

Migrações e Convergência no Brasil: 1960-91*

Raquel Pittella Cançado**

Sumário: 1. Introdução; 2. Os determinantes da taxa líquida de migração; 3. Convergência e migração; 4. Velocidade de convergência; 5. Conclusões.

Palavras-chave: crescimento; convergência; migração.

Códigos JEL: F22, O41, O47, O54, R11.

Esse artigo investiga a experiência de crescimento nos estados brasileiros durante o período 1960-91, a partir do modelo neoclássico de crescimento de Solow-Swan e dados de painel. Busca testar se existe convergência de rendas *per capita* entre os estados brasileiros e discute o papel dos fluxos migratórios neste processo. Os resultados encontrados sugerem que a velocidade de convergência para o Brasil é menor que a encontrada para outros países, em torno de 1%. Além disso, os fluxos migratórios não afetam o processo de convergência. Entretanto, há evidências de que as regiões mais ricas atraem os trabalhadores, como prediz o modelo neoclássico de crescimento.

This paper examines the growth experience of Brazilian states during the period 1960-91, using the analytical framework of the Solow-Swan neoclassical growth model and panel data. The paper tests whether there has been any convergence in *per capita* income across states in Brazil and discusses the role of labor migrations in that context. The results suggest that Brazil has a lower speed of convergence than the ones found for other countries, around 1%. Besides that, labor migrations do not seem to play an important role in the convergence process. However, there are evidences that richer regions attract laborers, as predicted by the neoclassical growth model.

1. Introdução

O objetivo deste artigo consiste em determinar se, e em que medida, os fluxos migratórios internos contribuem para a redução das diferenças estaduais de renda *per capita* no Brasil.

A predição de convergência das rendas *per capita* entre regiões é um dos principais elementos da contribuição neoclássica ao debate acerca do crescimento. Há vários trabalhos que discutem detalhadamente a ocorrência e a forma do processo de convergência das rendas *per capita* previsto pelo modelo

* Artigo recebido em ago. 1997 e aprovado em jan. 1999.

** Cedeplar, UFMG.

neoclássico de crescimento para o caso brasileiro (Ferreira, 1995a, 1995c e 1995d; Ferreira & Diniz, 1995; Ellery Jr. & Ferreira, 1995; Azzoni, 1996). A contribuição específica deste artigo consiste no exame do papel da mobilidade do fator trabalho neste processo, tratando da evidência de convergência das rendas *per capita* estaduais apenas na medida em que tal análise contribua para este intuito central.

Trabalhar com base em dados para um único país, a fim de estudar a evolução das rendas *per capita* regionais, envolve algumas peculiaridades. Embora existam diferenças inter-regionais em termos de tecnologias, preferências e instituições, firmas e famílias de distintas regiões de um mesmo país possuem, em geral, acesso a tecnologias similares, estão sujeitas ao mesmo governo central e possuem cultura e gostos relativamente semelhantes. Esta relativa homogeneidade entre estados, ao contrário do que ocorre com as economias nacionais, sugere que as economias estaduais devam convergir para um único *steady state*, ou seja, que haja convergência absoluta entre as rendas *per capita* dos estados (Barro & Sala-i-Martin, 1995). Na ausência de choques aleatórios, a convergência ao *steady state* é direta e não envolve oscilações. Considerando duas economias, prediz-se que aquela que começa atrás tende a permanecer atrás em qualquer data futura, crescendo, entretanto, a taxas maiores, o que lhe permite alcançar progressivamente a mais rica em termos de renda *per capita* (convergência β).¹

Os exercícios que utilizam dados regionais violam a condição-padrão do modelo neoclássico de economia fechada. Dentro das fronteiras de um mesmo país, as barreiras legais, culturais, lingüísticas e institucionais à movimentação dos fatores de produção evidenciam-se menores. Ainda assim, o modelo neoclássico fornece uma estrutura apropriada para análises empíricas.

Apesar de uma economia aberta envolver tanto a mobilidade de capital quanto a de trabalho, apenas a mobilidade de pessoas será considerada neste artigo. Espera-se que a consideração dos fluxos migratórios ocorridos em uma economia eleve quantitativamente a velocidade de convergência estimada, em relação ao que seria aquela velocidade na ausência desses fluxos.

¹ Este é o conceito de convergência utilizado em todo o artigo. No entanto, existe também na literatura o conceito de convergência entendida como a diminuição da dispersão das rendas *per capita* ao longo do tempo (medida, por exemplo, pelo desvio-padrão do logaritmo da renda *per capita* de um grupo de economias). Esta é a chamada convergência σ não estudada neste artigo.

Os dois exercícios econométricos apresentados neste artigo objetivam replicar, com base nos dados brasileiros para o período 1960-91, os testes empíricos da relação entre migração e diferenças de renda *per capita* conduzidos por Barro e Sala-i-Martin (1995:401-13) para os Estados Unidos, a Europa e o Japão.

O primeiro exercício, reportado na seção 2, busca apontar os determinantes das taxas líquidas estaduais de migração. O referencial teórico para os testes conduzidos nesta seção é dado pelos modelos discutidos em Barro e Sala-i-Martin (1995, seção 9.1), nos quais a migração aparece como resultado do comportamento maximizador dos agentes econômicos. Para poupar espaço, optou-se por não rever estes modelos neste artigo, podendo o leitor interessado consultar a fonte acima citada para inteirar-se dos fundamentos teóricos dos testes conduzidos. Um objetivo importante, na seção 2, foi esclarecer se, no caso brasileiro, a renda *per capita* no início do período no estado, aqui sendo utilizada, seguindo Barro e Sala-i-Martin, como *proxy* para o salário real, seria relevante para explicar os fluxos migratórios para o estado durante todo o período. Se a hipótese neoclássica for confirmada, o diferencial de renda deve garantir que a população cresça, devido à migração, nas áreas de maior renda *per capita*, dada a existência de mobilidade do trabalho.

O segundo exercício, objeto das seções 3 e 4, possibilita examinar a contribuição da migração para o processo de convergência β no Brasil. Ainda seguindo Barro e Sala-i-Martin (1995), considera-se que, “se a migração é uma fonte importante de convergência, o coeficiente β estimado deve diminuir quando a migração é mantida constante”, isto é, quando a taxa de migração é incluída na equação de convergência.

Algumas conclusões são oferecidas na seção 5 do artigo.

2. Os Determinantes da Taxa Líquida de Migração

Como primeiro passo, buscamos entender o que motiva as pessoas a abandonarem os estados em que residem em favor de outros estados. A hipótese neoclássica argumenta que os trabalhadores buscam maiores remunerações, as quais estão presentes nas economias onde o fator trabalho é relativamente escasso. As regiões com maiores relações capital-trabalho, por sua vez, são

as de maior produtividade e, portanto, sob determinadas condições, de maior renda *per capita*. Daí, a mobilidade do trabalho ocorreria no sentido destas regiões.

A transferência da população de estados relativamente mais pobres para estados relativamente mais ricos pode ser evidenciada, preliminarmente, pela relação simples de longo prazo entre a taxa migratória na década e o logaritmo da renda *per capita* no ano inicial. O diagrama de dispersão para cada década e seus respectivos coeficientes de correlação são apresentados na figura 1. Utilizando os dados disponíveis para o Brasil, aquela relação é sempre positiva, como esperado, e de valor equivalente ao encontrado na literatura internacional para outros países (correlação simples em torno de 0,5 para todos os períodos considerados), com exceção da década de 80, quando a associação positiva é de 0,19, atingindo 0,32 quando Rondônia e Roraima são retirados da amostra, dadas suas taxas migratórias muito superiores à média nacional.

Barro e Sala-i-Martin (1995) sugerem que a taxa de migração líquida para o estado i entre $t - T$ e t é dada pela seguinte forma funcional:

$$m_{it} = f(y_{i,t-T}, \theta_i, \pi_{i,t-T}, \text{variáveis que dependem de } t, \text{ mas não de } i) \quad (1)$$

onde:

m_{it} é a taxa líquida de migração entre $t - T$ e t , do estado i ;

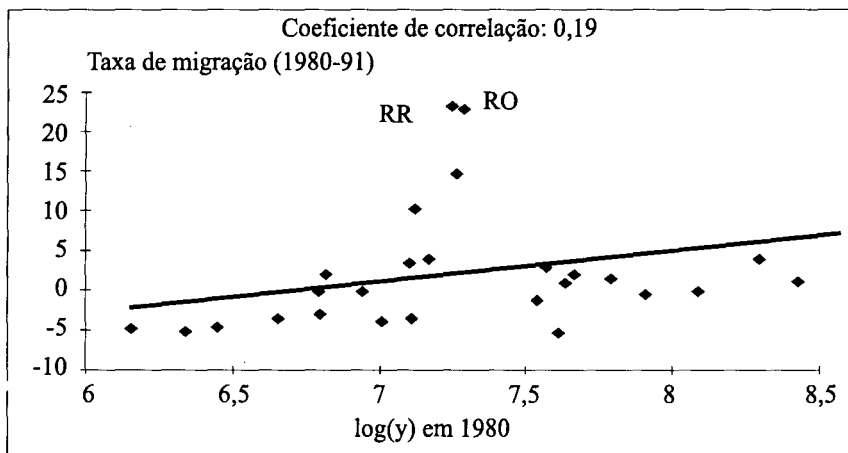
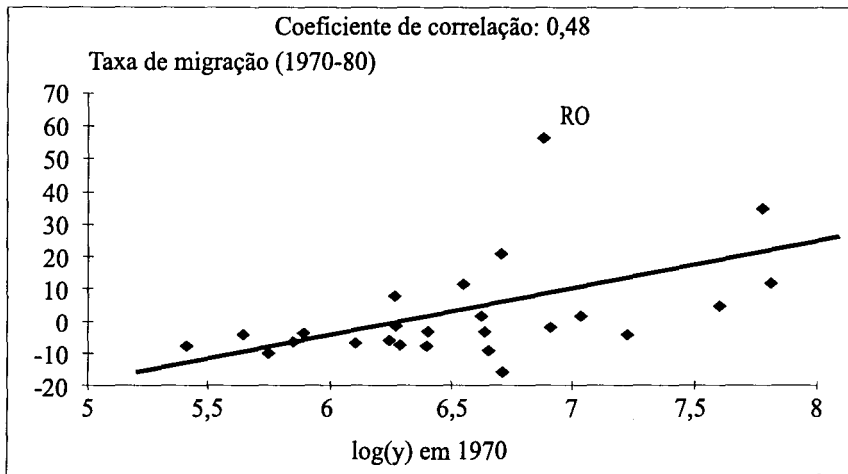
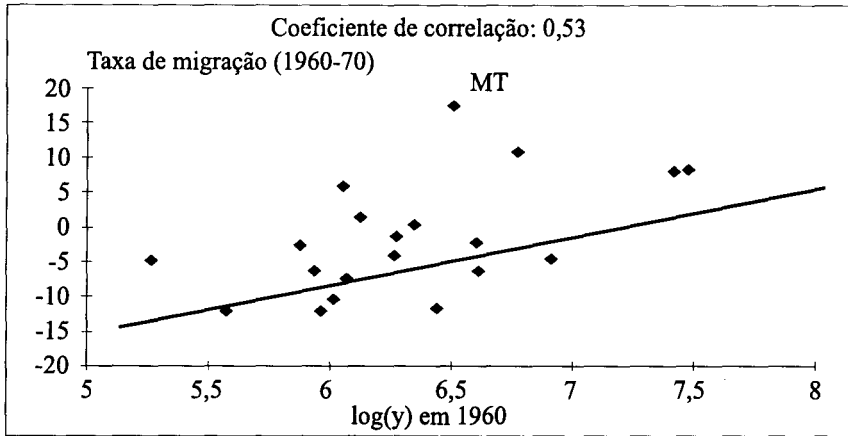
$y_{i,t-T}$ é a renda *per capita* do estado i no início do período;

θ_i é um vetor de amenidades fixas, associadas principalmente a fatores climáticos e geográficos;

$\pi_{i,t-T}$ é a densidade demográfica do estado i no ano inicial.

O vetor de variáveis que dependem de t , mas não de i , abrange qualquer elemento que influencie a renda *per capita* ou a densidade populacional em outras economias. Também estão incluídos os efeitos do progresso tecnológico no condicionamento do ar, mudanças na atitude das pessoas sobre o clima e a densidade da população etc. As amenidades consideradas envolvem quaisquer

Figura 1
 Diagramas de dispersão: migração
 (1960-91)



fatores que afetem a utilidade dos indivíduos ou a produção de bens, assim como recursos naturais e políticas governamentais.

Apesar de a teoria existente considerar todos esses fatores como variáveis explicativas, Barro e Sala-i-Martin (1995), na implementação da equação acima, levaram em conta apenas a renda, a densidade demográfica e a temperatura. No entanto, para o caso brasileiro, essa última variável não se mostra relevante, já que as diferenças de temperatura média entre os estados não são muito pronunciadas.

Barro e Sala-i-Martin (1995) adicionaram, ainda, à equação para a taxa de migração uma outra variável explicativa, construída de forma a captar os efeitos de choques setoriais no nível nacional. Chamada $S_{i,t}$, esta variável leva em consideração a composição setorial do PIB estadual. Para a construção da variável, três setores foram considerados neste artigo (agropecuária, indústria e serviços) e o seguinte índice foi construído:

$$S_{i,t} = (1/T)\sum_j w_{i,j,t-T} \ln(y_{j,t}/y_{j,t-T})$$

onde $w_{i,j,t-T}$ é a participação do setor j no PIB do estado i no início do subperíodo, $y_{j,t}$ é o produto *per capita* nacional no setor j no período t , e T é a extensão do período em análise. Esse índice é a média ponderada das taxas nacionais de crescimento do produto de cada setor, onde os pesos são as participações setoriais iniciais de cada estado. Em outras palavras, $S_{i,t}$ mede a taxa de crescimento do PIB *per capita* estadual, entre $t - T$ e t , que teria resultado se cada setor tivesse crescido à exata taxa nacional para aquele setor. Essa variável, cujo coeficiente não possui sinal definido *a priori*, interage com os choques, afetando os diferentes setores no nível nacional com a composição setorial do produto em dado estado. A variável, construída de forma a depender das taxas de crescimento médias nacionais contemporâneas e dos valores defasados das participações setoriais nos estados, pode ser considerada exógena à experiência corrente de crescimento de cada estado (Barro & Sala-i-Martin, 1995).

Visto o que foi exposto, a forma funcional que foi implementada empiricamente é:

$$m_{i,t} = a + b \log(y_{i,t-T}) + c(\pi_{i,t-T}) + d(S_{i,t}) + e (\text{dummies regionais}) + \varepsilon_{i,t}, \quad (2)$$

onde $\varepsilon_{i,t}$ é o termo do erro, $b > 0$ e $c < 0$.²

Os resultados desse exercício estão expostos na tabela 1, que apresenta três estimações. Na primeira parte da tabela encontra-se a regressão para todo o período disponível, que compreende os anos de 1960 a 1991, estimada em *cross section*. Inclui-se nessa estimacão as observações para os 20 estados que possuem dados para esse período. Na segunda parte, um painel foi estimado com coeficientes da renda inicial específicos para cada uma das décadas. Para as demais variáveis incluídas no painel, foram estimados coeficientes restritos para as três décadas, sendo a hipótese de estabilidade destes coeficientes não rejeitada pelos testes habituais. Na última parte, os coeficientes da renda inicial para cada década foram restritos a um único valor. Quanto às demais variáveis, o mesmo procedimento foi mantido. Nos dois painéis, são incluídas 20 observações para cada década. Em cada caso obtiveram duas estimacões, com e sem a presença de *dummies* regionais.³

A estimacão foi feita por mínimos quadrados ponderados, de forma a evitar problemas de heterocedasticidade. Foi ainda necessário incluir *dummies* para controlar a presença de alguns *outliers*: uma *dummy* para o estado do Mato Grosso foi incluída em todos os casos, e outra para o estado do Paraná foi incluída nos dois painéis, nas estimacões com e sem a presença de *dummies* regionais. Esses dois estados apresentam valores extremos na série da taxa de migração. Os coeficientes das *dummies*, assim como as constantes, não são reportados para poupar espaço. As observações para o Distrito Federal não foram utilizadas, devido às distorções causadas nas regressões pela presença deste *outlier*. As estatísticas *t* estão apresentadas em parênteses.

Os resultados apóiam, do ponto de vista estatístico, a proposição de que os movimentos migratórios relacionam-se positivamente com as rendas *per capita* estaduais. O coeficiente da renda *per capita* estadual é sempre positivo

² Versões da equação (2) com a variável densidade demográfica estando também na forma quadrática foram experimentadas. Não se encontrou, entretanto, evidência de não-linearidade entre π e m .

³ Apenas foram incluídas *dummies* para as regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste, devido a problemas de dependência linear na matriz de variáveis independentes, exceção feita à regressão para o período 1960-91 (primeira parte da tabela), que incluiu, ainda, uma *dummy* para a região Sudeste.

Tabela 1
Regressão para a taxa líquida de migração no Brasil 1960-91^a

		Coeficientes			R^2 ajustado
		^b estimado	^c estimado	^d estimado	() ^b
		(t)	(t)	(t)	() ^b
1960-91	Sem <i>dummies</i> regionais	8,62 (1,68) ^c	-0,05 (-0,67)	1058,65 (1,43)	0,69 (8,36)
	Com <i>dummies</i> regionais	5,03 (0,64)	-0,01 (-0,08)	1311,28 (1,43)	0,77 (7,24)
1960-70 ^e	Sem <i>dummies</i> regionais	6,91 (3,11) ^d	-0,01 (-0,88)	7,07 (1,95) ^c	0,43 (6,18)
	Com <i>dummies</i> regionais	6,24 (3,12) ^d	-0,00 (-0,00)	3,87 (1,20)	0,45 (6,07)
1970-80 ^e	Sem <i>dummies</i> regionais	6,21 (3,76) ^d	-0,01 (-0,88)	7,07 (1,95) ^c	0,49 (5,21)
	Com <i>dummies</i> regionais	5,36 (4,01) ^d	-0,00 (-0,00)	3,87 (1,20)	0,61 (4,52)
1980-91 ^e	Sem <i>dummies</i> regionais	4,17 (5,01) ^d	-0,01 (-0,88)	7,07 (1,95) ^c	0,77 (2,25)
	Com <i>dummies</i> regionais	2,84 (3,26) ^d	-0,00 (-0,00)	3,87 (1,20)	0,78 (2,23)
Painel ^e	Sem <i>dummies</i> regionais	4,75 (6,44) ^d	-0,01 (-0,83)	8,10 (2,24) ^d	- -
	Coeficiente restrito para todos os períodos	(LR = 2,94)			
	Com <i>dummies</i> regionais	3,69 (4,65) ^d	-0,00 (-0,08)	5,48 (1,67) ^c	- -
		(LR = 4,12)			

^aAs observações para o Distrito Federal, um *outlier* em todos os períodos, foram excluídas. Foi introduzida uma *dummy* para o Mato Grosso em todas as regressões; ^bdesvio-padrão da regressão; ^cestimativa significativa ao nível de 10%; ^destimativa significativa ao nível de 5%; ^ealém da *dummy* para o Mato Grosso, foi incluída uma *dummy* para o Paraná.

Obs.: Os resultados apresentados referem-se às regressões especificadas no texto. Os painéis permitem interceptos distintos para cada década (*fixed effects*). A razão de verossimilhança em *italico* e entre parênteses (*LR*) pertence ao teste de estabilidade dos coeficientes do logaritmo da renda *per capita* nas três décadas, com 2 graus de liberdade.

e somente não-significativo, ao nível de 10%, em um caso. Na ausência das *dummies* regionais, seu valor varia de 4,17, nos anos 80, a 8,62 para o período 1960-91 considerado como um todo. Isso significa, por exemplo, que um aumento de 1% no nível de renda *per capita* em 1960 elevaria a taxa de migração líquida do estado em 6,9 pontos percentuais durante a década de 70.⁴ O valor do coeficiente restrito estimado é de apenas 4,75, e aceita-se sua estabilidade ao nível de 5% de significância pela estatística de razão de verossimilhança, que possui distribuição χ^2 com 2 graus de liberdade.⁵

Um exercício interessante é verificar a persistência das taxas de migração. A tabela 2 apresenta algumas correlações e regressões com este intuito. A correlação simples entre as taxas migratórias é de 0,59, 0,75 e 0,27, respectivamente, entre os anos 60 e 70, os anos 70 e 80 e os anos 60 e 80. A correlação de Spearman também sugere a existência de persistência. Se confirmada, esta poderia ser resultado da conjugação de dois fatores: os baixos coeficientes estimados para a renda inicial e a baixa velocidade de convergência.

Para enfatizar este ponto, algumas regressões foram estimadas usando como variáveis dependente e independente a taxa de migração em duas décadas consecutivas. Como se vê na mesma tabela, os R^2 são altos, 0,65 e 0,54, respectivamente. Soma-se a isso o resultado da outra regressão, por mínimos quadrados ordinários, do *rank* relativo de cada estado contra seu valor defasado, isto é:

$$p_t = \gamma p_{t-1} + e_t$$

onde γ é o coeficiente de *rank*. Nesse caso, os coeficientes estimados são 1,15 entre a década de 60 e a de 70, 0,99 entre a década de 70 e a de 80, e 0,79 entre os anos 60 e os anos 80.

⁴ *Note-se que, nestas estimações, foram utilizadas taxas migratórias decenais, o que explica o valor elevado desses coeficientes, relativamente àqueles reportados em Barro & Sala-i-Martin (1995).*

⁵ *Em consequência de problemas de comparabilidade dos dados existentes, expostos no anexo, as estimativas geradas pelos painéis, reportadas na tabela 1, consideram apenas 20 observações para cada década. No entanto, temos 25 observações disponíveis para os anos 70 e 26 para a década de 80. De forma a não ignorar essas informações, estimamos cross sections para as décadas isoladas. Apesar de maiores, os coeficientes estimados ainda são pequenos em relação aos valores das taxas migratórias, atingindo 14,92 entre 1970 e 1980, 9,33 entre 1960 e 1970, e 4,16 na década de 80. Esse coeficiente é sempre significativo na especificação sem a presença de *dummies* regionais.*

Tabela 2
Persistência nas taxas de migração

	1960-70 vs. 1970-80	1970-80 vs. 1980-91	1960-70 vs. 1980-91
Correlação simples	0,59	0,75	0,27
R^2 *	0,65	0,54	0,09
Coefficiente do <i>rank</i> **	1,15	0,99	0,79
R^2 da regressão do <i>rank</i>	0,11	0,66	-1,26
Correlação de Spearman	0,27	0,80	0,07

* R^2 da regressão $m_t = bm_{t-i}$, onde m é a taxa de migração.

**Coeficiente γ estimado na regressão $p_t = \gamma p_{t-i}$, onde p é o *rank*.

Obs.: Valores negativos para R^2 se explicam pela ausência da constante nas regressões.

A introdução de *dummies* regionais nas estimações da tabela 1 mostra que as regiões Centro-Oeste e Norte apresentaram fluxos populacionais associados a fatores que não os considerados, dados a significância e o sinal positivo dos coeficientes estimados para as respectivas *dummies*. No caso da região Centro-Oeste, isto ocorre em todos os períodos, e, na região Norte, nas décadas de 70 e 80. Ambas são regiões de fronteira com altas taxas de migração. As demais *dummies* regionais não se mostraram significativas estatisticamente. Outro aspecto digno de nota é que o valor de todos os coeficientes estimados para a renda inicial se reduzem nesta especificação, em comparação com a especificação anterior. Este resultado mostra que o impacto da renda estadual na decisão de migrar reduz-se se controlamos a atração para as áreas de fronteira, geralmente áreas de menores rendas e altas taxas migratórias. A atração das chamadas regiões vazias aparece como alternativa para os migrantes e consegue explicar parte dos movimentos migratórios ocorridos no país. Na regressão estimada para o período entre 1960 e 1991, a introdução das *dummies* para as regiões brasileiras torna o coeficiente da renda *per capita* estatisticamente não significativo.

Mesmo com a introdução de *dummies* regionais, permanecem significativas as *dummies* para os estados do Mato Grosso e do Paraná. A *dummy* para o Mato Grosso apresentou coeficiente positivo e estável para as três

décadas. Realmente, este estado foi um grande atrator de mão-de-obra, entre as chamadas áreas vazias. Sua experiência na atração de migrantes é bastante peculiar, possuindo a maior taxa de migração nos 31 anos de análise. O caso do Paraná é também *sui generis*: este estado apresenta a segunda maior taxa migratória nos anos 60 (excluindo o Distrito Federal), e depois a menor de todos os estados considerados nas décadas de 70 e 80, sendo, pois, o maior expulsor nestas duas décadas. A significância das *dummies* para estes dois estados, mesmo na presença das *dummies* regionais, se explica pelo fato de as regiões serem geograficamente muito grandes e apresentarem experiências bem distintas dentro delas próprias, em alguns casos. Para o período considerado como um todo, apenas a *dummy* para o Mato Grosso foi aceita.

A inclusão da densidade demográfica na equação para a taxa de migração deve permitir captar os efeitos de deseconomias de aglomeração, sugerindo atração populacional para áreas de fronteira, onde há maior disponibilidade de terras, entre outros fatores. Os coeficientes estimados possuem o sinal esperado: quanto maior o número de habitantes por quilômetro quadrado, menor o fluxo migratório líquido recebido pelo estado; e aceita-se sua estabilidade através dos três períodos decenais considerados. Contudo, esta variável é sempre não-significativa ao nível de 10%. Na presença das *dummies* regionais (tabela 1), as estatísticas *t* para esses coeficientes caem consideravelmente. Isto posto, não se rejeita a hipótese nula para esses coeficientes.

O que podemos concluir é que a variável densidade demográfica estadual não é apropriada para captar o efeito das deseconomias de aglomeração, no caso brasileiro. Esse efeito pode estar sendo captado pelos coeficientes positivos e significativos das *dummies* regionais (Centro-Oeste e Norte).

Devido à presença de choques agregados, que afetam os estados de forma heterogênea, a variável $S_{i,t}$ é introduzida para controlar as repercussões destes choques sobre os fluxos migratórios. Seu coeficiente estimado, mesmo quando restrito a um único valor nas décadas, é sempre positivo: quanto menor a variável S (estados onde predominam setores atingidos por choques negativos), menor a taxa migratória. No entanto, o coeficiente estimado é não-significativo em dois casos: na *cross-section* para todo o período, e no caso do painel com coeficientes específicos e *dummies* regionais.

Podemos concluir que os fluxos migratórios comportam-se de forma compatível com o previsto pelo modelo neoclássico no período considerado. Restamos, agora, investigar se esse acréscimo populacional nas regiões mais ricas devido à migração trabalha no sentido de acentuar a convergência de rendas *per capita* no Brasil.

3. Convergência e Migração

O conceito de convergência β postula que as regiões mais pobres tendem a alcançar as mais ricas, em termos de renda *per capita*, devido à associação negativa existente entre a renda inicial e a taxa de crescimento da renda. Como primeira evidência dessa associação para o caso das unidades federativas do Brasil, encontrou-se uma correlação simples (estatisticamente significativa ao nível de 5%) de -0,49 entre essas variáveis, no período 1960-91. Para os subperíodos, as associações lineares são, respectivamente, 0,26, -0,37 e -0,70 (figura 2). Apenas a década de 60 não apresentou o sinal previsto pela teoria, sendo o coeficiente estimado estatisticamente não-significativo ao nível de 10%. O coeficiente de correlação para a década de 70 (-0,37) só é significativo ao nível de 7%. Esse resultado é compatível com aqueles reportados na literatura brasileira sobre o tema: na década de 60, o processo observado foi de divergência de rendas *per capita*, enquanto forte convergência se verificou na década de 80.

A hipótese de convergência β pode ser testada empiricamente através da seguinte regressão:

$$(y_{i,t}/y_{i,t-T})^{1/T} = a + b \log(y_{i,t-T}) + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

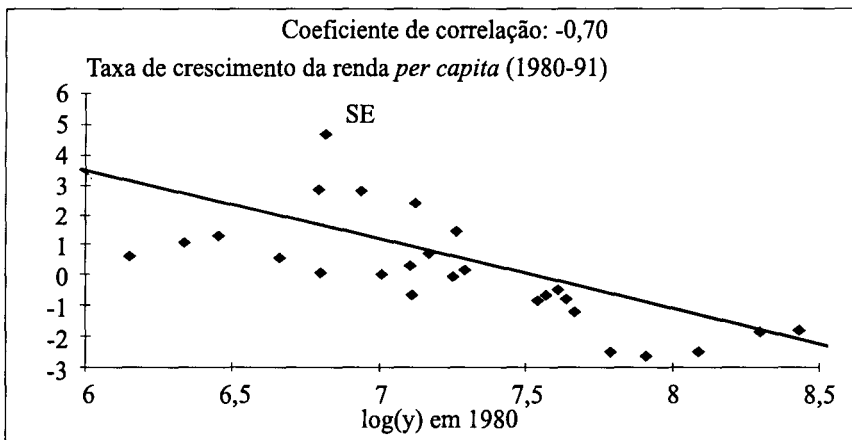
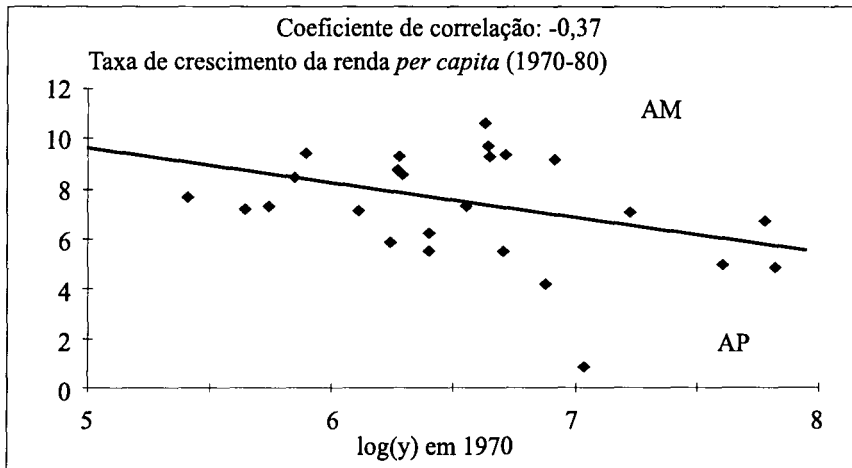
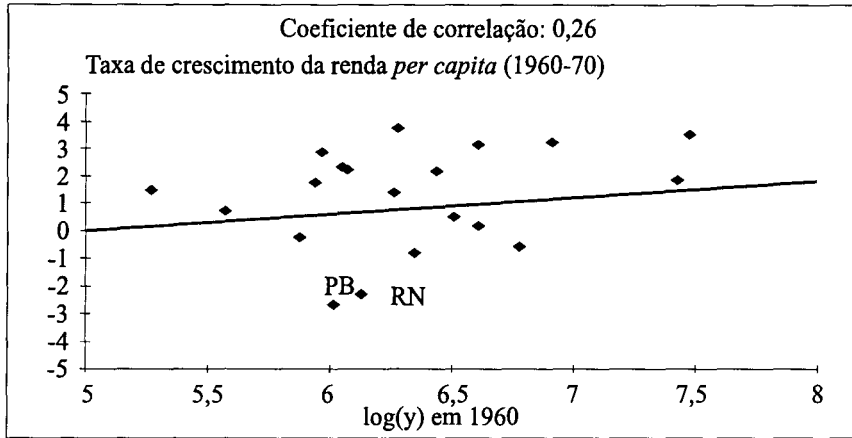
onde:

$(y_{i,t}/y_{i,t-T})^{1/T}$ mede a taxa de crescimento percentual anual média do PIB *per capita* estadual entre $t - T$ e t . As demais notações são as usuais. A base de dados utilizada é a mesma do exercício anterior, cujas características estão detalhadas no anexo.

Da mesma forma que no exercício anterior, a regressão de crescimento foi estimada em uma *cross-section* para o período 1960-91 e em dois painéis:⁶

⁶ O uso de painéis nos testes empíricos para os modelos de crescimento permite diferenças nas funções de produção agregadas entre as décadas (Islam, 1995). No entanto, Quah (1996) critica a forma de seleção entre efeitos fixos e aleatórios. Aqui se manteve a forma de estimação predominante na literatura sobre o tema.

Figura 2
 Diagramas de dispersão: renda *per capita*
 (1960-91)



o primeiro permite valores específicos para o coeficiente de convergência e o segundo obriga este coeficiente a ter o mesmo valor nas três décadas. Para as demais variáveis incluídas nos painéis, adotaram-se coeficientes restritos nas três décadas, sendo a hipótese de estabilidade não rejeitada no caso destas variáveis. Os resultados encontram-se reportados na tabela 3. A equação básica (1), descrita acima, testa a hipótese de convergência absoluta: a taxa de crescimento anual média do PIB *per capita* estadual no período é regredida contra o logaritmo do PIB *per capita* estadual no ano inicial. Um coeficiente negativo implica a confirmação da hipótese de convergência β . O coeficiente estimado é negativo para todos os períodos, com exceção da década de 60, para a qual o coeficiente é positivo, embora não-significativo. Nos anos 70, esse coeficiente é não-significativo, embora apresente o sinal correto.

O valor do coeficiente de convergência estimado varia de 0,89 a -2,15, sugerindo uma baixa velocidade de convergência (ressalve-se que o coeficiente estimado b não corresponde exatamente ao conceito de velocidade de convergência). A hipótese de estabilidade do coeficiente restrito, cujo valor estimado foi de -1,09, é rejeitada ao nível de significância de 5%, apesar de o valor da estatística χ^2 (7,46) ser bem próxima do valor crítico (5,99). Como havíamos visto anteriormente, a dinâmica do processo de convergência nas três décadas consideradas não pode, de fato, ser considerada homogênea.

Embora a técnica de painel aqui utilizada não tenha sido adotada por nenhum dos autores que, até o presente, trataram da questão da convergência valendo-se de dados para o Brasil, as estimativas, no essencial, coincidem com outras previamente reportadas na literatura, indicando divergência entre as rendas *per capita* estaduais na década de 60, e convergência nas décadas de 70 e 80, com velocidades diferentes (maior nos anos 80).

Esse resultado pode ser conjugado com os dados apresentados na tabela 4, que sugerem a falta de persistência nas taxas de crescimento da renda *per capita*. O coeficiente de correlação simples das taxas de crescimento entre a década de 60 e a de 70 é -0,22, e entre a década de 70 e a de 80, de -0,26. A correlação de Spearman também aponta na mesma direção: -0,38 e -0,13, respectivamente.

Para testar a persistência das taxas de crescimento, algumas regressões também foram estimadas da mesma forma que no exercício anterior. Os coeficientes das regressões dos *ranks* em um período contra os *ranks* no período anterior não são baixos, sugerindo que a maioria dos estados que ocupavam posições de maiores rendas na década anterior persistiu nesta posição.

Tabela 3
Regressão para a taxa de crescimento do PIB *per capita* no Brasil (1960-91)^a

	(1)		(1')		(2)		(2')		(3)			(3')		
	<i>b</i> _{estimado} (t)	R ² (j) ^b	<i>b</i> _{estimado} (t)	R ² (j) ^b	<i>b</i> _{estimado} (t)	R ² (j) ^b	<i>b</i> _{estimado} (t)	R ² (j) ^b	<i>b</i> _{estimado} (t)	<i>d</i> _{estimado} (t)	R ² (j) ^b	<i>b</i> _{estimado} (t)	<i>d</i> _{estimado} (t)	R ² (j) ^b
1960-91	-0,7 (-2,89) ^c	0,41 (0,58)	-1,19 (-2,96) ^c	0,54 (0,58)	-0,32 (-1,06)	0,28 (0,64)	-0,38 (-0,65)	0,63 (0,54)	-0,53 (-1,32)	0,01 (0,86)	0,31 (0,64)	-0,35 (-0,53)	-0,00 (-0,19)	0,63 (0,56)
1960-70	0,89 (1,23)	0,07 (1,83)	0,62 (1,05)	0,08 (1,99)	0,85 (1,18)	0,07 (1,88)	0,57 (0,77)	0,12 (2,01)	1,01 (1,32)	-0,02 (-0,56)	0,10 (1,91)	0,95 (1,20)	-0,05 (-1,30)	0,16 (2,04)
1970-80	-0,79 (-1,44)	0,09 (1,57)	-1,03 (-1,77) ^d	0,15 (1,67)	-0,80 (-1,45)	0,09 (1,62)	-1,06 (-1,80) ^d	0,11 (1,76)	-0,69 (-1,18)	-0,02 (-0,56)	0,11 (1,65)	-0,81 (-1,35)	-0,05 (-1,30)	0,21 (1,72)
1980-91	-2,15 (-4,51) ^c	0,50 (1,30)	-2,43 (-2,43) ^c	0,54 (1,38)	-1,94 (-4,33) ^d	0,59 (1,22)	-2,24 (-4,37) ^c	0,58 (1,35)	-1,85 (-3,81) ^d	-0,02 (-0,56)	0,57 (1,28)	-2,12 (-3,90) ^c	-0,05 (-1,30)	0,54 (1,47)
Painel	-1,09	—	-1,35	—	-1,07	—	-1,32	—	-1,04	-0,00	—	-1,19	-0,02	—
<i>b</i> restrito	(-3,12) ^c	—	(-3,13) ^c	—	(-3,21) ^d	—	(-3,14) ^c	—	(-2,63) ^d	(-0,12)	—	(-2,59) ^c	(-0,56)	—
	(LR = 7, 46)		(LR = 7, 80)		(LR = 7, 44)		(LR = 7, 94)		(LR = 7, 68)			(LR = 9, 08)		

^aAs observações para o Distrito Federal foram excluídas em todas as estimativas;

^bdesvio-padrão da regressão;

^cestimativa significativa ao nível de 5%;

^destimativa significativa ao nível de 10%.

Obs.: Os resultados apresentados referem-se às regressões especificadas no texto:

(1) equação básica; (2) equação básica com variável estrutural; (3) equação básica com variável estrutural e taxa migratória; (') inclusão de *dummies* regionais para as regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste.

Os painéis permitem interceptos distintos para cada década (*fixed effects*). A razão de verossimilhança em *itálico* e entre parênteses (*LR*) pertence ao teste de estabilidade dos coeficientes do logaritmo da renda *per capita* nas três décadas, com dois graus de liberdade.

Tabela 4
Persistência nas taxas de crescimento do PIB *per capita*

	1960-70 <i>vs.</i> 1970-80	1970-80 <i>vs.</i> 1980-91
Correlação simples	-0,22	-0,26
R^2 *	-22,92	-0,07
Coefficiente do <i>rank</i> **	0,70	0,75
R^2 da regressão do <i>rank</i>	-1,15	-0,86
Correlação de Spearman	-0,38	-0,13

* R^2 da regressão $g(t)=bg(t-1)$, onde g é a taxa de crescimento do PIB *per capita*.

**Coeficiente c estimado na regressão $p(t)=cp(t-1)$, onde p é o *rank*

Obs.: Valores negativos para R^2 se explicam pela ausência da constante nas regressões.

A coluna (1') da tabela 3 reporta os resultados para o caso de convergência condicional, quando se incluem as *dummies* regionais na regressão⁷ (não apresentadas de forma a poupar espaço). Nesse caso, o coeficiente negativo evidencia a existência de convergência intra-regional. De forma geral, os coeficientes apresentam-se maiores do que no exercício anterior, com os mesmos sinais. A década de 60 continua com seu coeficiente de convergência não-significativo. O aumento do valor absoluto dos coeficientes indica variação na velocidade de convergência, sugerindo que esta difere entre regiões. Apesar disso, os coeficientes das *dummies* não são significativos, indicando convergência absoluta. Novamente, a hipótese de estabilidade do coeficiente da renda no ano inicial, restrito para as três décadas, conforme reportado na última linha da tabela 3, é rejeitada, como esperado.

O próximo passo foi incluir a variável estrutural, considerada exógena, que controla a ocorrência de choques agregados. A coluna (2) acrescenta a variável estrutural na equação básica (1), enquanto a coluna (2') permite, além disso, a inclusão das mesmas *dummies* regionais que em (1'). A variável $S_{i,t}$ é construída de forma a indicar quanto um estado deveria crescer se cada um dos seus setores crescesse à taxa de crescimento nacional. O coeficiente

⁷Foram incluídas *dummies* regionais apenas para as regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste, devido a problemas de dependência linear na matriz de variáveis explicativas. Seus coeficientes estimados no primeiro painel (com estatísticas t entre parênteses) foram, respectivamente, 0,51 (0,81), 0,62 (1,05) e 0,93 (1,48). No painel com b restrito estes valores são 0,65 (0,89), 0,57 (0,83) e 0,89 (1,22). Todos os coeficientes são estáveis ao nível de significância de 5%.

desta variável é significativo e negativo para a *cross-section* que compreende o período como um todo, tornando o coeficiente da renda não-significativo. Nos dois painéis, o coeficiente de $S_{i,t}$ estimado mostrou-se significativo, positivo e estável durante os 31 anos considerados, sem alterar os demais resultados já obtidos.

Por fim, resta examinar a contribuição das migrações internas para o processo de convergência. Espera-se que a relação entre a taxa de crescimento anual média do PIB *per capita* estadual e a taxa de migração líquida no estado seja negativa. A correlação simples entre essas duas variáveis é, entretanto, de apenas -0,08 entre 1960 e 1991. Para a década de 60, ela se torna ainda menor: (-0,03); atinge -0,40 nos anos 70, e torna-se positiva (0,08) na década de 80.

Com o intuito de esclarecer essa relação, incluímos a taxa de migração contemporânea na equação de crescimento nas colunas (3) e (3') da tabela 3, considerando apenas o caso de um coeficiente comum para esta variável nas várias décadas, já que sua estabilidade não é rejeitada, sugerindo que o impacto da migração nas taxas de crescimento da renda *per capita* foi bastante homogêneo nas três décadas.

Segundo Barro e Sala-i-Martin (1995:410), considera-se que, “se a migração é uma fonte importante de convergência, o coeficiente β estimado deve diminuir quando a migração é mantida constante”.

Na grande maioria dos casos, os coeficientes estimados da taxa líquida de migração são negativos, mas não significativos, e de valores muito próximos de zero. Contudo, a inclusão dos fluxos migratórios na equação contribui para a queda do coeficiente da renda (em comparação com a especificação anterior) na maioria dos casos. Esse resultado vai ao encontro do suposto teórico de que a migração causa uma mudança quantitativa na velocidade de convergência, apesar da pequena magnitude do impacto. Apenas nos anos 60 esse resultado não é observado.

Considerando todos os exercícios, porém, a taxa migratória não aparece como um determinante significativo da taxa de crescimento da renda: seu coeficiente não é estatisticamente diferente de zero (varia de -0,05 a 0,01) e, ainda, economicamente, sua contribuição para a convergência é muito pequena. O maior valor da estatística *t* encontrado (-1,30) ocorreu na especificação com coeficientes específicos e *dummies* regionais (coluna 3').

Outra previsão do modelo é a de que economias com maior sensibilidade da migração líquida à renda *per capita* teriam maiores coeficientes de convergência. A correlação entre o coeficiente da renda na equação da taxa de migração e o coeficiente de convergência (da equação básica sem *dummies*) foi 0,23, sendo, apesar de positivo, baixo. Essa mesma correlação cai para 0,03 se considerarmos o coeficiente de convergência da coluna (3') da tabela 3.

Cabe lembrar que esses resultados podem estar sendo influenciados pela endogeneidade da taxa de migração líquida, causada pelo fato de que pode haver atração populacional para as regiões onde se espera maior crescimento. O procedimento apropriado, neste caso, seria o uso de variáveis instrumentais nas estimações, especificamente aquelas variáveis incluídas na equação da taxa de migração e não presentes na equação de crescimento. No entanto, o número disponível dessas variáveis é insuficiente (só dispomos da densidade demográfica) e variáveis instrumentais alternativas não se encontram disponíveis.

4. Velocidade de Convergência

Para tornar mais claras as implicações dos movimentos migratórios no processo de convergência, realizamos, por fim, o exercício descrito pela tabela 5. A equação de regressão que testa aqui a hipótese de convergência refere-se à dinâmica transitória da renda *per capita* em direção ao *steady state*, que surge da solução da equação diferencial de crescimento da renda no modelo de crescimento neoclássico de Solow. Esta especificação permite-nos obter o valor da velocidade de convergência e, conseqüentemente, a influência das migrações internas nesta velocidade. A taxa de crescimento média de y entre $t - T$ e t é dada por:

$$(1/T) \cdot \log(y_{i,t}/y_{i,t-T}) = a - (1 - \exp(-bT)/T) \cdot \log(y_{i,t-T})$$

onde $a = x + [(1 - \exp(-bT)/T) \cdot \log(y^*)]$, x é a taxa de crescimento exógena da produtividade e y^* é o produto por unidade de trabalho-eficiência no *steady state*.

Dessa forma, o coeficiente b indica a velocidade do ajustamento da renda *per capita* ao *steady state*. Quanto maior b , maior a resposta da taxa anual média de crescimento da renda ao diferencial de renda no presente e no *steady state*, isto é, mais rápido se dará a convergência. Conforme a hipótese de convergência, b é predito positivo e a taxa de crescimento da renda *per capita*

é uma função decrescente da distância entre suas condições iniciais e sua própria posição de *steady state*.

A tabela 5 está organizada de forma idêntica à tabela 3. O coeficiente estimado pela equação não-linear básica (1) é significativo e positivo apenas para a *cross-section* que considera todo o período 1960 a 1991. Seu valor é 0,007, não atingindo 1%, sendo, mesmo assim, o maior valor encontrado. Nos painéis, apenas a década de 80 apresentou o sinal esperado, embora não-significativo e de valor muito pequeno. Se considerarmos a convergência intra-regional dos estados, incluindo *dummies* para as regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste, coluna (1'), o resultado é bastante similar. Os dois coeficientes, estimados positivos anteriormente, se elevam para 1,6 e 1,1%, respectivamente, mantendo a significância apenas no primeiro caso. O coeficiente restrito da renda *per capita* na última linha torna-se positivo, embora ainda não-significativo.

Conclui-se que a velocidade de convergência no caso brasileiro é bastante baixa, se comparada às evidências existentes para outros países, situando-se, de acordo com os resultados da *cross-section*, em torno de 1% ao ano, com o que são necessários 69 anos para se eliminar metade da diferença entre a renda *per capita* estadual hoje e o nível de estado estacionário. Nota-se que, de acordo com os resultados do mesmo exercício, a velocidade de convergência das rendas *per capita* é maior entre estados de uma mesma região do que entre o conjunto dos estados do país.⁸

As colunas (2) e (2') incluem a variável estrutural. Seu coeficiente estimado foi estatisticamente não diferente de zero e negativo em todos os casos. A inclusão desta variável na equação torna o coeficiente estimado da renda não-significativo no período considerado como um todo e na presença de *dummies* regionais. Na coluna (2'), a velocidade de convergência estimada para a década de 80 é de 1,2% e é significativa, enquanto os coeficientes estimados para as décadas de 60 e 70 permanecem com o sinal não previsto pela teoria, conquanto sejam estatisticamente não-significativos.

Os resultados da inclusão da taxa de migração contemporânea na equação de crescimento estão reportados nas últimas duas colunas. A forma da regressão estimada na coluna (3) é a seguinte:

$$(1/T) \cdot \log(y_{i,t}/y_{i,t-T}) = a - (1 - \exp(-bT)/T) \cdot \log(y_{i,t-T}) + c \cdot (S_{it}) + d \cdot (m_{it}) + \varepsilon_t$$

⁸ Apesar desse resultado, as *dummies* regionais não são significativas em qualquer caso, sendo seus valores nos dois painéis iguais a zero.

Tabela 5
Velocidade de convergência das rendas estaduais no Brasil (1960-91)^a

	(1)		(1')		(2)		(2')		(3)			(3')		
	<i>b</i> _{estimado} (t)	R ² (⁾ ^b	<i>b</i> _{estimado} (t)	R ² (⁾ ^b	<i>b</i> _{estimado} (t)	R ² (⁾ ^b	<i>b</i> _{estimado} (t)	R ² (⁾ ^b	<i>b</i> _{estimado} (t)	<i>d</i> _{estimado} (t)	R ² (⁾ ^b	<i>b</i> _{estimado} (t)	<i>d</i> _{estimado} (t)	R ² (⁾ ^b
1960-91	0,007 (2,11) ^c	0,24 (0,01)	0,016 (2,26) ^c	0,43 (0,01)	0,008 (2,17) ^c	0,27 (0,01)	0,013 (1,37)	0,44 (0,01)	0,006 (1,20)	0,00 (0,86)	0,31 (0,01)	0,013 (1,31)	0,0005 (0,23)	0,44 (0,01)
1960-70	-0,002 (-0,31)	0,01 (0,02)	-0,01 (-1,46)	0,36 (0,02)	-0,003 (-0,35)	0,01 (0,02)	-0,01 (-1,53)	0,37 (0,02)	0,005 (0,57)	0,001 (1,85) ^d	0,08 (0,02)	-0,008 (-0,69)	0,001 (1,23)	0,39 (0,02)
1970-80	-0,004 (-0,60)	0,02 (0,02)	-0,003 (-0,37)	0,03 (0,02)	-0,005 (-0,61)	0,02 (0,02)	-0,01 (-0,92)	0,07 (0,02)	0,001 (0,09)	0,001 (1,85) ^d	0,05 (0,02)	-0,006 (-0,52)	0,001 (1,23)	0,08 (0,02)
1980-91	0,003 (0,51)	0,01 (0,02)	0,011 (1,54)	0,20 (0,01)	0,005 (0,84)	0,1 (0,01)	0,012 (1,66) ^d	0,26 (0,01)	0,010 (1,48)	0,001 (1,85) ^d	0,16 (0,02)	0,015 (1,96) ^d	0,001 (1,23)	0,29 (0,02)
Painel b restrito	-0,0004 (-0,096)	—	0,001 (0,29)	—	0,000 (0,12)	—	0,002 (0,40)	—	0,007 (1,26)	0,001 (1,95) ^d	—	0,008 (1,25)	0,001 (1,82) ^d	—

^a As observações para o Distrito Federal foram excluídas em todas as estimativas, pelas distorções que causam nestes períodos;

^b desvio-padrão da regressão;

^c estimativa significativa ao nível de 5%;

^d estimativa significativa ao nível de 10%.

Obs.: Os resultados apresentados referem-se às regressões especificadas no texto:

(1) equação básica; (2) equação básica com variável estrutural; (3) equação básica com variável estrutural e taxa migratória; (') inclusão de *dummies* regionais para as regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste.

Os painéis permitem interceptos distintos para cada década (*fixed effects*). A razão de verossimilhança em itálico e entre parênteses (*LR*) pertence ao teste de estabilidade dos coeficientes do logaritmo da renda *per capita* nas três décadas, com 2 graus de liberdade.

O coeficiente d é significativo em ambos os painéis mostrados na coluna (3). Esse resultado é curioso, já que o sinal encontrado para o coeficiente da taxa de migração é o contrário do previsto pela teoria neoclássica: segundo as estimações, as taxas migratórias positivas contribuem para o aumento da renda *per capita* na economia receptora. Quando se incluem as *dummies* regionais (coluna 3'), apenas no painel o coeficiente da taxa migratória mantém esta significância. Note-se que, de toda maneira, o valor estimado para o coeficiente das taxas migratórias, em todas as especificações, é de 0,001, sugerindo que o impacto dos fluxos migratórios nos diferenciais de renda é praticamente nulo.

Quanto à hipótese neoclássica de que a migração elevaria a velocidade de convergência, comparamos (2) com (3) e (2') com (3'). No primeiro caso, isso é verdadeiro nas duas especificações em painel, sendo de notar-se, inclusive, que os coeficientes estimados para as décadas de 60 e 70 tornam-se positivos. Contudo, o coeficiente da renda estimado é sempre não-significativo na coluna (3) e seu valor indica uma velocidade de convergência máxima de 1% (na década de 80). No segundo caso, o aumento na velocidade de convergência ocorre também em todos os casos. Essas variações, entretanto, foram muito marginais.

Podemos afirmar, assim, que os fluxos migratórios têm impacto nulo na dinâmica das rendas *per capita* estaduais, no caso brasileiro. Outro resultado que este exercício apresentou foi a baixa velocidade de convergência das rendas *per capita* brasileiras. Apesar da dinâmica de convergência (condicional) ser clara na década de 80, o maior valor que esta velocidade atingiu foi 1,5%, o que significa que, para cobrir metade do *gap* entre qualquer nível de renda inicial estadual e o nível de *steady state* da renda *per capita*, seriam necessários 46 anos, tempo bem maior do que o encontrado para outros países (30 anos para os EUA e 20 anos para o Japão).

5. Conclusões

É possível explicitar duas conclusões centrais a partir deste artigo, no que se refere à influência da migração sobre o processo de convergência no Brasil. A primeira delas é que há evidências de que as pessoas migram para as regiões mais ricas, especialmente se controlada a atração de regiões de fronteira. Segundo, é que esse fluxo migratório não afeta o processo de convergência, nem influencia sua velocidade. É importante notar que este resultado coincide com

aquele encontrado por Barro e Sala-i-Martin (1995), que também não detectam um impacto significativo das migrações sobre o processo de convergência em testes conduzidos para os EUA, a Europa e o Japão.

Paralelamente, encontramos uma velocidade de convergência em torno de 1% para o Brasil entre 1960 e 1991. Este valor é inferior ao que vem sendo estimado para outros países. Contudo, devemos ressaltar que o maior problema é a precariedade dos dados existentes no país. Amostras maiores e a existência de variáveis instrumentais poderiam, com certeza, tornar os resultados mais robustos.

Referências Bibliográficas

Azzoni, C. R. *Economic growth and regional income inequalities in Brazil: 1939-1992*. São Paulo, Fipe/USP, 1996.

Barro, R. & Sala-i-Martin, X. *Convergence across states and regions*. 1991a. (Brookings Papers on Economic Activity, 1.)

_____ & _____. *Regional growth and migration: a Japan-US comparison*. 1991b. (Center Discussion Paper, 650.)

_____ & _____. *Economic growth*. New York, McGraw-Hill, 1995.

Cano, W. Migrações, desenvolvimento e crise no Brasil. In: Encontro Nacional de Economia, 29. *Anais Anpec*. Águas de Lindóia, 1996.

Cárdenas, M. & Pontón, A. Growth and convergence in Colombia: 1950-1990. *Journal of Development Economics*, 47, 1995.

Carvalho, J. A. M. Migrações internas – mensuração direta e indireta. Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Populacionais, 2. *Anais*. 1981. v. 1.

_____ & Fernandes, F. Estimativas de saldos migratórios e taxas líquidas de migração para as grandes regiões e unidades da Federação. Belo Horizonte, Cedeplar. mimeog.

Cashin, P. & Loayza, N. *Paradise lost? Growth, convergence and migration in the South Pacific*. (IMF Staff Papers, 42, 3.)

_____ & Sahay, R. *Internal migration, center-state grants, and economic growth in the states of India*. (IMF Staff Papers, 43, 1.)

Ellery Jr., R. & Ferreira, P. C. G. Convergência entre a renda *per capita* dos estados brasileiros. Rio de Janeiro, EPGE/FGV, 1995. mimeog.

Ferreira, A. H. B. A distribuição interestadual e inter-regional de renda no Brasil: tendências recentes. Belo Horizonte, Cedeplar, 1995a. (Tese para Professor Titular.)

_____. *Os movimentos migratórios e as diferenças de renda per capita entre os estados no Brasil*. Belo Horizonte, Cedeplar, 1995b. (Texto para Discussão, 95.)

_____. *A distribuição interestadual da renda no Brasil*. Belo Horizonte, Cedeplar, 1995c. (Texto para Discussão, 92.)

_____. O debate sobre a convergência de rendas *per capita*. *Nova Economia*, 5(2), 1995d.

_____ & Diniz, C. C. Convergência entre as rendas *per capita* estaduais no Brasil. *Revista de Economia Política*, 15(4), 1995.

Fibge. *Estatísticas históricas do Brasil. Séries econômicas, demográficas e sociais, 1550-1988*. Rio de Janeiro, Fibge, 1990.

_____. *Anuário estatístico do Brasil 1992*. Rio de Janeiro, Fibge, 1992.

_____. *Anuário Estatístico do Brasil 1993*. Rio de Janeiro, Fibge, 1993.

Fundação Getúlio Vargas. Contas nacionais do Brasil – atualização. *Conjuntura Econômica*, Rio de Janeiro, FGV, 25, set. 1971.

Greene, W. H. *Econometrics analysis*. New York, MacMillan, 1993.

Islam, N. Growth empirics: a panel data approach. *Quarterly Journal of Economics*. Nov. 1995.

Lucas Jr., R. E. On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, 22(1), 1988.

Mátyás, L. & Sevestre, P. (eds.). *The econometrics of panel data. Handbook of theory and application*. Kluwer Academic, 1992.

Quah, D. T. Empirics of economic growth and convergence. *European Economic Review*, 40, 1996.

Rebelo, S. Long-run policy analysis and long-run growth. *Journal of Political Economy*, 99(3), 1991.

Ribeiro, J. T. L. Estimativa da migração de retorno e seus efeitos demográficos no Nordeste brasileiro nas décadas de 70 e 80. Belo Horizonte, Cedeplar, 1997. (Tese de Doutorado.)

Romer, P. M. Increasing returns and long-run growth. *Journal of Political Economy*, 94, 1986.

Sala-i-Martin, X. Regional cohesion: evidence and theories of regional growth and convergence. *European Economic Review*, 40, 1996.

Silva, A. B. Q.; Considera, C. M.; Valadão, L. F. R. & Medina, M. H. *Produto interno bruto por unidade da Federação – metodologia e resultados, 1985-1992*. Rio de Janeiro, Ipea, 1996. (Texto para Discussão, 424.)

Smith, D. M. Neoclassical growth models and regional growth in the US. *Journal of Regional Science*, 15(2), 1975.

Solow, R. A contribution to the theory of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 1956.

Swan, T. W. Economic growth and capital accumulation. *Economic Record*, 32, 1956.

Taylor, A. & Williamson, J. *Convergence in the age of mass migration*. National Bureau of Economic Research, 1994. (NBER Working Paper, 4.711.)

Anexo

Detalhamento dos dados utilizados

As estimativas de produto estadual para 1960 (Fundação Getúlio Vargas, 1971) correspondem ao conceito de produto interno líquido a custo de fatores, não incluindo os impostos indiretos e subsídios e a depreciação do capital fixo. Já para 1970, 1980 (Fibge, 1992), 1990 e 1991 (Silva, 1996), os dados são referentes ao conceito de produto interno bruto a custo de fatores. Foram encontradas diferenças entre o PIB brasileiro e a soma dos produtos estaduais. Podemos descrever tais diferenças da seguinte forma:

- a) superestimação da produção agrícola de 24% em 1960, quando o consumo intermediário do setor não foi deduzido dos dados estaduais;

- b) subestimação do produto industrial de 13% em 1960 e 21% em 1970, devido à não-inclusão, no cálculo do produto setorial, dos serviços industriais de utilidade pública e do produto do setor de construção;
- c) subestimação do produto do setor de serviços de apenas 1% entre 1960 e 1980, devido à exclusão dos serviços de transporte aéreo e dos departamentos de empresas de transportes.

Estas diferenças levaram a uma pequena superestimação do total dos produtos estaduais em 1960 e a uma leve subestimação em 1970, em relação ao PIB brasileiro. As estimativas de 1960 para o estado do Amazonas incluem os territórios de Rondônia e Acre, e para o estado do Pará, no mesmo ano, incluem o território do Amapá. Os dados para o Mato Grosso do Sul só estão disponíveis a partir de 1970, quando ocorreu o desmembramento do antigo estado do Mato Grosso. Nas estimativas de 1980, 1990 e 1991, os dados referentes ao estado de Tocantins aparecem incluídos no estado de Goiás.

De forma a homogeneizar os dados para os produtos estaduais e obter uma estimativa do produto interno bruto estadual a custo de fatores e a preços constantes, corrigimos a diferença entre a soma dos produtos estaduais e o PIB brasileiro pelo seguinte procedimento:

- a) obtivemos a diferença entre a soma dos produtos estaduais e o dado disponível para o produto em cada setor, de acordo com as contas nacionais;
- b) calculamos a participação de cada estado na soma total dos estados por setor;
- c) consideramos que cada estado participava da diferença obtida em (a) na mesma proporção de sua participação no total dos estados;
- d) essa diferença foi adicionada ou subtraída, conforme o caso, do produto estadual setor por setor;
- e) os novos valores obtidos para os produtos setoriais estaduais foram somados, de forma a obtermos o valor corrigido para o produto interno estadual, cuja soma iguala o produto interno brasileiro;

f) calculamos a participação de cada estado nesta última soma, e depois utilizamos tal participação para se chegar aos valores do PIBs estaduais a partir do dado oficial do produto interno bruto a custo de fatores, excluindo imputação dos serviços de intermediação financeira, divulgado pela Fibge (1990).

As séries em valores correntes foram inflacionadas pelo deflator implícito do PIB, de forma a obtermos os dados em valores constantes de 1994 (R\$).

Quanto às estimativas das taxas migratórias líquidas em cada década, consideramos adequado utilizar apenas os dados referentes aos efeitos diretos da migração. Quanto às diferenças conceituais, acreditamos que estas causem pequenas distorções apenas, além do que corrigir essas metodologias extrapola os objetivos deste artigo. Acreditamos que essas distorções pouco afetarão os resultados.