

DESIGUALDADE NO BRASIL: UM ESTUDO SOBRE CONVERGÊNCIA DE RENDA ¹

KLEBER GIOVELLI ABITANTE ²

Resumo: O Brasil é internacionalmente conhecido pelas profundas diferenças regionais de renda que apresenta. O objetivo deste trabalho é identificar os determinantes da taxa de crescimento da renda *per capita* das unidades federativas brasileiras, bem como verificar se há indícios de convergência condicional da taxa de crescimento da renda *per capita*. Foram utilizados dados em painel abrangendo todas as unidades federativas no período de 1995-2002, sendo considerada a presença de heterogeneidade por meio de um Modelo de Efeitos Fixos. Os resultados apresentam evidências da existência de convergência condicional da taxa de crescimento da renda *per capita*. Além disso, o volume de crédito bancário e o investimento do governo se mostraram estatisticamente significantes na explicação do crescimento da renda *per capita* das unidades federativas.

Palavras-chave: desigualdade de renda, convergência, Modelo de Efeitos Fixos, Brasil.

Classificação JEL: C33, O18, O47.

INEQUALITY IN BRAZIL: A STUDY ABOUT INCOME CONVERGENCE

Abstract: Brazil is internationally known by its deep regional income disparity. The objective of this paper is to identify the determinants of the federative units *per capita* income growth and to verify if there are indications of conditional convergence of the *per capita* income growth rate. The analysis was based on panel data about all the federative units in the periodo of the 1995-2002, and the presence of heterogeneity was considered by using Fixed Effects Model. The results indicate evidences of the existence of conditional convergence of the *per capita* income growth rate. Moreover, the banking credit and the government investment are determinants of the federative unit *per capital* income growth.

Key-words: income inequality, convergence, Fixed Effects Model, Brazil.

JEL Classification: C33, O18, O47.

¹ Recebido em 18/10/2006. Liberado para publicação em 27/01/2007.

² Administrador, Mestrando em Economia Aplicada na ESALQ/USP. E-mail: kleberufms@hotmail.com.

1. Introdução

A disparidade dos níveis de renda entre os estados brasileiros tem sua origem na formação econômica do Brasil. Os diferentes ciclos econômicos que o Brasil atravessou, juntamente com as relações trabalhistas e as características culturais predominantes em cada região foram alguns dos fatores que contribuíram para as diferentes taxas de desenvolvimento entre as regiões brasileiras.

A existência de regiões com renda, ou produto, *per capita* diferentes não se constitui em uma questão apenas do Brasil, mas de diversos outros países. Nas últimas décadas, um grande volume de trabalhos foram elaborados a cerca deste assunto, em específico na busca de verificar se há um processo de convergência do produto *per capita* entre os países ou unidades federativas de um país. Uma crítica importante a tais trabalhos refere-se ao fato de que muitos sofrem de problemas de relacionados à variáveis omitidas e endogeneidade (CASSELLI; ESQUIVEL; LEFORT, 1996).

O objetivo deste trabalho consiste em identificar os determinantes do crescimento da renda *per capita* das unidades federativas brasileiras, bem como verificar se há evidências da convergência da taxa de crescimento entre as unidades no período de 1995 a 2002. A principal diferença em relação a trabalhos com objetivos análogos, como Azzoni (1997) e Ferreira (1998), repousa no fato de que neste trabalho utilizou-se variáveis explanatórias para taxa de crescimento dos estados brasileiros e efetuou-se o controle do problema de endogeneidade existente em modelos que utilizam dados em painel.

O restante deste trabalho está organizado da seguinte forma. A Seção 2 apresenta uma descrição sobre a desigualdade no produto *per capita* entre os estados brasileiros. A Seção 3 caracteriza o modelo de crescimento a ser utilizado neste trabalho e o método de estimação adotado. Seção 4 apresenta alguns trabalhos sobre convergência enquanto a Seção 5 descreve a amostra de dados utilizada. A Seção 6 apresenta os resultados da estimação e interpretação dos mesmos. Por fim, a Seção 7 refere-se às conclusões e limitações do trabalho, bem como pesquisas futuras sobre o assunto.

2. Padrão da desigualdade do produto *per capita* no Brasil

Desde o início de sua colonização, o processo de ocupação do espaço geográfico brasileiro se fez segundo as possibilidades de cada região encontrar alternativa econômica que lhe permitisse inserir no mercado internacional, seja para atender à metrópole na fase colonial, seja na primeira etapa do país independente. A empresa agrícola exportadora da região Nordeste estava baseada no trabalho escravo,

na demanda de animais de carga e proteína animal do interior, criando sua própria periferia, e na criação de uma população camponesa sem terra e sem remuneração, a qual trabalhava para o dono da terra em troca de sua subsistência. Estas três características se mantiveram por muito tempo na região, impedindo um processo de modernização da mesma. Na região Sudeste-Sul, a acumulação de recursos na produção cafeeira, a existência de infra-estrutura de transportes, a transição para o trabalho assalariado e a diminuição na oferta internacional de bens em decorrência da Primeira e da Segunda Guerras mundiais foram os fatores que impulsionaram a industrialização da região. A região Centro-Oeste teve seu desenvolvimento apenas a partir na exploração de minérios e no século XIX e da expansão da fronteira agrícola em meados do século XX. A região Norte conheceu seu auge no ciclo da borracha, passando por um declínio deste então, passando a atrair novos investimentos com a produção agrícola (DINIZ, 2001).

Willianson (1965) argumenta que, de forma inevitável, regiões distintas de um país apresentam diferentes capacidades de crescimento. Além disso, o impulso inicial de crescimento de uma dada região não será dispersado para as demais regiões em virtude de limitações na mobilidade de fatores, limitações na intensidade da integração regional e, principalmente, pelas características regionais que diferem os diversos espaços econômicos sub-nacionais.

Para evidenciar as disparidades entre os desenvolvimentos dos estados brasileiros, a Tabela 01 apresenta o PIB *per capita* dos estados para os anos de 1995 e 2002 e a taxa de crescimento de tal indicador no período.

Por meio da tabela acima, verifica-se que o PIB *per capita* médio estimado com base nos valores de 2002 é de R\$ 5.189,46 e o desvio padrão do mesmo é de R\$ 2.797,47, o que evidencia a grande dispersão dos valores. O estado de São Paulo, um dos estados mais industrializado do país, possui um PIB *per capita* cerca de 5,8 vezes superior ao do estado do Maranhão, um dos estados mais pobres. Além disso, há estados que apresentaram alta taxa de crescimento de seu PIB *per capita* entre 1995 e 2002, como Mato Grosso, por exemplo, com taxa de 31,15%, ao passo que estados como Piauí e Pará mantiveram praticamente o mesmo PIB *per capita* no período.

Se considerarmos a participação de cada estado na formação do PIB brasileiro a inferência não se altera. Os estados de São Paulo, Rio de Janeiro, Minas Gerais e Rio Grande do Sul responderam por 63,5% do PIB brasileiro em 2000, demonstrando a alta concentração da produção.

Tabela 01 – PIB *per capita* dos estados brasileiros (em R\$).

Estado	Ano		Taxa crescimento (em %)
	1995	2002	
Acre	3.137,55	3.238,15	3,21
Alagoas	2.302,45	2.544,33	10,51
Amazonas	6.842,88	7.074,57	3,39
Amapá	5.094,80	4.420,71	-13,23
Bahia	3.269,02	3.911,12	19,64
Ceará	2.754,06	2.643,38	-4,02
Distrito Federal	10.992,58	13.822,97	25,75
Espírito Santo	6.859,30	6.447,31	-6,01
Goiás	3.996,67	5.002,85	25,18
Maranhão	1.455,75	1.646,92	13,13
Minas Gerais	5.697,33	5.723,84	0,47
Mato Grosso do Sul	5.512,70	5.991,83	8,69
Mato Grosso	4.363,00	5.721,86	31,15
Pará	3.283,68	3.284,12	0,01
Paraíba	2.441,53	2.797,56	14,58
Pernambuco	3.533,42	3.787,02	7,18
Piauí	1.784,81	1.785,14	0,02
Paraná	6.482,90	6.962,56	7,40
Rio de Janeiro	8.327,79	9.681,14	16,25
Rio Grande de Norte	2.769,77	3.412,09	23,19
Rondônia	3.453,05	4.091,74	18,50
Roraima	2.601,63	3.516,18	35,15
Rio Grande do Sul	8.452,05	8.413,40	-0,46
Santa Catarina	7.240,56	7.833,15	8,18
Sergipe	3.276,98	4.293,88	31,03
São Paulo	10.156,39	9.591,43	-5,56
Tocantins	1.815,69	2.476,15	36,38

Fonte: elaborado pelo autor com dados de IPEADATA (2006)

3. Descrição do modelo teórico e método de estimação

Um dos tópicos de pesquisa na literatura sobre disparidade de renda procura verificar se o crescimento da renda entre países ou regiões convergirá para uma dada taxa. Relacionado a esta convergência de crescimento, há dois conceitos comumente analisados. O primeiro conceito, conhecido como convergência σ , trata a convergência do produto *per capita* por meio da estatística descritiva, mensurando a mesma por meio de medidas de dispersão, como desvio padrão ou coeficiente de variação (que se refere ao desvio padrão dividido pela sua média) da renda *per capita* entre vários países ou regiões (RESOSUDARMO; VIDYATTAMA, 2006; BARRO; SALA-I-MARTIN, 1990; DOWRICK; NGUYEN, 1989; DOWRICK; QUIGGIN, 1997).

O segundo conceito de convergência é conhecido como convergência β e pode ser definida como o fenômeno em que países/regiões mais pobres tem maiores taxas de crescimento em relação a países/regiões mais ricas. Usando inferência estatística, a principal análise relacionada a este conceito visa verificar, em uma regressão cuja variável dependente seja a taxa de crescimento da renda *per capita*, se o coeficiente da renda *per capita* inicial é negativo, o que significa que países/regiões com maiores taxas iniciais de crescimento terão menores taxas de crescimento quando comparadas com países/regiões com menores taxas iniciais de crescimento. Desta forma, em algum momento do futuro, todos os países/regiões terão a mesma taxa de crescimento. Porém, é importante evidenciar que a convergência β não assegura a unificação do valor da renda ou produto *per capita* para todos os países/regiões, embora eles estejam crescendo à mesma taxa (BARRO; SALA-I-MARTIN, 1990; MANKIW; ROMER; WEIL, 1992; ISLAM, 1995; SOLOW, 1956; SWAN, 1956; RESOSUDARMO; VIDYATTAMA, 2006).

Este trabalho aborda o conceito de convergência β utilizando a especificação geral do modelo de crescimento sugerido por Barro (1991) e suportado por Caselli, Esquivel e Lefort (1996) e Resosudarmo e Vidyattama (2006). Por meio deste modelo, este trabalho também observa os determinantes do crescimento. O modelo utilizado é como segue:

$$\frac{(y_{it} - y_{it-1})}{y_{it-1}} = \gamma_1 \ln y_{it-1} + \gamma_2 \ln y_{it} + X_{it}'\gamma_x + Z_{it}'\gamma_z + D_t'\gamma_d + z_i'\alpha + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Onde i é o índice para região, t é o índice para tempo, y_{it} é produto *per capita* e D_t é um vetor de variáveis *dummy* para os anos.

z_i é o vetor de efeitos individuais. Esta variável é necessária, pois este trabalho utiliza dados regionais em painel, sendo impossível capturar todos os diferentes determinantes do crescimento para várias regiões (ISLAM, 1995; CASSELLI; ESQUIVEL; LEFORT, 1996). Além disso, $u_{it} \sim N(0, \sigma_u^2)$ é o distúrbio

aleatório não correlacionado quando o tempo ou a região não é a mesma ($E[u_{it} u_{js}] = 0$ se $i \neq j$ ou $t \neq s$) e assumindo que σ_u^2 é constante.

X_{it} é o vetor de variáveis que são comumente usadas em estudos envolvendo regressão de crescimento. Neste trabalho,

$$X_{it}'\gamma_x = \gamma_3 \ln CAPFIX_i + \gamma_4 \ln CAPHUM_i + \gamma_5 \ln CRESCPOP_i,$$

onde $CAPFIX$, $CAPHUM$ e $CRESCPOP$ representa a taxa do produto investido em capital fixo, taxa do produto investido em capital humano e taxa de crescimento da população, respectivamente, em uma região em dado momento do tempo.

Z_{it} é o vetor de variáveis relacionadas ao crescimento do produto. Neste trabalho serão utilizadas as seguintes variáveis: a) investimento do governo em aquisições de bens e infra-estrutura; b) desigualdade, que pode tanto ter um efeito positivo (FORBES, 2000) ou negativo (FERREIRA, 1999) sobre o crescimento, e; c) abertura comercial, a fim de captar os ganhos do comércio internacional (SACHS; WARNER, 1995)

Se γ_1 na equação (1) é negativo, afirma-se que há uma convergência condicional. O termo condicional é utilizado pelo fato de controlarmos a taxa de variação por meio das variáveis X_{it} e Z_{it} e por y_{it} .

Como citado anteriormente, o modelo teórico representado pela equação (1) considera a heterogeneidade, a qual encontra-se representada por $z_i'\alpha$. O vetor z_i contém um termo constante e um conjunto de variáveis observáveis e não observáveis específicas de cada *cross section* (no caso deste trabalho, de cada unidade federativa) e que afetam a taxa de crescimento do produto *per capita* da unidade, tais como aspectos culturais da população, legislação vigente, potencial de consumo, entre outras (RESOSUDARMO; VIDYATTAMA, 2006).

Se o vetor z_i contém apenas variáveis que são observadas para todos os indivíduos, então o modelo pode ser estimado por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), assim como se z_i contiver apenas um termo constante. Entretanto, se z_i é não observável, porém correlacionado com as demais variáveis do modelo, então o estimador de MQO do vetor de coeficientes é tendencioso e inconsistente em virtude de uma variável omitida. Entretanto, se reformularmos a equação (1) para:

$$\frac{(y_{it} - y_{it-1})}{y_{it-1}} = \gamma_1 \ln y_{it-1} + X_{it}'\gamma_x + Z_{it}'\gamma_2 + D_i'\gamma_d + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

onde $\alpha_i = z_i'\alpha$ reúne todos os efeitos observáveis e especifica uma média condicional estimável. Este modelo é conhecido como Modelo de Efeitos Fixos e considera α_i como sendo um termo constante específico para cada unidade *cross-section* e considera-se que o mesmo não varia ao longo do tempo (GREENE, 2003).

Se a heterogeneidade individual não observada pode ser assumida não ser correlacionada com as variáveis incluídas, então a equação (1) pode ser formulada como:

$$\frac{(y_{it} - y_{it-1})}{y_{it-1}} = \gamma_1 \ln y_{it-1} + X_{it}'\gamma_x + Z_{it}'\gamma_z + D_t'\gamma_d + \alpha + u_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

ou seja, como um modelo de regressão linear com um termo de distúrbio que pode ser consistentemente, apesar de ineficientemente, estimado por MQO. Este modelo é conhecido como Modelo de Efeito Aleatórios e especifica que u_i é um elemento aleatório específico de cada grupo.

Para definir o modelo a ser utilizado, primeiramente estimou-se o Modelo de Efeitos Fixos e foi testada a hipótese de que todos os coeficientes α_i são iguais. Se tal hipótese não puder ser rejeitada, então pode-se desconsiderar a heterogeneidade e estimar o modelo por MQO. No entanto, se a hipótese for rejeita, pode-se utilizar o modelo de Efeitos Fixos. Para verificar a viabilidade de utilização do Modelo de Efeitos Aleatório, utilizou-se o teste do multiplicador de Lagrange proposto por Breusch e Pagan (1980). A hipótese nula deste teste é de que a variância do termo u_i na equação (3) é igual a zero e, portanto, de que não há efeitos aleatórios. O cálculo deste teste é realizado pela seguinte equação:

$$LM = \frac{nT}{2(T-1)} \left[\frac{\sum_i \left(\sum_t e_{it} \right)^2}{\sum_i \sum_t e_{it}^2} - 1 \right]^2 \quad (4)$$

onde n representa o número de *cross-sections* e T representa o número de observações dentro de cada *cross-section*. Este teste tem distribuição Qui-quadrado com um grau de liberdade. Se a hipótese nula não for rejeitada, pode-se estimar o modelo com uma única constante por MQO. Do contrário, pode-se utilizar o Modelo de Efeitos Aleatórios, porém, este compete com o Modelo de Efeitos Fixos, devendo ser utilizado algum critério para escolha entre ambos.

A escolha entre o Modelo de Efeitos Fixos e o de Efeitos Aleatórios foi realizada por meio do teste de Hausman (1978). A hipótese nula deste teste é de que não há correlação entre u_i e as demais variáveis do modelo. Se a mesma não puder ser rejeitada, então o Modelo de Efeitos Aleatórios é mais adequado, sendo, do contrário, o Modelo de Efeitos Fixos mostra-se mais apropriado. O teste é baseado na idéia de que, sob a hipótese nula, as estimativas do Modelo de Efeitos Fixos e do Modelo de Efeitos Aleatórios não deveriam diferir sistematicamente, sendo computado da seguinte forma:

$$W = (b_F - b_R)' [Var(b_F) - Var(b_R)]^{-1} (b_F - b_R)$$

onde: b_F = vetor de coeficientes do modelo de Efeitos Fixos;
 b_R = vetor de coeficientes do modelo de Efeitos Aleatórios;

O teste de Hausman possui distribuição Qui-quadrado com K graus de liberdade, sendo K = número de inclinações da equação.

4. Revisão bibliográfica sobre estudos de convergência

Os estudos realizados sobre convergência da taxa de crescimento variam segundo o conceito adotado (convergências β e σ), segundo a unidade analisada (países ou regiões) e também sobre os dados utilizados (*cross section* ou séries temporais).

O modelo representado pela equação (1) foi utilizado por Resosudarmo e Vidyattama (2006), com algumas modificações peculiares, para analisar a convergência de renda *per capita* nas províncias da Indonésia no período de 1993-2002. Apesar da grande disparidade entre as províncias, os autores concluem que há convergência da taxa de crescimento da renda *per capita*. Além disso, capital físico e contribuições dos setores de gás natural e petróleo foram determinantes da taxa de crescimento da renda *per capita*.

No âmbito do Brasil, Ferreira (1998) estuda o processo de convergência β , por meio de dados *cross section*, para o produto *per capita* de 20 estados brasileiros nos períodos de 1939-1995 e 1947-1995. A equação utilizada por este autor, e compatível com a equação proposta por Azzoni (1996) é a seguinte:

Onde $TXCR3995$ = taxa média anual de crescimento das rendas *per capita* estaduais no período de 1939-1995 e $LRPC39$ = logaritmo natural das rendas *per capita* estaduais em 1939. O autor encontrou evidências de convergência das taxas de crescimento das rendas *per capita* estaduais, porém o mesmo sugere possível erro de especificação na equação (2), o qual ocorre devido a não consideração de outras variáveis que afetam o crescimento do produto *per capita* dos estados.

Azzoni (2001), utilizando a mesma metodologia de Ferreira (1998) analisa o processo de convergência da taxa de crescimento do PIB *per capita* em 20 estados brasileiros no período de 1939-1995. O autor concluiu que existem sinais da presença de convergência da renda regional no Brasil, porém com oscilações importantes ao longo do tempo na evolução da desigualdade entre as regiões dentro do país.

Pimentel (2004) testa a hipótese da convergência β em três grandes setores da economia nacional: agropecuária, indústria e serviços. O autor realiza a análise com base nos dados de dois momentos distintos do tempo, anos de 1991 e 2000, e considera 558 microrregiões definidas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). O trabalho conclui que apenas o setor da agropecuária não apresentou convergência de renda entre as microrregiões estudadas.

5. Fontes de dados e definição de variáveis

Os dados utilizados neste trabalho cobrem o período de 1995-2002, sendo que a escolha de tal período repousa na disponibilidade de uma série contínua de dados para as 27 unidades federativas do Brasil. As variáveis e suas fontes são descritas a seguir (os sinais esperados dos coeficientes na regressão se encontram entre parênteses):

- *Renda per capita do estado (Renda)* (- / +): a *proxy* para esta variável é o PIB *per capita* de cada unidade federativa a preços de 2000 calculado pelo IBGE;

- *Taxa de crescimento da renda per capita (TxRenda)*: taxa de variação anual do PIB *per capita*;

- *Taxa de acumulação de capital físico (CapFixo)* (+): Como *proxy* para esta variável, será utilizada a razão entre o PIB da indústria de construção civil para cada estado, calculado pelo IBGE, e o PIB do estado. A razão para utilização de dados da construção civil repousa no fato de que em 2002 cerca de 59,7% da formação bruta de capital fixo deve-se a este setor, segundo dados de Ministério do Desenvolvimento, da Indústria e Comércio Exterior-Secretaria do Desenvolvimento da Produção (2005);

- *Investimentos do governo (Invest)* (+): refere-se à razão entre os gastos estaduais com investimento, disponibilizados pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), e o PIB estadual. O valor desta variável engloba as dotações para o planejamento e a execução de obras, inclusive as destinadas à aquisição de imóveis considerados necessários à realização destas últimas, bem como para os programas especiais de trabalho, aquisição de instalações, equipamentos e material permanente, e constituição ou aumento do capital de empresas que não sejam de caráter comercial ou financeiro;

- *Taxa de acumulação de capital humano (CapHum)* (+): como *proxy* para esta variável utilizou-se a razão entre o somatório dos anos de estudo dos habitantes de 25 anos ou mais de idade em cada unidade federativa e o número de pessoas nesta faixa etária, a qual foi disponibilizada pelo IPEA;

- *Taxa de crescimento da população (CrescPop)* (+): taxa anual de crescimento da população de cada estado, apurada pelo IBGE;

- *Taxa de desenvolvimento financeiro (Credito)* (+): esta variável representa o desenvolvimento de instituições financeiras no estado e é mensurada pela razão entre o saldo das operações de crédito existentes na unidade federativa e o seu PIB. Dados fornecidos pelo Sistema de Informações do Banco Central (SISBACEN);

- *Desigualdade (Gini)* (+ / -): a *proxy* utilizada para esta variável será o índice de Gini calculado para cada estado. Para compreensão do cálculo deste índice, considere um plano cartesiano apresentando a proporção da renda no eixo das ordenada e a

proporção da população no eixo das abscissas. A reta teórica traçada a partir da origem e que apresenta coordenadas iguais entre proporção de renda e de população (por exemplo, 10,0% da renda é apropriada por 10,0% da população) é conhecida como linha de perfeita igualdade. No mesmo gráfico, podemos plotar a curva de Lorenz, a qual une as coordenada empíricas da proporção da renda apropriada por determinada proporção da população, sendo que a mesma tem um formato côncavo em relação à linha de perfeita igualdade. O índice de Gini pode ser calculado pelo quociente da área compreendida entre a curva de Lorenz e a linha de perfeita igualdade e a área acima da linha de perfeita igualdade (FUNDAÇÃO JOÃO PINHEIRO; IPEA, 1998).

- *Abertura comercial (AbertCom)* (+): refere-se à razão entre os valores totais de exportações e importações do estado e o PIB estadual;

- *Variáveis dummy para os anos de 1996 a 2002 (d(ano))* (+ / -): a introdução de variáveis *dummy* para os anos tem por objetivo capturar todas as mudanças no ambiente nacional que afetam as unidades federativas, tais como condições macroeconômicas e políticas.

6. Resultados

Como explicitado anteriormente, o modelo teórico representado pela equação (1) foi estimado considerando-o como um Modelo de Efeitos Fixos, sendo realizados os devidos testes para assegurar sua viabilidade. Todas as variáveis foram transformadas através da obtenção do logaritmo natural de seus valores, como forma de proporcionar melhor ajuste. A Tabela 02 apresenta os resultados da estimação.

Conforme a tabela abaixo, o teste-F permite rejeitar a hipótese nula de que todos os coeficientes do modelo estimado, exceto a constante, são iguais a zero, mostrando que a amostra de dados utilizada na estimação está suportando o modelo teórico proposto.

Além disso, não se rejeita também a hipótese nula de que todas as constantes específicas α_i sejam iguais a zero, conforme resultado do teste-F realizado para tal hipótese. Isto significa que os dados também estão permitindo a utilização de um Modelo de Efeitos Fixos e, portanto, a consideração dos efeitos da heterogeneidade. O próximo passo consiste em verificar se o Modelo de Efeitos Aleatórios pode ser utilizado para estimação do modelo proposto.

Tabela 02 – Resultados da estimação da equação (1) pelo Modelo de Efeitos Fixos.

Variável dependente: <i>TxRenda</i>		
Variável	Coeficiente	Estatística-t (valor-p)
<i>Renda(-1)</i>	-0,0281306	-2,33 (0,021)
<i>Renda</i>	0,4217384	6,72 (0,000)
<i>CapFixo</i>	-0,0049754	-0,78 (0,437)
<i>CapHum</i>	0,0772702	0,92 (0,359)
<i>TxCrescPop</i>	-0,275556	-2,28 (0,024)
<i>Credito</i>	0,0355047	3,94 (0,000)
<i>Gini</i>	-0,0745861	-0,79 (0,432)
<i>AbertCom</i>	-0,0052888	-0,71 (0,476)
<i>Invest</i>	0,0081075	1,51 (0,132)
<i>d96</i>	-0,012996	-1,00 (0,318)
<i>d97</i>	-0,0294352	-2,21 (0,029)
<i>d98</i>	-0,0358771	-2,46 (0,015)
<i>d99</i>	-0,0463897	-3,02 (0,003)
<i>d00</i>	-0,0073437	-0,44 (0,663)
<i>d01</i>	-0,0476795	-2,69 (0,008)
<i>d02</i>	-0,0476291	-2,37 (0,019)
Constante	-1,750744	-3,19 (0,002)
R ²	0,3869	
Teste-F (valor-p)	6,78 (0,0000)	
Nr. observações	215	
Nr. grupos	27	
Teste-F: todos $\alpha_i = 0$ (valor-p)	2,55 (0,0002)	

Fonte: elaborado pelo autor.

O teste do multiplicador de Lagrange de Breusch e Pagan (1980) foi realizado para verificar a hipótese nula da inexistência de efeitos aleatórios. O valor apurado do teste foi de 2,84, o qual permite-nos rejeitar, ao nível de 5,8%, a hipótese nula de que $\sigma_u^2 = 0$ em favor do Modelo de Efeitos Aleatórios.

Por fim, realizou-se o teste de Hausman (1978) para escolha entre os modelos de Efeitos Fixos e de Efeitos Aleatórios. O valor calculado do teste foi calculado em 53,75, o qual permite rejeitar, ao nível de 1,0%, a hipótese nula de que

não há correlação entre u_i e as demais variáveis do modelo. Desta forma, há evidências de que a estimação do modelo de Efeitos Fixos apresenta melhores resultados em comparação à estimação por MQO e pelo Modelo de Efeitos Aleatórios.

Após verificar a viabilidade do Modelo de Efeitos Fixos, devem-se analisar os coeficientes estimados. Como explicitado anteriormente, a hipótese da existência de convergência condicional β é verificada por meio da verificação da negatividade de γ_1 na equação (1). Pela Tabela 02, o valor estimado deste coeficiente é de -0,0305868, sendo que o verdadeiro valor do mesmo é estatisticamente diferente de zero ao nível de 1,0%, o que fornece suporte para a hipótese de que a taxa de crescimento do PIB *per capita* das unidades federativas do Brasil está convergindo para uma taxa de crescimento uniforme para todas as unidades.

No tocante às variáveis explicativas da taxa de crescimento do PIB *per capita* das unidades federativas, os coeficientes de *Credito*, *Invest* e *TxCrescPop* mostraram-se significativos aos níveis de 1,0%, 13,0% e 3,0%, sendo que tais variáveis auxiliaram na explicação da taxa de crescimentos das unidades federativas, apesar de que a significância de *Invest* apenas é possível após flexibilização dos níveis usualmente considerados. Os sinais dos coeficientes de *Credito* e *Invest* são positivos, de acordo com a noção intuitiva de que tais variáveis afetam positivamente a atividade econômica. No entanto, o coeficiente da variável *TxCrescPop* apresenta sinal negativo, contrariando a intuição de que uma maior taxa de crescimento populacional impulsionaria a produção de bens e serviços, aumentando as estimativas do PIB *per capita*.

Apesar de ser inegável a influência da variável *CapHum* na explicação do crescimento do PIB *per capita* das unidades federativas, esta variável não se mostrou estatisticamente significativa. A mesma variável também não mostrou-se significativa em Resosudarmo & Vidyattama (2006). Uma hipótese para a ausência de significância estatística desta variável esta relacionada ao tempo necessário para que os efeitos de uma maior escolaridade se reflitam na taxa de crescimento do PIB *per capita*, requerendo um período mais longo de análise para verificar sua significância. As demais variáveis não significativas estatisticamente foram *CapFixo*, *Gini* e *AbertCom*.

7. Conclusões

Este trabalho teve por objetivo determinar as variáveis que afetam a taxa de crescimento da renda *per capita* nas unidades federativas do Brasil no período de 1995-2002, bem como verificar se há evidência de convergência na taxa de crescimento da renda *per capita* das unidades.

Os resultados indicam sinais de convergência na taxa de crescimento da renda *per capita* no Brasil, seguindo as conclusões de outros trabalhos sobre o mesmo tema, como Ferreira (1998) e Azzoni (2001). Como determinantes da taxa de crescimento da renda *per capita*, foram encontradas evidências de que o volume de crédito disponibilizado às pessoas físicas e jurídicas e os gastos com investimento do governo são variáveis positivamente relacionadas com a taxa de crescimento, ao passo que foram obtidas evidência que suportam a relação negativa do crescimento da população com o crescimento da renda *per capita*.

Como principal limitação deste trabalho, pode-se apontar a período temporal exíguo que foi objeto deste estudo, 1995 a 2002, o qual foi definido a partir da disponibilidade de uma série contínua e confiável de dados para todas as 27 unidades federativas. Apesar de estudos como Resosudarmo e Vidyattama (2006) utilizarem um período de tempo similar ao utilizado neste trabalho, há estudos sobre a convergência β que, apesar de utilizarem modelos mais simplificados, abrangem períodos maiores, como Azzoni (2001).

Um tópico de pesquisa futura pode ser a investigação da convergência β da taxa de crescimento da renda *per capita* entre as unidades federativas de cada região brasileira. Desta forma, pode-se verificar convergência para estados de uma região e rejeitar a hipótese de convergência para estados de outra região. Porém, seria necessária a obtenção de um número maior de dados temporais para tendo em vista a redução do número de observações em decorrência das observações utilizadas em cada regressão.

8. Referências bibliográficas

- AZZONI, Carlos. **Economic growth and regional income inequalities in Brazil (1939-1992)**, FEA-USP, mimeo.
- AZZONI, Carlos R. Economic growth and regional income inequality in Brazil. **The Annals of Regional Science**. Vol. 35, 2001, p. 133-152.
- BARRO, Robert J. Economic growth in a cross section of countries. **Quarterly Journal of Economics**. Vol. 106, Nr. 2, 1991, p. 407-443.
- BARRO, Robert J.; SALA-I-MARTIN, Xavier. Economic growth and convergence across the United States. **NBER Working Papers**. Nr. 3419, National Bureau of Economic Research, 1990.
- BREUSCH, T.; PAGAN, A. The LM test and its applications to model specification in econometrics. **Review of Economic Studies**. Vol. 47, 1980, p. 239-254.

- CASELLI, F.; ESQUIVEL, G.; LEFORT, F. Reopening the convergence debate: a new look at cross-country growth empirics. **Journal of Economic Growth**. Vol. 1, Nr. 3, 1996, p. 363-389.
- DINIZ, Clélio Campolina. A questão regional e as políticas governamentais no Brasil. CEDEPLAR/FACE/UFMG – **Texto para discussão n.º 159**. 2001
- DOWRICK, Steve. QUIGGIN, John. True measures of GDP and convergence. **American Economic Review**. Vol. 87, Nr. 1, 1997, p. 41-64.
- FERREIRA, Afonso H. B. **Concentração regional e dispersão das rendas per capita estaduais: um comentário**. Texto para discussão nr. 121. Belo Horizonte: UFMG/CEDEPLAR, 1998.
- FERREIRA, Francisco. **Inequality and economic performance: a brief overview to theories and distribution**. Disponível em: <<http://www1.worldbank.org/prem/poverty/inequal/econ/ferreira.pdf>.1999>. Acesso em: 09 Jun. 2006.
- FORBES, Kristin. A reassessment of the relationship between inequality and growth. **American Economic Review**. Vol. 90, Nr. 4, 2000, p. 869-886.
- FUNDAÇÃO JOÃO PINHEIRO; INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). **Definição e metodologia de cálculo dos indicadores e índices de desenvolvimento humano e condições de vida**. 1998. Disponível em: <<http://www.undp.org.br/HDR/HDR2000/Metodologias%20-%20IDH-M%20e%20ICV.pdf>>. Acesso em: 14 Jun. 2006
- GREENE, William H. **Econometric analysis**. Fifth edition. New Jersey: Prentice Hall, 2003.
- HAUSMAN, J. Specification tests in econometrics. **Econometrica**. Vol. 46, 1978, p. 1251-1271.
- ISLAM, Nazrul. Growth empirics: a panel data approach. *Quarterly Journal of Economics*. Vol. 110, Nr. 4, 1995, p. 1127-1170.
- MANKIW, Gregory N.; ROMER, David; WEIL, David. A contribution to the empirics of economic growth. **Quarterly Journal of Economics**. Vol. 107, Nr. 2, 1992, p. 407-437.
- MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO, DA INDÚSTRIA E COMÉRCIO EXTERIOR – SECRETARIA DO DESENVOLVIMENTO DA PRODUÇÃO. Anuário estatístico 2005. Disponível em: <<http://www.desenvolvimento.gov.br/arquivo/indEstatistico/anuEstatistico/AnuarioEstatistico.zip>>. Acesso em: 14 Jun. 2006.
- RESOSUDARMO, Budy P.; VIDYATTAMA, Yogi. Regional income disparity in Indonésia: a panel data analysis. **ASEAN Economic Bulletin**. Vol. 23, Nr. 1; ABI/INFORM Global, 2006, p. 31-44.

Desigualdade no Brasil: um estudo sobre convergência de renda

- SACHS, Jeffrey; WARNER, Andrew. Economic reform and the process of global integration (with comments and discussion). **Brookings Papers on Economic Activity**. Vol. 0, Nr. 1, 1995, p. 1-118.
- SOLOW, Robert M. A contribution to the theory of economic growth. **Quarterly Journal of Economics**. Vol. 70, Nr. 1, 1956, p. 65-94.
- SWAN, Trevor W. Economic growth and capital accumulation. **Economic Record**. Vol. 32, Nr. 2, 1956, p. 334-361.
- WILLIANSO, J. G. Regional inequality and the process of national development: a description of the patterns. **Economic development and cultural change**. Vol. 13, p. 3-45.