 1-F(x) tem-se (1), tirando os logaritmos desta expressão tem-se:

$$\log y = \log A - \alpha \log x \qquad (4)$$

o modelo estimado neste artigo é baseado em (4) e tem a forma

$$\log y_{it} = \log A_{it} + \alpha \log x_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (5)$$

onde i=1,...,n representam as cidades, t = 1936,1950,1960,1970,1980, 1991 e 2000 representam os períodos em que a equação é estimada, x é a população de uma determinada cidade, y é o número de cidades com população maior do que x representada neste modelo determinístico pela sua posição no ordenamento de cidades, A e a são os parâmetros estimados e ε_{it} é o erro normalmente distribuído com média zero e variância σ_{ε}^{2}. O parâmetro estimado de maior interesse é a. Em primeiro lugar é possível afirmar que ele é negativo, pois quanto maior for a população de uma cidade menor é a chance de encontrar uma cidade com população maior do que a sua ou simplesmente menor é número que representa a sua posição no ordenamento do tamanho das cidades. Em segundo lugar, o parâmetro a pode ser considerado como uma medida de desigualdade. Isto porque quanto maior o valor de a menor é a desigualdade na distribuição do tamanho das cidades e quando a® ¥ todas as cidades possuem o mesmo tamanho. Quanto menor é o valor de a maior é a desigualdade na distribuição do tamanho das cidades e quando a® 0 toda a população se concentra em somente uma única cidade. Se a=1, tem-se a regra da ordem do tamanho e assim A representa a população da maior cidade.

Apesar da distribuição do tamanho das cidades ajustar-se razoavelmente bem a uma distribuição de Pareto não se pode descartar a possibilidade de que a relação entre ordem e tamanho seja unicamente linear. Dois tipos de não linearidades são testadas. A primeira é proposta por Rosen e Resnick (1980), os autores sugerem uma modificação em (5) de tal forma que:

$$\log y_{it} = \log A_{it} + \alpha \log x_{it} + \beta (\log x)^{2} + \varepsilon_{it} \qquad (6)$$

Neste caso o parâmetro de maior interesse é b, que determina o sinal da derivada segunda de log y com relação a log x. Se b > 0 significa que a curva que relaciona a ordem e o tamanho das cidades é convexa, e, portanto, as maiores cidades são mais populosas e as cidades menores são mais numerosas do que prevê a regra da ordem do tamanho das cidades. Por outro lado, se b < 0, isto implica em uma relação côncava em que as maiores cidades são menos populosas e as cidades menores são menos numerosas do era previsto por Zipf. Se b = 0 tem-se a lei de Gibrat, o que implica que a evolução de uma cidade independe de seu tamanho.

O segundo modelo de não linearidade é proposto por Fan e Casetti (1994). Os autores estimam uma expansão de (5):

$$\log y_{it} = \log A_{it} + \alpha \log x_{it} + \varepsilon_{it}, \text{ onde } \alpha = \alpha_0 + \alpha_1 x \qquad (7)$$

desta forma, o modelo estimado é dado por:

$$\log y_{it} = \log A_{it} + \alpha_0 \log x_{it} + \alpha_1 x_{it} \log x_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (8)$$

Neste modelo o parâmetro de maior interesse é a_1, pois este determina como o tamanho da população x afeta o expoente de Pareto. Assim, se a_1>0 isto implica que quanto maior é o tamanho da população o valor absoluto do expoente de Pareto diminui. Isto significa dizer que a desigualdade do tamanho das cidades cresce com o tamanho da população. Caso contrário, se $a_1 < 0$ a desigualdade decresce com o tamanho da população.

III Uma aplicação para o Brasil

Os dados utilizados são fornecidos pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Os dados foram extraídos dos Anuários Estatísticos do Brasil outras publicações do instituto que foram colocadas no CD-ROM denominado Estatísticas do Século XX. Os dados utilizados compreendem a população municipal para os anos de 1936, 1950, 1960, 1970, 1980, 1991 e 2000. Todos os dados referem-se aos respectivos censos demográficos e somente os dados de 1950 sofrem a restrição de possuírem a população das cidades com mais de 5.000 habitantes, os demais anos possuem a população de todos as cidades existentes no período.

São estimadas as equações (5), (6) e (8) por mínimos quadrados ordinários. Em todas as regressões foram realizados testes de White com termos cruzados pra verificar a presença de heterocedasticidade. Em todos a hipótese de existência de heterocedasticidade são rejeitadas.

A tabela 1 mostra os resultados obtidos para o expoente de Pareto no Brasil. Os resultados mostram que somente nos anos de 1960 e 1970 existe a possibilidade de ocorrer a Lei de Zipf. A hipótese de a=1 é aceita com 95% de confiança. No começo do século a distribuição do tamanho das cidades começa mais igualitária do que prediz a lei de Zipf. Entretanto, ao longo do século a distribuição foi tornando-se mais desigual.

Tabela 1: Expoentes de Pareto – 1936-2000

Anos	A	α	R^2 Ajustado	N
1936	18,798 (0,1380)	-1,2580 (0,0140)	0,8476	1478
1950	15,239 (0,0380)	-1,077 (0,0040)	0,9938	435
1960	16,863 (0,0562)	-1,0189 (0,0059)	0,8814	3940
1970	16,729 (0,0486)	-1,0055 (0,0051)	0,9060	3953
1980	16,046 (0,0430)	-0,923 (0,0050)	0,9130	3990
1991	15,945 (0,0299)	-0,8989 (0,0032)	0,9345	5507
2000	15,745 (0,0279)	-0,8690 (0,0029)	0,9397	5507

O aumento da desigualdade, seguindo o arcabouço teórico da NGE, se deveria a forças centrípetas atuando e se sobrepondo as forças centrifugas. É nítida a redução dos custos de transporte ao longo do século, Glaeser e Kohlhase (2003) mostram que estes custos têm diminuído rapidamente no último século, segundo os autores: "*However, while proximity matters, the form of proximity certainly has changed*". Entretanto, é possível observar que esta redução não tem reduzido a desigualdade no tamanho das cidades, pelo contrário esta só aumentou ao longo do século passado no Brasil conforme mostram os resultados. Krugman (1991) e Fujita *et al.* (2002) mostram que a conexão entre custos de transporte e a concentração das atividades não é monotônica. Quando os custos são baixos estes levam a uma maior dispersão, isto porque seria facilitado a qualquer um ter acesso a produtos de qualquer parte do país. Assim, não seria tão importante a proximidade de empresas de pessoas, empresas de empresas e pessoas de pessoas. Quando os custos são muito altos estes também levam a uma maior dispersão. A razão é que, neste caso, é importante estar próximo dos fatores imóveis, tais como fontes de energia e matéria-prima. A concentração, segundo os autores, ocorreria com valores intermediários de custos de transporte. O Brasil provavelmente encontra-se neste estágio intermediário. Porém, vale ressaltar que os custos de transporte são importantes, mas certamente não são as únicas forças centrípetas, o mercado de trabalho também gera uma força centrípeta forte, uma vez que centros urbanos têm mercados de trabalho mais eficientes porque permite que trabalhadores de diferentes empresas possam trocar de empresa a um custo baixo, pois não precisam mudar de cidade. Por outro lado, os empregadores também são beneficiados, pois podem contratar trabalhadores já treinados por outras empresas. Outro aspecto que também é bastante destacado na literatura é que as cidades tornam mais eficiente a transferência de conhecimento, pois é possível que empresas de um mesmo ramo de atividade troquem informações. Isto ocorre porque trabalhadores de diferentes empresas discutem formalmente ou informalmente sobre novas idéias e produtos, assim, além de incrementar o conhecimento este processo permite também a difusão de tecnologias. O processo de urbanização do Brasil ao longo do século passado certamente fortaleceram estas forças centrípetas, com o fortalecimento das grandes cidades em detrimento das cidades menores, o que levou a um aumento da desigualdade no tamanho das cidades.

Comparando os resultados obtidos neste artigo com Soo (2002), em que o autor encontra um coeficiente de Pareto de 1,1341 para o Brasil em 2000, é possível observar que a distribuição do tamanho das cidades brasileiras é muito mais desigual do que foi estimado pelo autor. A diferença esta no tamanho da amostra. Aliás, o fato de o expoente de Pareto ser muito sensível a mudanças na amostra também é destacado por outros autores como Rosen e Resnick (1980), Guérin-Pace (1985), Lanaspa *et al*. (2002) e próprio Soo (2002). No apêndice são mostrados os valores estimados para o coeficiente de Pareto em outras quatro situações: para as 100 maiores cidades, para as 500 maiores cidades, para as cidades com mais de 20.000 habitantes e para as cidades com mais de 50.000 habitantes.

Os resultados mostram que quando se estabelecem restrições sobre a amostra o coeficiente de Pareto é maior, o que indica que a desigualdade é menor entre cidades médias e grandes do que quando se acrescentam as cidades menores. Os resultados são apresentados no gráfico 1, que mostra que a desigualdade aumentou em quase todos os níveis com a exceção das 100 maiores cidades, que apresentam um formato de U. Este resultado parece refletir uma idéia proposta por Henderson (2002), que recorre a um raciocínio desenvolvido por Willianson (1965) adaptado-o a economia urbana e regional. O autor utiliza as contribuições da nova geografia econômica para explicar o porquê de a desigualdade entre cidades nos países desenvolvidos ter diminuído nas últimas décadas. Segundo o autor, nos estágios iniciais de urbanização e desenvolvimento a concentração das atividades tende a aumentar devido à escassez de infra-estrutura econômica, tal como estradas e trabalhadores qualificados, portanto as forças centrípetas superam as forças centrifugas neste estágio. A partir de um determinado ponto do processo as forças centrífugas começam a adquirir força e passam a preponderar levando as atividades a dispersar para outras regiões. Este processo faria com que houvesse um ponto ótimo para o crescimento das regiões e cidades, pois se poderia chegar a níveis indesejáveis de congestionamento. Os resultados mostram que as grandes cidades brasileiras podem estar chegando a este limite superior e estaria havendo uma dispersão para outras cidades também grandes, entretanto vale ressaltar que isto só se verifica quando são analisadas as maiores cidades, pois quando se utiliza uma amostra um pouco maior este resultado não se verifica. Estes resultados brasileiros diferem dos resultados obtidos para países europeus, pois nestes países o processo de dispersão está ocorrendo desde a década de setenta, conforme demonstram os trabalhos de Guérin-Pace (1995), Delgado e Godinho (2004) e Lanaspa *et al* (2002).

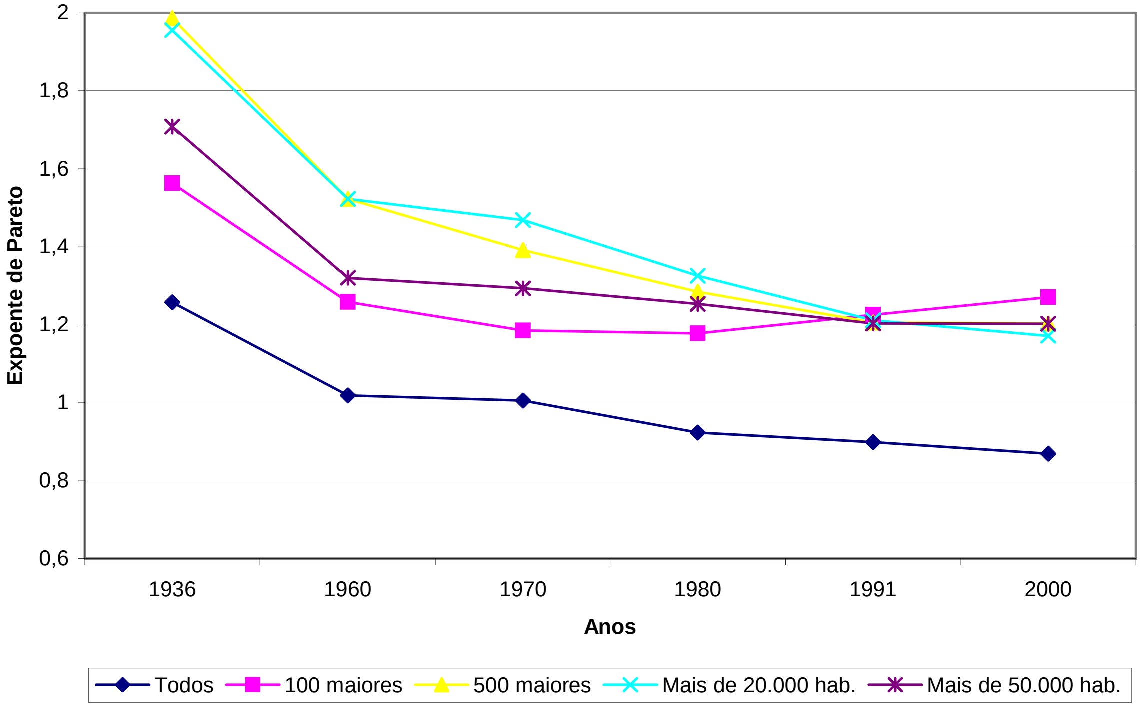

Gráfico 1: Coeficiente de Pareto no Brasil –1936-2000

Os resultados da equação (6) para toda a amostra também diferem dos países europeus. Vale lembrar que se b > 0 isto significa que a curva que relaciona a ordem e o tamanho das cidades é convexa, e, portanto, as maiores cidades são mais populosas e as cidades menores são mais numerosas do que prevê a regra da ordem do tamanho das cidades. Se b é positivo e crescente isto significa que a evolução temporal do tamanho das cidades esta positivamente correlacionada com sua dimensão e, portanto, gerando um crescimento divergente em que as maiores cidades crescem mais do que as menores cidades. Por outro lado se b < 0 o crescimento é convergente e as menores cidades crescem mais do que as menores. Os resultados mostram que o crescimento do tamanho das cidades é convergente, o que contraria o aumento da desigualdade mostrada pela equação (5), porém vale ressaltar que esta convergência vem diminuindo. Neste caso, possivelmente esta convergência se deve a criação de um grande número de novas cidades pequenas.

O Brasil, diferentemente dos países Europeus que praticamente mantém a mais de um século o mesmo número de cidades, criou somente entre 1940 e 2000 mais de 4.000 novas cidades. A grande maioria é muito pequena, a população média das mais de 1.500 novas cidades criadas nos últimos vinte anos era em 2000 é de 9.827 habitantes. Em 1936 a população média por cidade era de 28.684 habitantes e a população do país era um pouco mais do que 42 milhões de habitantes. Em 2000, a população quadruplicou, mas a população média por cidades subiu apenas para 30.833 habitantes. Estes números refletem um problema ao analisar a evolução da distribuição do tamanho das cidades brasileiras, pois o surgimento de novas cidades no Brasil não esta totalmente relacionada ao resultado do confronto de forças centrípetas e centrífugas com prediz a NGE, mas são o resultados de uma criação política de cidades a fim de aperfeiçoar a descentralização das decisões e dos recursos governamentais.

Quando se utiliza a parte superior da distribuição o resultado é ambíguo, pois quando são analisadas somente as 100 maiores cidades há divergência, mas quando se utiliza as cidades com mais de 50.000 habitantes existe divergência até 1980, mas para os anos de 1991 e 2000 verifica-se a lei de Gibrat. Os resultados obtidos para a equação (5) para as cidades com mais de 50.000

habitantes mostram uma estagnação no coeficiente de Pareto e os resultados das equações (6) e (8) para a mesma amostra mostram uma independência entre o crescimento da cidade e seu tamanho. Então, seria possível concluir que hoje o Brasil segue a lei de Gibrat? Visando responder esta questão é feita uma regressão entre o crescimento da população das cidades brasileiras no período entre 1991 e 2000 e sua população em 1991. Os resultados são apresentados na tabela 2.

Tabela 2: Crescimento e Tamanho da Cidade – 1991-2000

Amostra	Constante	β	R^2 Ajustado	Correlação de Pearson
100 maiores	0,5859 (0,1796)	-0,0312 (0,01398)	0,0386	0,2198
Mais de 50.000 hab.	0,1217 (0,0851)	0,0050 (0,0073)	0,0010	0,0330
Toda	-0,1285 (0,0212)	0,0234 (0,0022)	0,0186	0,1371

Os resultados mostram que há uma divergência entre todas as cidades no período, o que é compatível com o aumento da desigualdade verificado na equação (5) e com a diminuição da convergência estimada pela equação (6). O mesmo não se pode afirmar sobre se há convergência ou divergência quando limitasse a amostra para as 100 maiores cidades e as cidades com mais de 50.000 habitantes, pois os resultados não são significativos e apresentam baixa correlação entre o crescimento e o tamanho das cidades. Resultados que corroboram para afirmar que a lei de Gibrat se verifica no Brasil na década de noventa. O fato de ter existido divergência ao longo do século reflete a atuação de forças centrípetas conforme é destacado pelas teorias da NGE, entretanto durante a década de noventa é possível observar forças centrífugas atuando nas grandes cidades, que parecem dar sinais de esgotamento devido a seus grandes problemas de congestionamento, grandes distâncias e crime. Desta forma, existe um equilíbrio entre forças centrípetas e centrífugas nas grandes e médias cidades fazendo com que tenham taxas de crescimento muito semelhantes. Entretanto, cabem algumas ressalvas a esta conclusão, pois este momento de estagnação pode representar um ponto de inflexão que países desenvolvidos já passaram em décadas passadas. Nos países europeus independente do tamanho da amostra o que se tem verificado é uma tendência de convergência em que as cidades maiores parecem estar perdendo espaço e as cidades menores tem crescido a maiores taxas. No caso brasileiro os resultados obtidos para a equação (6) no ano de 2000 já apresentam um sinal negativo, embora os resultados não sejam significativos, podem mostrar uma tendência de convergência semelhante a dos países europeus, que começou nas décadas de setenta e oitenta.

Outro ponto que merece consideração é o fato de persistir a divergência na parte superior da distribuição ao longo do século, conforme mostram os resultados da equação (6) e da equação (8) e pelo menos até a década de oitenta na equação (5). Vale ressaltar que esta divergência esta foi reduzindo ao longo do século, mas voltou a crescer ao longo da década de noventa. O que explica este comportamento divergente? Renaud (1981), Henderson (1988) e Ades e Glaeser (1995) argumentam que o processo de aglomeração não é interrompido devido à existência de primazia. Primazia surge quando há um favorecimento político a determinadas cidades. Segundo a literatura a maioria dos casos de primazia ocorre quando há uma grande centralização dos recursos públicos e a democracia não está totalmente consolidada. Este favorecimento poderia ser, por exemplo, maiores investimentos em infra-estrutura, favorecimento em licitações, entre outros. Assim, muitas atividades se localizariam nas cidades em que as decisões são tomadas a fim de receber os benefícios deste favorecimento. Em geral, primazia ocorre na sede de governos, ou seja, capitais de países e estados, mas pode ocorrer também em centros de origem do poder dominante. O Brasil é pródigo em exemplos de governantes que favorecem suas bases eleitorais e a primazia parece ser um fenômeno real, tanto que os autores são unânimes em citar a cidade de São Paulo como um exemplo mundial de primazia.

IV CONCLUSÕES

Este artigo estimou o coeficiente de Pareto para o Brasil em um período compreendido ente 1936 e 2000. Os resultados obtidos não permitem concluir que a regra da ordem e tamanho se aplica ao Brasil. Somente em 1960 e 1970 esta regra se verifica, porém representa um período de transição, pois o coeficiente diminuiu constantemente ao longo do período estudado. Esta diminuição representa um aumento da desigualdade no tamanho das cidades brasileiras. Estes resultados foram reforçados pelas regressões entre o crescimento e o tamanho das cidades que evidenciaram divergência ao longo da década de noventa.

O artigo mostrou como o tamanho da amostra pode alterar os resultados. Trabalhos anteriores que estimaram o coeficiente de Pareto para o Brasil utilizaram amostras menores, em geral, o topo da distribuição, que como foi visto no artigo apresenta resultados diferentes dos obtidos quando é utilizada toda a amostra.

O artigo também testou a hipótese de haver não linearidades na relação entre ordem e tamanho das cidades. Os resultados significativos para os coeficientes não lineares confirmam que é relevante estudar outros tipos de distribuição, uma vez que estas permitem, por exemplo, testar a hipótese de que o crescimento das cidades segue a lei de Gibrat. Os resultados mostraram que a lei de Gibrat parece adequar-se ao caso brasileiro na década de noventa para as cidades com mais de 50.000 habitantes. Entretanto, vale destacar que estes resultados podem representar um período de transição que países desenvolvidos já passaram nas décadas de setenta e oitenta.

Fica destacado no artigo o papel da Nova Geografia Econômica como arcabouço teórico utilizado para explicar a evolução do tamanho das cidades brasileiras. A NGE, apesar de não conseguir reproduzir a regra da ordem do tamanho das cidades, é atualmente o arcabouço teórico que apresenta a história mais plausível. Desta forma, a NGE mostra um caminho para pesquisas futuras que investiguem as causas de tais transformações ocorridas no tamanho das cidades brasileiras ao longo do século passado.

V REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Ades, A.F.; Glaeser, E. F. “Trade and Circuses: Explaining Urban Giants” Quarterly Journal of Economics. 110, p.195-227, 1995.

Anderson, G.; Ge, Y. “ The Size Distribution of Chinese Cities” Mimeo. University Toronto, 2003.

Black, D.; Henderson, V. “A Theory of Urban Growth” Journal of Political Economy .107(2), p. 252-284, 1999.

________ “Urban Evolution in the USA”, Journal of Economic Geography, 3, 343-372, 2003.

Brakman, S.; Garretsen, H.; Van Marrewijk, C.; van den Berg, M. “The Return of Zipf’s: Towards a further understanding of the Rank-Size Distribution”, Journal of Regional Science, 39, Nº 1, 183-213, 1999.

Ciccone, P.; Hall, R. “Productivity and Density of Economic Activity” American Economic Review. 86, p. 54-70, 1995.

Cordoba, J.C. “On the Distribution of City Sizes”, Working Paper, Rice University, 2003.

Delgado, A.; Godinho, I. “The Evolution of City Size Distribution in Portugal: 1864-2001” Paper presented at the World Conference of International Regional Science Association, South Africa, 2004.

Dobkins, L.; Ioannides, Y. "The Evolution of Size Distribution: U.S. Cities", in *Economics of Cities: Theoretical Perspectives*, J.M. Huriot and J.-F. Thisse (eds), Cambridge, UK: Cambridge University Press, 2000.

Duranton, G. "City Size Distribution As A Consequence of the Growth Process", <u>Center for Economic Performance</u>. Working Paper, 2002.

Eaton, J.; Eckstein, Z. "Cities and Growth: Theory and Evidence from France and Japan" <u>Regional Science and Urban Economics</u>. 27(4-5), p. 443-474, 1997.

Fan, C; Casetti, E. "The Spatial and Temporal Dynamics of US Regional Income Inequality, 1950-1989", <u>Annals of Regional Science</u>, vol. 28, 177-196, 1994.

Fujita, M.; Krugman, P.; Venables, A.J. Economia Espacial: urbanização, prosperidade econômica e desenvolvimento humano no mundo. Editora Futura: São Paulo, 2002.

Gabaix, X. "Zipf's Law for Cities: An Explanation", <u>The Quarterly Journal of Economics</u>, Vol. CXIV, Nº. 3, 739-767, 1999.

Gabaix, X.; Ioannides, Y. "The Evolution of City Size Distributions", *Working Paper* 2003, Tufts University, 2003.

Glaeser, E.; Kallal, H.; Sheinkman, J.; Schleifer, A. "Growth in Cities" <u>Journal of Political Economy</u>. 100, p.1126-1152, 1991.

Glaeser, E.L., Sacerdote, B. "Why is there More Crime in Cities?" <u>NBER Working Paper</u>, WP Nº 5430, 1996.

Glaeser, E.L.; Kahn, M. E.; Rappaport, J. "Why do the Poor live in Cities?" <u>NBER Working Paper</u>, WP Nº 7636, 2000.

Glaeser, E.L.; Kohlhase, J. "Cities, Regions and the Decline of Transport Costs" <u>NBER Working Paper</u>, WP Nº 9886, 2003.

Guérin-Pace, F. "Rank-Size Distributions and the Process of Urban Growth", <u>Urban Studies</u>, Vol. 32, Nº 3, 551-562, 1995.

Hansen, N. "Impacts of Small and Intermediate-Sized Cities on Population Distribution: Issues and Responses" <u>Regional Development Dialogue</u>, 11, p.60-76, 1990.

Henderson, V. Urban Development: Theory, Fact and Illusion, Oxford University Press, Oxford, 1998.

________ "The Urbanization Process and Economic Growth: The So-What Question" Mimeo. Brown University, 2002.

Henderson, V.; Shalizi, Z.; Venables, A. J. "Geography and Development" <u>Journal of Economic Geography</u>. 1, p.81-105, 2001.

Ioannides, Y.; Overman, H. "Zipf's Law for Cities: an Empirical Examination", <u>Regional Science and Urban Economics</u>, 33, 127-137, 2003.

________ (2000), "Spatial Evolution of the US Urban System", *Working Paper* 2000-18, Tufts University, 2000.

________ "Dynamic Evolution of the U.S. City Size Distribution", *Working Paper* No. 99-16, Tufts University, 1999.

Krugman, P. "Increasing Returns and Economic Geography", <u>Journal of Political Economy</u>, 99, 483-499, 1991.

________ "Confronting the Mystery of Urban Hierarchy", <u>Journal of the Japanese and International Economies</u>, Vol. 10, 399-418, 1996.

Lanaspa, L.; Perdigueiro, A.; Sanz, F. " La Distribución del Tamaño de las Ciudades. El Caso de España 1900-1999" Universidad de Zaragoza, 202.

Lai, J. " Using Random Growth Models to Explain Zipf's Law" Mimeo. University of Texas, 2001.

Limao, N.; Venables, A. “Infrastructure, Geographical Disadvantage and Transport Costs’, Policy Research Working Paper, WP Nº2257, World Bank, 1999.

O’Sullivan, A. Urban Economics, Homewood III: Irwin, Third edition, 1996.

Ottaviano, G.; Thisse, J.F. “ Agglomeration and Economic Geography” Handbook of Urban and Regional Economics vol.4, 2003.

Overman, H.; Ioannides, Y. “Cross-Sectional Evolution of the US City Size Distribution”, 2000.

Reed, W. “The Pareto, Zipf and other Power Laws”, Economics Letters, 74, 15-19, 2001.

Renaud, B. National Urbanization Policy in Developing Countries, Oxford University Press, 1981.

Rosen, K.; Resnick, M. “The Size Distribution of Cities: An Examination of the Pareto Law and Primacy”, Journal of Urban Economics, Vol. 8, 165-186, 1980.

Soo, K. “Zipf’s Law for Cities: A Cross Country Investigation”, Working Paper, Center for Economic Performance, London School of Economics, 2002.

Tabuchi, T., Thisse, J.; Zeng, D. “On the Number and Size of Cities”, Discussion papers, Centre for Economic Policy Research, 2003.

Williamson, J. “Regional Inequality and the Process of National Development” Economic Development and Cultural Change, June, p. 3-45, 1965.

VI APÊNDICE

TABELA A.1. Estatística Descritiva

Variável	Anos	n	Mínimo	Máximo	Média	Desvio Padrão
População	1936	1.478	175	1.756.080	28.684	60.496
	1950	434	5.003	2.303.063	30.953	152.134
	1960	1.516	585	3.825.351	26.694	133.326
	1970	3.953	833	5.921.796	23.588	125.718
	1980	3.990	716	8.493.226	29.849	172.733
	1991	5.507	618	9.649.519	26.662	169.000
	2000	5.507	795	10.434.252	30.833	186.751
Ln população	1936	1.478	5,1648	14,3786	9,9341	0,7240
	1950	434	8,5178	14,6498	9,4270	0,9006
	1960	1.516	6,3716	15,1572	9,5393	0,9280
	1970	3.953	6,7250	15,5942	9,3944	0,9418
	1980	3.990	6,5737	15,9548	9,4876	1,0304
	1991	5.507	6,4265	16,0824	9,2668	1,0711
	2000	5.507	6,6783	16,1606	9,3554	1,1111
Ln Rank	1936	1.478	0	7,2984	6,3015	0,9891
	1950	434	0	6,0730	5,0821	0,9734
	1960	1.516	0	7,3238	6,3268	0,9893
	1970	3.953	0	8,2822	7,2835	0,9949
	1980	3.990	0	8,2915	7,2928	0,9949
	1991	5.507	0	8,6138	7,6147	0,9960
	2000	5.507	0	8,6138	7,6147	0,9960

TABELA A.2. Expoentes de Pareto – Restrições Amostrais no número de cidades

	Anos	A	α	R^2 Ajustado
100 maiores	1936	21,4826 (0,6219)	-1,5632 (0,0544)	0,8927
	1950	14,2771 (0,1478)	-0,9916 (0,0137)	0,9813
	1960	18,1615 (0,4239)	-1,2590 (0,0366)	0,9224
	1970	18,0559 (0,2020)	-1,1859 (0,0165)	0,9809
	1980	18,4425 (0,1595)	-1,1787 (0,0127)	0,9886
	1991	19,3676 (0,1392)	-1,2262 (0,0108)	0,9923
	2000	20,189 (0,1425)	-1,27085 (0,0109)	0,9928
500 maiores	1936	26,4610 (0,1850)	-1,9870 (0,0172)	0,9635
	1960	21,3071 (0,1134)	-1,5228 (0,0107)	0,9758
	1970	20,6078 (0,0797)	-1,3924 (0,0072)	0,9868
	1980	19,7797 (0,0512)	-1,2849 (0,0045)	0,9938
	1991	19,1089 (0,0308)	-1,2066 (0,0026)	0,9975
	2000	19,3151 (0,0329)	-1,20418 (0,0028)	0,9972

TABELA A.3. Expoentes de Pareto – Restrições Amostrais na População

	Anos	A	α	R^2 Ajustado	N
População maior do que 50.000 habitantes	1936	23,2256 (0,5262)	-1,7083 (0,0466)	0,9034	143
	1950	12,6764 (0,3310)	-0,8608 (0,0280)	0,9681	31
	1960	18,9214 (0,3795)	-1,3208 (0,0332)	0,9272	124
	1970	19,4167 (0,1081)	-1,2935 (0,0094)	0,9870	249
	1980	19,3993 (0,0560)	-1,2538 (0,0048)	0,9944	374
	1991	19,0699 (0,0351)	-1,2035 (0,0030)	0,9972	437
	2000	19,3010 (0,0312)	-1,2030 (0,0026)	0,9974	524
População maior do que 20.000 habitantes	1936	26,1209 (0,11890)	-1,9559 (0,01130)	0,9751	757
	1950	14,2152 (0,1507)	-0,9864 (0,0139)	0,9813	95
	1960	21,3083 (0,1139)	-1,5229 (0,0107)	0,9757	497
	1970	21,4989 (0,0459)	-1,4692 (0,0043)	0,9908	1060
	1980	20,2749 (0,0236)	-1,3264 (0,0022)	0,9965	1233
	1991	19,1716 (0,0112)	-1,2118 (0,0010)	0,9990	1295
	2000	18,9232 (0,0118)	-1,1719 (0,0011)	0,9986	1488

TABELA A.4. Resultados obtidos para a equação (6)

	Anos	A	α	β	R^2 Ajustado	N
População maior do que 50.000 habitantes	1936	87,8097 (2,3356)	-12,4463 (0,3872)	0,4432 (0,0159)	0,9849	143
	1950	25,1165 (3,0676)	-2,8648 (0,4927)	0,0799 (0,0196)	0,9790	31
	1960	53,9404 (0,9180)	-7,0169 (0,1486)	0,2294 (0,0059)	0,9943	124
	1970	33,2300 (0,4415)	-3,5543 (0,0719)	0,0917 (0,0029)	0,9974	249
	1980	26,9166 (0,3428)	-2,4856 (0,0558)	0,0500 (0,0022)	0,9976	374
	1991	19,4159 (0,3333)	-1,2600 (0,0542)	0,0022* (0,0021)	0,9972	437
	2000	17,1859 (0,2862)	-0,8580 (0,0465)	-0,0139* (0,0188)	0,9976	524
100 maiores	1936	90,5123 (3,5143)	-12,8802 (0,5748)	0,4605 (0,0233)	0,9783	
	1950	24,3068 (0,6760)	-2,7335 (0,1167)	0,0746 (0,0049)	0,9943	
	1960	54,1713 (1,1601)	-7,0527 (0,1858)	0,2307 (0,0073)	0,9929	
	1970	36,1796 (1,0959)	-4,0051 (0,1699)	0,1088 (0,0065)	0,9950	
	1980	29,8986 (1,3472)	-2,9161 (0,2037)	0,0654 (0,0076)	0,9934	
	1991	27,6441 (1,3718)	-2,4614 (0,2041)	0,0458 (0,0075)	0,9943	
	2000	31,0982 (1,4158)	-2,8756 (0,2077)	0,0587 (0,0075)	0,9954	
Todos	1936	-7,0129 (0,5344)	3,9201 (0,1016)	-0,2583 (0,0052)	0,9418	1478
	1950	18,8312 (0,1684)	-1,7825 (0,0327)	0,0340 (0,0015)	0,9970	435
	1960	0,9191 (0,3147)	2,0835 (0,0640)	-0,1574 (0,0032)	0,9583	3940
	1970	1,9411 (0,1564)	2,0721 (0,0322)	-0,1584 (0,0016)	0,9717	3953
	1980	2,9403 (0,1190)	1,7717 (0,0241)	-0,1367 (0,0012)	0,9789	3990
	1991	5,3050 (0,0765)	1,3199 (0,0157)	-0,1140 (0,0008)	0,9858	5507
	2000	5,3745 (0,0647)	1,2697 (0,0131)	-0,1086 (0,0006)	0,9896	5507

TABELA A.5. Resultados obtidos para a equação (8)

	Anos	A	α_0	α_1	R^2 Ajustado	N
População maior do que 50.000 habitantes	1936	30,5649 (0,5593)	-2,3786 (0,0506)	1,68E-07 (1,06E-08)	0,9651	143
	1950	14,2809 (0,5462)	-1,0036 (0,04800)	2,14E-08 (6,24E-09)	0,9765	31
	1960	23,7493 (0,1998)	-1,7540 (0,0177)	5,64E-08 (1,80E-09)	0,9918	124
	1970	20,7178 (0,0774)	-1,4099 (0,0068)	1,72E-08 (6,86E-10)	0,9936	249
	1980	19,9684 (0,0515)	-1,3049 (0,0045)	7,58E-09 (4,12E-10)	0,9970	374
	1991	19,2074 (0,0425)	-1,2157 (0,0037)	1,79E-09 (3,33E-10)	0,9974	437
	2000	19,2852 (0,0389)	-1,2016 (0,0033)	-2,06E-10* (3,02E-10)	0,9974	524
100 maiores	1936	29,1010 (0,7968)	-2,2505 (0,0713)	1,50E-07 (1,34E-08)	0,9526	
	1950	15,4900 (0,1393)	-1,1087 (0,1322)	3,25E-08 (2,47E-09)	0,9923	
	1960	23,3542 (0,2434)	-1,7203 (0,0214)	5,42E-08 (2,02E-09)	0,9906	
	1970	19,9625 (0,1911)	-1,3480 (0,0160)	1,43E-08 (1,10E-09)	0,9930	
	1980	19,6077 (0,1863)	-1,2747 (0,0151)	6,27E-09 (7,55E-10)	0,9933	
	1991	20,3828 (0,1663)	-1,3082 (0,0132)	4,52E-09 (5,62E-10)	0,9953	
	2000	21,3069 (0,1731)	-1,3598 (0,0136)	4,26E-09 (5,11E-10)	0,9957	
Todos	1936	18,1144 (0,1510)	-1,1851 (0,0153)	-1,29E-07 (1,31E-08)	0,8569	1478
	1950	15,6579 (0,0260)	-1,1231 (0,0027)	3,39E-08 (1,13E-09)	0,9980	435
	1960	15,7566 (0,0897)	-0,9876 (0,0094)	-2,67E-08 (4,37E-09)	0,8964	3940
	1970	16,5246 (0,0500)	-0,9827 (0,0053)	-3,48E-08 (2,63E-09)	0,9100	3953
	1980	15,8255 (0,0437)	-0,8982 (0,0046)	-2,91E-08 (1,77E-09)	0,9185	3990
	1991	15,7490 (0,0301)	-0,8768 (0,0032)	-2,87E-08 (1,33E-09)	0,9396	5507
	2000	15,5182 (0,0277)	-0,8436 (0,0029)	-2,94E-08 (1,14E-09)	0,9463	5507