

O Papel da Migração Interna na Convergência de Rendimentos do Trabalho no Brasil, no Período de 1994 a 2009

Jacqueline Nogueira Cambota

Doutoranda em Economia do Desenvolvimento pela Universidade de São Paulo (IPE/USP) e Economista do BNB/ETENE, Brasil

Paulo Araújo Pontes

Doutor em Administração Pública pela EAESP/FGV e Analista de Políticas Públicas do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE), Brasil

Resumo

O artigo analisa o papel da migração interna na convergência de rendimentos do trabalho entre unidades da Federação Brasileira, considerando a mobilidade da força de trabalho no modelo Solow-Swan (1956). Para tanto, são usados modelos de crescimento com dados em painel dinâmico, estimados por meio de estimadores de GMM de sistema descritos em Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998), os quais possuem a vantagem de considerar algumas fontes de inconsistências comuns às estimativas de crescimento. Embora os resultados mostrem convergência absoluta dos rendimentos, esse processo não se manteve quando se controlou para diferenças entre os estados estacionários das unidades da Federação, portanto, não foi possível corroborar a hipótese de convergência condicional. Contudo, a relação negativa entre a mobilidade de trabalhadores e o crescimento dos estados sugere que a contribuição da migração seria no sentido de equalizar os rendimentos entre os estados.

Palavras-chave: Convergência, Rendimentos do trabalho e migração

Classificação JEL: O47 e O15

Abstract

This paper investigates the role of internal migration in labor earnings convergence across Brazilian Federation units, considering the mobility of the labor force in the Solow-Swan model (1956). For this, we will use a growth model with dynamic panel data estimated by system GMM described by Arellano e Bover (1995) and Blundell e Bond (1998). This estimator has the advantage of exploiting some common inconsistencies sources of growth estimates. Although the results suggest the existence of absolute convergence, this process was not held when controlled for differences between the stationary states of Federation units, so do not support the hypothesis of conditional convergence of earnings. However, the negative relationship between labor mobility and

the growth of states suggests that the contribution of migration would be in order to equalize the labor earnings across the states.

1. Introdução

A migração interna de populações residentes em regiões mais carentes para mais desenvolvidas pode ser considerada como elemento-chave no acesso a melhores oportunidades de emprego, mas também pode afetar a desigualdade regional. Se, por um lado, empregos que requerem um movimento geográfico proporcionam retorno na forma de rendimentos mais elevados para os migrantes, os quais não poderiam ser obtidos de outra forma, de outra parte, a migração de trabalhadores pode afetar a desigualdade regional de rendimentos, ao acarretar mudanças no mercado de trabalho.

Kon (1994) argumenta que a mobilidade do fator trabalho pode ou não diminuir os diferenciais de renda entre áreas; a equalização dependerá de outros fatores como, por exemplo, a renda do fator móvel com relação às médias das regiões de origem e destino, a direção dos movimentos migratórios saindo ou entrando em áreas de alta renda e a distribuição etária e educacional dos indivíduos que migram. Portanto, a mobilidade não afeta apenas os rendimentos dos trabalhadores que migram, mas o mercado de trabalho como um todo.

Maciel et alii (2008) mostraram, por meio de modelos de calibração, que o Nordeste, entre os anos de 1985 e 1995, apareceu como a região de maior crescimento do PIB *per capita*, o que foi atribuído a uma intensa migração de sua população para regiões mais ricas. Os resultados alcançados por Santos e Ferreira (2008) reforçam o papel da migração no crescimento dos estados, considerando-se que, em geral (as exceções foram São Paulo e Espírito Santo), a migração fez aumentar a renda média dos estados, contribuindo para a redução da desigualdade regional.

Por outro lado, Dos Santos Júnior et alii (2005) encontraram que a seleção positiva dos migrantes pode contribuir para o aumento da desigualdade de renda regional, pois os migrantes têm melhores características não observáveis (aptidão, empreendedorismo, motivação, perseverança, dentre outras) do que os não migrantes. A existência de seleção positiva entre os migrantes significa que esses recebem rendimentos mais elevados do que os não migrantes, o que indica que a saída de trabalhadores mais produtivos de estados mais pobres para mais ricos pode estar contribuindo para o aumento da desigualdade de renda.

Desse modo, não existe na literatura nacional um consenso sobre o papel da migração interna na desigualdade regional, de modo que este artigo tem como objetivo analisar em que medida essa variável está contribuindo para a convergência

* Recebido em março de 2010, aprovado em setembro de 2011.

E-mail addresses: Jacquelinecambota@hotmail.com, Paulo.pontes@gvmail.br

dos rendimentos entre os estados, dado que a migração interna tem efeitos sobre a oferta de trabalho, o que, por sua vez, se reflete no preço desse fator.

Essa questão foi estudada anteriormente por Cançado (1999) e Menezes e Ferreira-Junior (2003) que estimaram o efeito da migração sobre a convergência de renda. Os resultados obtidos por esses autores, entretanto, não consideram algumas fontes de inconsistência comuns em modelos de crescimento, o que poderia resultar em um viés de suas estimativas; portanto, considerando essas possíveis inconsistências, foram usados estimadores de GMM para modelos dinâmicos de dados em painel, os quais são recomendados na literatura recente de crescimento econômico (Caselli et alii 1996; Bond et alii 2001).

Após esta Introdução, o artigo está dividido em mais cinco seções. Na Seção 2, será apresentado o modelo de crescimento com migração, enquanto na Seção 3, se discute a estratégia empírica. Na Seção 4, descreve-se a base de dados e, por último, são analisados os resultados e realizadas as Considerações Finais.

2. A Migração em Modelos de Crescimento Econômico

A introdução da migração em modelos de crescimento foi elaborada por Barro e Sala-I-Martin (2001), incorporando a taxa de migração líquida dentro do modelo Solow-Swan (1956). A migração líquida, $M(t)$, bem como a quantidade de capital que acompanha cada migrante, $\kappa(t)$, dentro do modelo Solow-Swan, alteram tanto a taxa de crescimento populacional quanto a de crescimento do estoque de capital.

Assim, supondo que as populações dessas economias cresçam à mesma taxa constante $n > 0$, a taxa de crescimento populacional a ser dada por

$$\dot{L}/L = n + M/L = n + m \quad (1)$$

na qual $M(t)$ é a migração líquida por unidade de tempo e $L(t)$ corresponde à força de trabalho. Quando $M > 0$, a economia é receptora de mão de obra e, quando $M < 0$, a economia é fornecedora.

Normalmente, os migrantes não levam grande quantidade de capital físico, mas conduzem um volume considerável de capital humano acumulado. Assim, Barro e Sala-i-Martin trabalham com um conceito amplo de capital que abrange tanto capital físico quanto humano. Sendo κ a quantidade que cada migrante carrega consigo, a mudança no estoque de capital agregado da economia passa a ser dada por:

$$\dot{K} = s.F(K, \hat{L}) - \delta K + \kappa M \quad (2)$$

O novo elemento κM e o capital trazido com o imigrante ou levado com o emigrante contribuem para a variação no estoque de capital da economia. Desse modo, a taxa de crescimento do capital por trabalhador efetivo pode ser determinada pelas equações (1) e (2).

$$\gamma_{\hat{k}} = sf(\hat{k})/\hat{k} - (x + n + m) - m \left[1 - \left(\hat{\kappa}/\hat{k} \right) \right] \quad (3)$$

O termo $x + n + m$ dá a taxa de depreciação efetiva para modelos sem migração. No modelo com migração, a taxa de depreciação efetiva é aumentada pelo termo de migração $m[1 - (\hat{\kappa}/\hat{k})]$, contudo, se $m = 0$ ou se $\hat{\kappa} = \hat{K}$, a taxa de depreciação efetiva será igual em ambos os modelos. Supõe-se que $\hat{\kappa} < \hat{k}$, visto que os migrantes trazem pouco capital físico, portanto, sendo $\hat{\kappa} < \hat{k}$, então o termo de migração aumenta a taxa de depreciação efetiva se $m > 0$ e subtrai se $m < 0$; ou seja, supondo que o capital trazido com o migrante seja menor do que o capital da economia de destino e uma economia receptora de mão de obra, a taxa de depreciação do capital dessa economia será aumentada com a migração. Se, porém, a economia for uma fornecedora de mão de obra, a taxa de depreciação da economia declinará com a migração, induzindo a um aumento na taxa de crescimento do capital. Como resultado desse movimento geográfico da mão de obra, ocorre redução das desigualdades regionais.

Para confirmar essa hipótese, estima-se a velocidade de convergência, deduzida da maneira usual, assumindo uma função de produção do tipo Cobb-Douglas, $f(\hat{k}) = A\hat{k}^\alpha$; o termo de migração da equação (3) pode ser reescrito na forma log-linear:

$$\xi(\hat{k}) = m(\hat{k}) \left[1 - \left(\hat{\kappa}/\hat{k} \right) \right] = b \left[\log \hat{k}/\hat{k}_{demais} \right] \quad (4)$$

sendo o coeficiente $b \geq 0$ e k^{demais} é igual a intensidade de capital médio das demais economias.

Se $\xi(\hat{k}) = 0$, a economia local terá a mesma intensidade de capital das demais economias, portanto, não haverá incentivo a migrar. O parâmetro b fornece o impacto da migração sobre a velocidade de convergência da economia, que será deduzido a partir da diferenciação da equação (4).

$$b = \partial \xi(\hat{k}) / \partial \left[\log(\hat{k}) \right] = \left[1 - \left(\hat{\kappa}/\hat{k} \right) \right] \partial m(\hat{k}) / \partial \left[\log(\hat{k}) \right] \quad (5)$$

Deduz-se da equação que, se $\hat{\kappa} < \hat{K}$, b dependerá positivamente da sensibilidade da migração ao $\log(\hat{k})$. Para uma dada sensibilidade da migração ao $\log(\hat{k})$, b declina se $\hat{\kappa}/\hat{K}$ aumenta. A depreciação efetiva será novamente $x + n + \delta$ no caso particular em que $\hat{\kappa} = \hat{K}$.

Desse modo, a velocidade de convergência para o estado estacionário no modelo com migração é obtida pela log-linearização da equação (3),

$$\beta = (1 - \alpha)(x + n + \delta) + b + b(1 - \alpha) \log \left(\hat{k}^*/\hat{k}_{demais} \right) \quad (6)$$

Considerando uma economia típica onde o $\hat{k}^* = \hat{k}_{demais}$ e assumindo um $b > 0$, o potencial para migração aumenta o coeficiente de convergência, β , acima do valor do modelo Solow-Swan na quantidade b . Entretanto, a velocidade de convergência se reduzirá a do modelo Solow-Swan quando $b = 0$.

3. Estratégia Empírica

De acordo com a teoria neoclássica de crescimento, a migração de trabalhadores com baixo capital humano de áreas mais pobres para mais ricas tende a aumentar a velocidade de convergência dos rendimentos por trabalhador. Para capturar esse efeito, deve-se incluir a taxa de migração líquida dentro da equação de crescimento. Nesse caso, a equação estimada terá a seguinte forma:

$$\ln(y_{i,t}/y_{i,t-\tau}) = \gamma_t + (\alpha_i - 1) \ln y_{i,t-\Omega} + \varphi_i S_{i,t} + \phi_i m_{i,t} + \eta_i + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

em que $\ln(y_{i,t}/y_{i,t-\tau})$ representa o crescimento dos rendimentos do trabalho da unidade i ao longo de três anos e $\ln y_{i,t-\tau}$ é o logaritmo dos rendimentos do trabalho no início do período.

Segundo Barro e Sala-I-Martin (2001), deve-se incluir também uma variável estrutural, que indica o quanto os rendimentos em um estado deveriam crescer se cada um de seus setores produtivos¹ crescesse à taxa média nacional. Essa variável é definida por:

$$S_{it} = \sum_{j=1}^3 \omega_{ij,t-3} \ln(y_{jt}/y_{j,t-\tau}) \quad (8)$$

sendo $\omega_{ij,t-3}$ o peso do setor j nos rendimentos do trabalho na unidade i no período $t - \tau$, e y_{jt} representa rendimento médio do trabalho no setor j no período t . A inclusão dessa variável tem como finalidade assegurar, como constantes, choques agregados que afetam cada um dos estados de forma diferente; ou seja, um choque em um determinado setor produtivo afetará de maneira mais significativa os rendimentos dos estados que forem mais intensivos naquele setor.

A taxa de migração líquida dentro de um estado, $m_{i,t}$, foi obtida pela razão entre o fluxo de líquido de migrantes durante os anos t e $t - \tau$ e a população do estado no período $t - \tau$.

Os termos γ_t e η_i representam o intercepto específico de cada período e o efeito não observado de cada estado, respectivamente. O último termo fornece o componente residual, $\varepsilon_{i,t}$.

Modelos de dados em painel são recorrentemente usados para capturar efeitos não observáveis que afetam os estados estacionários. A literatura empírica revela que, em geral, esses efeitos são fixos, permitindo que $E(\eta_i/x_{it}) \neq 0$, ou seja, os efeitos específicos estão relacionados com as outras variáveis de estado estacionário. Sob a hipótese de exogeneidade forte,² esse estimador será consistente, no entanto, quando a variável dependente defasada aparece como variável explicativa, o estimador de efeitos fixos torna-se inconsistente. Islam (1995) sugere, contudo, que, para modelos de crescimento, em que o número de unidades geográficas é sempre maior do que o total de períodos, esse viés poderá ser desprezível.

¹ Os setores produtivos foram agrupados em três grandes categorias: agrícola, industrial e de serviços.

² $E(\varepsilon_{it}/x_{i1}, \dots, x_{iT}, e_i) = 0$, sendo $t = 1, 2, \dots, T$.

Modelos de painel com efeito fixo, no entanto, não resolvem algumas fontes de inconsistências comuns em modelos de crescimento. Desse modo, Caselli et alii (1996) exploraram o procedimento descrito em Arellano e Bond (1991), propondo um estimador para modelos dinâmicos de dados em painel que explora os seguintes aspectos:

- (a) efeitos não observáveis específicos a cada unidade geográfica e efeitos específicos não observáveis a cada período;
- (b) inclusão da variável dependente defasada entre as variáveis explicativas;
- (c) erros de medida e
- (d) provável endogeneidade em variáveis explicativas.

Dessa forma, a equação (7) pode ser reescrita na forma de equação dinâmica:

$$y_{i,t} = \alpha_i y_{i,t-\Omega} + \varphi_i S_{i,t} + \phi_i m_{i,t} + \eta_i + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

em que $y_{i,t}$ é o logaritmo do rendimento médio do trabalho do estado i no período t . Assim como em Caselli et alii (1996), as variáveis foram expressas como desvios de suas médias, o que eliminou a necessidade de *dummies* de tempo (γ_t). A seguir, o primeiro passo do procedimento de Arellano e Bond – a eliminação do efeito específico de cada estado por transformação de primeira diferença:

$$y_{i,t} - y_{i,t-\tau} = \alpha_i (y_{i,t-\tau} - y_{i,t-2\tau}) + \varphi_i (S_{i,t} - S_{i,t-\tau}) + \phi_i (m_{i,t} - m_{i,t-\tau}) + (\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-\tau}) \quad (10)$$

Nota-se que $\Delta \varepsilon_{i,t}$ é correlacionado com a variável dependente defasada $\Delta y_{i,t-\tau}$, entretanto, Arellano e Bond (1991) observam que, sob a hipótese de que o termo $\varepsilon_{i,t}$ seja não autocorrelacionado, os valores defasados de $y_{i,t}$ em dois ou mais períodos são instrumentos válidos para $\Delta y_{i,t-\tau}$. Portanto, a identificação do estimador dinâmico de GMM em primeira diferença precisa da seguinte condição linear de momento:

$$E [y_{it-s} \Delta \varepsilon_{i,t}] = 0, \text{ para } s \geq 2, t = 3, \dots, T \quad (11)$$

Desse modo, a consistência desse estimador depende da validade dos instrumentos. Arellano e Bond (1991), portanto, sugerem a aplicação de dois testes de consistência dos estimadores: um teste de Sargan e um de ausência de autocorrelação no erro $\varepsilon_{i,t}$, que é a condição de momento definida anteriormente. A hipótese nula do teste de Sargan é que os instrumentos são não correlacionados com $\varepsilon_{i,t}$, enquanto o segundo teste verifica se $\Delta \varepsilon_{i,t}$ apresenta correlação serial de segunda ordem. Arellano e Bond também sugerem a utilização do desvio-padrão do primeiro estágio, pois, na presença de heterocedasticidade, os desvios-padrão assintóticos do estimador de dois estágios podem não ser confiáveis.

Bond et alii (2001), entretanto, observaram que para modelos de crescimento empírico, esse estimador pode não produzir estimativas consistentes, uma vez que, quando as séries são persistentes e o número de observações é pequeno, as variáveis defasadas em nível são instrumentos fracos para as primeiras diferenças. Como, geralmente, as séries de produto são persistentes e se trabalha com períodos curtos

nas equações de crescimento, o estimador de GMM em primeiras diferenças parece não ser apropriado.

Desse modo, Bond et alii (2001) recomendam o uso do estimador GMM de sistema descrito em Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998). A ideia básica desse método consiste em combinar um sistema com equações em primeiras diferenças e em nível, em que os instrumentos usados nas equações em nível são primeiras diferenças defasadas das séries e os da primeira diferença são os já definidos para o estimador de primeira diferença. Esses instrumentos serão válidos sobre a restrição adicional de que apesar de ocorrer correlação entre os níveis das variáveis do lado direito e o efeito não observado específico a cada unidade geográfica, η_i , não há correlação entre as diferenças destas variáveis e η_i . Portanto, a condição adicional de momento para a segunda parte do modelo, a equação em nível, pode ser escrita como:

$$E[K_i \eta_i \Delta y_{i,2}] = 0, \text{ para } i = 1, \dots, N \quad (12)$$

Observadas as condições de momento (11) e (12), o estimador GMM de sistema para painel dinâmico produzirá estimativas consistentes e eficientes.

4. Base de Dados

As informações foram obtidas da PNAD (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios), no período de 1994 a 2009,³ usando cinco subperíodos de três anos. Foram excluídos da análise trabalhadores sem rendimento e que não declararam rendimentos, estrangeiros e indivíduos que não fazem parte da PEA (população economicamente ativa).

Os rendimentos do trabalho principal⁴ foram usados como medida dos rendimentos do trabalho, enquanto o agrupamento das atividades em agrícola, industrial e de serviço ocorreu de acordo com os grupamentos de atividades do trabalho principal. Para elaboração da *proxy* da taxa de migração líquida, foram levantadas informações sobre unidade da Federação, unidade da Federação onde nasceu e quantos anos morava sem interrupção nessa UF. Adotou-se a definição de migrantes para pessoas que residiam acima de quatro anos fora da unidade federada de nascimento.

³ Nos anos de 2000 e 1994, em que não foram realizadas pesquisas, se fez uma interpolação das pesquisas do anterior e posterior.

⁴ Os rendimentos do trabalho foram deflacionados para valores correntes de 2009, com base nos deflatores elaborados por Corseuil e Foguel (2002).

Tabela 1

Matriz do fluxo migratório em 2009

Entrada/ saída	RO	AC	AM	RR	PA	AP	TO	MA	PI
RO		25.765	43.255	2.032	15.187	946	660	21.146	8.297
AC	5.373		32.113		1.182		1.200	1.000	1.000
AM	18.666	27.062		9.576	213.138	1.275	324	50.672	5.181
RR	3.001	833	25.323		28.432	833	2.588	89.315	7.687
PA	3.664	2.900	19.468	1.994		16.452	116.128	469.929	59.830
AP		278	1.574	295	109.862		788	23.189	2.918
TO	452		450	226	26.601	675		114.761	43.073
MA			4.478		67.175	2.687	19.703		217.637
PI	1.092			1.092	4.367			111.922	
CE	2.065	2.353	6.449	955	24.926	223	2.196	40.481	52.166
RN	978	490	1.957	979	8.320	490	489	3.914	4.893
PB	2.008		1.506		4.016	502		2.007	4.016
PE	243	1.593	2.015	552	6.115			7.154	12.817
AL			536		1.072		536	2.143	2.143
SE	340	1.020	1.020		1.700	340		1.020	1.020
BA	3.607	721	4.606	241	4.566	762	12.993	14.667	16.473
MG	3.656	801	2.241	613	10.733		3.466	18.303	18.464
ES	4.691	1.877			6.099		469	5.630	2.345
RJ	2.471	618	11.628	618	51.476	618	617	86.032	28.225
SP	11.309	5.744	12.424	962	49.601	15.286	8.499	146.044	272.384
PR	12.817	400	3.036	802	6.074	401		2.936	5.571
SC	1.194	597			1.194	597		597	2.388
RS	226		908	227	3.769	821		1.134	1.588
MS	7.045	612	919		1.533	307	613	5.513	4.595
MT	21.341	5.531	3.556	395	17.782	791	24.893	76.262	15.014
GO	4.226	1.057	1.408		42.607	704	120.079	148.599	88.730
DF	2.920	2.245	3.367	1.347	19.073	1.123	20.187	134.411	139.348
Total	113.385	82.497	184.237	22.906	726.600	45.833	336.428	1.578.781	1.017.803

Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados da PNAD 2009.

Tabela 1 – Matriz do fluxo migratório em 2009 (continuação)

Entrada/ saída	CE	RN	PB	PE	AL	SE	BA	MG	ES
RO	31.184	4.777	3.727	13.087	8.048	3.675	31.449	99.062	62.409
AC	7.491	1.693	1.187	891	384	200	1.586	3.364	1.092
AM	46.433	4.860	7.361	12.649	1.296	648	2.895	10.705	1.619
RR	14.492	1.440	3.167	2.542	668		2.045	2.441	334
PA	164.874	12.317	11.829	33.450	5.687	921	91.776	60.722	42.476
AP	5.903	1.837	294		786		788	821	
TO	18.036	2.930	2.704	10.600	450	451	21.636	23.447	2.705
MA	102.093	4.477	13.431	17.910	6.272	2.688	17.014	13.433	3.581
PI	69.333	4.367	5.460	14.195	546	546	9.828	2.729	
CE		40.997	32.053	44.168	10.469	1.843	11.986	11.004	2.354
RN	33.265		101.278	36.212	3.915	978	4.893	7.340	489
PB	8.532	45.676		71.275	6.525	1.004	7.530	8.031	502
PE	57.344	19.725	118.724		115.700	1.838	54.350	8.082	1.836
AL	8.037	2.680	8.035	131.795		14.465	12.324	4.821	
SE	4.080	2.380	5.100	19.038	63.235		53.376	3.740	
BA	47.370	12.903	44.128	168.424	49.170	90.224		146.000	26.662
MG	31.907	24.890	32.360	44.291	23.586	13.843	203.757		109.008
ES	13.137	1.407	2.345	8.912	4.221	4.221	147.757	262.679	
RJ	195.712	74.073	352.752	206.031	57.433	56.309	219.729	569.499	214.295
SP	495.400	140.427	418.052	1.200.075	411.118	177.644	1.945.827	2.076.159	51.519
PR	23.498	3.571	17.656	39.013	25.461	14.550	74.015	227.217	26.533
SC	5.970	1.791	597	10.746	1.791	3.582	10.746	21.493	1.791
RS	7.594	1.587	1.047	1.956	1.868	3.510	8.325	6.002	2.181
MS	17.155	3.676	8.886	25.732	21.750	10.107	27.876	45.028	3.677
MT	25.289	3.161	9.088	21.734	27.264	5.534	48.599	113.410	11.070
GO	79.923	36.274	40.142	42.958	8.449	3.168	250.353	397.195	4.928
DF	106.351	28.950	62.159	45.557	6.284	3.589	138.665	215.632	10.993
Total	1.620.403	482.866	1.303.562	2.223.241	862.376	415.538	3.399.125	4.340.056	582.054

Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados da PNAD 2009.

Tabela 1 – Matriz do fluxo migratório em 2009 (continuação)

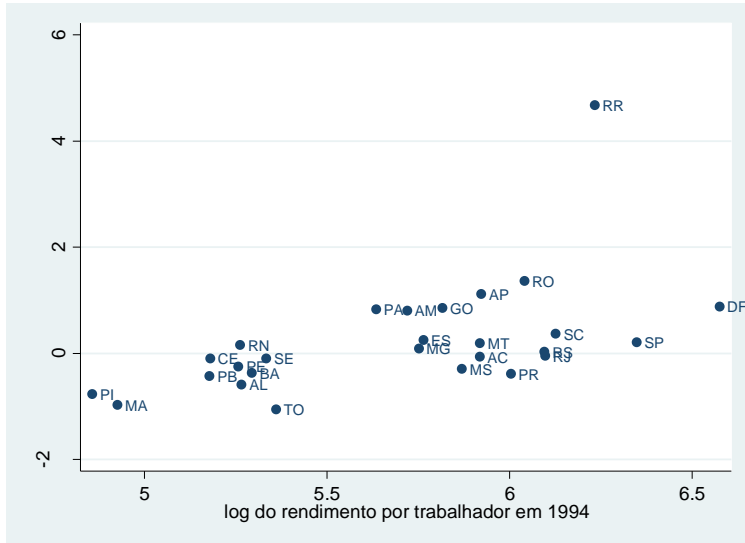
Entrada/ saída	RJ	SP	PR	SC	RS	MS	MT	GO	DF	Total
RO	5.675	49.536	154.672	12.112	11.957	17.535	47.717	18.625	1.374	117.288
AC	801	3.584	6.392	600	2.200	2.200	4.073	1.400	600	41.868
AM	11.340	13.248	4.444	1.295	4.191	1.923	3.524	2.895	1.620	325.894
RR	1.667	4.461	3.463	334	2.135	1.084	2.648	4.361	501	158.012
PA	13.346	16.415	22.156	4.437	5.512	2.465	6.009	50.705	6.157	690.365
AP		2.360	1.311	525	263		1.575	1.343		138.904
TO	2.253	9.017	8.339	677	7.213	1.354	3.834	83.397	8.121	186.238
MA	1.791	12.541	2.686		3.581		895	19.703	6.270	311.680
PI	4.913	27.842	1.638	546	2.184	546	546	546	8.734	118.473
CE	30.211	64.646	5.819	1.400	3.553	222	1.621	7.101	10.682	131.814
RN	20.056	25.927	1.468	2.446	3.426	1.958	1.468	4.895	3.426	22.510
PB	31.122	27.103	1.004		5.521			4.015	6.023	14.055
PE	29.136	92.994	6.018	974	2.440	2.505	244	2.943	2.503	30.489
AL	4.822	28.932	4.284		1.072	1.072	1.072	1.607	536	6.430
SE	6.119	24.477	3.059	1.020	1.360		680	1.700	1.020	6.460
BA	36.049	201.353	14.786	6.331	12.224	2.045	2.324	18.526	11.266	58.636
MG	182.028	454.446	70.503	8.113	11.369	7.335	16.324	100.355	27.637	58.277
ES	104.605	33.307	7.508	1.407	6.100	938		1.876	3.284	21.111
RJ		143.228	25.461	13.618	32.548	16.459	5.450	7.700	14.896	182.303
SP	204.269		1.176.475	50.430	96.021	138.454	79.133	86.935	15.209	522.253
PR	42.124	608.012		331.093	288.747	25.767	24.733	6.210	4.873	32.037
SC	23.880	104.479	382.098		413.142	8.358	1.791	4.179	5.373	6.567
RS	11.641	34.839	85.825	209.764		4.781	5.063	680	2.043	8.673
MS	8.275	235.586	127.436	11.336	41.666		26.043	13.481	612	21.137
MT	5.930	160.036	230.379	47.018	82.187	86.932		137.512	3.558	165.565
GO	16.196	92.949	21.125	4.930	22.537	10.564	41.547		148.935	407.410
DF	72.019	51.613	14.364	2.246	17.050	4.938	4.938	169.861		324.021
Total	870.268	2.522.931	2.382.713	712.652	1.080.199	339.435	283.252	752.551	295.253	4.108.470

Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados da PNAD 2009.

Na Tabela 1, encontra-se o fluxo migratório referente ao último período, no qual se observam alguns resultados interessantes a respeito da direção do fluxo, especialmente, nas regiões Nordeste e Sudeste as maiores emissoras e receptoras de mão de obra, respectivamente. A mão de obra oriunda dos estados da região Nordeste tem como destino, principalmente, os estados das regiões Sudeste e Centro-Oeste. O Estado de São Paulo permanece como maior receptor da mão de obra oriunda do Nordeste. De outra parte, a mão de obra que deixa os estados da região Sudeste possui como destino principal os estados da própria região.

Esse comportamento do fluxo migratório reforça a hipótese neoclássica de que os migrantes se dirigem para as regiões com maiores rendimentos, o que é ilustrado no Gráfico 1, no qual se observa uma relação positiva de longo prazo entre o logaritmo do rendimento inicial e a taxa anual de migração líquida dos estados.

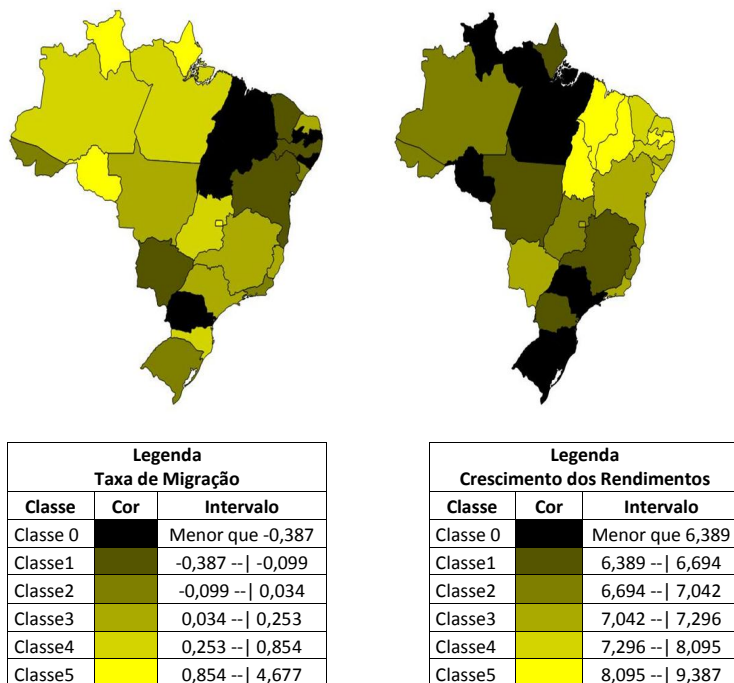
Gráfico 1 – Migração e rendimento inicial dos estados, 1994-2009



Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados da PNAD 1994 e 2009.

De fato, observando a Figura 1, percebe-se que durante o período analisado os estados mais pobres, além de apresentarem maiores taxas anuais de migração líquida, são também os que tiveram maior crescimento nos rendimentos, como exemplos mais evidentes desse comportamento, pode-se mencionar as taxas líquidas de migração de Tocantins (-1.06), Maranhão (-0.97) e Piauí (-0.77) e suas respectivas taxas de crescimento anual dos rendimentos, 8.12, 9.39, e 8.32.

Fig. 1. Taxa de migração líquida e crescimento dos rendimentos do trabalho dos estados



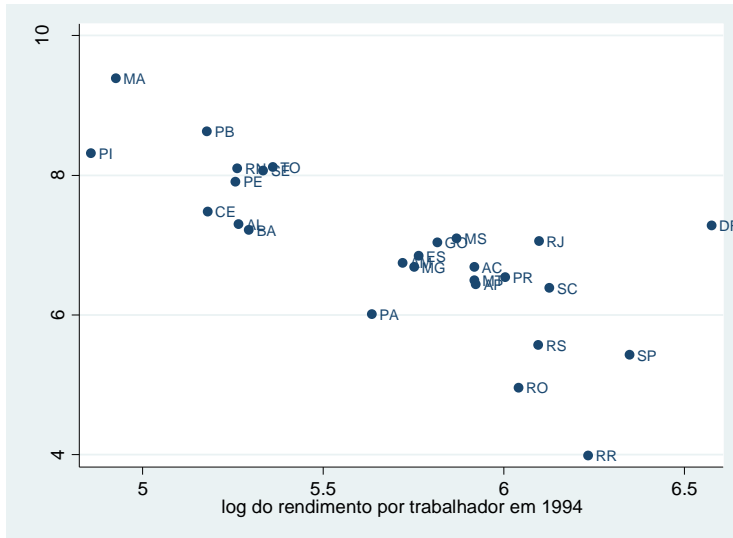
Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados da PNAD 1994 e 2009.

5. Convergência e Migração

Na hipótese de convergência absoluta, defende-se a idéia de que, se regiões ou países pobres apresentam um crescimento do rendimento *per capita* maior do que os mais ricos, sem condicionar sobre quaisquer outras características, as economias mais pobres tenderão a alcançar as mais ricas em termos de rendimento *per capita*. Nesse sentido, a relação negativa entre o rendimento inicial e taxa de crescimento mostra a primeira evidência de convergência absoluta dos rendimentos do trabalho para os estados brasileiros (ver Gráfico 2).

Essa hipótese foi testada empiricamente pela equação básica do modelo de Solow, que inclui apenas o rendimento inicial como variável explicativa – modelos (1), (4) e (8) – reportados na Tabela 2. No primeiro modelo não se considera a endogeneidade decorrente da variável dependente defasada entre as variáveis explicativas, o que pode comprometer os resultados de suas estimativas. Para contornar esse problema,

Gráfico 2 – Crescimento e rendimento inicial dos estados, 1994- 2009



Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados da PNAD 1994 e 2009.

a equação de crescimento foi reestimada pelos estimadores GMM em primeiras diferenças e GMM de sistema, modelos (4) e (8), respectivamente.

Um coeficiente negativo para logaritmo do rendimento inicial indica convergência absoluta nos rendimentos dos estados, resultado encontrado em todos os modelos, independentemente, do método de estimação. O conceito de convergência absoluta, no entanto, não considera diferenças entre os estados estacionários das unidades da Federação, o que remete ao conceito de convergência condicional, ao preconizar que uma economia crescerá mais rápido quanto mais distante ela estiver de seu estado estacionário.

Dessa forma, consoante sugerido em Barro e Sala-I-Martin (2001), acrescentou-se a variável estrutural à equação de crescimento, a fim de se obter uma estimativa mais precisa do coeficiente de convergência. Como se está interessado em conhecer o efeito da migração interna sobre a convergência, a equação final incluiu também a taxa de migração líquida.

Os modelos de GMM de primeira diferença e sistema de GMM permitem que as variáveis explicativas sejam definidas como de três tipos: estritamente exógenas quando não correlacionadas com ε_{it} ; predeterminadas ou fracamente exógenas, quando $E(x_{it}\varepsilon_{is}) \neq 0$ para $s < t$ e $E(x_{it}\varepsilon_{is}) = 0$ para $s \geq t$ e contemporaneamente endógena, quando $E(x_{it}\varepsilon_{is}) \neq 0$ para $s \leq t$ e $E(x_{it}\varepsilon_{is}) = 0$ para $s > t$.

Percebe-se da equação (8) que a variável estrutural, S_{it} , depende da taxa de crescimento contemporânea média nacional e da proporção setorial dos valores

defasados de cada estado. Essa variável, por conseguinte, pode ser tratada razoavelmente como exógena dentro do modelo.

A influência da taxa de migração dentro do processo de convergência dos rendimentos pode ser analisada tratando a migração de duas formas: como estritamente exógena ou como contemporaneamente endógena. A presença de endogeneidade na taxa de migração líquida foi considerada apenas nos modelos de GMM, considerando que estimadores de GMM permitem o uso de instrumentos intrínsecos ao modelo para resolver problemas de endogeneidade, tornando possível controlar a endogeneidade na taxa de migração líquida sem a necessidade de instrumentos completamente exógenos.

Como resultado da inclusão da variável estrutural, os coeficientes de convergência tornaram-se menores, reforçando o argumento da convergência condicional, em que se permite o uso de variáveis explicativas para captar diferenças entres os estados estacionários das unidades da Federação.

Em relação à taxa de migração, observa-se que, quando se trata essa variável como exógena, apenas os estimadores de GMM obtêm resultados significantes, sendo o modelo (10) o único a apresentar as condições de momentos necessárias para a consistência, dadas pela estatística de Sargan e pelo teste de autocorrelação serial de segunda ordem. Nesse modelo, assim como aconteceu nos demais em que a migração foi tratada como exógena, o sinal da taxa de migração líquida está de acordo com o previsto pela teoria neoclássica de que taxas migratórias positivas contribuem para reduzir a renda *per capita* nas economias receptoras, refletindo-se negativamente nas taxas de crescimento dos rendimentos dos estados. Com base nesse modelo, é válido assegurar que não ocorre convergência condicional nos rendimentos do trabalho, uma vez que o coeficiente do rendimento inicial não foi estatisticamente significativo.

A ausência de convergência é mantida mesmo após se controlar pela endogeneidade da taxa de migração líquida, modelos (7) e (11). No modelo 7, verifica-se um coeficiente estatisticamente significativo e com o sinal coerente com a teoria neoclássica para a taxa de migração, enquanto no modelo GMM de sistema, referido como o mais indicado para equações de crescimento, o coeficiente permanece negativo, mas deixa de ser significativo.

Tabla 2. Modelos de crescimento para os rendimentos do trabalho

Variáveis explicativas	EF (1)	EF (2)	EF (3) ⁺	GMM-DIF (4)	GMM-DIF (5)	GMM-DIF (6) ⁺	GMM-DIF (7) ⁺⁺	GMM-SIS (8)	GMM-SIS (9)	GMM-SIS (10) ⁺	GMM-SIS (11) ⁺⁺
Rendimento inicial	-0,221*** (0,0290)	-0,0964*** (0,0279)	-0,0961*** (0,0318)	-0,330*** (0,120)	-0,0723 (0,167)	-0,113 (0,167)	-0,160 (0,150)	-0,242*** (0,116)	-0,0863 (0,152)	-0,0927 (0,152)	-0,109 (0,140)
Variável estrutural		0,618*** (0,0777)	0,627*** (0,0813)		0,799*** (0,200)	0,821*** (0,191)	0,800*** (0,178)		0,816*** (0,190)	0,855*** (0,179)	0,833*** (0,168)
Taxa de migração			-0,0538 (0,109)		-0,193*** (0,140)	-0,180*** (0,140)				-0,170*** (0,149)	-0,0970 (0,168)
Estatística de Sargan(a)				9,271754 [0,0987]	9,585986 [0,0879]	0,10951 [0,0348]	8,478179 [0,4868]	1,132884 [0,1838]	1,002769 [0,2631]	6,121345 [0,2631]	1,263883 [0,6302]
AR(1)(b)				-1,6542 [0,0981]	-2,3464 [0,0190]	-2,1111 [0,0348]	-2,172 [0,0299]	-2,0499 [0,0404]	-2,7223 [0,0065]	-2,3515 [0,0187]	-2,3948 [0,0166]
AR(2)(c)				-1,04 [0,2983]	.41214 [0,6802]	5,53464 [0,3542]	-0,32134 [0,7480]	-0,78002 [0,4354]	0,46354 [0,6430]	0,29213 [0,7702]	0,1685 [0,8662]
Número de obs.	135	135	135	81	81	81	81	108	108	108	108

Erros-padrão robustos entre parênteses.*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

+ Migração tratada como exógena.

++ Migração tratada como endógena.

(a) A hipótese nula considera que os instrumentos não são correlacionados com os resíduos. O p-valor está entre colchetes.

(b) A hipótese nula considera que os erros da regressão de primeira diferença não possuem autocorrelação de primeira ordem.

O p-valor está entre colchetes.

(c) A hipótese nula considera que os erros da regressão de primeira diferença não possuem autocorrelação de segunda ordem.

O p-valor está entre colchetes.

6. Conclusão

O artigo procurou analisar a convergência dos rendimentos do trabalho e a influência do fluxo migratório de trabalhadores nesse processo. Adicionalmente, aos trabalhos de Cançado (1999) e Menezes e Ferreira-Junior (2003), que abordaram essa questão estimando equações *cross-section* e modelos de dados em painel, acrescenta-se modelos de GMM em primeira diferença e GMM de sistema, na tentativa de reduzir algumas fontes de inconsistências do modelo.

No primeiro momento, foi testada a hipótese de convergência absoluta pela estimação de uma equação básica para os rendimentos do trabalho. O coeficiente negativo do rendimento inicial corrobora a existência de convergência absoluta, independentemente, do método de estimação, o que reforça a robustez dos resultados encontrados.

Como, porém, a convergência absoluta não considera diferenças nos estados estacionários das unidades da Federação, foram acrescentadas variáveis que controlam essas diferenças com objetivo de obter estimativas mais precisas. Desse modo, não se observou convergência condicional dos rendimentos, tampouco uma contribuição relevante da migração no crescimento dos rendimentos dos estados. A relação negativa entre a mobilidade de trabalhadores e o crescimento dos estados sugere, contudo, que a contribuição da migração seria no sentido de equalizar os rendimentos dos estados.

Referências bibliográficas

- Arellano, M. & Bond, S. (1991). Some tests of specification for data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, 58:277–297.
- Arellano, M. & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68:29–52.
- Barro, R. & Sala-I-Martin, X. (2001). *Economic Growth*. MIT Press, Cambridge.
- Blundell, R. & Bond, S. (1998). Initial conditions and moments restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 86:115–143.
- Bond, S., Hoeffler, A., & Temple, J. (2001). GMM estimation of empirical growth models. Economics Papers W21, Universidade de Oxford.
- Cançado, R. (1999). Migrações e convergência no Brasil: 1960-91. *Revista Brasileira de Economia*, 53:211–236.
- Caselli, F., Esquivel, G., & Lefort, F. (1996). Reopening the convergence debate: A new look at cross-country growth empirics. *Journal of Economic Growth*, 1:363–389.
- Corseuil, C. H. & Foguel, M. (2002). Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE. Texto para Discussão 897, IPEA. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.
- Dos Santos Júnior, E. R., Ferreira, P. C., & Menezes-Filho, N. (2005). Migração, seleção e diferenças regionais de renda no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 35:299–331.

- Islam, N. (1995). Growth empirics: A panel data approach. *The Quarterly Journal of Economics*, 110:1127–1170.
- Kon, A. (1994). *Economia Industrial*. Nobel, São Paulo.
- Maciel, P. J., Andrade, J., & Teles, V. (2008). Convergência regional brasileira revisitada. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 38:37–65.
- Menezes, T. A. & Ferreira-Junior, D. (2003). Migração e convergência de renda. In *VIII Encontro Regional de Economia do Nordeste*, Fortaleza.
- Santos, C. & Ferreira, P. (2008). Migração e distribuição regional de renda no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 37:405–426.
- Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 70:65–94.
- Swan, T. W. (1956). Economic growth and capital accumulation. *The Economic Record*, 332:334–61.