

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 121
CONCENTRAÇÃO REGIONAL E DISPERSÃO DAS RENDAS
PER CAPITA ESTADUAIS: UM COMENTÁRIO

Afonso Henriques Borges Ferreira

Agosto de 1998

Ficha catalográfica

| | |
|----------------------------|--|
| 332.1(81) F383c 1998 | Ferreira, Afonso Henriques Borges. Concentração regional e dispersão das rendas per capita estaduais : um comentário. Belo Horizonte: UFMG/Cedeplar, 1998. 20 p. (Texto para discussão ; 121) 1.Economia regional.2.Desenvolvimento economico. 3. Brasil - Condições econômicas. I. Universidade Federal de Minas Gerais. Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional. II. Título. III. Série. |
|----------------------------|--|

FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
CENTRO DE DESENVOLVIMENTO E PLANEJAMENTO REGIONAL

**CONCENTRAÇÃO REGIONAL E DISPERSÃO DAS RENDAS
PER CAPITA ESTADUAIS: UM COMENTÁRIO**

Afonso Henriques Borges Ferreira

Professor do Departamento de Ciências Econômicas
e do CEDEPLAR da UFMG

CEDEPLAR/FACE/UFMG
BELO HORIZONTE
1998

Edição recente da revista *Estudos Econômicos* trouxe mais uma relevante contribuição do professor Carlos Roberto Azzoni para a análise da evolução das desigualdades regionais no Brasil (Azzoni, 1997).

Neste artigo, o professor Azzoni, nas suas próprias palavras, teve em vista, entre outros, os três seguintes objetivos: (1) “apresentar metodologia desenvolvida para compatibilizar as distintas séries [estaduais] de PIB disponíveis e divulgar os resultados obtidos”; (2) “registrar como a concentração e dispersão de rendas regionais evolui ao longo do tempo”; (3) “caracterizar a limitação das conclusões dos estudos baseados em períodos mais curtos e historicamente específicos, evidenciando a necessidade de se lançar um olhar mais abrangente ao fenômeno” (Azzoni, 1997, págs. 342-343).

No que se refere a este terceiro ponto, o professor Azzoni critica especificamente os estudos sobre convergência de rendas per capita estaduais de Ferreira e Diniz (1995) e Schwartzman (1996), que trabalharam apenas com dados para o período 1970-85, por se tratar este, “em primeiro lugar, de um período pouco extenso e que, ademais, experimentou um processo de diminuição de desigualdades muito acentuado, condicionando assim os resultados dos estudos e, principalmente, limitando a projeção das conclusões para períodos futuros” (Azzoni, 1997, pág. 342). Por se restringirem ao período 1970-85, “que apresentou um processo de convergência muito acentuado, mas que não subsistiu posteriormente”, estes dois estudos teriam apontado equivocadamente “a existência de convergência absoluta de rendas no Brasil” (Azzoni, 1997, pág. 372)¹.

A proposição de que estudos de convergência de rendas per capita devem se basear em dados referentes a intervalos de tempo tão extensos quanto possível é, sem dúvida, em princípio, correta, dada a natureza de longo prazo daquele processo.

Na análise do caso brasileiro, a combinação dos dados disponíveis para os períodos pré-1970 e pós-1970 em séries temporais para os PIBs dos estados, não obstante constitua um procedimento, para dizer o menos, bastante problemático, tem, na verdade, se verificado com alguma frequência, sob diferentes formas, em estudos recentes, disso sendo exemplos os trabalhos de Souza (1993), Azzoni (1994, 1996 e 1997), Ferreira (1996a) e Zini e Sachs (1996).

Algumas das inconsistências detectadas nas informações sobre PIBs estaduais foram listadas em Ferreira (1996a), com base em esclarecimentos contidos nas próprias fontes dos dados:

- a) As estimativas relacionadas ao período pré-1970 correspondem ao conceito de produto interno líquido a custo de fatores, ou seja, não incluem a depreciação do capital fixo. Já as

¹ Ferreira e Diniz (1995) circulou originalmente como Texto para Discussão do CEDEPLAR nº 79, publicado em outubro de 1994, época em que não se encontravam ainda disponíveis estimativas de PIBs dos estados brasileiros para o período pós-1985. A análise de convergência realizada naquele primeiro trabalho foi, posteriormente, estendida: (i) ao período 1950-85 em Ferreira (1996a), divulgado inicialmente como Texto para Discussão do CEDEPLAR no. 92, em outubro de 1995, e (ii) ao período 1970-92 em Ferreira (1996b). Ferreira e Diniz (1995) não adotam a expressão convergência absoluta em nenhuma passagem do seu artigo, embora postulem a ocorrência, a partir dos anos 70, de uma significativa alteração no padrão regional brasileiro, em consequência da qual as rendas per capita estaduais e regionais teriam passado a apresentar “uma tendência clara a convergência”. Na conclusão do artigo, sugerem ainda que o processo de convergência poderia ter se mantido e até se acentuado, depois de 1985. Embora os indicadores usuais de convergência σ , calculados a partir das estimativas recentemente produzidas pelo IPEA, tenham permanecido praticamente inalterados, entre 1985 e 1995, a direção em que se moveram as rendas dos estados, como proporção da média nacional, parece, em geral, ter sido antecipada corretamente naquele trabalho

estimativas para os anos de 1970 a 1985, assim como as estimativas do IPEA referentes ao período 1985-1995, referem-se ao conceito de produto interno bruto a custo de fatores.

- b) As estimativas relacionadas ao período pré-1970 superestimam o produto agrícola, devido ao fato de que o consumo intermediário do setor não foi deduzido dos dados estaduais para esses anos (em 1960, por exemplo, esta superestimação é da ordem de 24%, para o total das informações estaduais).
- c) As estimativas relacionadas ao período pré-1980 subestimam o produto industrial, devido ao fato de não terem sido incluídos, naqueles anos, no cálculo do produto setorial, os serviços industriais de utilidade pública e o produto do setor de construção (de novo, em 1960, por exemplo, esta subestimação foi da ordem de 13%, para o total das informações estaduais).
- d) As estimativas relacionadas ao período 1939-1985 subestimam o produto do setor de serviços, aqui apenas por uma pequena margem, devido a não inclusão, no cômputo dessa atividade, dos serviços de transporte aéreo e dos departamentos das empresas de transporte.

As inconsistências entre as informações, tanto do ponto de vista conceitual como quantitativo, estão, como se vê, longe de ser desprezíveis e provavelmente são relevantes o bastante para justificar uma eventual opção do pesquisador por não combinar, numa mesma série, informações tão díspares. Quando menos a existência de tais inconsistências deve ser, não só mencionada, mas enfatizada, de modo a alertar o leitor para a intrínseca precariedade das análises baseadas em tais dados, um cuidado nem sempre observado na literatura recente (inclusive, mas não apenas, em Ferreira e Diniz (1995)).

O primeiro ponto que se quer fazer nesta nota, para resumir, é, portanto, que, embora, em estudos sobre a evolução das desigualdades regionais, a utilização de séries temporais tão amplas quanto possível seja, em princípio, desejável, pode ser apropriado restringir a análise a períodos mais curtos, quando, como parece ser o caso aqui, existem dúvidas fundamentadas sobre a qualidade dos dados referentes a épocas mais remotas e sobre a compatibilidade destes dados com as informações mais recentes².

O professor Azzoni apresenta, no artigo objeto deste comentário (Azzoni, 1997), uma “metodologia desenvolvida para compatibilizar as distintas séries de PIBs regionais”. O passo mais importante no procedimento adotado consistiu numa correção do nível da produção setorial nos estados, tendo em vista tornar a soma dos produtos estaduais de cada setor, na série referente ao período 1939-1968, equivalente a estimativa do produto do respectivo setor nas contas nacionais. A partir daí, a participação dos estados no PIB brasileiro, em cada ano, foi reestimada e aplicada a uma série do PIB

(os estados do Pará, Bahia, Minas Gerais e Espírito Santo constituíram os principais casos de “erro de predição”, não tendo se verificado, para estes estados, o aumento previsto na renda per capita relativa).

² Além disso, é preciso ter em conta que, quando se trata de realizar projeções sobre a evolução futura da distribuição interestadual da renda, as mudanças sofridas por esta distribuição no passado recente (por exemplo, no período 1970-95) podem ser mais relevantes do que as tendências verificadas em períodos mais remotos (por exemplo, nas décadas de 40, 50 e 60). Esta consideração, a par dos problemas relativos aos dados para o período pré-1970, já mencionados, determinaram a minha opção por usar apenas as informações referentes ao período 1970-1995, em dois trabalhos recentes (Ferreira (1996b) e Ferreira (1998)), assim como nos exercícios reportados adiante, nesta nota.

anual em dólares constantes de 1995, chegando-se, assim, a versão das séries para os PIBs estaduais proposta no trabalho³.

O mais desejável certamente seria buscar-se estimar, com base numa metodologia uniforme, uma série inteiramente nova, para todo o período 1939-95, a partir das informações dos censos econômicos e de outras fontes. Presumindo-se que isto seja, em princípio, viável, é provável que apenas instituições como o IBGE e o IPEA possuam, no momento, os recursos financeiros e técnicos requeridos para enfrentar tal tarefa. A relevância destas estimativas, tanto para a pesquisa acadêmica como para a formulação de políticas, certamente justificaria a alocação de recursos públicos em um projeto desta natureza.

Enquanto isto não acontece, os pesquisadores interessados em examinar a evolução da distribuição interestadual da renda no Brasil, usando dados que cubram períodos mais recuados no tempo, não terão outra alternativa senão a de usar procedimentos semelhantes ao adotado em Azzoni (1997), quaisquer que sejam suas limitações⁴.

Isto posto, cabe indagar em que medida a utilização das séries de PIBs estaduais propostas pelo professor Azzoni para o período 1939-1995 impõe, de fato, a necessidade de uma revisão das conclusões obtidas em trabalhos baseados em dados apenas para o período pós-1970.

A série do índice de Theil para a distribuição interestadual da renda no Brasil, apresentada na Tabela A-8, em Azzoni (1997, pág. 393), talvez ofereça um bom ponto de partida para esta avaliação.

O Gráfico 1, no qual esta série é reproduzida, evidencia uma inequívoca tendência a redução do valor do índice de Theil, entre 1939 e 1995 (queda de 0,21 para 0,12, entre aqueles dois anos, com o valor máximo de toda a série (0,25) sendo alcançado em 1952 e o valor mínimo sendo observado em 1994 (0,11)).

A equação para a reta ajustada a série do índice de Theil no Gráfico 1 é dada por:

$$\begin{aligned} \text{THEIL} &= 0,25578 - 0,002594 T \\ &\quad (37,29609) \quad (-12,60431) \\ R^2 &= 0,819465 \quad n^{\circ} \text{ de observações} = 37 \end{aligned}$$

onde THEIL = índice de Theil, estimado em Azzoni (1997), T = tempo e os números em parênteses são estatísticas t.

³ Conforme mencionado anteriormente, os dados para o período pré-1970 constituem estimativas do produto interno líquido dos estados, enquanto as informações mais recentes (a partir de 1970) correspondem ao conceito de produto interno bruto. O procedimento adotado para compatibilizar as séries no que diz respeito a esta diferença não foi descrito em Azzoni (1997).

⁴ As séries corrigidas de rendas per capita estaduais, propostas na Tabela A.3, em Azzoni (1997), sugerem que variações (tanto positivas como negativas) da ordem de 20% ou mesmo 30%, em um único ano, para as rendas per capita de alguns estados, não constituíram um evento incomum, no período 1947/1968. Sugerem ainda que a dispersão das taxas anuais de crescimento das rendas per capita estaduais, neste período, teria sido bastante acentuada. Ambos estes fenômenos podem, em princípio, ser explicados pela ocorrência de choques assimétricos de grande intensidade afetando as economias estaduais (por exemplo, no caso das economias caracterizadas pela predominância das atividades primárias, frustrações de safra ou safras excepcionalmente elevadas, determinadas por condições climáticas menos ou mais favoráveis; variações acentuadas de preços no mercado internacional etc.). Embora estas sejam provavelmente características das séries originais produzidas pela Fundação Getúlio Vargas, simplesmente transmitidas para as séries corrigidas, a confiabilidade das séries apresentadas em Azzoni (1997) seria certamente reforçada se a natureza específica de tais choques pudesse ser determinada (pelo menos nos casos mais extremos).

O coeficiente angular desta linha de tendência, como se vê, tem sinal negativo e é estatisticamente significativo ao nível de 1%, proporcionando uma estimativa de -0.0026 , para a redução absoluta anual do índice, que se pode esperar com base na experiência de convergência do período 1939-95^{5,6}.

Nas palavras do próprio professor Azzoni, “ao longo do período mais amplo, observaram-se situações alternadas de elevação e de redução [do índice de Theil], embora nessa perspectiva possa-se dizer que a tendência global é de declínio” (Azzoni, 1997, pág. 361).

A Tabela 1 reproduz informações sobre as rendas per capita estaduais extraídas da Tabela A-3, em Azzoni (1997, pág. 384-387)⁷. De acordo com os dados da Tabela 1, o coeficiente de variação (desvio padrão/média) para a distribuição das rendas per capita estaduais se reduziu de 0,69 para 0,48, entre 1939 e 1995, tendo, portanto, ocorrido convergência σ entre os estados brasileiros, no período considerado. A velocidade de convergência, estimada a partir da taxa média anual de redução do coeficiente de variação, é da ordem de 0,65%.

Como se sabe, a ocorrência de convergência β é uma condição necessária (embora não suficiente) para que se verifique convergência σ . Em outras palavras, com base nos resultados até aqui apresentados, é possível antecipar que as taxas de crescimento das rendas per capita estaduais, entre

⁵ Não obstante uma tendência linear pareça se ajustar bem a série do índice de Theil para a distribuição interestadual da renda, seria também possível argumentar, com base no Gráfico 1, que o índice vem, na verdade, se movendo por saltos, apresentando bruscas mudanças de patamar, depois de permanecer estacionado, por períodos relativamente longos (quase sempre equivalentes a uma década), em um nível razoavelmente bem definido (0,23-0,24, no final dos anos 40 e durante quase toda a década de 50; 0,17-0,19, de 1959 a 1968; 0,22, nos anos 70; e finalmente, 0,12, a partir de 1985). Para dar conta desta característica da série, uma possibilidade obviamente seria adicionar “dummies” de intercepto a equação anteriormente estimada.

⁶ Note-se que as observações relativas aos anos de 1970 e 1975 constituem “outliers” na regressão reportada acima. De acordo com as estimativas apresentadas em Azzoni (1997), o índice de Theil teria se elevado de 0,18, em 1968, para 0,22, em 1970, encontrando-se ainda neste último nível em 1975. Uma possível explicação para o aumento do índice de Theil, entre 1968 e 1970, pode ser encontrada no fato de que, conforme a Tabela A3, em Azzoni (1997), a renda per capita da região Nordeste teria permanecido estagnada (aumento de 0,5%), entre aqueles dois anos, enquanto todas as demais regiões eram beneficiadas pelo início do chamado “milagre econômico”, apresentando taxas de crescimento per capita ordenadas aproximadamente conforme o predito pela hipótese de convergência (crescimento per capita de 29,2%, na região Centro-Oeste; de 21,8%, na região Norte; de 18,2%, na região Sul; e de 14,5%, na região Sudeste, entre 1968 e 1970). A estagnação da renda per capita nordestina, entre 1968 e 1970, provavelmente está relacionada com a grave seca que assolou alguns estados da região neste último ano. Supondo-se que o valor do índice de Theil tenha se mantido inalterado entre 1971 e 1974, o que não é possível assegurar, dado que não se dispõe de estimativas dos PIBs estaduais para aqueles anos, o período 1970/75 constituiria, desde 1949, o único intervalo de tempo em que teria ocorrido uma elevação, ao mesmo tempo, significativa e duradoura, no índice de Theil para a distribuição interestadual da renda no Brasil.

⁷ As estimativas para a renda per capita do estado do Rio de Janeiro, no período 1939-1968, apresentadas na Tabela A.3, em Azzoni (1997), claramente não incluem a cidade do Rio de Janeiro, ao contrário das estimativas propostas para o período 1970-1995, que a incluem. Para possibilitar comparações entre os dados referentes a estes dois períodos, utilizando exclusivamente informações contidas em Azzoni (1997), procedeu-se da seguinte maneira: (i) das informações sobre PIB e PIB per capita para os anos de 1939 e 1947, constantes das Tabelas A.2 e A.3, extraiu-se população da Região Sudeste e dos estados de Minas Gerais, Espírito Santo e São Paulo, obtendo-se, então, como resíduo, a população do território correspondente ao atual estado do Rio de Janeiro, naqueles dois anos; (ii) para chegar a renda per capita, em 1939 e 1947, do que seria o atual estado do Rio de Janeiro, dividiu-se a soma dos PIBs dos estados do Rio de Janeiro e Guanabara, reportados na Tabela A.2, pela população estadual, obtida conforme se descreveu acima. As rendas per capita dos agregados Amazonas/Rondônia/Acre, Pará/Amapá, Mato Grosso/Mato Grosso do Sul e Goiás/Tocantins, em 1995, foram também extraídas das informações das Tabelas A.2 e A.3, através do seguinte procedimento: (i) a população de cada estado, em 1995, foi, primeiro, derivada, dividindo-se o PIB total do estado pelo seu PIB per capita, naquele ano; (ii) a seguir, por simples soma, obteve-se o PIB e a população de cada agregado, chegando-se, por fim, a partir destas informações, as estimativas de rendas per capita que aparecem na Tabela 1.

1939 e 1995, devem ter estado inversamente relacionadas com o nível das rendas per capita estaduais, em 1939.

De fato, quando aquelas taxas de crescimento são regredidas contra os níveis de renda em 1939, se obtém a seguinte equação:

$$\begin{aligned} \text{TXCR3995} &= 6,165959 - 0,538630 \text{ LRPC39} \\ &\quad (4,861009) \quad (-2,654152) \\ R^2 &= 0,281280 \quad n^\circ \text{ de observações} = 20 \end{aligned}$$

onde TXCR3995 = taxa média anual de crescimento das rendas per capita estaduais no período 1939-1995, LRPC39 = logaritmo natural das rendas per capita estaduais em 1939 e os números em parênteses são estatísticas t.

O coeficiente para os níveis de renda per capita no início do período de estimação é negativo e estatisticamente significativo ao nível de 1%, num teste t uni-caudal, o que indica, como esperado, a ocorrência de convergência β entre os estados brasileiros, entre os anos considerados. O valor estimado para este coeficiente implica uma velocidade de convergência de 0,64%, conforme já sugerido anteriormente pela taxa anual de redução do coeficiente de variação⁸.

Resultado semelhante ao reportado acima (tanto em termos do sinal e magnitude como em termos da significância estatística dos coeficientes) é também obtido quando a equação de convergência é estimada a partir de dados para o período 1947-1995, o segundo mais extenso período de tempo para o qual esta equação pode ser derivada, dada a descontinuidade apresentada pelas séries dos PIBs estaduais entre 1939 e 1947:

$$\begin{aligned} \text{TXCR4795} &= 6,432654 - 0,514715 \text{ LRPC47} \\ &\quad (5,396998) \quad (-2,713886) \\ R^2 &= 0,290366 \quad n^\circ \text{ de observações} = 20 \end{aligned}$$

Em Azzoni (1997), não são apresentados resultados de testes de convergência β , sendo o leitor simplesmente referido a Azzoni (1996) e Zini e Sachs (1996), o quais, “utilizando as séries aqui desenvolvidas, concluem pela inexistência de convergência absoluta” (Azzoni, 1997, pág. 372)⁹.

Adotando-se as estimativas de rendas per capita estaduais propostas em Azzoni (1996), a equação de convergência que pode ser obtida, referente agora ao período 1939/1992, é a seguinte:

$$\begin{aligned} \text{TXCR3992} &= 5,023522 - 0,346357 \text{ LRPC39} \\ &\quad (3,435917) \quad (-1,424604) \\ R^2 &= 0,101325 \quad n^\circ \text{ de observações} = 20 \end{aligned}$$

O coeficiente relativo as rendas per capita no início do período de estimação, nesta regressão, é estatisticamente significativo apenas ao nível de 9%, num teste t uni-caudal, o que leva o professor

⁸ A velocidade de convergência β pode ser inferida a partir do valor do coeficiente angular da equação acima, já que este corresponde a $[100/T] [e^{-\beta t} - 1]$, onde T é o intervalo de tempo compreendido entre as duas observações utilizadas para estimar as taxas médias anuais de crescimento (56 anos, no caso do período 1939/1995).

⁹ Na verdade, os exercícios reportados em Azzoni (1996) referem-se ao período 1939-1992, não ao período 1939-1995. Além disso, ao contrário do que sugere a passagem em Azzoni (1997) que se acabou de citar, existem acentuadas diferenças entre as estimativas de rendas per capita estaduais para 1939 que aparecem na Tabela A.1, em Azzoni (1996), e as estimativas

Azzoni a concluir que “for the wider period [1939-1992], the statistical test by regression analysis does not authorize acceptance of the absolute convergence hypothesis (as given by a negative coefficient for the variable log of income in 1939), since the coefficient of initial income is not statistically significant, albeit with the expected sign” (Azzoni, 1996, pág. 14).

Este resultado, entretanto, parece estar sendo determinado basicamente pela sofrível performance da economia do estado do Piauí, que constitui um “outlier” na regressão acima (a taxa de crescimento predita pela equação de regressão para a renda per capita deste estado foi de 3,11% ao ano, enquanto a taxa de crescimento anual média efetivamente observada, entre 1939/1992, foi de apenas 1,80%, a segunda mais baixa do país, naquele período). Adicionando-se a equação de convergência uma variável dummy, com valor de 1 para o estado do Piauí e de 0 para os demais estados, obtém-se o seguinte resultado:

$$\begin{aligned} \text{TXCR3992} &= 5,875974 - 0,476608 \text{ LRPC39} - 1,437987 \text{ “dummy” Piauí} \\ &\quad (4,724102) \quad (-2,313493) \quad (-3,034357) \\ R^2 \text{ ajustado} &= 0,348471 \quad n^\circ \text{ de observações} = 20 \end{aligned}$$

O coeficiente relativo aos valores iniciais das rendas per capita, nesta última equação, é estatisticamente significativo ao nível de 2%, num teste t uni-caudal, o que sugere a ocorrência de convergência β (absoluta, numa primeira aproximação) entre os estados brasileiros, no período 1939/1992, excluído apenas o Piauí, cuja renda per capita estaria convergindo para um valor de longo prazo inferior ao dos demais estados.

Por fim, tomando-se os dados para o período 1947/92, em Azzoni (1996), deriva-se a equação:

$$\begin{aligned} \text{TXCR4792} &= 6,064599 - 0,457523 \text{ LRPC47} \\ &\quad (4,564425) \quad (-2,101215) \\ R^2 \text{ ajustado} &= 0,348471 \quad n^\circ \text{ de observações} = 20 \end{aligned}$$

com a hipótese nula de ausência de convergência β entre os estados brasileiros podendo, neste caso, ser rejeitada ao nível de significância de 3%, sem a necessidade de se controlar para o “outlier” Piauí.

Em resumo, os testes de convergência σ (índice de Theil e coeficiente de variação) e convergência β , baseados nas estimativas de PIBs estaduais para o “período mais amplo”, propostas tanto em Azzoni (1996) como em Azzoni (1997), assim como testes semelhantes, conduzidos com base em dados para os períodos 1970-85 ou 1970-1995, apontam para uma redução da dispersão das rendas per capita estaduais em torno da média nacional e, em geral, para uma relação inversa estatisticamente significativa entre as taxas de crescimento e os níveis iniciais de renda per capita. A utilização de dados para o “período mais amplo”, tenha este como seu ponto inicial o ano de 1939 ou o ano de 1947 e como ponto final os anos de 1992 ou 1995, não obriga, portanto, a uma revisão das conclusões dos testes baseados em informações para o período pós-1970. Ao contrário, apenas ratifica aquelas conclusões.

constantes da Tabela A.3, em Azzoni (1997). Tais diferenças ficam evidentes, por exemplo, quando as rendas per capita dos estados, nas duas tabelas, são normalizadas pela renda per capita do estado de São Paulo.

Isso obviamente não significa que a extensão do período de estimação seja irrelevante, em análises da questão da convergência de rendas per capita, mas apenas que o resultado de convergência, no caso brasileiro, parece ser relativamente robusto, no que diz respeito a variações naquela extensão.

De resto, nada há de incomum ou inesperado neste resultado, que apenas se soma a um sem número de outros, reportados na literatura internacional, indicando a ocorrência de convergência β , entre economias “similares”, como as diferentes regiões de um mesmo país. A experiência brasileira só se afasta dos resultados normalmente encontrados naquela literatura, no que diz respeito a velocidade de convergência, muito baixa no Brasil, relativamente aos padrões internacionais.

A obtenção de um coeficiente negativo e estatisticamente significativo para os níveis iniciais de renda na equação de convergência, nos diferentes períodos considerados, é suficiente para que se postule uma tendência a convergência absoluta, isto é, a igualação das rendas per capita entre os estados brasileiros?

Na verdade, não. Uma possível explicação para o reduzido valor estimado para a velocidade de convergência, nas equações acima reportadas, seria a existência de viés, devido a erro de especificação da equação, relacionado com a omissão de variáveis relevantes.

Como é bem sabido, a taxa de crescimento da renda per capita, além de depender do nível inicial desta variável, é influenciada também pela taxa de investimento prevalecente na economia e pelo nível médio de escolaridade, taxa de participação e taxa de crescimento da força de trabalho. Se o valor destas variáveis adicionais, como se pode esperar, diferir entre os estados e se testes empíricos validarem a hipótese de que tais variáveis exercem uma influência (estatisticamente) significativa sobre as taxas de crescimento das renda per capita, estados com um mesmo *nível inicial* de renda per capita apresentarão *taxas de crescimento* da renda per capita diferentes e, portanto, *níveis* de renda per capita diferentes, *no estado estacionário*. Neste caso, obviamente, não se poderá falar de convergência absoluta, mesmo quando a regressão simples das taxas de crescimento contra o nível inicial das rendas per capita produzir um coeficiente, para esta última variável, estatisticamente diferente de zero e com sinal negativo.

Diferentes estimativas do modelo convencional de crescimento descrito acima são reportadas, para os estados brasileiros, no período 1970-95, em Ferreira (1998). Os resultados obtidos sugerem que, em geral, a taxa de crescimento das renda per capita estaduais varia diretamente com a taxa de investimento, a escolaridade média e a taxa de participação na força de trabalho e inversamente com o nível inicial de renda per capita e a taxa de crescimento da força de trabalho verificadas no estado. Estes resultados são condizentes com a hipótese de convergência β condicional, isto é, com a proposição de que apenas estados com características estruturais semelhantes convergem para o mesmo nível de renda per capita no longo prazo.

Também em Ferreira (1998) se tentou determinar qual o perfil de longo prazo da distribuição interestadual da renda no Brasil, implícito nas tendências observadas no período 1970-95, utilizando-se para tanto dois procedimentos diferentes.

O primeiro destes procedimentos foi recentemente sugerido por Jones (1997) e se baseia na proposição segundo a qual a renda per capita de uma economia deve crescer a uma taxa proporcional a

diferença entre o seu nível corrente e o nível de estado estacionário, de modo que, designando-se o fator de proporcionalidade como a “velocidade de convergência”, se teria:

- crescimento da renda per capita relativa do estado $i = (\text{velocidade de convergência}) \times (\text{diferença percentual entre o nível corrente e o nível de “steady state” da renda per capita relativa})$

onde a renda per capita relativa corresponde a razão entre a renda per capita do estado i e a maior renda per capita estadual.

Dispondo-se de informações sobre as taxas de crescimento e os níveis iniciais de renda per capita e adotando-se alguma hipótese com relação a velocidade de convergência, esta expressão pode ser utilizada para calcular a distribuição das rendas per capita relativas no estado estacionário.

Resultados da aplicação deste procedimento aos dados disponíveis para os estados brasileiros são reportados na Tabela 2.

As duas primeiras colunas naquela tabela mostram as rendas per capita estaduais como proporção da renda de São Paulo (a maior e melhor sucedida economia estadual), em 1970 e 1995. As estimativas de longo prazo que aparecem nas últimas três colunas foram obtidas a partir de informações sobre as rendas relativas em 1970 e sobre as taxas de crescimento no período 1970/95, presumindo-se valores para a velocidade de convergência de 4%, 5% e 6%¹⁰.

Quando se supõe uma velocidade de convergência (β) de 5%, as estimativas para as rendas per capita relativas no estado estacionário praticamente coincidem com os valores correntes (isto é, os valores de 1995), com ganhos adicionais em relação a São Paulo sendo preditos apenas para um número bastante pequeno de estados.

Um valor de β igual a 6% resultaria em todos os estados, exceto o Rio de Janeiro, movendo-se para níveis de renda relativa, no longo prazo, menores do que os alcançados em 1995, um cenário que não parece muito realista.

Um valor de β igual a 4%, por outro lado, proporciona um quadro relativamente otimista quanto a redução do “gap” entre São Paulo e as demais economias estaduais, no longo prazo. Note-se, entretanto, que, mesmo neste caso, para um número não negligenciável de estados, inclusive alguns dos estados mais pobres do Nordeste, os ganhos preditos parecem pequenos (especialmente em comparação com aqueles do período 1970/95), o que sugere que as rendas per capita relativas nestes estados podem já estar bastante próximas de seus valores de “steady state”.

Finalmente, valores da velocidade de convergência abaixo de 4% resultam, para a maior parte dos estados, em estimativas da renda relativa de longo prazo elevadas demais para serem plausíveis, tendo sido, portanto descartados.

Dadas as tendências recentemente observadas na distribuição interestadual da renda, no Brasil, as estimativas derivadas sob as hipóteses de $\beta = 4\%$ e $\beta = 5\%$ parecem proporcionar o intervalo intuitivamente mais plausível no qual se pode esperar, pelo menos no limitado contexto deste exercício, que venham a se situar, no longo prazo, as rendas per capita relativas dos estados.

¹⁰ Para uma discussão da pertinência destas hipóteses sobre a velocidade de convergência, ver Ferreira (1998).

Um outro procedimento que pode ser adotado para “prever” o perfil da distribuição interestadual da renda no longo prazo baseia-se na análise de transição de Markov (Quah, 1993a, 1993b).

Esta abordagem presume que, dados I possíveis níveis de renda, cada estado possui uma probabilidade $p_i(t)$ de estar no nível I no período t e uma probabilidade de transição $m_{ij}(t)$ de estar no nível j, no período t+1. Supondo, para simplificar, que as probabilidades de transição não mudem ao longo do tempo e ordenando tais probabilidades como a matriz de transição M (com M sendo IxI), obtém-se:

$$p(t+1) = p(t) M = p(0) M^t$$

onde $p(t)$ é um vetor linha 1xI, cujos elementos são as probabilidades $p_i(t)$ e M^t é o produto de t matrizes M idênticas.

A solução deste exercício consiste em determinar o vetor linha s tal que:

$$s = s M$$

onde s é 1xI e caracteriza a provável distribuição interestadual da renda no longo prazo (European Commission, 1997).

Para implementar o exercício, suponha-se que, num ponto qualquer no tempo, um estado brasileiro possa se encontrar em uma das seis seguintes situações, definidas pelo seu nível relativo de renda per capita: “muito pobre” (renda per capita estadual inferior a 50% da média nacional); “pobre” (renda per capita estadual entre 50% e 80% da média nacional); “abaixo da média” (renda per capita estadual entre 80% e 100% da média nacional); “acima da média” (renda per capita estadual entre 100% e 120% da média nacional); “rico” (renda per capita estadual entre 120% e 150% da média nacional); “muito rico” (renda per capita estadual acima de 150% da média nacional)¹¹.

As Tabelas 3 e 4 apresentam os resultados da análise de Markov para o caso brasileiro, quando são utilizadas as transições de 5 anos observadas para os períodos 1970/75, 1975/80, 1980/85, 1985/90 e 1990/95, num total de 125 observações. A partir das probabilidades de transição mostradas na Tabela 3, estimou-se o vetor de probabilidades de equilíbrio (isto é, a proporção de estados em cada um dos seis níveis de renda no “steady state”), que é reportado na Tabela 4, juntamente com as distribuições efetivamente observadas em 1970 e 1995.

A Tabela 4 sugere uma tendência dos estados brasileiros a se concentrar nas categorias médias de renda: a porcentagem de estados com renda per capita no intervalo entre 80% e 120% da média nacional era de 12%, em 1970, subiu para 28%, em 1995, e, no longo prazo, de acordo com a previsão proporcionada por este exercício, deve se elevar para 43%. Além disso, a análise de Markov sugere que nenhum estado deverá ter renda per capita superior a 120% da média nacional, no longo prazo, o que implica o desaparecimento das categorias de estados “ricos” e “muito ricos”.

Embora uma substancial redução adicional das desigualdades de renda entre os estados seja predita, o exercício não antecipa a ocorrência de convergência absoluta no longo prazo, com a proporção

¹¹ Uma descrição mais detalhada deste exercício pode ser encontrada em Ferreira (1998).

esperada de estados nas duas categorias inferiores de renda (“muito pobre” e “pobre”) sendo, na verdade, bastante semelhante aquela já observada em 1995.

Os dois principais resultados sugeridos nesta nota podem, assim, ser resumidos da seguinte forma: (i) uma tendência geral a redução da dispersão das rendas per capita estaduais em torno da média nacional (e, portanto, a uma relação inversa entre o nível inicial e as taxas de crescimento das rendas per capita) foi observada, no período 1939-1995 (a validade deste resultado está obviamente condicionada a qualidade e compatibilidade dos dados utilizados, sobre as quais legítimas dúvidas podem ser levantadas); (ii) a convergência que vem ocorrendo parece ser do tipo condicional, não se devendo esperar, a partir da projeção para o futuro das tendências observadas no período 1970/1995, uma completa eliminação das diferenças atualmente existentes entre os estados, em termos de renda per capita.

TABELA 1 - BRASIL - ESTIMATIVAS DAS RENDAS PER CAPITA ESTADUAIS - 1939, 1947 e 1995 - em US\$ constantes de 1995.

| ESTADOS | 1939 | 1947 | 1995 |
|------------------------|-------------|-------------|-------------|
| AMAZONAS/RONDÔNIA/ACRE | 861.00 | 847.87 | 2716.10 |
| PARÁ/AMAPÁ | 562.35 | 510.70 | 2156.72 |
| MARANHÃO | 355.55 | 222.48 | 1152.87 |
| PIAUI | 276.73 | 262.41 | 964.92 |
| CEARÁ | 274.04 | 278.96 | 1539.44 |
| RIO GRANDE DO NORTE | 299.89 | 386.58 | 1999.59 |
| PARAÍBA | 254.95 | 316.57 | 1274.45 |
| PERNAMBUCO | 461.37 | 502.63 | 1890.44 |
| ALAGOAS | 271.90 | 356.04 | 1610.97 |
| SERGIPE | 325.26 | 360.11 | 2441.42 |
| BAHIA | 326.76 | 366.45 | 2004.47 |
| MINAS GERAIS | 450.96 | 585.50 | 3173.04 |
| ESPÍRITO SANTO | 436.26 | 487.34 | 3226.31 |
| RIO DE JANEIRO | 1819.86 | 1769.12 | 4446.16 |
| SÃO PAULO | 1396.97 | 1572.71 | 5898.48 |
| PARANÁ | 834.09 | 862.79 | 4283.25 |
| SANTA CATARINA | 572.97 | 797.77 | 3886.50 |
| RIO GRANDE DO SUL | 907.45 | 992.59 | 4297.12 |
| MATO GROSSO | 917.15 | 636.02 | 3000.09 |
| GOIÁS | 442.62 | 328.73 | 2571.94 |

FONTE: Tabelas A.2 e A.3 em Azzoni (1997, págs. 380-387).

TABELA 2 - BRASIL - ESTIMATIVAS DE LONGO PRAZO PARA AS RENDAS PER CAPITA RELATIVAS DOS ESTADOS

| ESTADOS | RENDAS RELATIVAS* | | | | |
|---------------------|-------------------|------|-------------|-----------|-----------|
| | 1970 | 1995 | Longo Prazo | | |
| | | | $\beta=4$ | $\beta=5$ | $\beta=6$ |
| RONDÔNIA | 0.42 | 0.47 | 0.47 | 0.46 | 0.45 |
| ACRE | 0.28 | 0.47 | 0.58 | 0.48 | 0.43 |
| AMAZONAS | 0.34 | 0.52 | 0.59 | 0.51 | 0.47 |
| RORAIMA | 0.38 | 0.47 | 0.48 | 0.46 | 0.44 |
| PARÁ | 0.24 | 0.39 | 0.47 | 0.39 | 0.35 |
| AMAPÁ | 0.46 | 0.47 | 0.47 | 0.47 | 0.47 |
| MARANHÃO | 0.13 | 0.20 | 0.22 | 0.19 | 0.18 |
| PIAUI | 0.10 | 0.16 | 0.19 | 0.16 | 0.15 |
| CEARÁ | 0.15 | 0.26 | 0.32 | 0.26 | 0.23 |
| RIO GRANDE DO NORTE | 0.16 | 0.35 | 0.67 | 0.41 | 0.33 |
| PARAÍBA | 0.14 | 0.22 | 0.25 | 0.21 | 0.20 |
| PERNAMBUCO | 0.26 | 0.32 | 0.33 | 0.31 | 0.30 |
| ALAGOAS | 0.20 | 0.28 | 0.30 | 0.27 | 0.26 |
| SERGIPE | 0.22 | 0.42 | 0.59 | 0.45 | 0.38 |
| BAHIA | 0.23 | 0.34 | 0.39 | 0.34 | 0.31 |
| MINAS GERAIS | 0.33 | 0.53 | 0.63 | 0.53 | 0.48 |
| ESPÍRITO SANTO | 0.35 | 0.55 | 0.65 | 0.55 | 0.50 |
| RIO DE JANEIRO | 0.81 | 0.74 | 0.74 | 0.76 | 0.76 |
| PARANÁ | 0.36 | 0.70 | 1.07 | 0.77 | 0.65 |
| SANTA CATARINA | 0.43 | 0.66 | 0.75 | 0.65 | 0.60 |
| RIO GRANDE DO SUL | 0.59 | 0.72 | 0.74 | 0.70 | 0.68 |
| MATO GROSSO | 0.32 | 0.54 | 0.68 | 0.55 | 0.49 |
| GOIÁS | 0.24 | 0.42 | 0.55 | 0.44 | 0.38 |
| DISTRITO FEDERAL | 0.87 | 1.22 | 1.31 | 1.19 | 1.12 |

*renda relativa = renda per capita do estado i/renda per capita do estado de São Paulo.

TABELA 3 - BRASIL - DISTRIBUIÇÃO INTERESTADUAL DA RENDA - ANÁLISE DE TRANSIÇÃO DE MARKOV - PROBABILIDADES DE TRANSIÇÃO

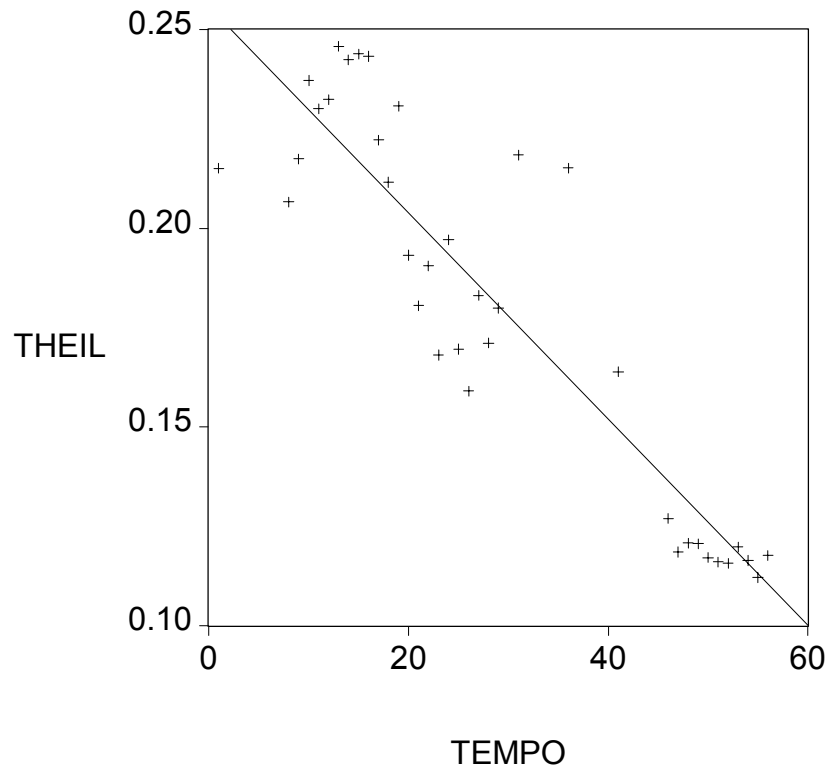
| | Muito Pobre | Pobre | Abaixo da Média | Acima da Média | Rico | Muito Rico |
|-----------------|-------------|-------|-----------------|----------------|-------|------------|
| Muito Pobre | 0.805 | 0.195 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| Pobre | 0.051 | 0.718 | 0.231 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| Abaixo da Média | 0.053 | 0.263 | 0.474 | 0.210 | 0.000 | 0.000 |
| Acima da Média | 0.000 | 0.000 | 0.400 | 0.600 | 0.000 | 0.000 |
| Rico | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.143 | 0.857 | 0.000 |
| Muito Rico | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.083 | 0.917 |

Número de transições com pontos iniciais em cada categoria de renda: muito pobre = 41; pobre = 39; abaixo da média = 19; acima da média = 7; rico = 7; muito rico = 12.

TABELA 4 - BRASIL - DISTRIBUIÇÃO INTERESTADUAL DA RENDA - ANÁLISE DE TRANSIÇÃO DE MARKOV - VETOR DE PROBABILIDADES DE EQUILÍBRIO

| | 1970 | 1995 | Longo Prazo |
|-----------------|------|------|-------------|
| Muito Pobre | 0.40 | 0.20 | 0.18 |
| Pobre | 0.32 | 0.40 | 0.39 |
| Abaixo da Média | 0.12 | 0.16 | 0.28 |
| Acima da Média | - | 0.12 | 0.15 |
| Rico | 0.04 | 0.04 | - |
| Muito Rico | 0.12 | 0.08 | - |

GRÁFICO 1 - ÍNDICE DE THEIL - 1939/1995 (FONTE: AZZONI, 1997)



REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AZZONI, Carlos (1994). Crescimento econômico e convergência das rendas regionais: o caso brasileiro, *Anais do XXIIº Encontro Nacional de Economia (ANPEC)*, vol. 1, pág. 185-205.
- AZZONI, Carlos (1996). Economic growth and regional income inequalities in Brazil (1939-1992), FEA-USP, mimeo.
- AZZONI, Carlos (1997). Concentração regional e dispersão das rendas per capita estaduais: análise a partir de séries históricas estaduais de PIB (1939-1995), *Estudos Econômicos* 27(3), pág. 341-393.
- EUROPEAN COMMISSION (1997). Regional growth and convergence, The Single Market Review, subseries VI, vol. 1. *Office for Official Publications of the European Communities/Kogan Page-Earthscan*.
- FERREIRA, Afonso e Clélio Campolina Diniz (1995). Convergencia entre las rentas per capita estaduais en Brasil, Eure – *Revista Latino americana de Estudios Urbano Regionales* vol. XXI nº 62, pág. 17-31.
- FERREIRA, Afonso (1996a). A distribuição interestadual da renda no Brasil (1950-85), *Revista Brasileira de Economia* 50(4), pág. 469-485.
- FERREIRA, Afonso (1996b). Evolução recente das rendas per capita estaduais no Brasil: o que a nova evidência mostra, *Revista Econômica do Nordeste* 27(3), pág. 363-374.
- FERREIRA, Afonso (1998). Convergence in Brazil: recent trends and long run prospects, trabalho apresentado no Research Workshop - Department of Economics/Nottingham University, março, e no seminário Regional Aspects of Economic Development in Brazil - Centre for Brazilian Studies/University of Oxford, maio.
- JONES, Charles (1997). On the evolution of the world income distribution, *Journal of Economic Perspectives* 11(3), pág. 19-36.
- QUAH, Danny (1993a). Empirical cross-section dynamics in economic growth, *European Economic Review* 37, pág. 426-434.
- QUAH, Danny (1993b). Galton's fallacy and tests of the convergence hypothesis, *Scandinavian Journal of Economics* 95(4), pág. 427-443.
- SALA-I-MARTIN, Xavier (1996). The classical approach to convergence analysis, *Economic Journal* 106, pág. 1019-1036.
- SCHWARTZMAN, Alexandre (1996). Convergence across Brazilian states, *Texto para Discussão Interna* nº 2, Programa de Seminários Acadêmicos FEA-USP.

SOUZA, Nali (1993). Desenvolvimento polarizado e desequilíbrios regionais no Brasil, *Análise Econômica* 19, pág. 29-59.

ZINI, Alvaro e Jeffrey Sachs (1996). Regional inequality in Brazil, FEA-USP, mimeo.