

# **Crescimento Econômico, Imigração e Salários Reais no Brasil**

## **Economic Growth, Immigration, and Real Wages in Brazil**

Sérgio Ricardo de Brito Gadelha<sup>§</sup>

### **Resumo**

O objetivo desse estudo é investigar a relação de causalidade entre imigração, salário real e crescimento econômico *per capita* na economia brasileira durante o período de 1880-1937. Os resultados empíricos do teste de causalidade de Granger (1969), em estruturas bivariada e multivariada, evidenciam a existência de relação de causalidade unidirecional do crescimento econômico real *per capita* para a imigração *per capita* e salário real.

Palavras-chave: Crescimento Econômico, Imigração, Salários Reais, Teste de Causalidade de Granger.

### **Abstract**

This paper investigates the causal relationship between *per capita* economic growth and respectively, *per capita* immigration and the real wage in Brazilian economy during the period 1880-1937. The empirical results of the Granger (1969) causality test in a bivariate and multivariate frameworks show up evidence of unidirectional causality from *per capita* real economic growth to *per capita* immigration and the real wage.

Keywords: Economic Growth, Immigration, Real Wages, Granger Causality Test.

JEL Classification: E20, F20

---

<sup>§</sup> Mestre em Economia pela Universidade Católica de Brasília e analista da Secretaria do Tesouro Nacional. Email: [sergio.gadelha@fazenda.gov.br](mailto:sergio.gadelha@fazenda.gov.br). Secretaria do Tesouro Nacional, Coordenação Geral de Programação Financeira, Esplanada dos Ministérios, Bloco P, Anexo B, 1º andar, sala 102, Brasília-DF, CEP 70048-900.

Esse estudo faz parte de minhas contribuições à disciplina Tópicos Especiais em Crescimento Econômico do professor Steve de Castro, no departamento de Economia da Universidade de Brasília.

As opiniões expressas nesse trabalho são de exclusiva responsabilidade do autor, não expressando necessariamente a opinião da Secretaria do Tesouro Nacional.

## 1. Introdução

A análise dos efeitos da imigração no crescimento econômico e no do mercado de trabalho local é tema importante no desenho de políticas públicas, além de ser fundamental para estudiosos do crescimento econômico. Por um lado, Kuznets (1930) examinou as mudanças regulares na taxa de crescimento econômico de um país, as quais tinham duração entre 15 a 20 anos, denominadas balanços longos (*long swings*), e que geralmente terminavam em severas depressões econômicas. À luz da teoria dos Ciclos de Kuznets, Abramovitz (1961) investigou o impacto dessas mudanças em variáveis associadas ao crescimento de longo prazo, como crescimento da força de trabalho, produtividade, crescimento de cidades e acumulação de capital. Por outro lado, a característica global dessas mudanças também se manifestava em fluxos de fatores relativos a preços e comércio, sob o ritmo de fortes migrações em massa da Europa para o Novo Mundo durante as expansões econômicas, e retornos migratórios líquidos durante as depressões econômicas (Williamson, 1974; Collins, W.J., O'Rourke, K. H., Williamson, J. G., 1997).

A relação entre crescimento econômico e imigração pode ser ilustrada pelo exemplo histórico da migração europeia em massa na segunda metade do século 19 e início do século 20 para as nações do “novo mundo” (Argentina, Austrália, Canadá, Brasil, Estados Unidos e Nova Zelândia). A causa dessa migração residiu na percepção na Europa sobre as novas oportunidades econômicas oferecidas por àquelas nações, além da escassez de mão-de-obra.

Choques econômicos negativos podem afetar o mercado de trabalho através de diferentes mecanismos: um corte nos salários reais, uma elevação na taxa de desemprego ou um aumento do número de pessoas trabalhando no setor informal da economia. Todavia, a imigração contribui para o ajustamento do mercado de trabalho local frente a esses choques adversos, pois o fluxo de imigração em períodos de escassez de mão-de-obra e crescimento econômico exerce um papel importante na oferta de trabalho total (Solimano, 2003).

Se os imigrantes e os trabalhadores nativos são substitutos perfeitos, eles competem por emprego no mesmo mercado de trabalho. Em teoria, a contribuição da imigração nos países anfitriões ocorre da seguinte maneira: (i) aumentando a força de trabalho total de um país; (ii) aumentando a oferta de trabalho em regiões com escassez de mão-de-obra; e (iii) preenchendo as vagas de determinados empregos que os trabalhadores nativos evitam realizar.

Um número de autores tem desenvolvido estudos sobre o impacto da imigração no crescimento econômico e nos rendimentos do mercado de trabalho de países desenvolvidos. Borjas (1994) encontrou ausência de causalidade entre crescimento econômico e níveis de imigração em

países que adotam regras rígidas de imigração. Por sua vez, Friedberg e Hunt (1995) investigaram os benefícios da imigração no mercado de trabalho dos Estados Unidos e outros países, com base no modelo de Heckscher-Ohlin e no modelo de crescimento de Solow, e os resultados encontrados indicaram que os efeitos da imigração nos rendimentos do mercado de trabalho da população nativa eram pequenos.

Robertson (2002) examinou a causalidade entre imigração e crescimento econômico usando o modelo de Uzawa-Lucas em que a mão-de-obra qualificada e não-qualificada desempenha atividades distintas. Os resultados obtidos indicaram que um aumento não antecipado na mão-de-obra não-qualificada devido a um crescimento populacional ou aumento de imigrantes pode resultar em uma lenta redução do crescimento do capital humano em relação à trajetória de crescimento equilibrado.

Feridun (2004) investigou a relação de causalidade entre imigração e dois indicadores macroeconômicos, PIB *per capita* e desemprego usando o teste de causalidade de Granger baseado nos dados da Finlândia durante o período 1981-2001. Os resultados empíricos obtidos a partir da estimação de um modelo vetorial auto-regressivo com mecanismo de correção de erros (VEC) evidenciaram que a imigração Granger-cause do PIB *per capita*, indicando que o aumento da imigração contribuía positivamente para o crescimento econômico daquele país.

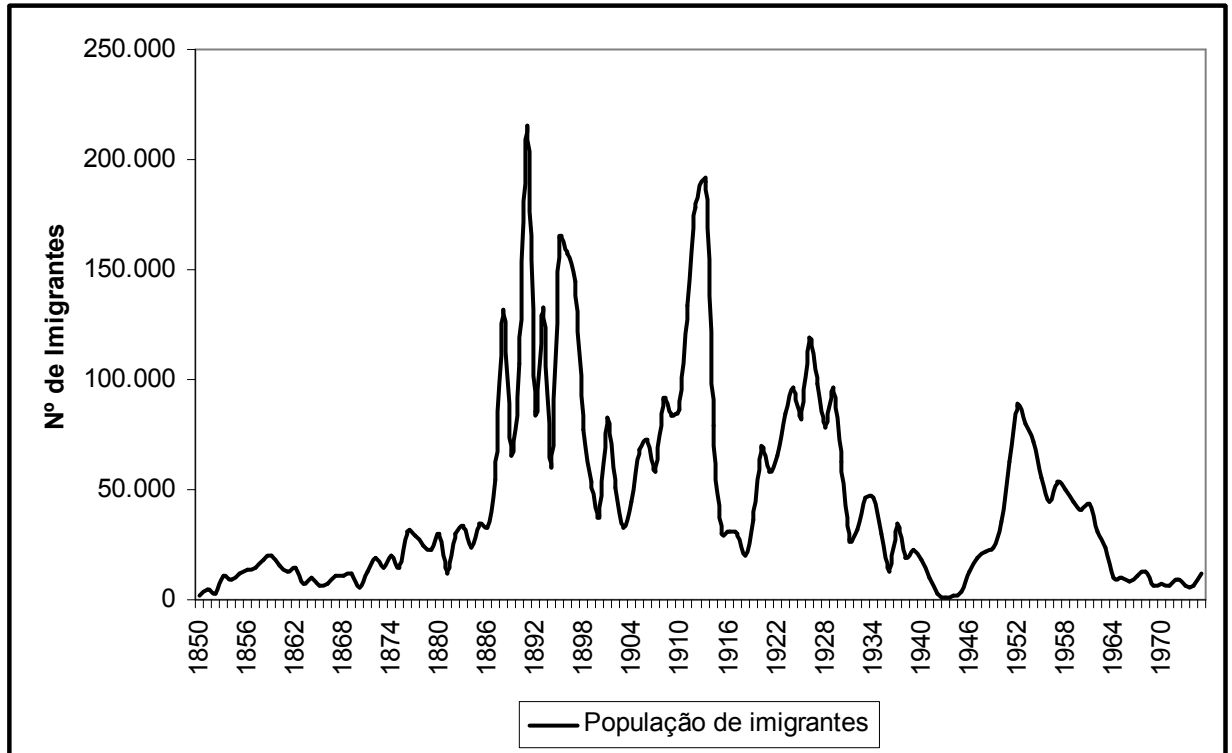
Morley (2006) investigou a relação de causalidade entre imigração e crescimento econômico *per capita*. Usando a abordagem dos modelos auto-regressivos e de defasagens distribuídas (ADL) para cointegração, os resultados evidenciaram uma relação de causalidade de longo-prazo unidirecional do crescimento econômico *per capita* para a imigração. Esse resultado pode ser explicado devido ao aumento da demanda por trabalho no país anfitrião, ou porque os imigrantes foram atraídos devido à perspectiva de maiores salários e elevados padrões de vida em virtude do crescimento econômico.

O objetivo desse estudo é investigar a relação de causalidade entre imigração *per capita*, salário real e crescimento econômico *per capita* na economia brasileira durante o período de 1880-1937. Observa-se que o papel exercido pela imigração nas economias de países originários e anfitriões de imigrantes tem sido um tópico de interesse no atual debate acadêmico em países desenvolvidos, mas poucos estudos analisam o impacto da força de trabalho imigrante nos rendimentos do mercado de trabalho e no crescimento econômico brasileiro. Logo, esse estudo fornece uma importante contribuição para a pesquisa na área, uma vez que existe uma lacuna nessa investigação para a economia brasileira.

Nesse período, observa-se um intenso fluxo migratório, com a chegada de imigrantes italianos em meados de 1880, tendo o Estado de São Paulo como a primeira região de atração e o objetivo era obter mão-de-obra para a lavoura do café, em plena expansão nesse Estado, além de

impulsionar o desenvolvimento industrial e o comércio. No Sul, os imigrantes vincularam-se à produção do trigo, do vinho e às atividades industriais. O período de 1904 a 1914, início da primeira guerra mundial, é caracterizado pela chegada dos japoneses ao Brasil, portugueses e espanhóis. A partir de 1919, logo após o término do conflito, ocorre a chegada de imigrantes da Polônia, Rússia e Romênia que imigraram por questões políticas, bem como certo número de imigrantes judeus, em meados de 1920 (Levy, 1974). A figura 1 a seguir destaca o fluxo migratório no Brasil.

**Figura 1:** Fluxo Imigratório no Brasil



**Fonte:** Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea) e Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Essa investigação é essencial por três razões. Primeiro, uma relação de causalidade de Granger unidirecional do crescimento econômico *per capita* para a imigração *per capita* ( $y \rightarrow z$ ) indica que crescimento econômico aumenta a imigração. Por outro lado, a relação de causalidade unidirecional da imigração *per capita* para o crescimento econômico *per capita* ( $z \rightarrow y$ ) sugere que a imigração contribui para o crescimento econômico de uma nação. Finalmente, a ausência de causalidade de Granger sugere que essas variáveis são determinadas de maneira independente uma da outra ( $y \leftrightarrow z$ ).

Os resultados obtidos do teste de causalidade de Granger (1969) evidenciam a existência de relação de causalidade unidirecional do crescimento econômico *per capita* para a imigração *per capita* e para o salário real, sugerindo que os imigrantes foram atraídos ao Brasil, por exemplo,

devido ao aumento da demanda por trabalho, à perspectiva de maiores salários e às melhores condições de vida em virtude do crescimento econômico. Esses resultados são robustos às versões bivariada e multivariada do teste de causalidade de Granger.

O artigo está organizado da seguinte forma. A próxima seção apresenta as variáveis envolvidas na análise. A terceira seção descreve o tratamento econométrico, onde são apresentados os testes de raiz unitária e o teste de causalidade de Granger. A quarta seção reporta e analisa os resultados. Finalmente, a quinta seção finaliza o estudo.

## 2. Dados

Esse estudo usa dados de observações anuais para o período de 1880 a 1937. Essa limitação temporal é justificada, por um lado, pela necessidade de se realizar o teste de causalidade de Granger em séries estacionárias e, por outro lado, à restrição dos dados sobre a variável salário real.

O crescimento econômico *per capita* é representado pela série da taxa de crescimento do PIB real *per capita*, construída a partir de informações do PIB real *per capita* apresentadas em De Castro e Gonçalves (2003), constantes na Tabela 1 do apêndice. Isto é,  $y_t = (Y_t - Y_{t-1})/Y_{t-1}$ , onde  $y_t$  é a taxa de crescimento do PIB real *per capita*,  $Y_t$  é o PIB real *per capita* no período  $t$  e  $Y_{t-1}$  é o PIB real *per capita* no período  $t - 1$ .

A força de trabalho imigrante é representada pela série da imigração *per capita* ( $z_t$ ), construída a partir da relação entre número de imigrantes e a população de residentes brasileiros no período analisado, baseada nas informações contidas em Leff (1982) e no sítio eletrônico do Instituto de Pesquisa Econômica e Aplicada (Ipea)<sup>1</sup>, constante na Tabela 2 do apêndice.

O rendimento da força de trabalho, que é representado pela série do salário real ( $x_t$ ) da Região Sudeste do Brasil, é utilizada como *proxy* do salário real brasileiro, ajustada pela paridade do poder de compra (Grã-Bretanha, 1913 = 100), e sendo obtida a partir de dados apresentados por Williamson (1998).

## 3. Tratamento Econométrico

### 3.1 Testes de Raízes Unitárias

Os testes modificados de Dickey-Fuller ( $MADF^{GLS}$ ) e de Phillips-Perron ( $MPP^{GLS}$ ), propostos por Elliot, Rotemberg e Stock (1996), e Ng e Perron (2001) são aplicados para verificar a

<sup>1</sup> Dados disponíveis em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>.

estacionariedade das séries porque superam os problemas de baixo poder estatístico e distorções de tamanho dos testes tradicionais de Dickey-Fuller (1979, 1981), Said e Dickey (1984) e de Phillips-Perron (1988).

As modificações no teste padrão de raiz unitária de Dickey e Fuller (1979, 1981) e de Said e Dickey (1984) fundamentam-se em dois aspectos centrais: (a) a extração de tendência em séries de tempo usando mínimos quadrados ordinários (OLS) é ineficiente; e, (b) a importância de uma seleção apropriada para a ordem de defasagem do termo aumentado, de modo a obter uma melhor aproximação para o verdadeiro processo gerador de dados.

No primeiro caso, (a), Elliot, Rottemberg e Stock (1996) propõem usar mínimos quadrados generalizados (GLS) para extrair a tendência estocástica da série. Emprega-se o procedimento padrão para estimar a estatística  $ADF^{GLS}$  como sendo a estatística  $t$  para testar a hipótese nula  $H_0 : \beta_0 = 0$ , indicando a presença de raiz unitária, da seguinte regressão estimada por mínimos quadrados ordinários:

$$\Delta \tilde{y}_t = \beta_0 \tilde{y}_{t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta \tilde{y}_{t-j} + e_{tk} \quad (1)$$

contra a hipótese alternativa  $H_A : \beta_0 < 0$ , de que a série é estacionária. Em (1),  $\tilde{y}_t$  é a série com tendência removida por mínimos quadrados generalizados,  $\Delta$  é o operador de primeiras diferenças,  $e_{tk}$  é o resíduo não autocorrelacionado e homocedástico.

Com relação ao segundo aspecto, (b), Ng e Perron (2001) demonstram que os critérios de informação de Akaike (AIC) e de Schwarz (SIC) tendem a selecionar baixos valores para a defasagem  $k$ , quando se tem uma grande raiz negativa (próximo a -1) no polinômio de médias móveis da série, conduzindo os testes de raízes unitárias a sérias distorções. Isso motivou o desenvolvimento do critério modificado de informação de Akaike (MAIC) para a seleção da defasagem auto-regressiva, de modo a minimizar as distorções provocadas por seleção inadequada de defasagem na equação (1).

Ng e Perron (2001) propõem que as mesmas modificações sejam aplicadas também ao teste tradicional de Phillips e Perron (1988), originando o teste  $MPP^{GLS}$ . Por meio de simulações, Ng e Perron (2001) mostram que a aplicação conjunta de GLS para extrair a tendência determinista e do critério de seleção de defasagens MAIC produzem testes com maior poder e menores distorções de tamanho estatístico quando comparados aos testes tradicionais ADF e PP.

### 3.2 Causalidade Multivariada

A análise de causalidade inicia-se pela estimação de um modelo vetorial autoregressivo (VAR) envolvendo todas as variáveis mencionadas anteriormente. O conceito de causalidade no sentido de Granger está associado à idéia de precedência temporal entre variáveis. Assim, se  $y_t$  contém informação passada que ajuda na previsão de  $z_t$ , e se essa informação não está contida em outras séries usadas no modelo, então  $y_t$  Granger-causa  $z_t$  (Granger, 1969). O VAR em forma reduzida de dimensão  $p$  pode ser escrito com:

$$X_t = A_0 + A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \dots + A_p X_{t-p} + \zeta_t \quad (2)$$

onde,  $X_t$  é um vetor de variáveis estacionárias,  $p$  é o número de defasagens,  $A_0$  é um vetor de interceptos,  $A_i$  são matrizes de coeficientes e  $\zeta_t$  é um vetor de resíduos não-autocorrelacionados e homocedásticos. No caso, o vetor  $X_t$  contém as séries de taxa de crescimento do PIB real *per capita*, imigração *per capita* e salário real. A seleção da ordem de defasagem,  $p$ , é feita pelos critérios de informação de Akaike. Como a análise de causalidade não requer a estimação de parâmetros estruturais, não há necessidade de se adotar alguma estratégia de identificação em (2).

A causalidade de Granger da variável  $j$  para a variável  $h$  é avaliada testando a hipótese nula de que os coeficientes da variável  $j$  em todas as suas defasagens são, simultaneamente, estatisticamente iguais a zero na equação em que  $h$  é a variável dependente. Caso a hipótese nula seja rejeitada, conclui-se que a variável  $j$  Granger-causa a variável  $h$ .

### 3.3 Causalidade Bivariada

O conceito de causalidade de Granger está associado à idéia de precedência temporal. Se  $y_t$  contém informação em termos passados que ajuda na previsão de  $z_t$ , e se essa informação não está contida em outras séries usadas no predictor, então  $y_t$  causa  $z_t$  (Granger, 1969).

A análise bivariada de causalidade no sentido de Granger envolve a estimação de modelos autoregressivos de defasagens distribuídas (ADL) para pares de variáveis. A modelagem ADL é abrangente e permite capturar a dinâmica do sistema, sem incorrer no viés de omissão de defasagens relevantes. Além disso, não impõe a restrição de que todas as equações tenham o mesmo

número de defasagens em cada variável, como ocorre na estimação de VAR. Contudo, a causalidade bivariada pode ser afetada por omissão de variável no sistema.

Assuma que as variáveis  $z_t$  e  $y_t$  sejam estacionárias em nível, isto é,  $I(0)$ , e considere o par de modelos auto-regressivos e de defasagens distribuídas (ADL):

$$y_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^p \alpha_{11}(i)y_{t-i} + \sum_{i=1}^q \alpha_{12}(i)z_{t-i} + \varepsilon_{yt} \quad (3)$$

$$z_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^l \alpha_{21}(i)y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \alpha_{22}(i)z_{t-i} + \varepsilon_{zt} \quad (4)$$

onde  $\alpha_{11}(i), \alpha_{12}(i), \alpha_{21}(i), \alpha_{22}(i), \alpha_1, \alpha_2$  são parâmetros;  $\alpha_1$  e  $\alpha_2$  são constantes;  $\varepsilon_{yt}$  e  $\varepsilon_{zt}$  são erros ou processos ruídos brancos, possuindo média condicional zero e variância finita.

Nas equações (3) e (4), a hipótese nula  $H_0 : \alpha_{12}(i) = 0$  significa que  $z_t$  não Granger-causeia  $y_t$ , ao passo que a hipótese alternativa  $H_A : \alpha_{12}(i) \neq 0$  significa que  $z_t$  Granger-causeia  $y_t$ . Alternativamente, a hipótese nula  $H_0 : \alpha_{21}(i) = 0$  significa que  $y_t$  não Granger-causeia  $z_t$ , ao passo que a hipótese alternativa  $H_A : \alpha_{21}(i) \neq 0$  significa que  $y_t$  Granger-causeia  $z_t$ . Com base nessas hipóteses, são possíveis 4 resultados para cada par de variáveis.

O teste de causalidade de Granger é sensível ao número de defasagens incluídas nos modelos ADL, influenciando na direção da causalidade. Por esse motivo, foram utilizados critérios rigorosos de seleção de defasagens, baseados nos critérios AIC e SIC

## 4. Resultados

### 4.1 Testes de Raízes Unitárias

Os testes modificados de Dickey-Fuller ( $MADF^{GLS}$ ) e de Phillips-Perron ( $MPP^{GLS}$ ) apresentados na Tabela 1 a seguir indicam que as séries são estacionárias em nível, isto é, as variáveis são  $I(0)$ .



**Tabela 1** – Resultados dos testes de raiz unitária em nível, 1880-1937.

Variáveis	Modelo	MADF <sup>GLS</sup>		MPP <sup>GLS</sup>
		Estatística-t	Defasagens	
$z_t$	C	-2,26**	1	-2,11**
$z_t$	C,T	-2,73	1	-2,38
$x_t$	C	-2,03**	-	-1,88
$x_t$	C,T	-2,34	-	-2,14
$y_t$	C	-0,04	7	-0,22
$y_t$	C,T	-8,14*	-	-3,75*

**Nota:** “C” significa constante. “T” significa tendência determinística. (\*) significância a 1%; (\*\*) significância a 5%. O número ótimo de defasagens segue MAIC. Contagem inicial máxima de 10 defasagens. Os valores críticos do teste MADF<sup>GLS</sup> são: (i) modelo com constante: -2,60 (1%) e -1,94 (5%); (ii) modelo com constante e tendência: -3,74 (1%) e -3,16 (5%). Os valores críticos do teste MPP<sup>GLS</sup> são: (i) modelo com constante: -2,58 (1%) e -1,98(5%); (ii) modelo com constante e tendência: -3,42 (1%) e -2,91 (5%).

## 4.2 Causalidade Multivariada

A Tabela 2 apresenta os resultados do teste de causalidade de Granger. Observa-se uma relação de causalidade unidirecional, no sentido de Granger, da taxa de crescimento do PIB real *per capita* para a imigração *per capita*, ao nível de significância de 10%. Em outras palavras, variações na taxa de crescimento do PIB real *per capita* precedem temporalmente mudanças no fluxo imigratório, sugerindo que o crescimento econômico brasileiro exerceu influência sobre a imigração no período analisado. Por exemplo, esse resultado pode ocorrer devido ao aumento da demanda por trabalho, expansão das oportunidades econômicas e a abundância de outros fatores tais como o oferecimento de terras aos imigrantes (Solimano, 2003).

A taxa de crescimento do PIB real *per capita* causa, no sentido de Granger, unidirecionalmente, o salário real ao nível de significância de 1%, evidenciando que o crescimento econômico resulta em melhores rendimentos no mercado de trabalho.

A imigração *per capita* Granger-causa unidirecionalmente o salário real ao nível de significância de 1%, sugerindo que a força de trabalho imigrante afetou os rendimentos dos trabalhadores nativos, por exemplo, em consequência do aumento da oferta de trabalho.

**Tabela 2** – Resultados do teste de causalidade de Granger aplicado ao VAR

Variáveis Independentes	Variáveis Dependentes		
	$z_t$	$x_t$	$y_t$
$z_t$	-	25,95877* [0,0066]	15,11575 [0,1773]
$x_t$	2,922179 [0,9917]	-	6,030929 [0,8713]
$y_t$	19,07845*** [0,0597]	32,58131* [0,0006]	-

**Nota:** Os valores em colchetes são os valores-p. Todos os outros valores são testes F da Causalidade de Granger. (\*) significância a 1%, (\*\*\*) significância a 10%. Selecionou-se 11 defasagens ótimas no VAR pelo critério de informação de Akaike.

Os resultados da análise de causalidade multivariada indicam que o crescimento econômico exerceu influência no fluxo imigratório. A análise de causalidade bivariada da próxima seção reforça esta conclusão.

### 4.3 Causalidade Bivariada

Os resultados da análise de causalidade de Granger bivariada são reportados na Tabela 3. A taxa de crescimento do PIB real *per capita* Granger-cause unidirecionalmente a imigração *per capita* ao nível de significância de 5%. Esse resultado empírico confirma a análise da seção anterior e oferece pouco suporte para a visão de que a imigração possui um importante efeito causal no crescimento econômico *per capita*. Ao contrário, esse resultado sugere que o fluxo imigratório pode ter ocorrido devido ao aumento da demanda por trabalho no Brasil, ou porque os imigrantes foram atraídos ao Brasil devido à perspectiva de maiores salários e melhores condições de vida em virtude do crescimento econômico.

A relação de causalidade de Granger unidirecional da taxa de crescimento do PIB real *per capita* para o salário real, ao nível de significância de 10%, sugere que o crescimento econômico é um previsor útil dos rendimentos do mercado de trabalho, confirmando os resultados encontrados na análise de causalidade multivariada.

A ausência de causalidade de Granger entre salários reais e imigração *per capita* sugere que não há evidências de que a oferta de trabalho imigrante provocou efeitos no mercado de trabalho local, por exemplo, a redução dos salários dos trabalhadores locais, divergindo assim do resultado apresentado na seção anterior.

**Tabela 3** - Teste de Causalidade de Granger

Hipótese Nula	Obs.	F	Valor-p	Causa	ADL
$x_t$ não Granger-Causa $y_t$	56	0,08	0,7720	NÃO	ADL (2,1)
$y_t$ não Granger-Causa $x_t$	54	2,18***	0,0850	SIM	ADL (1,4)
$z_t$ não Granger-Causa $y_t$	49	1,66	0,1337	NÃO	ADL (2,9)
$y_t$ não Granger-Causa $z_t$	49	2,14**	0,0497	SIM	ADL (2,9)
$z_t$ não Granger-Causa $x_t$	57	0,93	0,3379	NÃO	ADL (1,1)
$x_t$ não Granger-Causa $z_t$	56	0,42	0,5182	NÃO	ADL (2,1)

**Nota:** \*\* - significância a 5%; \*\*\* - significância a 10%. Na escolha do número ótimo de defasagens, partiu-se de 10 defasagens. “Obs.” é o n°. de observações.

A análise conjunta dos resultados da causalidade de Granger, em estruturas bivariada e multivariada, sugere que os imigrantes foram atraídos ao Brasil devido a fatores como perspectiva de maiores salários reais, aumento da demanda por trabalho ou elevados padrões de vida em virtude do crescimento econômico.

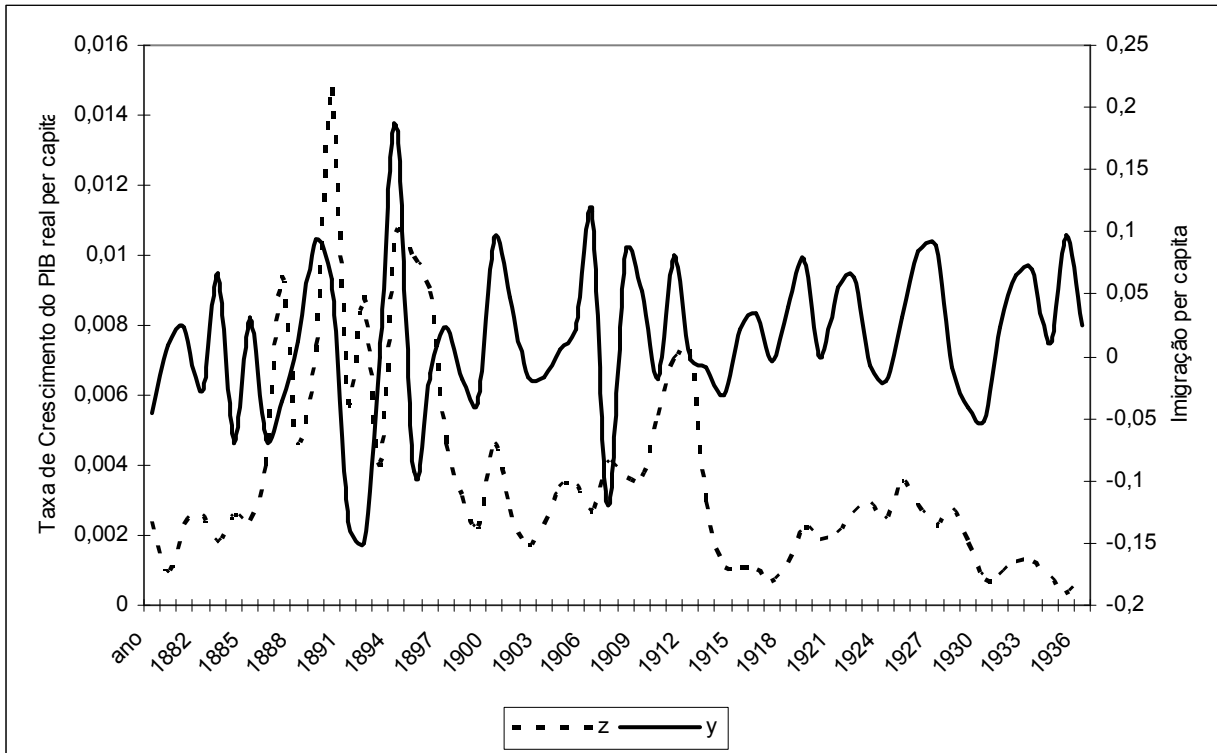
## 5. Conclusão

Esse estudo investigou a natureza da relação de causalidade entre crescimento econômico, salário real e imigração no Brasil. Os resultados do teste de causalidade de Granger (1969), mostraram relação de causalidade de Granger unidirecional da taxa de crescimento do PIB real *per capita* para imigração *per capita* e para os salários reais. Esses resultados são robustos às versões bivariada e multivariada do teste de causalidade de Granger, sugerindo que o crescimento econômico não só exerceu influência nos rendimentos do mercado de trabalho, como também que os imigrantes foram atraídos ao Brasil devido a fatores como perspectiva de maiores salários, aumento da demanda por trabalho, e melhores condições de vida em virtude do crescimento econômico.

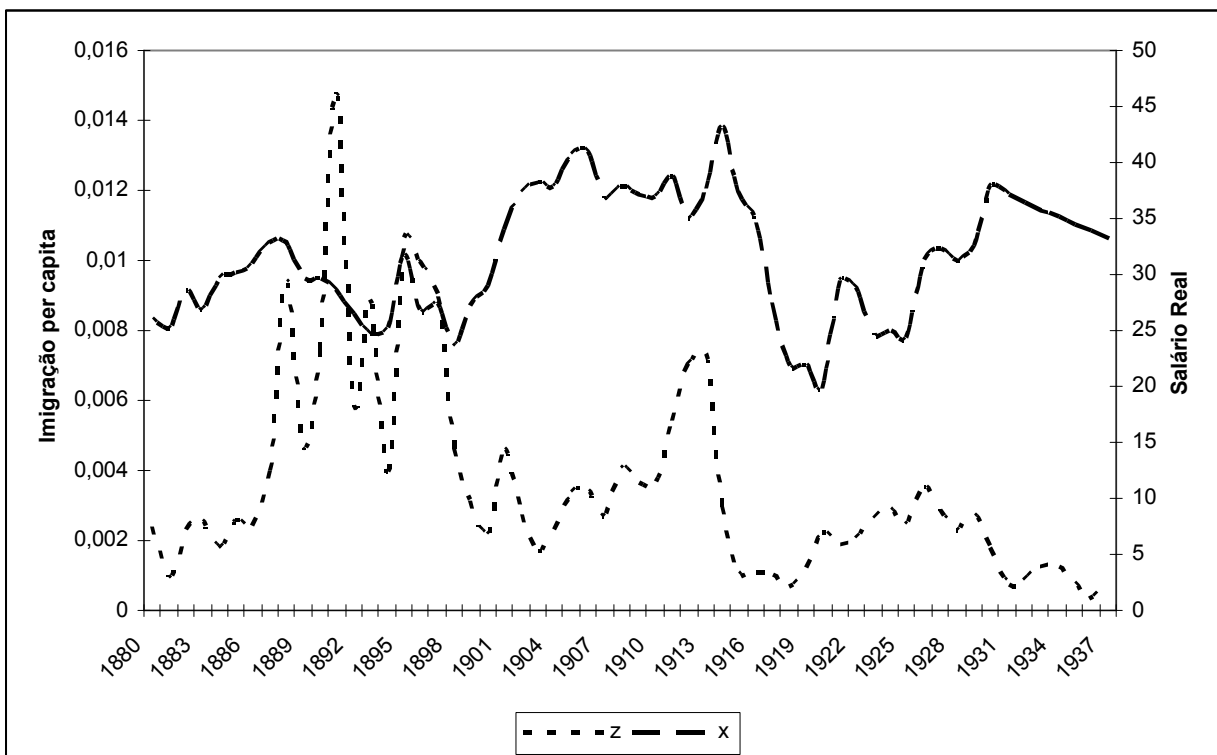
Um número de autores argumenta que sucessivas ondas de imigração têm envolvido diferentes níveis de qualificação da força de trabalho imigrante (Borjas, 1994). Portanto, futuros desdobramentos da pesquisa nessa área devem considerar o impacto da imigração no mercado de trabalho brasileiro levando-se em consideração o nível de capital humano dos imigrantes.

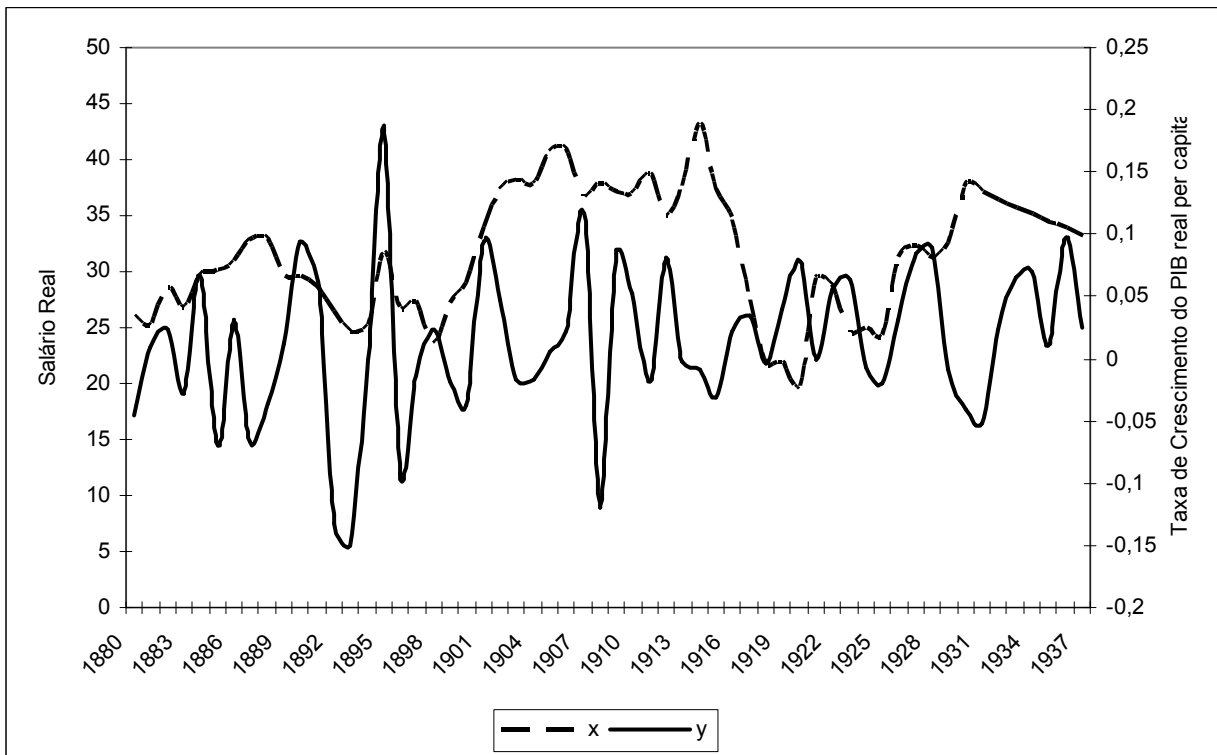
## Apêndice 1: Trajetória Temporal das Séries de PIB Real *per capita*, Imigração *per capita* e Salário Real

**Figura 2:** Relação entre taxa de crescimento do PIB real *per capita* ( $y$ ) e imigração *per capita* ( $z$ )



**Figura 3:** Relação entre salário real ( $x$ ) e imigração *per capita* ( $z$ )



**Figura 4:** Relação entre salário real (x) e taxa de crescimento do PIB real *per capita* (y)

## Apêndice 2: Dados Quantitativos de PIB Real *per capita*, Imigração *per capita* e Salário Real

Tabela 1 – PIB real *per capita* (1996 US\$): Brasil 1822 - 2000

Ano	PIB	Ano	PIB	Ano	PIB	Ano	PIB	Ano	PIB	Ano	PIB
		1851	578	1881	629	1911	641	1941	1,275	1971	3,905
1822	452	1852	531	1882	644	1912	693	1942	1,212	1972	4,256
1823	433	1853	498	1883	626	1913	691	1943	1,284	1973	4,703
1824	439	1854	481	1884	668	1914	685	1944	1,350	1974	4,983
1825	424	1855	485	1885	621	1915	664	1945	1,359	1975	5,082
1826	385	1856	503	1886	641	1916	678	1946	1,455	1976	5,501
1827	437	1857	538	1887	598	1917	701	1947	1,458	1977	5,647
1828	464	1858	573	1888	576	1918	698	1948	1,525	1978	5,688
1829	572	1859	568	1889	583	1919	725	1949	1,592	1979	5,968
1830	591	1860	583	1890	638	1920	782	1950	1,656	1980	6,327
1831	551	1861	578	1891	678	1921	781	1951	1,688	1981	5,961
1832	418	1862	551	1892	588	1922	825	1952	1,786	1982	5,917
1833	694	1863	563	1893	500	1923	878	1953	1,847	1983	5,674
1834	524	1864	571	1894	500	1924	872	1954	1,912	1984	5,855
1835	453	1865	614	1895	593	1925	855	1955	1,975	1985	6,158
1836	518	1866	636	1896	538	1926	882	1956	1,999	1986	6,469
1837	705	1867	689	1897	531	1927	957	1957	2,132	1987	6,585
1838	677	1868	689	1898	543	1928	1,043	1958	2,197	1988	6,469
1839	654	1869	689	1899	533	1929	1,034	1959	2,307	1989	6,571
1840	658	1870	638	1900	513	1930	992	1960	2,395	1990	6,212
1841	634	1871	638	1901	561	1931	941	1961	2,631	1991	6,222
1842	641	1872	661	1902	588	1932	963	1962	2,676	1992	6,073
1843	609	1873	641	1903	578	1933	1,025	1963	2,754	1993	6,294
1844	637	1874	651	1904	568	1934	1,097	1964	2,769	1994	6,575
1845	629	1875	661	1905	571	1935	1,108	1965	2,841	1995	6,766
1846	591	1876	636	1906	583	1936	1,216	1966	2,876	1996	6,881
1847	614	1877	618	1907	651	1937	1,247	1967	2,964	1997	7,014
1848	605	1878	648	1908	573	1938	1,309	1968	3,201	1998	6,733
1849	562	1879	653	1909	621	1939	1,281	1969	3,353	1999	6,885
1850	511	1880	623	1910	653	1940	1,243	1970	3,600	2000	7,185

Fonte: De Castro e Gonçalves (2003).

**Tabela 2** – População (residentes e de imigrantes): Brasil 1870 – 1937.

Período	População de Imigrantes	População de residentes	Imigração per capita	Período	População de Imigrantes	População de residentes	Imigração per capita
1870	5.158	9.797.000	0,00052649	1904	44.706	19.662.618	0,002273655
1871	12.431	9.947.000	0,00124972	1905	68.488	20.299.476	0,00337388
1872	19.219	10.099.000	0,00190306	1906	72.332	20.960.919	0,003450803
1873	14.742	10.372.096	0,00142131	1907	57.919	21.643.078	0,002676098
1874	20.332	10.774.021	0,00188713	1908	90.536	22.342.083	0,004052263
1875	14.590	11.139.349	0,00130977	1909	84.090	23.054.064	0,003647513
1876	30.747	11.471.179	0,00268037	1910	86.751	23.775.153	0,003648809
1877	29.468	11.772.608	0,0025031	1911	133.575	24.501.479	0,005451712
1878	24.456	12.046.732	0,00203009	1912	177.887	25.229.172	0,007050846
1879	22.788	12.296.650	0,00185319	1913	190.343	25.954.364	0,007333757
1880	30.355	12.525.458	0,00242346	1914	79.232	26.673.184	0,002970474
1881	11.548	12.736.253	0,0009067	1915	30.333	27.381.763	0,001107781
1882	29.589	12.932.134	0,00228802	1916	31.245	28.076.232	0,001112863
1883	34.015	13.116.197	0,00259336	1917	30.277	28.752.720	0,001053013
1884	23.574	13.291.540	0,00177361	1918	19.793	29.407.358	0,000673063
1885	34.724	13.461.259	0,00257955	1919	36.027	30.036.276	0,00119945
1886	32.650	13.628.453	0,00239572	1920	69.041	30.635.605	0,00225362
1887	54.932	13.796.218	0,00398167	1921	58.476	31.202.824	0,001874061
1888	132.070	13.967.652	0,00945542	1922	65.007	31.740.804	0,002048058
1889	65.165	14.145.852	0,00460665	1923	84.549	32.253.767	0,002621368
1890	106.819	14.333.915	0,00745219	1924	96.052	32.745.933	0,00293325
1891	215.239	14.534.939	0,01480839	1925	82.547	33.221.524	0,002484745
1892	85.906	14.752.021	0,00582334	1926	118.686	33.684.758	0,003523433
1893	132.589	14.988.258	0,00884619	1927	97.974	34.139.858	0,002869783
1894	60.182	15.246.747	0,0039472	1928	78.128	34.591.044	0,002258619
1895	164.831	15.530.586	0,01061331	1929	96.186	35.042.537	0,002744836
1896	157.423	15.842.872	0,00993652	1930	62.610	35.498.557	0,001763734
1897	144.866	16.186.703	0,00894969	1931	27.465	35.963.325	0,000763695
1898	76.862	16.565.175	0,00463998	1932	31.494	36.441.062	0,000864245
1899	53.610	16.981.387	0,00315699	1933	46.081	36.935.989	0,001247591
1900	37.807	17.438.434	0,00216803	1934	46.027	37.452.325	0,001228949
1901	83.116	17.938.254	0,00463345	1935	29.585	37.994.292	0,00077867
1902	50.472	18.478.137	0,00273144	1936	12.773	38.566.111	0,000331198
1903	32.941	19.054.215	0,0017288	1937	34.677	39.172.002	0,00088525

**Fonte:** População de residentes - 1870-1872: Leff (1982, p. 241). 1873-1937: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea).

População de imigrantes – 1870-1937: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea).

**Tabela 3** – Salário Real Ajustado pela Paridade do Poder de Compra. Grã-Bretanha, 1913=100.

Ano	Brasil, Sudeste	Ano	Brasil, Sudeste	Ano	Brasil, Sudeste
1830	16.0	1870	16.8	1910	37.0
1831	15.7	1871	20.3	1911	38.7
1832	20.9	1872	19.9	1912	35.0
1833	9.3	1873	21.8	1913	37.6
1834	9.3	1874	20.5	1914	43.3
1835	13.9	1875	25.1	1915	37.3
1836	14.2	1876	24.9	1916	34.6
1837	13.1	1877	24.0	1917	27.5
1838	11.3	1878	22.8	1918	21.8
1839	12.2	1879	25.3	1919	21.9
1840	9.7	1880	26.1	1920	19.9
1841	10.4	1881	25.1	1921	29.5
1842	15.6	1882	28.5	1922	28.8
1843	15.4	1883	26.8	1923	24.6
1844	16.1	1884	29.6	1924	25.0
1845	13.1	1885	30.2	1925	24.2
1846	12.1	1886	30.9	1926	31.2
1847	13.7	1887	32.8	1927	32.4
1848	13.3	1888	32.9	1928	31.3
1849	15.8	1889	29.6	1929	32.5
1850	18.0	1890	29.6	1930	37.8
1851	15.9	1891	28.6	1931	37.1
1852	17.2	1892	26.5	1932	36.5
1853	20.0	1893	24.7	1933	35.8
1854	15.3	1894	25.1	1934	35.2
1855	15.2	1895	31.7	1935	34.5
1856	15.9	1896	26.8	1936	33.9
1857	15.8	1897	27.4	1937	33.3
1858	18.0	1898	23.6		
1859	18.2	1899	27.2		
1860	20.9	1900	29.0		
1861	20.9	1901	34.0		
1862	20.5	1902	37.4		
1863	19.1	1903	38.3		
1864	17.9	1904	37.9		
1865	18.6	1905	40.8		
1866	18.8	1906	40.9		
1867	20.7	1907	36.8		
1868	19.4	1908	37.9		
1869	16.5	1909	37.2		

**Fonte:** Williamson (1998), apêndice, tabela 7.2.

## Referências

ABRAMOVITZ, M. The nature and significance of Kuznets cycles. *Economic Development and Cultural Change*, v. 9, pp. 225-248, 1961.



- BORJAS, G. J. The economics of immigration. *Journal of Economic Literature*, 32, pp 1667-1717, 1994.
- COLLINS, W. J; O'ROURKE, K. H; WILLIAMSON, J. G. Were trade and factor mobility substitutes in history? National Bureau of Economic Research Working Paper 6059, June 1997.
- DE CASTRO, S; GONÇALVES, F. A test for mixed Poisson growth in Brazil's GDP per person, 1822–2000, and an estimate of the world's mixing distribution in 1800. *Annals of the 25th meeting of the Brazilian Econometric Society*, vol. 1, pp. 393-409, 2003; available online at: [www.unb.br/face/eco/steve](http://www.unb.br/face/eco/steve).
- DICKEY, D. A. e FULLER, W.A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 1979.
- \_\_\_\_\_. Likelihood ratio statistics for auto-regressive time series with unit root. *Econometrica*, 49, n. 4, 1981.
- ELLIOT, G., ROTHEMBERG, T. J. e STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica* 64 (4), pp. 813-836, 1996.
- FERIDUN, M. Does immigration have an impact on economic development and unemployment? Empirical evidence from Finland (1981-2001). *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies*, v. 1-3, 2004.
- FRIEDBERG, R.; HUNT, J. The impact of immigrants on host country wages, employment and growth. *The Journal of Economic Perspectives*, v. 9, n. 2, pp. 23-44, 1995.
- GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral models. *Econometrica*, 34, pp. 541-551, 1969.
- LEFF, Nathaniel H. A technique for estimating income trends from currency data and an application to nineteenth-century Brazil. *Review of Income and Wealth* 18(4) Dec.:335-368, 1972.
- \_\_\_\_\_. Underdevelopment and Development of Brazil – Volume I. *Economic Structure and Change*, 1822-1947. London: George Allen and Unwin, pp. 241-247, 1982.

- LEVY, M. S. F. O papel da migração internacional na evolução da população brasileira (1872 a 1972). *Revista Saúde Pública*, v. 8, p. 49-90, 1974.
- KUZNETS, S. *Secular movements in production and prices*. New York: National Bureau of Economic Research, 1930.
- MORLEY, B. Causality between economic growth and immigration: an ardl bounds testing approach. *Economics Letters*, 90, 72-76, 2006.
- NG, S. e PERRON, P. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*, 69, 6, 2001.
- PHILLIPS, P. C. B. Time series regression with unit roots. *Econometrica*, 55, p. 277-302, 1987.
- PHILLIPS, P. C. B. e PERRON, P. Testing for unit root in time series regression. *Biometrika*, 75, p. 335-346, 1988.
- ROBERTSON, P. E. Demographic shocks and human capital accumulation in the Uzawa-Lucas model. *Economics Letters*, 74, p. 151-156, 2002.
- SAID, S. e DICKEY, D. A. Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order. *Biometrika*, 71, 1984.
- SOLIMANO, A. Development cycles, political regimes and international migration: Argentina in the twentieth century. *CEPAL – Serie Macroeconomía del desarrollo*, n. 22, 2003.
- WILLIAMSON, J. Migration to the new world: long term influences and impact. *Explorations in Economic History*, v. 11 (4), pp. 357-390, 1974.
- \_\_\_\_\_. Real Wages and Relative Factor Prices in the Third World 1820-1940: Latin America. *Harvard Institute of Economic Research Discussion Paper Number 1853*, November 1998.