

# crescimento econômico, imigração e salários reais no brasil, 1880-1937\*

**Sérgio Ricardo de Brito Gadelha**

Analista da Secretaria do Tesouro Nacional, Mestre e Doutorando em Economia pela Universidade Católica de Brasília

## RESUMO

Este estudo demonstra que, no Brasil, 1880-1937, mudanças na taxa de crescimento da renda real *per capita* sempre precederam mudanças nos níveis de imigração e de salário real, logo, é altamente provável que o crescimento da economia induziu a imigração e as variações na taxa salarial real; não o contrário. Formalmente, existiu uma relação de causalidade de Granger unidirecional do crescimento econômico, em estruturas bivariadas e multivariadas, para imigração e salário real. Não existiu causalidade, em qualquer direção, entre imigração e salário real.

**Palavras-chave:** Crescimento Econômico - Imigração — Salário Real — Teste de Causalidade de Granger

## ABSTRACT

This paper demonstrates that in Brazil, 1880-1937, changes in the *per capita* real income growth rate always preceded changes in the levels of both immigration and the real wage, and so it is highly likely that it was the growth of the economy which induced the immigration and changes in the real wage, and not the other way around. Formally, there was a unidirectional Granger causality relationship from economic growth, in both a bivariate and multivariate framework, to immigration and the real wage. There was no causality, in either direction, between immigration and the real wage.

**Keywords:** Economic Growth — Immigration — Real Wages — Granger Causality Test

\* Esse estudo faz parte de minhas contribuições à disciplina Tópicos Especiais em Crescimento Econômico do professor Steve De Castro, do departamento de Economia da Universidade de Brasília. O autor agradece ao Editor, aos pareceristas anônimos e ao professor Steve De Castro pelos valiosos comentários e sugestões. As opiniões apresentadas nesse trabalho são de exclusiva responsabilidade do autor, não expressando necessariamente a opinião da Secretaria do Tesouro Nacional. Submetido em setembro, 2008; aceito em junho, 2009.

## 1. Introdução

A análise dos efeitos da imigração no crescimento econômico e no mercado de trabalho local é tema importante no desenho de políticas públicas, além de ser fundamental para estudiosos do crescimento econômico, tanto que 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 sob o ritmo de fortes migrações em massa, entre as quais da Europa para o Novo Mundo, durante as expansões econômicas e mesmo em retornos migratórios líquidos, no tempo das depressões (WILLIAMSON, 1974; COLLINS, O'ROURKE e WILLIAMSON, 1997).

A relação entre crescimento econômico e imigração pode ser ilustrada pelo exemplo histórico da migração europeia em massa, na segunda metade do século XIX e início do XX, para as nações do "novo mundo" (Argentina, Austrália, Canadá, Brasil, Estados Unidos e Nova Zelândia). No Brasil, observa-se um intenso fluxo imigratório com a chegada dos italianos, em meados de 1880, tendo o Estado de São Paulo como a primeira região de atração, cujo 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.

Existe uma ampla literatura sobre esse caso (HOLLOWAY, 1972; GRAHAM, 1973; STOLKE e HALL, 1983; DEAN, 2001; LEFF, 1991, cap. 4), tanto no Brasil como no exterior. O foco principal era a microeconomia da transição da escravidão para o mercado de trabalho nas fazendas de café, em São Paulo, e a participação dos imigrantes no início dos anos 1880. Esses autores perceberam a ligação entre essa participação, o crescimento do PIB *per capita* da economia brasileira e a sua taxa salarial; mas não foi tentada uma relação quantitativa entre as variáveis, como é feita no presente estudo.

Vários desses estudos apontam a estagnação relativa das taxas salariais agrícolas em São Paulo, especialmente entre 1884 e 1914 (veja especialmente STOLKE e HALL, 1983: 183; também HOLLOWAY, 1972). Os imigrantes dominaram o mercado de trabalho urbano na época, mas a mão-de-obra industrial era pequena em relação ao número de trabalhadores nas fazendas de café (DEAN, 2001). Mesmo assim, a característica principal dos imigrantes era a mobilidade espacial dentro do estado, passando de fazenda a fazenda, para os centros urbanos regionais, para a capital e, muitas vezes, de volta aos países de origem, sendo esse último fato ocorrido também em todos os outros países na época.

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; todavia, poucos estudos analisam o impacto da força de trabalho imigrante nos rendimentos do mercado de trabalho e no crescimento econômico brasileiro. O problema a ser abordado neste trabalho é a direção de causalidade das três variáveis: o crescimento do PIB real *per capita*, a imigração *per capita* e a taxa salarial no Sudeste, região de maior atração da força de trabalho imigrante, durante o período de 1880-1937, caracterizado como o pico desse fluxo migratório. Logo, este estudo deve fornecer uma contribuição para a pesquisa na área, uma vez que existe uma lacuna nessa investigação para a economia brasileira.

Os resultados obtidos evidenciam, para o período 1880-1937, a existência de relação de causalidade, no sentido de Granger, unidirecional da taxa de crescimento do PIB real *per capita* para a imigração *per capita* e para o salário real, significando que variações no crescimento econômico precederam temporalmente mudanças no comportamento da força de trabalho imigrante e na trajetória dos salários reais. Em outras palavras, o crescimento econômico, provocado pela expansão cafeeira no Estado de São Paulo, incentivou a imigração para o Brasil porque havia necessidade de mão-de-obra que substituísse o trabalho escravo. Esses resultados são robustos para as versões bivariada e multivariada do teste de causalidade de Granger.

O artigo está organizado da forma a seguir. A próxima seção explica o raciocínio por detrás do teste de causalidade de Granger e as aplicações recentes dos estudos sobre as imigrações do período pós-guerra. A terceira seção apresenta as séries temporais brasileiras das variáveis

envolvidas na análise. A quarta descreve o tratamento econométrico, em que são apresentados os testes de raízes unitárias e o teste de causalidade de Granger. A quinta reporta e analisa os resultados. Finalmente, a sexta encerra o estudo.

## 2. Os Estudos sobre as Imigrações do Pós-Guerra

### 2.1 Artigos que não usam causalidade

Choques econômicos negativos podem afetar o mercado de trabalho por meio 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. Analisando os principais determinantes da imigração para a Argentina no século XX, Solimano (2003) concluiu que a imigração contribuiu para o ajustamento do mercado de trabalho local frente a choques adversos, pois o fluxo de imigração em períodos de escassez de mão-de-obra e de crescimento econômico exerceu um papel importante na oferta de trabalho total.

Borjas (1994) analisou a intensidade dos fluxos migratórios que, segundo as Nações Unidas, era estimado em torno de 60 milhões de pessoas, ou 1,2% da população mundial, que passaram a residir fora de seus locais de nascimento. Observou-se que, embora muitos imigrantes escolhessem um destino tradicional (como os Estados Unidos, o Canadá ou a Austrália), muitos outros países estavam relativamente recebendo grandes fluxos de imigrantes. Aproximadamente 11% da população da França, 17% da população da Suíça e 9% da população do Reino Unido eram constituídos por estrangeiros. Dentre alguns resultados obtidos, Borjas (1994) concluiu que havia ausência de causalidade entre crescimento econômico e níveis de imigração em países que adotam regras rígidas de imigração.

Friedberg e Hunt (1995) investigaram os benefícios da imigração no mercado de trabalho dos Estados Unidos e de 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.

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.

## 2.2 Artigos que Usam Causalidade

Certo número de autores (FERIDUN, 2004; MORLEY, 2006) tem realizado estudos sobre o impacto da imigração no crescimento econômico e nos rendimentos do mercado de trabalho de países desenvolvidos, utilizando o teste de causalidade de Granger. Essas investigações têm sido essenciais por quatro razões. Primeiro, uma relação de causalidade de Granger unidirecional do crescimento econômico *per capita* para a imigração *per capita* ( $y \rightarrow z$ ) sugere que o crescimento econômico é um dos fatores que estimularam o fluxo migratório para um país. Por outro lado, a relação de causalidade de Granger unidirecional da imigração *per capita* para o crescimento econômico *per capita* ( $z \rightarrow y$ ) sugere que a imigração contribuiu para o crescimento da economia no período analisado. Terceiro, a relação de bicausalidade de Granger entre as variáveis analisadas ( $y \leftrightarrow z$ ) sugere a prevalência conjunta das duas hipóteses anteriores. Finalmente, a ausência de causalidade de Granger sugere que essas variáveis são determinadas de maneira independente uma da outra ( $y \nleftrightarrow z$ ).

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 em dados anuais da Finlândia durante o período 1981-2001. Os resultados empíricos, obtidos a partir da estimação de um modelo vetorial autorregressivo, com mecanismo de correção de erros (VEC), evidenciaram a imigração Granger-causa do PIB *per capita*, indicando que o aumento da imigração contribuiu de forma positiva para o crescimento econômico daquele país.

Morley (2006) investigou a relação de causalidade entre imigração e crescimento econômico real *per capita*, utilizando-se de dados anuais da

Austrália, do Canadá e dos Estados Unidos, referentes ao período de 1930 a 2002. Usando a abordagem dos modelos autorregressivos e de defasagens distribuídas (ADL) para cointegração, os resultados evidenciaram uma relação de causalidade unidirecional do crescimento econômico real *per capita* para a imigração, e que essa relação poderia ser explicada 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.

Apesar de utilizarem a análise de causalidade Granger em variáveis cointegradas, os resultados obtidos por Feridun (2004) e Morley (2006) são distintos em alguns aspectos. Por exemplo, a maior parte da força de trabalho imigrante analisada por Feridun (2004) é originária da Suécia e de repúblicas da ex-União Soviética, onde são exercidas atividades na construção civil e em fazendas comerciais; ao passo que, Morley (2006) não indica de maneira objetiva o nível de qualificação da mão-de-obra imigrante analisada em seu estudo. Além disso, o período por ele investigado é abrangente e as nações analisadas têm sido sujeitas a altos níveis de imigração; ao passo que, em Feridun (2004), a força de trabalho imigrante na Finlândia corresponde aproximadamente a apenas 2% da população.

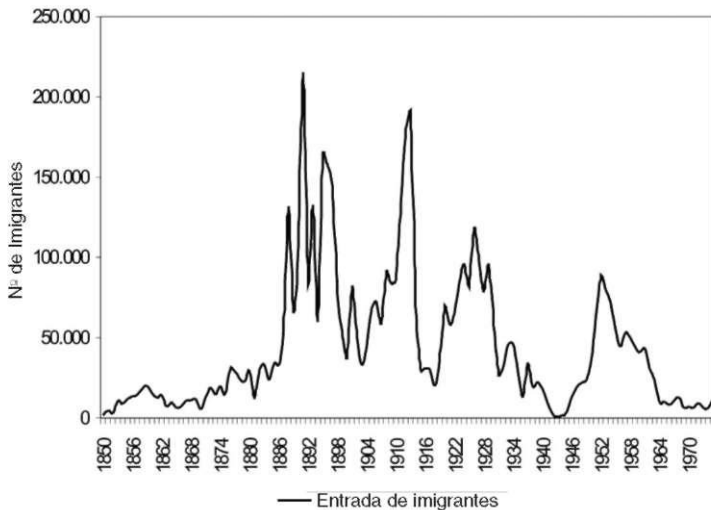
Entretanto, os resultados internacionais e o exercício desenvolvido neste artigo são distintos em outros aspectos. Por exemplo, no presente estudo analisa-se um período anterior ao mencionado nos estudos de Feridun (2004) e Morley (2006), em que os fluxos migratórios foram importantes em escala internacional e, para o Brasil, de maneira específica. O Brasil adotou uma política de incentivo à imigração no período analisado, mas nos anos posteriores apresentou controles rígidos de imigração, assim como fizeram os Estados Unidos, o Canadá e a Austrália, os quais não foram inteiramente bem sucedidos (Ibidem).

### **3. Dados Usados no Trabalho**

Após o Congresso Agrícola realizado em 1878, anos antes da abolição da escravatura, o governo passou a se empenhar com maior dedicação em promover a imigração para o Brasil, pois a mesma consistia em uma das únicas soluções para a escassez de mão-de-obra, uma vez que o

tráfico de escravos africanos havia sido proibido. Parcela significativa da imigração era subsidiada pelo governo e pelos senhores do café, objetivando a substituição do trabalho escravo nas suas plantações. Atraídos pelas áreas desocupadas no sul do país, 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 ao Brasil de japoneses, portugueses e espanhóis. A partir de 1919, logo após o término do conflito, ocorre a chegada de imigrantes da Polônia, da Rússia e da Romênia, que imigraram por questões políticas, bem como certo número de imigrantes judeus, em meados de 1920 (LEVY, 1974). Em resumo, os imigrantes que vieram ao Brasil utilizaram recursos próprios ou foram subsidiados pelos seus países de origem, pelos fazendeiros brasileiros e pelos governos federal e estadual. A figura 1 a seguir destaca o fluxo migratório no Brasil.

Figura 1 – Entradas anuais de imigrantes no Brasil



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

Este estudo usa dados de observações anuais para o período de 1880 a 1937. Essa limitação temporal é justificada, por um lado, pela necessi-

dade de se realizar o teste de causalidade de Granger em séries estacionárias e, por outro lado, devido à restrição dos dados sobre a variável salário real.

O crescimento econômico *per capita* é representado pelas taxas de crescimento anuais, compiladas a partir da série do PIB real *per capita* para o período 1822 a 2000, apresentada em De Castro e Gonçalves (2003)<sup>1</sup>, constantes na Tabela B.1 do Apêndice B. Com essa série, calcula-se  $y_t = (Y_t - Y_{t-1})/Y_{t-1}$ , 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 série resultante é apresentada na Tabela B.2 do Apêndice B.

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 (1991) para 1870-1872, e no sítio eletrônico do Instituto de Pesquisa Econômica e Aplicada (IPEA)<sup>2</sup> para 1873-1937, constante na Tabela B.3 do Apêndice B. Na série de população de residentes brasileiros, observou-se interpolação cúbica dos dados censitários para os anos 1890, 1900 e 1920, o que pode afetar a série da imigração *per capita*.

Quanto ao rendimento da força de trabalho, utiliza-se a série do salário real ( $x_t$ ) da Região Sudeste do Brasil porque foi a destinação principal dos imigrantes, ajustada pela paridade do poder de compra (Grã-Bretanha, 1913 = 100), e sendo obtida a partir de dados apresentados por Williamson (1998). A série é apresentada na Tabela B.4 do Apêndice B<sup>3</sup>.

<sup>1</sup> Dados disponíveis em <<http://www.unb.br/face/eco/steve>>. Acessado em 30/10/2008.

<sup>2</sup> Dados disponíveis em <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acessado em 30/10/2008.

<sup>3</sup> Disponível em: <<http://www.economics.harvard.edu/faculty/williamson/jwilliamworkingpapers>>. Acessado em 30/10/2008.



## 4. Tratamento Econométrico

Para utilizar o teste de causalidade de Granger, é necessário que as séries de tempo sejam estacionárias. Portanto, a próxima subseção inicia-se com uma breve exposição dos testes dessa propriedade, antes de entrar no assunto de causalidade.

### 4.1 Testes de Raízes Unitárias

Os testes modificados de Dickey-Fuller ( $MADF^{GLS}$ ) e de Phillips-Perron ( $MPP^{GLS}$ ), propostos por Elliot, Rottemberg e Stock (1996) e Ng e Perron (2001) são aplicados para verificar a estacionariedade das séries porque superam os problemas de baixo poder estatístico e as 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 permite obter-se 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 homoscedástico.

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 autorregressiva, 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 produz testes com maior poder e menores distorções de tamanho estatístico, quando comparados aos testes tradicionais ADF e PP.

## 4.2 Causalidade Multivariada

O conceito de causalidade, no sentido de Granger, está associado à ideia 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). A análise de causalidade multivariada inicia-se pela estimação de um modelo vetorial autoregressivo (VAR), envolvendo todas as variáveis mencionadas anteriormente. 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 homoscedásticos. 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 estru-

turais, 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  $h$ .

Além da causalidade de Granger, nessa etapa duas outras técnicas econométricas serão utilizadas na análise multivariada: as funções impulso-resposta (FIR) e a análise de decomposição de variância do erro de previsão (ADV). As funções de impulso-resposta permitem avaliar o comportamento individual das variáveis do sistema, em resposta a algum choque em outra variável do modelo. Com este instrumental, analisa-se a sensibilidade das variáveis, por meio de simulação, a choques específicos em um determinado período. Dessa forma, cada coeficiente demonstra a resposta de sua variável no modelo a uma inovação específica, mantendo constantes todas as demais inovações em todos os outros períodos. Em outras palavras, a função impulso-resposta descreve o caminho e as defasagens temporais necessárias para que as variáveis retornem à sua trajetória original. O efeito acumulado de uma mudança de uma unidade em diferentes inovações sobre uma variável é dado pelo somatório dos coeficientes das funções de impulso-resposta (ENDERS, 2004, cap. 5).

A análise de decomposição de variância (ADV) é um instrumento utilizado para descrever a dinâmica do sistema na abordagem VAR. Por este método, é possível identificar a proporção da variação total de uma variável devida a cada choque individual nas  $k$  variáveis componentes do modelo. A ADV fornece informações sobre a importância relativa de cada inovação sobre as variáveis do sistema (Ibidem, cap. 5).

### 4.3 Causalidade Bivariada

A análise bivariada de causalidade no sentido de Granger envolve a estimação de modelos autorregressivos 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. Essa limitação foi superada pelo teste multivariado de causalidade de Granger, descrito na seção 4.2. Em resumo, as duas abordagens são complementares no sentido de entender as relações de causalidade entre as três variáveis.

O teste de causalidade de Granger assume que a informação relevante para a predição das respectivas variáveis  $y_t$  e  $z_t$  está contida apenas nas séries de tempo sobre essas duas variáveis. Dessa forma, uma série de tempo estacionária  $y_t$  causa, no sentido de Granger, outra série estacionária  $z_t$ , se melhores predições estatisticamente significantes de  $z_t$  podem ser obtidas ao incluir valores defasados de  $y_t$  aos valores defasados de  $z_t$ . Em outras palavras, dizer que a variável  $y_t$  Granger-causa  $z_t$  significa que o conteúdo informacional de uma série ajuda a prever a outra. Entretanto, outros processos podem estar causando  $y_t$  e  $z_t$  com defasagens distintas ou  $y_t$  é o resultado da antecipação da variação de  $z_t$ .

Assuma que as variáveis  $z_t$  e  $y_t$  sejam estacionárias em nível, isto é,  $I(0)$ , e considere o par de modelos autorregressivos 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-causa  $y_t$ , ao passo que a hipótese alternativa  $H_A : \alpha_{12}(i) \neq 0$  significa que  $z_t$  Granger-causa  $y_t$ . Alternativamente, a hipótese nula  $H_0 : \alpha_{21}(i) = 0$  significa que  $y_t$  não Granger-causa  $z_t$ , ao passo que a hipótese alternativa  $H_A : \alpha_{21}(i) \neq 0$  significa que  $y_t$  Granger-causa  $z_t$ . 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 de informação de Akaike (AIC) e de Schwarz (SIC).

## 5. Resultados

### 5.1 Testes de Raízes Unitárias

Os testes modificados de Dickey-Fuller ( $MADF^{OLS}$ ) e de Phillips-Perron ( $MPP^{OLS}$ ), apresentados na Tabela 1 a seguir, indicam que as séries de imigração *per capita* ( $z$ ), salário real ( $x$ ) e taxa de crescimento do PIB real *per capita* ( $y$ ) 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>OLS</sup> |            |                    |
|-----------|--------|---------------------|------------|--------------------|
|           |        | ESTATÍSTICA-T       | DEFASAGENS | MPP <sup>OLS</sup> |
| $z$       | C      | -2,26**             | 1          | -2,11**            |
| $z$       | C,T    | -2,73               | 1          | -2,38              |
| $x$       | C      | -2,03**             | -          | -1,88              |
| $x$       | C,T    | -2,34               | -          | -2,14              |
| $y$       | C      | -0,04               | 7          | -0,22              |
| $y$       | 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>OLS</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>OLS</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%).

### 5.2 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* precederam temporalmente mudanças no fluxo imigratório, sugerindo que o crescimento econômico exerceu influência sobre a imigração no período analisado. Esse resultado sugere que a imigração ocorreu em virtude da expansão da economia, principalmente no período das grandes plantações de café no Estado de São Paulo, onde se observou a substituição do trabalho escravo pela mão-de-obra imigrante, além da expansão das oportunidades econômicas e a abundância de outros fatores, tais como: o oferecimento de terras.

A taxa de crescimento do PIB real *per capita* causa, no sentido de Granger, unidirecionalmente, o salário real ao nível de significância de 1%, de modo que variações no crescimento econômico precederam temporalmente variações no salário real.

A imigração *per capita* Granger-causa unidirecionalmente o salário real ao nível de significância de 1%, mostrando que variações na imigração *per capita* precederam temporalmente variações no salário real, sugerindo que a força de trabalho imigrante afetou os rendimentos dos trabalhadores nativos. Esse resultado sugere que o impacto da imigração sobre os salários reais é indireto, através da terceira variável, a taxa de crescimento do PIB real *per capita*. Entretanto, esse resultado não se manterá na análise de causalidade bivariada, a ser vista a seguir, uma vez que nessa abordagem a relação de precedência temporal é analisada em cada par das variáveis.

Tabela 2 — Resultados do teste de causalidade de Granger aplicado ao VAR

| INDEPENDENTES  | VARIÁVEIS DEPENDENTES |                    |                   |
|----------------|-----------------------|--------------------|-------------------|
|                |                       | x <sub>t</sub>     | y <sub>t</sub>    |
| z <sub>t</sub> | -                     | 25,96*<br>[0,0066] | 15,12<br>[0,1773] |
|                | 2,92<br>[0,9917]      |                    | 6,03<br>[0,8713]  |
| y <sub>t</sub> | 19,08***<br>[0,0597]  | 32,58*<br>[0,0006] |                   |

Nota: VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests. Observações incluídas: 47. Os valores em colchetes são os valores-p. Todos os outros valores são testes  $\chi^2$  da Causalidade de Granger. (\*) significância a 1%; (\*\*\*) significância a 10%. Selecionaram-se 11 defasagens ótimas no VAR irrestrito pelo critério de informação de Akaike.

As funções de impulso-resposta mostram os efeitos de longo prazo das séries temporais, quando há um determinado choque exógeno em alguma das variáveis do modelo. De maneira específica, a técnica da função impulso-resposta é um procedimento que permite traçar os efeitos do desvio padrão de um choque relativo a uma inovação nos valores presentes e futuros das variáveis endógenas. Esse fato é transmitido por uma estrutura dinâmica de um vetor autorregressivo.

A figura 2 ilustra, por consequência, as respostas produzidas pela função impulso-resposta das variáveis imigração *per capita* e salário real, em relação aos choques de inovação na taxa de crescimento do PIB real *per capita*. As linhas contínuas representam as funções impulso-resposta, enquanto as linhas pontilhadas representam os intervalos de confiança de dois desvios padrão<sup>4</sup>.

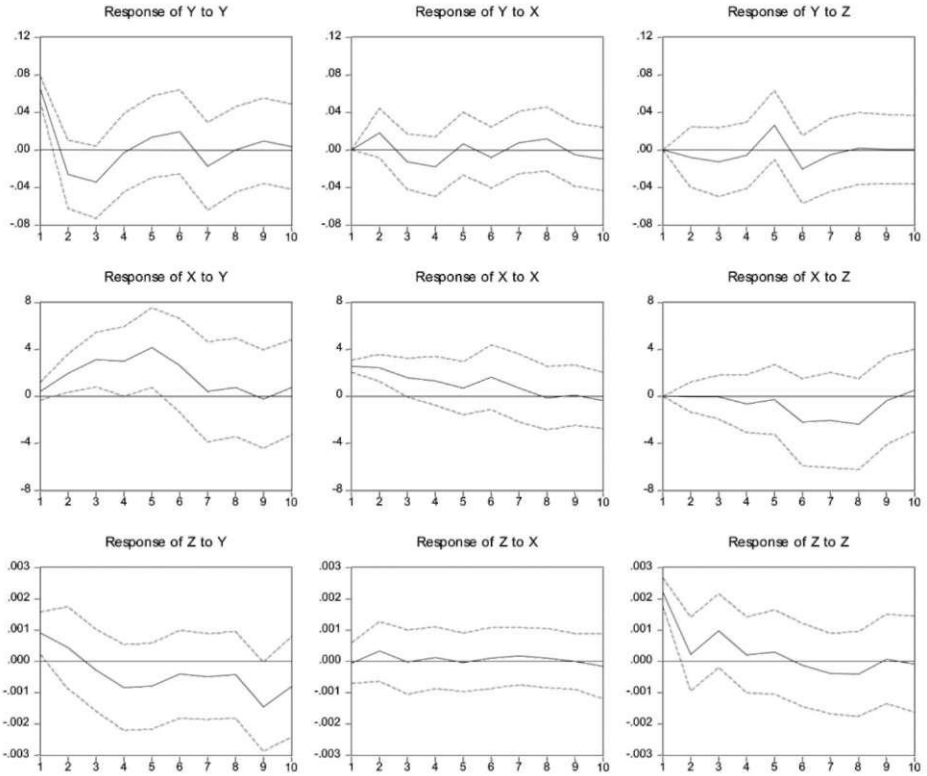
Desse modo, como na análise de causalidade multivariada, visualiza-se, de maneira geral, que os efeitos de choques da força de trabalho imigrante e do salário real sobre a taxa de crescimento do PIB real *per capita* são poucos expressivos, conforme visto na primeira fileira de gráficos. Os efeitos, caracterizados pela linha central, aproximam-se de zero. Esse resultado confirma a conclusão de que não há relação de causalidade unidirecional partindo da imigração *per capita*, ou do salário real, para a taxa de crescimento do PIB real *per capita*.

Na segunda fileira de gráficos, observa-se que o salário real responde de maneira significativa e positiva a inovações na taxa de crescimento do PIB real *per capita*, exibindo uma tendência de queda em direção ao equilíbrio a partir do 5º ano. Por outro lado, a análise da FIR ressalta que a resposta do salário real aos choques na imigração *per capita* é nulo nos três primeiros anos, tornando-se negativo no período restante.

Finalmente, a terceira fileira de gráficos mostra que a resposta da imigração *per capita* aos choques na taxa de crescimento do PIB real *per capita* é negativa em quase todo o período analisado. Além disso, a resposta da imigração aos choques no salário real não é expressiva, confirmando o resultado da análise de causalidade multivariada, sendo positiva em um primeiro momento, mas exibindo uma tendência de retorno à trajetória inicial a partir do segundo período.

<sup>4</sup> Na análise das funções de impulso-resposta, foi utilizada a decomposição de Cholesky.

Response to Cholesky One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.



A decomposição da variância dos erros de previsão mostra a evolução do comportamento dinâmico apresentado pelas variáveis do sistema econômico ao longo do tempo, isto é, permite separar a variância dos erros de previsão para cada variável em componentes que podem ser atribuídos por ela própria e pelas demais variáveis endógenas, isoladamente, apresentando, em termos percentuais, qual o efeito que um choque não antecipado sobre determinada variável tem sobre ela própria e as demais variáveis pertencentes ao sistema.

As Tabelas 3, 4 e 5 apresentam os resultados relativos à decomposição da variância dos erros de previsão para as três variáveis, onde se determina em cada tabela a variável atribuída a um choque não antecipado. A primeira coluna representa os períodos, no presente trabalho expres-



tos em anos. Considera-se que um choque não antecipado sobre as variáveis analisadas perdure no máximo por 10 anos<sup>5</sup>.

Na tabela 3, os resultados da decomposição da variância dos erros de previsão da taxa de crescimento do PIB real *per capita* mostraram que, decorridos 10 anos após um choque não antecipado sobre essa variável, aproximadamente 72,89% de seu comportamento decorrem dela própria, ao passo que aproximadamente 27,11% são atribuídos às outras variáveis: salário real (12,57%) e imigração *per capita* (14,54%).

Tabela 3 — Resultado da decomposição da variância da taxa de crescimento do PIB real per capita (y)

| PERÍODO | S.E.   | y      | x     | z     |
|---------|--------|--------|-------|-------|
| 1       | 0,0653 | 100,00 | 0,00  | 0,00  |
| 2       | 0,0730 | 92,81  | 6,09  | 1,10  |
| 3       | 0,8262 | 89,61  | 7,07  | 3,32  |
| 4       | 0,0847 | 85,28  | 11,10 | 3,62  |
| 5       | 0,0901 | 77,77  | 10,40 | 11,83 |
| 6       | 0,0948 | 74,48  | 10,11 | 15,41 |
| 7       | 0,0968 | 74,56  | 10,37 | 15,07 |
| 8       | 0,0975 | 73,48  | 11,64 | 14,88 |
| 9       | 0,0981 | 73,54  | 11,76 | 14,70 |
| 10      | 0,0986 | 72,89  | 12,57 | 14,54 |

Nota: "S.E" significa erro padrão.

Em relação ao salário real, Tabela 4, grande parte de seu próprio erro de previsão é explicada pela taxa de crescimento do PIB real *per capita*, cerca de 57,20%, decorridos 10 anos após um choque inicial não antecipado. Em torno de 24,32% referem-se ao próprio salário real, ao passo que a imigração *per capita* responde por 18,48%.

<sup>5</sup> O ordenamento das variáveis utilizado na análise da decomposição de variância foi dado pela ordem de Cholesky.

Tabela 4 — Resultado da decomposição da variância do salário real (x)

| PERÍODO | S.E.   | y     | x     | z     |
|---------|--------|-------|-------|-------|
| 1       | 2,6023 | 2,74  | 97,26 | 0,00  |
| 2       | 4,0651 | 24,54 | 75,44 | 0,02  |
| 3       | 5,3672 | 47,95 | 52,02 | 0,03  |
| 4       | 6,3054 | 56,93 | 42,01 | 1,06  |
| 5       | 7,5814 | 69,29 | 29,85 | 0,85  |
| 6       | 8,4806 | 64,99 | 27,53 | 7,47  |
| 7       | 8,7571 | 61,16 | 26,46 | 12,38 |
| 8       | 9,1063 | 57,24 | 24,49 | 18,26 |
| 9       | 9,1168 | 57,17 | 24,45 | 18,38 |
| 10      | 9,1708 | 57,20 | 24,32 | 18,48 |

Nota: "S.E." significa erro padrão.

Conforme a Tabela 5, os resultados da decomposição da variância dos erros de previsão da imigração *per capita* mostraram que, decorridos 10 anos após um choque não antecipado sobre essa variável, aproximadamente 51,98% de seu comportamento decorrem dela própria, sendo que os aproximadamente 48,02% são atribuídos à taxa de crescimento do PIB real *per capita* (46,46%) e salário real (1,56%).

Tabela 5 — Resultado da decomposição da variância da imigração per capita (z)

| PERÍODO | S.E.   | y     | x    | z     |
|---------|--------|-------|------|-------|
| 1       | 0,0024 | 14,17 | 0,05 | 85,78 |
| 2       | 0,0025 | 16,43 | 1,73 | 81,84 |
| 3       | 0,0027 | 15,16 | 1,48 | 83,36 |
| 4       | 0,0028 | 22,56 | 1,51 | 75,93 |
| 5       | 0,0029 | 27,93 | 1,40 | 70,66 |
| 6       | 0,0030 | 29,25 | 1,50 | 69,25 |
| 7       | 0,0030 | 30,52 | 1,73 | 67,75 |
| 8       | 0,0031 | 31,31 | 1,77 | 66,92 |
| 9       | 0,0034 | 43,60 | 1,45 | 54,95 |
| 10      | 0,0035 | 46,46 | 1,56 | 51,98 |

Nota: "S.E." significa erro padrão.

Em resumo, as evidências mostraram que os resultados da análise das funções de impulso-resposta e da decomposição da variância são condizentes com os resultados obtidos na análise de causalidade multivariada.

Entretanto, na estimação de VAR, impõe-se a restrição de que todas as equações tenham o mesmo número de defasagens em cada variável, o que pode afetar os resultados da análise de causalidade de Granger, que é sensível ao número de defasagens utilizadas. Por essa razão, a próxima seção apresenta os resultados da análise de causalidade de Granger bivariada, realizada a partir da estimação de modelos ADL.

### 5.3 Causalidade Bivariada

Os resultados da análise de causalidade de Granger bivariada são reportados na Tabela 6. A taxa de crescimento do PIB real *per capita* Granger-cause unidirecionalmente a imigração *per capita* ao nível de significância de 5%; em outras palavras, variações no crescimento econômico precederam temporalmente variações na imigração *per capita*. Esse resultado empírico confirma a análise de causalidade multivariada e oferece pouco suporte para a visão de que a imigração possuiu um importante efeito causal no crescimento econômico *per capita* no período da amostra. Ao contrário, esse resultado sugere que a expansão econômica incentivou a imigração para o Brasil, inicialmente em virtude da expansão cafeeira no Estado de São Paulo, uma vez que as plantações de café prosperavam e necessitavam de mão-de-obra que substituísse o trabalho escravo.

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.

Observa-se ausência de causalidade de Granger entre salários reais e imigração *per capita*, contrariando os resultados apresentados na análise multivariada. Os resultados da análise de causalidade multivariada sugerem que o impacto da imigração sobre os salários reais é indireto, através da terceira variável, a taxa de crescimento, isto é, desde que, na análise bivariada, o crescimento da economia causou ambos, a imigração

e os salários, então era esse efeito indireto do crescimento na análise multivariada que induziu o resultado de que a imigração causou os salários reais.

Barbosa (2005) providenciou uma interpretação do efeito da imigração muito parecida, mas sem a vertente de causalidade. Argumentou-se, de um lado, que a mão-de-obra imigrante impactou o mercado de trabalho, uma vez que a quantidade demandada de trabalho era superior ao número de trabalhadores livres e escravos a partir de 1880. Apesar desse excesso da demanda, a mão-de-obra imigrante, maioria desqualificada, recebia baixos salários e, dessa forma, não exerceu concorrência com os trabalhadores nacionais, pelo contrário, promoveu a obtenção de maiores lucros por parte dos empresários e fazendeiros brasileiros. A substituição da mão-de-obra escrava pela assalariada, em oferta crescente, permitiu que se mantivesse a taxa de acumulação de capital nos níveis que propiciavam novos investimentos, em virtude da flexibilidade dos salários.

Tabela 6 — Resultado do teste de causalidade de Granger aplicado aos modelos ADL

| 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.

## 6. Conclusão

Esse estudo investigou a natureza da relação de causalidade entre crescimento econômico, salário real e imigração no Brasil, segundo a abordagem de Granger (1969). Os resultados mostraram relação de causalidade unidirecional da taxa de crescimento do PIB real *per capita* para imigração *per capita* e para os salários reais. Esses resultados são robustos para as versões bivariada e multivariada, sugerindo que os

imigrantes foram atraídos ao Brasil em virtude do crescimento econômico. Em outras palavras, mudanças na taxa de crescimento da renda real *per capita* sempre precederam mudanças nos níveis de imigração, de modo que é altamente provável que foi a expansão econômica que incentivou a imigração para o Brasil.

por outro lado, mudanças na taxa de crescimento do PIB real *per capita* Granger-cause o salário real, significando que variações no crescimento econômico precederam temporalmente variações no salário real. Desde que a série de salário real era estacionária no período, a chegada dos imigrantes compensou os aumentos da demanda para trabalhadores, devido ao crescimento da economia, fazendo com que o equilíbrio no mercado de trabalho se mantivesse em um nível de salário real sem tendência.

No tocante à análise multivariada, os resultados das funções de impulso-resposta revelam que os efeitos de choques da força de trabalho imigrante e do salário real sobre a taxa de crescimento do PIB real *per capita* são poucos expressivos. Por outro lado, a imigração *per capita* e o salário real respondem a choques no crescimento econômico real de maneira significativa.

Além disso, os resultados para a análise de decomposição da variância mostraram que a taxa de crescimento do PIB real *per capita* é afetada principalmente pelo seu próprio comportamento (72,89%). Por outro lado, pode-se notar que o salário real e a imigração *per capita* explicam o restante 27,11% da variância na taxa de crescimento do PIB real *per capita*. Além disso, observa-se que a taxa de crescimento do PIB real *per capita* possui um maior poder explicativo para o salário real (69,30% nos cinco primeiros anos e 57,20% no período subsequente) e para a imigração *per capita* (27,93% nos 5 anos iniciais e 46,46% nos períodos restantes). Em outras palavras, o salário real e a imigração *per capita* estão mais subordinados às mudanças na taxa de crescimento do PIB real *per capita*. Os resultados apontam também para a insignificância do salário real na explicação da variância da imigração *per capita* (1,5%), ao passo que a imigração *per capita* explica cerca de 18,5% das mudanças ocorridas no salário real.

Os resultados aqui encontrados corroboram as evidências obtidas por Morley (2006), em nações e períodos distintos aos deste estudo, de que a imigração foi determinada pelo crescimento econômico.

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

Figura A.1 – Relação entre taxa de crescimento do PIB real *per capita* ( $y$ ) e imigração *per capita* ( $z$ )

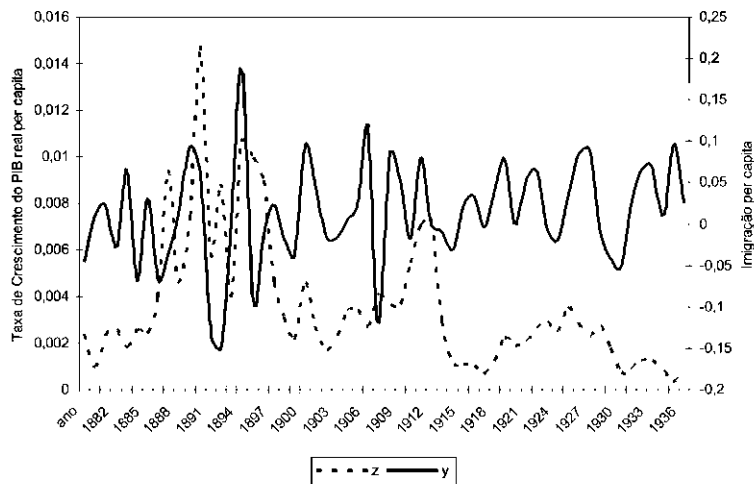


Figura A.2 – Relação entre salário real ( $x$ ) e imigração *per capita* ( $z$ )

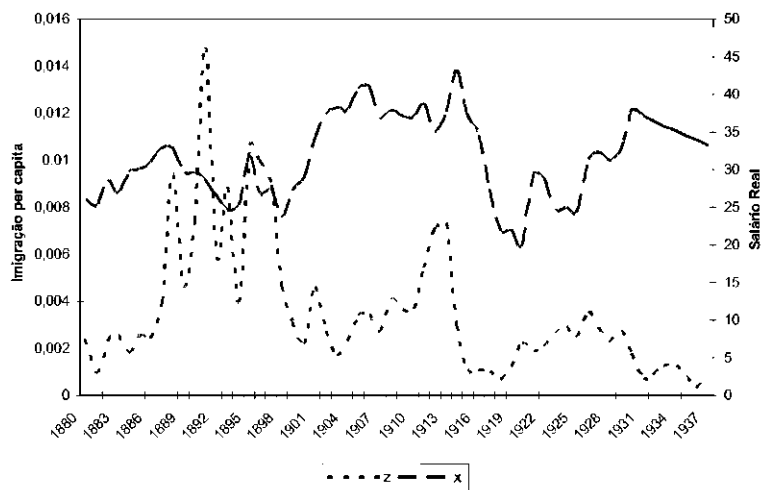
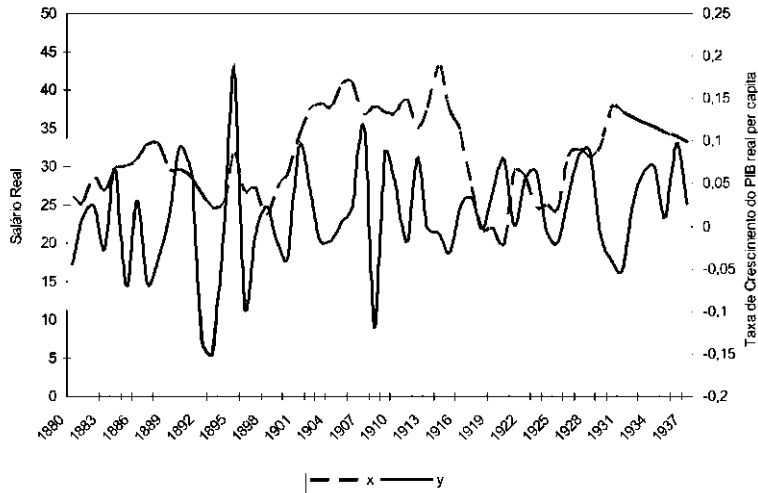


Figura A.3 – Relação entre salário real (x) e taxa de crescimento do PIB real *per capita* (y)



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

Tabela B.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), disponível em <[www.unb.br/face/eco/steve](http://www.unb.br/face/eco/steve)>. Acessado em 30/10/2008

A série foi construída a partir das seguintes fontes:

1950-2000: as tabelas do Summers-Heston em dólares (US\$) de 1996, corrigidos pela paridade de poder de compra (PPC), disponível no: <<http://pwt.econ.upenn.edu/>>. Acessado em 30/10/2008  
 1850-1950: os índices de Goldsmith (1986), representando o PIB real per capita em moeda nacional, foram aplicados para continuar a série em dólares, usando-se a justificativa de Heston e Summers (1980).

1822-1849: estimativa pelos autores, a partir dos dados monetários, e a metodologia apresentados em Leff (1972). Como foi indicado pelos autores, a série resultante nesse período subestima o PIB real per capita, porque não tomou conta da suposta estagnação da renda não monetizada dos agentes nos setores de subsistência. Quer dizer, as taxas usadas para as interpolações para trás eram superestimadas.

Tabela B.2 — Taxa de Crescimento do PIB real per capita: Brasil 1870 — 1937

| PERÍODO | SÉRIE     | PERÍODO | SÉRIE     |
|---------|-----------|---------|-----------|
| 1880    | -0,045942 | 1909    | 0,083770  |
| 1881    | 0,009631  | 1910    | 0,051530  |
| 1882    | 0,023847  | 1911    | -0,018377 |
| 1883    | -0,027950 | 1912    | 0,081123  |
| 1884    | 0,067093  | 1913    | -0,002886 |
| 1885    | -0,070359 | 1914    | -0,008683 |
| 1886    | 0,032206  | 1915    | -0,030657 |



|      |           |      |           |
|------|-----------|------|-----------|
| 1887 | -0,067083 | 1916 | 0,021084  |
| 1888 | -0,036789 | 1917 | 0,033923  |
| 1889 | 0,012153  | 1918 | -0,004280 |
| 1890 | 0,094340  | 1919 | 0,038682  |
| 1891 | 0,062696  | 1920 | 0,078621  |
| 1892 | -0,132743 | 1921 | -0,001279 |
| 1893 | -0,149660 | 1922 | 0,056338  |
| 1894 | 0,000000  | 1923 | 0,064242  |
| 1895 | 0,186000  | 1924 | -0,006834 |
| 1896 | -0,092749 | 1925 | -0,019495 |
| 1897 | -0,013011 | 1926 | 0,031579  |
| 1898 | 0,022599  | 1927 | 0,085034  |
| 1899 | -0,018416 | 1928 | 0,089864  |
| 1900 | -0,037523 | 1929 | -0,008629 |
| 1901 | 0,093567  | 1930 | -0,040619 |
| 1902 | 0,048128  | 1931 | -0,051411 |
| 1903 | -0,017007 | 1932 | 0,023379  |
| 1904 | -0,017301 | 1933 | 0,064382  |
| 1905 | 0,005282  | 1934 | 0,070244  |
| 1906 | 0,021016  | 1935 | 0,010027  |
| 1907 | 0,116638  | 1936 | 0,097473  |
| 1908 | -0,119816 | 1937 | 0,025493  |

Nota: elaboração do autor. As taxas são por 1 e não por 100 (por cento, %).

Tabela B.3 — Entrada anual de Imigrantes, Residentes e Imigração per capita: Brasil 1870-1937

| PERÍODO | ENTRADA<br>IMIGRANTES | POPULAÇÃO<br>DE RESIDENTES | IMIGRAÇÃO<br>PER CAPITA | PERÍODO | ENTRADA<br>IMIGRANTES | POPULAÇÃO<br>DE RESIDENTES | IMIGRAÇÃO<br>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 (1991). 1873-1937: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea). Entrada de imigrantes — 1870-1937: os dados foram obtidos no sítio eletrônico do Ipea, tendo como fonte original o Departamento Nacional de Imigração e o Instituto Nacional de Imigração e Colonização. Tabela extraída de: Anuário Estatístico do Brasil 1960. Rio de Janeiro: IBGE, vol. 21, 1960.

Tabela B.4 — Salário Real Ajustado pela Paridade do Poder de Compra. Grã-Bretanha, 1913=100

| ANO  | BRASIL,<br>SUDESTE | ANO  | BRASIL,<br>SUDESTE | ANO  | BRASIL,<br>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; Disponível em: <<http://www.economics.harvard.edu/faculty/williamson/jwilliamworkingpapers>>. Acessado em 30/10/2008.

Bertóla et al. (1999) apresenta *benchmarks* de salário real, ajustado pela paridade do poder de compra para Argentina, Uruguai e Sudeste do Brasil, com relação à Grã-Bretanha. Williamson (1998) utilizou os dados de Bertóla et al. (1999) para construir seu *benchmark* de salário real, utilizando-se também os dados constantes em *Williamson's Atlantic Economy Real Wage Data* (1995), revistos em O'Rourke e Williamson (1997), para construir as séries de salários reais ajustados para Argentina, Uruguai e Sudeste do Brasil, com relação à Grã-Bretanha (1913 = 100). Para maiores detalhes, ver Williamson (1998), Apêndice Tabela 7.2, página 33.

## Referências bibliográficas

- ABRAMOVITZ, M. "The nature and significance of Kuznets cycles". *Economic Development and Cultural Change*, v. 9, 1961: 225-248.
- BÉRTOLA, L; CAMOU, M. & PORCILE, G. *Comparación Internacional del Poder Adquisitivo de los Salarios Reales de los Países del Cono Sur, 1870-1945*. Artigo apresentado no simpósio "Mercado del Trabajo y Nivel de Vida" das "Segundas Jornadas de Historia Económica", Montevideo, Julho 1999.
- BARBOSA, F. B. C. "Contribuições da economia algodoeira e cafeeira ao desenvolvimento do Maranhão e de São Paulo". *Cadernos de Ciência e Tecnologia*, Brasília, v. 22, n. 3, set./dez. 2005: 587-611.
- BORJAS, G. J. "The economics of immigration". *Journal of Economic Literature*, 32, 1994: 1667-1717.
- 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.
- DEAN, W. *Industrialização de São Paulo, 1880-1945*. 4ª edição, São Paulo: Bertrand Brasil, 1991.
- DE CASTRO, S. & GONÇALVES, F. "A test for mixed Poisson growth in Brazils GDP per person, 1822—2000, and an estimate of the world's mixing distribution in 1800".

- Anais do XXV Encontro Brasileiro de Econometria*, vol. 1, 2003: 393-409; disponível em: <[www.unb.br/face/eco/steve](http://www.unb.br/face/eco/steve)>. Acessado em 30/10/2008.
- DICKEY, D. A. & 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., ROTHENBERG, T. J. & STOCK, J. H. "Efficient tests for an autoregressive unit root". *Econometrica* 64 (4), 1996: 813-836.
- ENDERS, W. *Applied econometric time series*. 2. Ed. Wiley Series in Probability and Statistics. Nova York: International Edition—Wiley, 2004.
- 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, 1995: 23-44.
- GRAHAM, D. H. "Migração estrangeira e a questão da oferta de mão-de-obra no crescimento econômico brasileiro: 1880-1930". *Estudos Econômicos*, v. 3, n.1, 1973: 38-44.
- GRANGER, C. W. J. "Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral models". *Econometrica*, 34, 1969: 541-551.
- GOLDSMITH, R. W. "Brasil 1850-1984: Desenvolvimento financeiro sob um século de inflação". Editora Harper e Row do Brasil Ltda. 1986.
- HESTON, A. & SUMMERS, R. "Comparative Indian economic growth: 1870 to 1970". *American Economic Review*, 70 (2), 1980: 96-101.
- HOLLOWAY, T. H. "Condições do mercado de trabalho e organização do trabalho nas plantações e na economia cafeeira de São Paulo. 1885-1915 — uma análise preliminar". *Estudos Econômicos*. São Paulo, v. 2, n. 6, dez. 1972.
- KUZNETS, S. *Secular movements in production and prices*. New York: National Bureau of Economic Research, 1930.
- LEFF N. H. "A technique for estimating income trends from currency data and an application to nineteenth-century Brazil". *Review of Income and Wealth* 18(4), 1972: 335-368.
- \_\_\_\_\_. *Subdesenvolvimento e desenvolvimento no Brasil — Volume I*. Rio de Janeiro: Expressão e Cultura, 1991.
- LEVY, M. S. F. "O papel da migração internacional na evolução da população brasileira (1872 a 1972)". *Revista Saúde Pública*, v. 8, 1974: 49-90.
- MORLEY, B. "Causality between economic growth and immigration: an ARDL bounds testing approach". *Economics Letters*, 90, 2006: 72-76.
- NG, S. & PERRON, P. "Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power". *Econometrica*, 69, 6, 2001.
- O'ROURKE, K. & WILLIAMSON, J. G. "Around the European periphery 1870-1913: globalization, schooling and growth". *European Review of Economic History*, 1(2), August 1997: 153-90.

- PHILLIPS, P. C. B. "Time series regression with unit roots. *Econometrica*, 55, 1987:277-302.
- PHILLIPS, P. C. B. & PERRON, P. "Testing for unit root in time series regression". *Biometrika*, 75, 1988: 335-346.
- SAID, S. & DICKEY, D. A. "Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order". *Biometrika*, 71, 1984.
- STOLKE, V & HALL, M. M. "The introduction of free labour into São Paulo coffee plantations". *Journal of Peasant Studies*, v. 10, n. 2-3, 1983: 170-200.
- 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), 1974: 357-390.
- , "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, Disponível em: <<http://www.economics.harvard.edu/faculty/williamson/jwilliamworkingpapers>>. Acessado em 30/10/2008.