

São Paulo School of **ECONOMICS**



**Working
Paper**

2/2014

Aug
2015

CENTER FOR APPLIED MICROECONOMICS

Impactos Salariais da Imigração no Brasil: Uma Simulação

Flávio A. de Stéfani Machado
André Portela Fernandes de Souza

IMPACTOS SALARIAIS DA IMIGRAÇÃO NO BRASIL: UMA SIMULAÇÃO

Flávio Stéfani Machado*

André Portela Fernandes De Souza†

[Esta Versão: Julho de 2015; Primeira Versão: Junho de 2014]

Resumo

Diante da importância que o tema da imigração adquiriu no país nos últimos anos, gerou-se uma necessidade de melhor entendimento dos efeitos econômicos causados por influxos populacionais dessa natureza. Todavia, sob o conhecimento dos autores, inexistem estudos para história recente brasileira acerca dos impactos dos imigrantes no mercado de trabalho. Com esse panorama em mente, o presente trabalho visa dar os primeiros passos na investigação desse tema ao simular o efeito na estrutura salarial em resposta a influxos migratórios estipulados para o ano de 2010, data do último Censo Demográfico. Em particular, calcula-se que o impacto salarial médio decorrente de um influxo estipulado de 549 mil imigrantes, mesma magnitude do observado entre dezembro de 2010 e dezembro de 2011, estaria situado em torno de -0.25%.

Palavras-chave: Imigração. Brasil. Salário. Simulação.

Classificação JEL: J00, J61, F22

*Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas (FGV - EESP), São Paulo, SP, Brasil.

†Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas (FGV - EESP), São Paulo, SP, Brasil.

1 Introdução

O Brasil, desde o século XVI, foi um país marcado por grandes influxos imigratórios e colonizatórios, e embora o número de estrangeiros residentes tenha caído significativamente nas últimas décadas¹, o país sinalizou uma reversão dessa tendência nos últimos anos, dando novo fôlego à entrada imigratória. Informações mais recentes sobre os influxos de imigrantes e seu perfil ainda são escassas; entretanto, segundo o Ministério da Justiça, somente entre dezembro de 2010 e dezembro de 2011, contabilizando apenas aqueles em situação regular, verificou-se uma entrada de 549 mil imigrantes. Quanto aos estrangeiros no mercado de trabalho formal, seu número cresceu 50.9% entre 2011 e 2013, passando de 79,578 para 120,056, com base nos dados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) divulgados pelo Ministério do Trabalho². Embora a relativa resiliência da economia brasileira diante da crise econômica mundial iniciada em 2008 tenha sido apontada pelo IBGE como a principal responsável por essa nova tendência imigratória, vários outros fatores contribuíram para a mesma, como uma nova realidade política e econômica nacional se desenhando.

No âmbito da política externa, desde a promulgação em 2009 do Acordo sobre Residência para Nacionais dos Estados Partes do Mercosul, Bolívia e Chile, cidadãos da Argentina, Brasil, Paraguai, Uruguai, Bolívia e Chile podem requerer visto em qualquer um desses países ainda que estejam em situação irregular no mesmo.

Na esfera empresarial, firmas de diversos setores têm se preocupado em importar profissionais que possam suprir a carência interna de mão-de-obra qualificada e transmitir conhecimento não-disponível, como novas tecnologias e novas formas de gestão. Dados do Ministério do Trabalho revelam que, entre 2009 e 2012, houve um aumento de 560% no número de autorizações de trabalho a mestres e doutores estrangeiros. Além disso, no mesmo período, foram concedidas 242,466 autorizações de trabalho a estrangeiros, sendo 229,468 (94.6%) a trabalhadores com formação no ensino técnico profissional, superior incompleto e completo, pós-graduação, mestrado ou doutorado.

O governo, por sua vez, tem se empenhado na criação de programas de estímulo à imigração com o intuito declarado de sanar deficiências internas de determinados tipos de mão-de-obra. Destaca-se o programa “Mais Médicos”, que desde sua implantação em 2013 até setembro de 2014, já havia trazido ao país 14 mil médicos de diferentes nacionalidades, o que desencadeou preocupação de profissionais nativos com a competição dos imigrantes no mercado de trabalho. Adicionalmente, a SAE (Secretaria de Assuntos Estratégicos) estimou em 2013 que o Brasil precisaria de 6 milhões de profissionais estrangeiros para atender a demanda do país por trabalhadores qualificados³, e políticas imigratórias para atrair tais cérebros já estavam sendo estudadas pelo governo. O programa “Brasil de Braços Abertos” do governo federal, por exemplo, estuda desburocratizar a entrada de trabalhadores de setores estratégicos, como engenheiros de petroquímica e técnicos de inovação tecnológica⁴.

Ainda que a imigração tenha o potencial de gerar riquezas sócio-culturais e uma série de benefícios econômicos (ver, por exemplo, survey de Nathan 2014), a preocupação por parte da sociedade sobre seus possíveis efeitos negativos sobre a qualidade de vida dos nativos é bastante difundida nos países do globo. Uma pesquisa divulgada pela BBC realizada pelo instituto de

¹O número de estrangeiros no Brasil passou de 1.27 milhão em 1970 para 1.11 milhão em 1980 e 592 mil em 2010, com base nos Censos Demográficos do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

²Fonte: Portal Brasil (<http://www.brasil.gov.br>)

³Fonte: BBC Brasil.

⁴Fonte: Jornal Estado de São Paulo.

pesquisa Ipsos MORI em 2011, revelou consideráveis níveis de insatisfação da população de diversas nacionalidades quanto ao volume de estrangeiros residentes em seus países. Na mesma pesquisa, documentou-se que 38% dos brasileiros entrevistados acreditam que a presença de imigrantes tornou mais difícil conseguir emprego, enquanto 41% afirmaram que há um excesso de imigrantes no país⁵.

Diante desse contexto, a imigração passou a configurar um tema político-econômico de grande relevância, gerando uma necessidade de melhor entendimento dos efeitos econômicos causados por influxos populacionais dessa natureza, o que é indispensável para embasar a construção de políticas imigratórias efetivas no alcance de seus objetivos e que minimizem possíveis efeitos adversos. Todavia, sob o conhecimento dos autores, inexistem estudos para história recente brasileira (pós II Guerra Mundial) acerca dos impactos dos imigrantes no mercado de trabalho. Com esse panorama em mente, o presente trabalho visa dar os primeiros passos na investigação desse tema.

Embora a conclusão mais frequente da literatura seja que os influxos imigratórios geram um efeito negativo pequeno ou estatisticamente insignificante sobre o salário e nível de emprego dos nativos (Longhi et al. 2010, Friedberg & Hunt 1995)⁶, ainda não há consenso na literatura acerca disso. Os trabalhos de Borjas & Grogger & Hanson (2012), Borjas (2003), Borjas & Grogger & Hanson (2008), dentre outros, contestam essa conclusão e reúnem evidências de que o efeito adverso sobre os nativos pode, na verdade, ser bastante significativo⁷. Além disso, os achados da literatura são notavelmente variados, principalmente em razão das diferentes metodologias, países e períodos de tempo contemplados (ver surveys de Okkerse 2008, Blau & Kahn 2013, Longhi et al. 2010 e Friedberg & Hunt 1995 para um panorama geral). Esse contexto reforça a necessidade de análises específicas sobre o tema para o Brasil.

O objetivo deste paper é examinar os efeitos de imigrações em massa sobre a estrutura salarial da economia brasileira em nível nacional. Mais especificamente, simula-se o impacto no salário de inúmeros grupos de trabalhadores, cada um deles com um específico nível de educação e experiência, em resposta a influxos imigratórios estipulados para o ano de 2010, data do último Censo Demográfico. Em particular, calcula-se o impacto salarial decorrente de um influxo estipulado de imigrantes em 2010 da mesma magnitude do observado entre dezembro de 2010 e dezembro de 2011.

A metodologia estrutural empregada neste estudo, adaptada de Borjas (2003), consiste das seguintes etapas. Primeiramente, para investigar como diferentes grupos seriam afetados por influxos de imigrantes, dividi-se os trabalhadores em grupos por nível de escolaridade e experiência no mercado de trabalho, onde o par (“educação”, “experiência”) forma o que denominamos de “habilidade”. Em seguida, é assumida uma estrutura de mercado e uma função de produção CES multi-nível (aninhada) de 3 níveis e, na sequência, estimamos econometricamente os

⁵Cabe ressaltar que os eventos recentes, em especial, a estagnação econômica brasileira observada em 2014 e a recessão para 2015 prevista pelo próprio governo, podem arrefecer os influxos imigratórios, interrompendo a tendência de crescimento da população imigrante verificada nos últimos anos. Não obstante, a preocupação da população nativa quanto à imigração tende a se acentuar em períodos de crise econômica, fato que contribuiu para o recrudescimento das limitações à entrada estrangeira nos Estados Unidos e Europa, o que, por sua vez, pode potencialmente redirecionar fluxos imigratórios para o Brasil.

⁶Ver Seção 4.

⁷No centro deste debate, está a discussão sobre o grau de substituição entre imigrantes e nativos. Enquanto trabalhos como Card (2012), Ottaviano & Peri (2012) e Manacorda et al. (2012) apontam evidências de substituição imperfeita, os estudos de Borjas & Grogger & Hanson (2012), Jaeger 2007, Aydemir & Borjas (2007), Borjas & Grogger & Hanson (2008) fornecem estimações que indicam uma substituição perfeita entre nativos e imigrantes na produção.

parâmetros subjacentes. A partir do modelo resultante, realizamos simulações de impacto de variados perfis e magnitudes de influxos imigratórios para o ano de 2010, avaliando o respectivo efeito no rendimento do trabalho de cada grupo.

Este artigo está organizado da seguinte forma. A Seção 1.2 descreve a base de dados e reporta estatísticas descritivas básicas, a Seção 1.3 apresenta a metodologia empregada e as estimações dos parâmetros de interesse, a Seção 1.4 reporta e discute os resultados das simulações e a Seção 1.5 traça as considerações finais.

2 Dados e Estatísticas Descritivas

Os dados empregados neste trabalho são extraídos dos Censos Demográficos Decenais do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística dos anos 1980, 1991, 2000 e 2010, sendo a unidade observacional em nível individual. Cada observação está ponderada de forma a representar a totalidade a população brasileira. O presente estudo é restrito a homens e mulheres com idade entre 16 e 65 anos. Por questões de capacidade computacional, executamos o procedimento padrão da literatura de se trabalhar com uma extração aleatória da base original, implementando a devida correção no fator de expansão amostral dos indivíduos quando necessário.

Nossa amostra de trabalho é composta de 100% das observações de imigrantes e 10% das observações de nativos da base original⁸. Definimos como imigrantes aqueles indivíduos classificados nos Censos como estrangeiros ou naturalizados, os demais são definidos como nativos. Como variável de rendimento do trabalho (salário), usamos o rendimento mensal bruto do trabalho principal⁹, o qual se mostrou a medida mais consistente metodologicamente entre os diferentes anos do Censo. Essa variável não engloba os rendimentos em trabalhos secundários, mas como esses se mostraram de grandeza irrisória na massa salarial, não afetarão a análise. Os valores foram corrigidos pelo índice IPC-A do IBGE e atualizados monetariamente para janeiro de 2014. No cômputo das médias de renda do trabalho foram considerados apenas rendimentos positivos de indivíduos não matriculados em escola de qualquer nível de ensino e não autônomos/conta-própria (pois neste caso o rendimento poderia se confundir com o retorno do capital). A força de trabalho é definida como a população economicamente ativa (PEA).

Como mencionado previamente, classificamos e separamos os indivíduos em grupos (ou classes) de acordo com o grau de escolaridade (educação) e com os anos de participação no mercado de trabalho (experiência). A educação é dividida em 4 classes de acordo com o grau de ensino mais elevado completado pelo indivíduo¹⁰: {1} Ensino Fundamental Incompleto, {2} Fundamental, {3} Médio, {4} Superior. Como o Censo não possui nenhuma informação sobre a experiência profissional dos indivíduos, adotamos uma estimativa de anos no mercado de trabalho como medida de experiência, sendo a mesma dada pela idade da pessoa subtraída a idade esperada que ingressou no mercado de trabalho¹¹. Assumimos que os grupos de educação {1} e {2} entram no mercado de trabalho aos 16 anos (limite mínimo permitido para trabalho formal), o grupo {3} aos 18, e o grupo {4} aos 21 anos. Por sua vez, a variável de experiência construída é dividida em 8 classes: {1} de 1 a 5 anos de experiência, {2} de 6 a 10 anos, e assim

⁸Em todos os testes realizados, os resultados da nossa amostra foram bastante próximos dos da base original, bem como dos de outras amostras aleatórias para teste.

⁹Neste texto, nos referimos a essa variável pelos termos “salário mensal” ou “renda (ou rendimento) mensal do trabalho”, frequentemente omitindo o termo “mensal”.

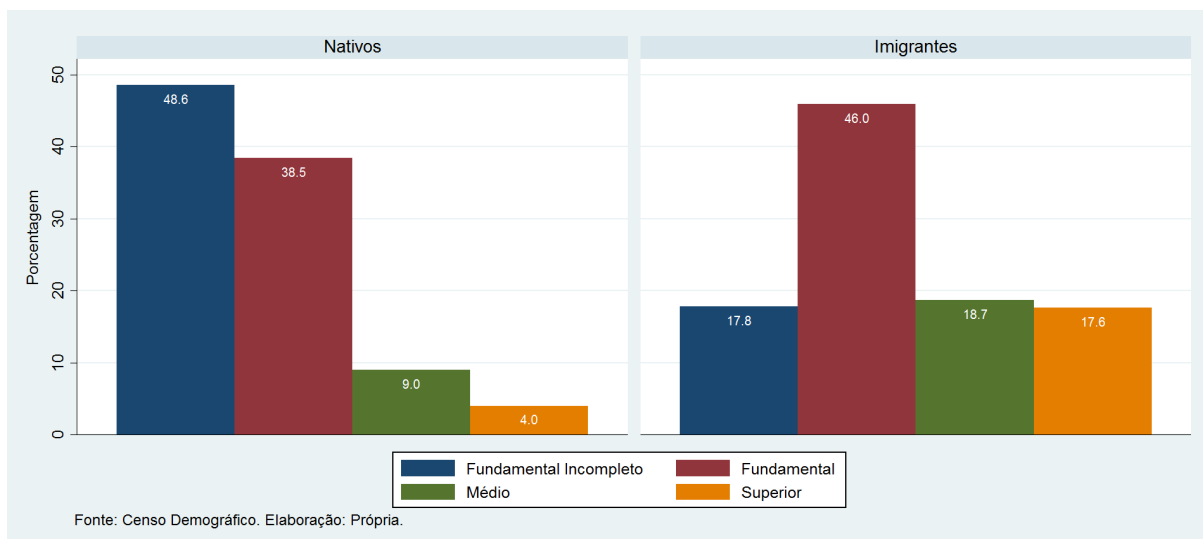
¹⁰O nível “Superior” aqui é definido como o último grau de ensino, de modo que o grupo correspondente também engloba indivíduos com pós-graduação.

¹¹Este tipo de mensuração da experiência tem sido amplamente utilizado na literatura, em trabalhos como Welch (1979), Card (2009), D’amuri et al. (2010), Manacorda et al. (2012), dentre outros.

por diante até {8} de 36 ou mais anos de experiência. Fazendo a combinação dos 4 grupos de educação com os 8 de experiência, chega-se a um total de 32 grupos de habilidade.

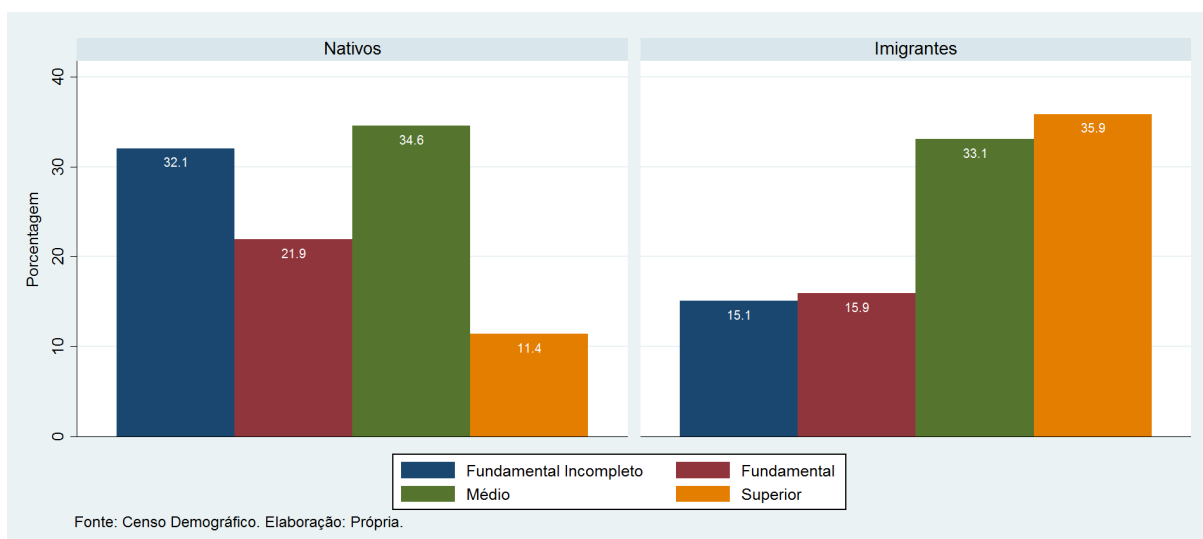
A seguir são apresentadas algumas estatísticas do mercado de trabalho que contextualizam as análises que se seguirão. A Figura 1 descreve a frequência relativa nas classes de educação em 1980, observa-se que os imigrantes possuem frequência superior nos três grupos de maior nível educacional, enquanto a frequência do grupo “fundamental incompleto” é consideravelmente maior para os nativos.

Figura 1
Frequência Relativa das Classes de Educação na Força de Trabalho em 1980



A Figura 2 apresenta a frequência relativa nas classes de educação em 2010, há uma evidente concentração mais elevada de imigrantes com ensino superior em comparação aos nativos, observando-se o padrão oposto no grupo com menor nível de educação. Na comparação entre 1980 e 2010, evidencia-se um marcante crescimento relativo nas duas classes de maior nível educacional tanto para nativos quanto para imigrantes. O grupo com ensino médio passou de 9% a 34.6% para nativos, e de 18.7% a 33.1% para imigrantes, enquanto o grupo com ensino superior passou de 4% a 11.4% para nativos, e de 17.6% a 35.9% para imigrantes.

Figura 2
Frequência Relativa das Classes de Educação na Força de Trabalho em 2010



A Tabela 1 fornece as frequências relativas da força de trabalho dentro de cada ano (ou período) de cada um dos grupos de habilidade. Analisando a trajetória das frequências entre 1980 e 2010, nota-se uma significativa redução da participação dos grupos com ensino fundamental incompleto e fundamental¹² em favor da elevação da participação daqueles com ensino médio e superior em todos os grupos de experiência. Este mesmo fato se repete para as frequências relativas da população ocupada, conforme Tabela 2.

Tabela 1
Frequência Relativa dos Grupos de Habilidade na Força de Trabalho por Período

Educação	Anos de Experiência	1980	1991	2000	2010	1980-2010
Fundamental Incompleto	1-5	8.43%	10.19%	6.21%	2.51%	6.15%
	6-10	6.58%	9.49%	6.83%	3.02%	6.04%
	11-15	6.04%	7.66%	6.81%	3.61%	5.75%
	16-20	5.42%	5.18%	6.55%	4.24%	5.25%
	21-25	5.54%	4.65%	5.39%	4.42%	4.91%
	26-30	4.74%	4.12%	3.98%	4.25%	4.23%
	31-35	4.12%	3.50%	3.06%	3.67%	3.54%
	36+	7.33%	6.61%	4.38%	6.30%	6.03%
Fundamental	1-5	8.27%	2.87%	5.36%	3.92%	4.76%
	6-10	8.41%	3.24%	3.79%	3.30%	4.23%
	11-15	6.20%	3.53%	2.95%	2.90%	3.58%
	16-20	4.45%	4.77%	2.65%	2.41%	3.33%
	21-25	3.52%	4.27%	3.16%	2.21%	3.13%
	26-30	2.84%	3.22%	3.00%	2.11%	2.71%
	31-35	2.11%	2.25%	2.24%	2.00%	2.14%
	36+	2.76%	3.10%	2.77%	3.08%	2.95%
Médio	1-5	1.94%	2.48%	5.03%	6.15%	4.36%
	6-10	2.59%	3.71%	4.84%	7.19%	5.06%
	11-15	1.71%	3.10%	3.76%	6.16%	4.14%
	16-20	1.04%	2.29%	3.43%	4.42%	3.14%
	21-25	0.70%	1.51%	2.66%	3.53%	2.39%
	26-30	0.48%	0.88%	1.79%	2.88%	1.76%
	31-35	0.33%	0.50%	1.01%	2.10%	1.17%
	36+	0.30%	0.48%	0.78%	2.12%	1.11%
Superior	1-5	0.43%	0.54%	0.56%	1.05%	0.71%
	6-10	1.05%	1.24%	1.18%	2.15%	1.51%
	11-15	0.91%	1.33%	1.27%	1.89%	1.45%
	16-20	0.62%	1.22%	1.38%	1.60%	1.30%
	21-25	0.45%	0.93%	1.23%	1.49%	1.13%
	26-30	0.31%	0.56%	0.94%	1.33%	0.90%
	31-35	0.20%	0.31%	0.58%	1.01%	0.61%
	36+	0.18%	0.27%	0.41%	0.99%	0.55%

Fonte: Censos Demográficos. Elaboração: Própria.

¹²Com exceção do grupo com ensino fundamental com 36 ou mais anos de experiência.

Table 2
Frequência Relativa dos Grupos de Habilidade na População Ocupada por Período

Educação	Anos de Experiência	1980	1991	2000	2010	1980-2010
Fundamental Incompleto	1-5	8.30%	9.67%	4.97%	2.21%	5.65%
	6-10	6.58%	9.33%	6.47%	2.85%	5.87%
	11-15	6.07%	7.69%	6.80%	3.53%	5.72%
	16-20	5.46%	5.25%	6.68%	4.27%	5.28%
	21-25	5.60%	4.75%	5.56%	4.50%	5.00%
	26-30	4.80%	4.21%	4.15%	4.36%	4.35%
	31-35	4.16%	3.57%	3.20%	3.79%	3.66%
	36+	7.42%	6.66%	4.66%	6.59%	6.28%
Fundamental	1-5	8.01%	2.73%	3.98%	3.33%	4.14%
	6-10	8.31%	3.17%	3.50%	3.11%	4.10%
	11-15	6.21%	3.53%	2.94%	2.86%	3.61%
	16-20	4.48%	4.83%	2.74%	2.43%	3.41%
	21-25	3.54%	4.35%	3.31%	2.26%	3.22%
	26-30	2.88%	3.30%	3.20%	2.18%	2.80%
	31-35	2.13%	2.30%	2.39%	2.08%	2.21%
	36+	2.79%	3.12%	2.99%	3.23%	3.07%
Médio	1-5	1.88%	2.36%	4.49%	5.61%	3.95%
	6-10	2.58%	3.68%	4.88%	7.04%	4.97%
	11-15	1.73%	3.14%	3.97%	6.18%	4.18%
	16-20	1.05%	2.34%	3.70%	4.51%	3.22%
	21-25	0.70%	1.54%	2.89%	3.63%	2.47%
	26-30	0.48%	0.91%	1.97%	2.99%	1.83%
	31-35	0.33%	0.51%	1.11%	2.20%	1.22%
	36+	0.31%	0.48%	0.86%	2.22%	1.16%
Superior	1-5	0.42%	0.54%	0.60%	1.04%	0.71%
	6-10	1.05%	1.27%	1.32%	2.22%	1.58%
	11-15	0.92%	1.37%	1.45%	1.99%	1.53%
	16-20	0.63%	1.26%	1.58%	1.69%	1.38%
	21-25	0.45%	0.96%	1.42%	1.57%	1.20%
	26-30	0.32%	0.59%	1.09%	1.41%	0.96%
	31-35	0.21%	0.32%	0.66%	1.07%	0.65%
	36+	0.19%	0.28%	0.46%	1.06%	0.58%

Fonte: Censos Demográficos. Elaboração: Própria.

As Tabelas 3 e 4 informam a frequência absoluta e relativa de nativos e imigrantes de cada grupo de habilidade para os anos de 1980 e 2010, respectivamente. Observa-se, para ambos períodos, que a concentração de imigrantes em relação aos nativos exibe uma tendência de crescimento com a escolaridade e experiência dos grupos. Comparando-se um período ao outro, nota-se que o número relativo de imigrantes na força de trabalho passou de 1.19% (460 mil) em 1980 para 0.27% (232 mil) em 2010. Entretanto, com os novos influxos imigratórios nos

anos recentes, o número atual deve estar situado em patamar consideravelmente mais elevado do que o observado no último Censo.

Tabela 3
Distribuição da Força de Trabalho por Origem e Grupo de Habilidade em 1980

Educação	Anos de Experiência	Nativo	Imigrante	Total
Fundamental Incompleto	1-5	3, 258, 060	1, 660	3, 259, 720
		99.95%	0.05%	100.00%
		8.53%	0.36%	8.43%
	6-10	2, 541, 860	2, 108	2, 543, 968
		99.92%	0.08%	100.00%
		6.65%	0.46%	6.58%
	11-15	2, 332, 230	3, 192	2, 335, 422
		99.86%	0.14%	100.00%
		6.10%	0.69%	6.04%
	16-20	2, 089, 930	4, 202	2, 094, 132
		99.80%	0.20%	100.00%
		5.47%	0.91%	5.42%
	21-25	2, 135, 510	6, 597	2, 142, 107
		99.69%	0.31%	100.00%
		5.59%	1.43%	5.54%
	26-30	1, 824, 930	9, 993	1, 834, 923
		99.46%	0.54%	100.00%
		4.78%	2.17%	4.74%
	31-35	1, 579, 380	13, 600	1, 592, 980
		99.15%	0.85%	100.00%
		4.13%	2.95%	4.12%
	36+	2, 795, 010	40, 490	2, 835, 500
		98.57%	1.43%	100.00%
		7.31%	8.79%	7.33%
Fundamental	1-5	3, 195, 220	4, 653	3, 199, 873
		99.85%	0.15%	100.00%
		8.36%	1.01%	8.27%
	6-10	3, 243, 010	8, 780	3, 251, 790
		99.73%	0.27%	100.00%
		8.49%	1.91%	8.41%
	11-15	2, 382, 470	16, 347	2, 398, 817
		99.32%	0.68%	100.00%
		6.24%	3.55%	6.20%
	16-20	1, 697, 230	22, 168	1, 719, 398
		98.71%	1.29%	100.00%
		4.44%	4.81%	4.45%
	21-25	1, 334, 240	25, 103	1, 359, 343
		98.15%	1.85%	100.00%
		3.49%	5.45%	3.52%
	26-30	1, 069, 910	30, 184	1, 100, 094
		97.26%	2.74%	100.00%
		2.80%	6.56%	2.84%
	31-35	782, 080	33, 203	815, 283

		95.93%	4.07%	100.00%
		2.05%	7.21%	2.11%
	36+	994,750	71,226	1,065,976
		93.32%	6.68%	100.00%
		2.60%	15.47%	2.76%
Médio	1-5	746,020	4,588	750,608
		99.39%	0.61%	100.00%
		1.95%	1.00%	1.94%
	6-10	990,760	12,070	1,002,830
		98.80%	1.20%	100.00%
		2.59%	2.62%	2.59%
	11-15	647,740	13,979	661,719
		97.89%	2.11%	100.00%
		1.70%	3.04%	1.71%
	16-20	389,250	11,021	400,271
		97.25%	2.75%	100.00%
		1.02%	2.39%	1.04%
	21-25	258,960	9,887	268,847
		96.32%	3.68%	100.00%
		0.68%	2.15%	0.70%
	26-30	174,790	9,684	184,474
		94.75%	5.25%	100.00%
		0.46%	2.10%	0.48%
	31-35	117,820	9,632	127,452
		92.44%	7.56%	100.00%
		0.31%	2.09%	0.33%
	36+	101,820	15,058	116,878
		87.12%	12.88%	100.00%
		0.27%	3.27%	0.30%
Superior	1-5	164,410	2,865	167,275
		98.29%	1.71%	100.00%
		0.43%	0.62%	0.43%
	6-10	393,150	12,779	405,929
		96.85%	3.15%	100.00%
		1.03%	2.78%	1.05%
	11-15	336,050	17,051	353,101
		95.17%	4.83%	100.00%
		0.88%	3.70%	0.91%
	16-20	227,040	12,980	240,020
		94.59%	5.41%	100.00%
		0.59%	2.82%	0.62%
	21-25	162,120	10,494	172,614
		93.92%	6.08%	100.00%
		0.42%	2.28%	0.45%
	26-30	112,220	8,169	120,389
		93.21%	6.79%	100.00%
		0.29%	1.77%	0.31%
	31-35	71,120	7,538	78,658
		90.42%	9.58%	100.00%
		0.19%	1.64%	0.20%

	36+	61,460 87.09% 0.16%	9,112 12.91% 1.98%	70,572 100.00% 0.18%
Total		38,210,550 98.81% 100.00%	460,413 1.19% 100.00%	38,670,963 100.00% 100.00%

Fonte: Censos Demográficos. Elaboração: Própria. Notas: Para cada grupo há três células correspondentes, a primeira denota o número de trabalhadores na força de trabalho, a segunda indica a frequência relativa dentro do grupo de habilidade, e a terceira refere-se à frequência relativa dentro do grupo de nativos na terceira coluna ou de imigrantes na quarta coluna.

Tabela 4
Distribuição da Força de Trabalho por Origem e Grupo de Habilidade em 2010

Educação	Anos de Experiência	Nativo	Imigrante	Total
Fundamental Incompleto	1-5	2,151,537	2,745	2,154,282
		99.87%	0.13%	100.00%
		2.51%	1.18%	2.51%
	6-10	2,586,214	4,235	2,590,449
		99.84%	0.16%	100.00%
		3.02%	1.82%	3.02%
	11-15	3,091,173	4,555	3,095,728
		99.85%	0.15%	100.00%
		3.61%	1.96%	3.61%
	16-20	3,638,676	3,977	3,642,653
		99.89%	0.11%	100.00%
		4.25%	1.71%	4.24%
	21-25	3,793,555	3,235	3,796,790
		99.91%	0.09%	100.00%
		4.43%	1.39%	4.42%
	26-30	3,641,503	2,879	3,644,382
		99.92%	0.08%	100.00%
		4.25%	1.24%	4.25%
	31-35	3,146,126	3,180	3,149,306
		99.90%	0.10%	100.00%
		3.68%	1.37%	3.67%
	36+	5,392,673	10,302	5,402,975
		99.81%	0.19%	100.00%
		6.30%	4.43%	6.30%
Fundamental	1-5	3,364,959	3,543	3,368,502
		99.89%	0.11%	100.00%
		3.93%	1.52%	3.92%
	6-10	2,827,076	4,033	2,831,109
		99.86%	0.14%	100.00%
		3.30%	1.73%	3.30%
	11-15	2,481,593	3,582	2,485,175
		99.86%	0.14%	100.00%
		2.90%	1.54%	2.90%
	16-20	2,068,270	3,052	2,071,322

		99.85%	0.15%	100.00%
		2.42%	1.31%	2.41%
	21-25	1, 891, 559	3, 279	1, 894, 838
		99.83%	0.17%	100.00%
		2.21%	1.41%	2.21%
	26-30	1, 808, 500	2, 905	1, 811, 405
		99.84%	0.16%	100.00%
		2.11%	1.25%	2.11%
	31-35	1, 714, 228	3, 173	1, 717, 401
		99.82%	0.18%	100.00%
		2.00%	1.36%	2.00%
	36+	2, 629, 479	13, 512	2, 642, 991
		99.49%	0.51%	100.00%
		3.07%	5.81%	3.08%
Médio	1-5	5, 272, 198	6, 013	5, 278, 211
		99.89%	0.11%	100.00%
		6.16%	2.58%	6.15%
	6-10	6, 164, 914	8, 304	6, 173, 218
		99.87%	0.13%	100.00%
		7.20%	3.57%	7.19%
	11-15	5, 280, 243	8, 337	5, 288, 580
		99.84%	0.16%	100.00%
		6.17%	3.58%	6.16%
	16-20	3, 780, 719	8, 736	3, 789, 455
		99.77%	0.23%	100.00%
		4.42%	3.76%	4.42%
	21-25	3, 018, 036	8, 078	3, 026, 114
		99.73%	0.27%	100.00%
		3.53%	3.47%	3.53%
	26-30	2, 463, 791	7, 260	2, 471, 051
		99.71%	0.29%	100.00%
		2.88%	3.12%	2.88%
	31-35	1, 797, 786	8, 733	1, 806, 519
		99.52%	0.48%	100.00%
		2.10%	3.75%	2.10%
	36+	1, 793, 835	21, 523	1, 815, 358
		98.81%	1.19%	100.00%
		2.10%	9.25%	2.12%
Superior	1-5	894, 747	2, 104	896, 851
		99.77%	0.23%	100.00%
		1.05%	0.90%	1.05%
	6-10	1, 835, 800	5, 609	1, 841, 409
		99.70%	0.30%	100.00%
		2.14%	2.41%	2.15%
	11-15	1, 615, 542	8, 726	1, 624, 268
		99.46%	0.54%	100.00%
		1.89%	3.75%	1.89%
	16-20	1, 365, 425	11, 026	1, 376, 451
		99.20%	0.80%	100.00%
		1.60%	4.74%	1.60%

21-25	1, 264, 067	10, 680	1, 274, 747
	99.16%	0.84%	100.00%
	1.48%	4.59%	1.49%
26-30	1, 133, 139	11, 525	1, 144, 664
	98.99%	1.01%	100.00%
	1.32%	4.95%	1.33%
31-35	854, 684	11, 184	865, 868
	98.71%	1.29%	100.00%
	1.00%	4.81%	1.01%
36+	827, 295	22, 599	849, 894
	97.34%	2.66%	100.00%
	0.97%	9.71%	0.99%
Total	85, 589, 342	232, 624	85, 821, 966
	99.73%	0.27%	100.00%
	100.00%	100.00%	100.00%

Fonte: Censos Demográficos. Elaboração: Própria. Notas: Para cada grupo há três células correspondentes, a primeira denota o número de trabalhadores na força de trabalho, a segunda indica a frequência relativa dentro do grupo de habilidade, e a terceira refere-se à frequência relativa dentro do grupo de nativos na terceira coluna ou de imigrantes na quarta coluna.

A Tabela 5 apresenta a média dos salários de nativos e imigrantes por grupo de educação em 2010. Três fatos ficam evidentes, a correlação positiva entre educação e renda, o grande salto de rendimento proporcionado pelo ensino superior, e a remuneração substancialmente maior do imigrante em relação ao nativo com mesma educação, o que sugere diferenças em outras variáveis de habilidade, sendo a experiência provavelmente uma delas, como veremos a seguir.

Tabela 5
Salário Médio Mensal por Nível Educacional em 2010

Educação	Nativo	Imigrante	Geral
Fundamental Incompleto	873	1, 491	873
Fundamental	1, 046	1, 312	1, 046
Médio	1, 324	2, 532	1, 326
Superior	3, 933	7, 424	3, 955

Fonte: Censos Demográficos. Elaboração: Própria.

A Tabela 6 reinterpreta a análise da Tabela 5 subdividindo por níveis de experiência. Nota-se uma sólida correlação positiva entre renda e experiência dentro de cada classe de educação, confirmando a importância da experiência no mercado de trabalho. Repare também que há uma redução, em comparação à tabela anterior, do diferencial salarial de imigrantes e nativos do mesmo grupo, o que é consistente com o fato dos imigrantes estarem mais concentrados nos grupos de maior experiência em comparação aos nativos (Tabela 4).

Tabela 6
Salário Médio Mensal por Grupo de Habilidade em 2010

Educação	Anos de Experiência	Nativo	Imigrante	Geral	
Fundamental	1-5	635	895	635	
	Incompleto	6-10	747	810	747
		11-15	812	1,029	813
		16-20	860	861	860
		21-25	881	1,264	881
		26-30	918	1,878	919
		31-35	931	2,137	932
		36+	993	2,514	995
Fundamental	1-5	738	810	738	
	6-10	849	873	849	
	11-15	956	958	956	
	16-20	1,043	1,009	1,043	
	21-25	1,122	1,337	1,123	
	26-30	1,174	1,632	1,174	
	31-35	1,190	1,485	1,190	
	36+	1,289	1,712	1,290	
Médio	1-5	831	956	831	
	6-10	1,037	2,460	1,039	
	11-15	1,214	1,848	1,215	
	16-20	1,393	2,129	1,394	
	21-25	1,545	2,851	1,547	
	26-30	1,746	3,090	1,749	
	31-35	1,985	3,153	1,988	
	36+	2,181	3,183	2,188	
Superior	1-5	1,862	2,820	1,864	
	6-10	2,737	5,025	2,743	
	11-15	3,534	7,155	3,551	
	16-20	4,167	7,651	4,189	
	21-25	4,215	9,258	4,247	
	26-30	5,314	8,029	5,334	
	31-35	5,322	7,258	5,341	
	36+	6,141	7,529	6,169	

Fonte: Censos Demográficos. Elaboração: Própria.

3 Metodologia e Estimações

Este estudo emprega uma metodologia estrutural-simulacional adaptada de Borjas (2003) e consiste na imposição de uma estrutura de produção e de mercado, estimação dos parâmetros relevantes desta estrutura e, por fim, simulação de impacto na estrutura salarial em resposta a perfis estipulados de influxo migratório. Esclarecemos de antemão que as variáveis, em geral, apresentarão três índices (ou alguma combinação deles), um correspondente ao grupo de educação indexado por $i \in \{1, 2, 3, 4\}$, outro referente ao grupo de experiência indexado por $j \in \{1, 2, \dots, 8\}$ e o último indicando o tempo (ano do Censo) indexado por $t \in \{1980, 1991, 2000, 2010\}$.

3.1 Arcabouço Estrutural

Primeiramente, supõe-se que no período t a tecnologia de produção agregada da economia seja descrita pela seguinte função CES aninhada de 3 níveis:

$$Q_t = [\lambda_{kt}K_t^\nu + \lambda_{Lt}L_t^\nu]^{1/\nu} \quad (1)$$

, onde Q é o produto agregado (cujo preço é normalizado para 1), K o capital agregado, e L uma medida de trabalho agregado¹³. $\nu = 1 - \frac{1}{\sigma_{KL}}$, com $\nu \in]-\infty; 1]$, sendo σ_{KL} a elasticidade de substituição entre capital e trabalho. λ_{Kt} e λ_{Lt} são parâmetros tecnológicos variantes no tempo, com $\lambda_{kt} + \lambda_{Lt} = 1$. A medida de trabalho agregado L_t incorpora a contribuição de trabalho de todos os diferentes grupos de habilidade e é construída através de um aninhamento em dois níveis, conforme mostrado a seguir:

$$L_t = \left[\sum_i \theta_{it} L_{it}^\rho \right]^{1/\rho} \quad (2)$$

, onde L_{it} é uma medida de trabalho para o grupo de educação i no tempo t cuja fórmula exata será explicitada na sequência. $\rho = 1 - \frac{1}{\sigma_E}$, com $\rho \in]-\infty; 1]$, sendo σ_E a elasticidade de substituição entre trabalhadores de grupos diferentes de educação. θ_{it} são parâmetros tecnológicos variantes no tempo que deslocam a produtividade das variáveis L_{it} , com $\sum_i \theta_{it} = 1$.

L_{it} é construída da seguinte maneira:

$$L_{it} = \left[\sum_j \alpha_{ij} L_{ijt}^\eta \right]^{1/\eta} \quad (3)$$

, onde L_{ijt} é a quantidade de trabalho (número de trabalhadores) do grupo de educação i e experiência j no tempo t . $\eta = 1 - \frac{1}{\sigma_X}$, com $\eta \in]-\infty; 1]$, sendo σ_X a elasticidade de substituição entre trabalhadores de grupos diferentes de experiência mas do mesmo grupo de educação. α_{ij} são parâmetros tecnológicos constantes no tempo por hipótese¹⁴, com $\sum_j \alpha_{ij} = 1$. Assume-se que nesta economia vale a condição de que o salário do grupo de habilidade (i, j) no tempo t é dado pela produtividade marginal de seu trabalho (note que, implicitamente, isso configura hipóteses sobre a estrutura de mercado). Logo¹⁵:

$$\begin{aligned} \log \omega_{ijt} &= \log \lambda_{Lt} + (1 - \nu) \log Q_t + (\nu - \rho) \log L_t + \log \theta_{it} \\ &+ (\rho - \eta) \log L_{it} + \log \alpha_{ij} + (\eta - 1) \log L_{ijt} \end{aligned} \quad (4)$$

, onde $\log \omega_{ijt}$ é o logaritmo do salário do grupo de habilidade (i, j) no tempo t . Observe que essa condição pode ser reescrita como:

$$\log \omega_{ijt} = \delta_t + \delta_{it} + \delta_{ij} - \frac{1}{\sigma_X} \log L_{ijt} \quad (5)$$

, onde $\delta_t = \log \lambda_{Lt} + (1 - \nu) \log Q_t + (\nu - \rho) \log L_t$; $\delta_{it} = \log \theta_{it} + (\rho - \eta) \log L_{it}$; $\delta_{ij} = \log \alpha_{ij}$. Pode-se então estimar δ_t como efeito fixo de tempo (ano do Censo), δ_{it} como efeito fixo das interações dos tempos com os grupos de educação, e δ_{ij} como efeito fixo das interações dos

¹³Aqui o termo “agregado” se refere ao total da economia após a exclusão dos grupos de indivíduos que não foram incluídos na base de dados. Implicitamente, é assumida uma hipótese de separabilidade como a descrita no Apêndice.

¹⁴Tal hipótese é importante para a identificação estatística dos parâmetros do modelo.

¹⁵A demonstração das fórmulas presentes neste estudo se encontram no Apêndice.

grupos de educação com os de experiência. Isso permite a estimação de (5) sem a necessidade de se conhecer as variáveis e parâmetros que compõem δ_t , δ_{it} , e δ_{ij} ¹⁶. Desse modo, obtém-se uma estimativa de σ_X , de α_{ij} a partir de δ_{ij} , e por conseguinte, de L_{it} pela equação (3). Avançamos então para o próximo nível da CES utilizando novamente a condição de produtividade marginal igual ao salário para encontrar a seguinte equação para o logaritmo do salário do grupo de educação i no período t :

$$\log \omega_{it} = \delta_t + \log \theta_{it} - \frac{1}{\sigma_E} \log L_{it} \quad (6)$$

Evidentemente, os parâmetros θ_{it} não podem ser identificados, uma vez que seu número é exatamente igual ao de observações de $\log \omega_{it}$. Para contornar esse problema, assume-se para $\log \theta_{it}$ uma tendência linear no tempo variando entre grupos de educação (Katz & Murphy 1992; Card & Lemieux 2001), tornando possível estimar (6) e obter valores estimados para σ_E , θ_{it} e, conseqüentemente, para L_t pela equação (2). Na prática, estimamos a seguinte versão modificada de (6):

$$\begin{aligned} \log \omega_{it} = & \delta_t + [\text{efeitos fixos de educação} + \text{efeitos fixos de educação} \\ & \text{interagidos com uma tendência linear no tempo}] \\ & - \frac{1}{\sigma_E} \log L_{it} \end{aligned} \quad (7)$$

Uma importante vantagem do uso da tecnologia CES aninhada de 3 níveis é a redução do espaço de parâmetros (o que justamente torna este estudo factível), pois como veremos a seguir, dentre os parâmetros da função de produção, requer-se os valores de apenas três deles (σ_{KL} , σ_E , σ_X) para simular o impacto salarial em resposta a variações na oferta de trabalho. Por outro lado, tal conveniência não surpreendentemente acarreta numa redução da flexibilidade analítica, a CES multi-nível impõe a mesma elasticidade de substituição entre todos os fatores de produção do mesmo nível (ninho). Importante ressaltar que, neste contexto de separação por dezenas de grupos de habilidade e de uso de variáveis em nível nacional, a utilização de funções de produção mais flexíveis do ponto de vista explicativo, como a Translog e a Leontief Generalizada, implicariam a estimação de centenas de parâmetros, o que não seria factível de se executar em vista do número insuficiente de observações. Logo, a CES aninhada, conquanto tenha limitações, surge como uma alternativa viável para se implementar uma análise dessa natureza.

Aplicando os procedimentos descritos, vimos que se pode obter as elasticidades de substituição σ_X e σ_E através dos procedimentos sobrejacentes. Para estimar σ_{KL} , seria preciso impor invariância (ou algum tipo de estrutura) temporal sobre os parâmetros tecnológicos λ_{Kt} e λ_{Lt} ; e, para uma estimação razoavelmente precisa, usar séries de Q_t e K_t com mais períodos de tempo. Por essa razão, assim como Borjas (2003), faremos uso do valor de σ_{KL} estimado na literatura subjacente.

3.2 Estimação dos Parâmetros

O procedimento para se obter valores empíricos dos parâmetros de interesse consiste em estimar econometricamente (5) e (7). A variável de log-salário usada nestas regressões é a média do logaritmo do salário mensal no grupo correspondente. Borjas (2003) utiliza como medida de

¹⁶A regressão é executada com a restrição $\sum_j \alpha_{ij} = 1$.

oferta de trabalho a força de trabalho (PEA)¹⁷. Contudo, numa função de produção, parece fazer mais sentido utilizar apenas os indivíduos que estão trabalhando e, portanto, sendo efetivamente empregados como insumos para produção. Por esse motivo, seguindo Ottaviano e Peri (2012), utilizamos a população ocupada como oferta de trabalho. Antes, observe que a quantidade de trabalho em cada grupo de habilidade é potencialmente endógena devido a influência do salário na decisão do indivíduo de se posicionar num determinado grupo de habilidade. Isso faria com que as estimativas de σ_X e σ_E pelo método de mínimos quadrados ordinários incorressem em viés.

Para mitigar tal problema, seguimos Manacorda et al. (2012) ao utilizar a população em cada grupo de habilidade como variável instrumental para a oferta de trabalho no grupo correspondente¹⁸. A população tende a ser menos suscetível à endogeneidade do que a força de trabalho ou população ocupada, as quais exigem que os indivíduos se candidatem ao trabalho, decisão potencialmente influenciada pelo salário. Além disso, numa agregação ao nível nacional, é mais difícil e demorado para os indivíduos transitarem entre os grupos de habilidade. Anos de estudo são requeridos para mudança de classe educacional, e os grupos de experiência, da forma que foram construídos, estão diretamente relacionados à idade, a qual é uma variável exógena.

Apenas à título de comparação, também empregaremos a variável instrumental proposta por Borjas (2003), a saber, a população de imigrantes dentro da respectiva célula¹⁹. Embora essa variável instrumental tenha sido utilizada com certa frequência na literatura, como em Borjas & Katz (2007) e Ottaviano & Peri (2012), ela não parece ser satisfatória no caso brasileiro. Para a validade desse instrumento, é preciso assumir que a decisão de imigrar dos imigrantes é exógena à estrutura salarial do país que os recebeu. No entanto, estimamos uma correlação positiva entre a população de imigrantes nos grupos de habilidade e a média salarial nos grupos correspondentes, o que constitui uma possível indicação de endogeneidade dessa variável. Adicionalmente, o coeficiente de uma das regressões de primeiro estágio usando o referido instrumento não é sequer significativo ao nível de 10% (Tabela 8). Em virtude disso, os resultados oriundos do modelo especificado com essa variável instrumental não serão nossos preferenciais.

Os resultados da estimação de (5) estão reportados na Tabela 7. Cada observação é ponderada pelo número de indivíduos na respectiva célula (i, j, t) na amostra e os erros-padrão robustos de Huber-White estão clusterizados por grupo de habilidade (i, j) ²⁰:

¹⁷Seguindo a convenção terminológica da literatura, a “oferta de trabalho” deve ser entendida como a quantidade de trabalho que entra como insumo na função de produção agregada.

¹⁸Em termos mais formais, $\log L_{ijt}$ e $\log L_{it}$ serão respectivamente instrumentados por $\log POP_{ijt}$ e $\log POP_{it}$, onde $POP_{it} = \left(\sum_j \alpha_{ij} POP_{ijt}^\eta \right)^{1/\eta}$, sendo POP_{ijt} o número de indivíduos na célula (i, j, t) .

¹⁹Neste caso, $\log L_{ijt}$ e $\log L_{it}$ serão respectivamente instrumentados por $\log POPM_{ijt}$ e $\log POPM_{it}$, onde $POPM_{it} = \left(\sum_j \alpha_{ij} POPM_{ijt}^\eta \right)^{1/\eta}$, sendo $POPM_{ijt}$ o número de imigrantes na célula (i, j, t) .

²⁰(i) Note que o número de observações é dado pelo número de combinações distintas da célula (i, j, t) .
(ii) A mesma regressão impondo a restrição $\sum_j \alpha_{ij} = 1$ gerou um coeficiente estimado idêntico (até a sexta casa decimal).

Table 7
Estimativas de $-(\frac{1}{\sigma_X})$ a partir da Equação (5)

	Modelo		
	OLS	IV-POP	IV-M
Estimativa	-0.076	-0.053	-0.233
Erro-padrão clusterizado em (i,j)	(0.045)	(0.031)	(0.294)
<i>p-valor</i>	0.10	0.09	0.43
SigmaX implicado	13.10	18.94	4.28
Primeiro Estágio			
Estimativa		1.134	-0.135
Erro-padrão clusterizado em (i,j)		(0.063)	(0.056)
<i>p-valor</i>		0.00	0.02
N. grupos (i,j,t) = n. obs. distintas	128	128	128
N. ponderado de observações	5, 334, 639	5, 334, 639	5, 334, 639

As regressões foram implementadas para três diferentes especificações. O modelo OLS não emprega variável instrumental, o modelo IV-POP instrumenta a oferta de trabalho pela população na célula correspondente, enquanto o modelo IV-M utiliza o número de imigrantes na população na respectiva célula como instrumento. Tanto o modelo IV-POP quanto IV-M empregam o método de estimação de mínimos quadrados de dois estágios.

Encontramos um valor implicado para σ_X de 13.10 e 18.94 para os modelos OLS e IV-POP, respectivamente. Utilizando metodologia semelhante aplicada aos Estados Unidos, Ottaviano & Peri (2012) obtém valores por volta de 5 e Borjas (2003) estima um valor de 3.5. Esses resultados sugerem um maior grau de substituição entre trabalhadores de diferentes níveis de experiência com nível similar de educação na economia brasileira. Por outro lado, em nosso modelo não preferencial IV-M, encontramos um valor próximo aos dos trabalhos citados, 4.28.

Os valores estimados de δ_{ij} e σ_X levam imediatamente a estimativas dos parâmetros α_{ij} e η , com os quais geramos L_{it} de (3). Com isso, agora podemos prosseguir com a estimação de (7), aplicando o mesmo procedimento econométrico. Pondera-se cada observação pelo número de indivíduos na respectiva célula (i, t) na amostra e os erros-padrão robustos estão clusterizados por grupo de educação²¹.

²¹O número de observações é dado pelo número de combinações distintas da célula (i, t) .

Table 8
Estimativas de $-(\frac{1}{\sigma_E})$ a partir da Equação (7)

	Modelo		
	OLS	IV-POP	IV-M
Estimativa	-0.734	-0.728	-0.800
Erro-padrão clusterizado em (i)	(0.049)	(0.040)	(0.050)
<i>p</i> -valor	0.00	0.00	0.00
SigmaX implicado	1.36	1.36	1.25
Primeiro Estágio			
Estimativa		0.945	-0.501
Erro-padrão clusterizado em (i)		(0.045)	(0.232)
<i>p</i> -valor		0.00	0.12
N. de grupos (i,t) = n. de obs. distintas	16	16	16
N. ponderado de observações	5, 334, 639	5, 334, 639	5, 334, 639

Verifica-se um valor estimado aproximado para σ_E de 1.3, exatamente o mesmo valor encontrado por Borjas (2003) e ligeiramente abaixo da estimativa de 2.4 de Borjas & Katz (2007) empregando uma metodologia muito similar a deste estudo para a economia americana no período 1960-2000. De posse dessas estimativas, seguimos para a última etapa da metodologia, a simulação.

3.3 Arcabouço Simulacional

Nesta seção apresentamos a metodologia para simulação do impacto salarial da imigração. Por definição, a fórmula de elasticidade do preço do fator y em relação a quantidade do fator z , é expressada por:

$$\varepsilon_{yz} = \frac{\frac{\partial \omega_y}{\omega_y}}{\frac{\partial L_z}{L_z}} = \frac{\partial \log \omega_y}{\partial \log L_z} \quad (8)$$

Elas fornece, *ceteris paribus*, o impacto na remuneração (salário) do fator y mediante variação na quantidade do fator z . Calculando-a para a função de produção CES de 3 níveis, chegamos às seguintes três fórmulas:

$$\varepsilon_{ijt,ijt} = \frac{1}{\sigma_{KL}} s_{ijt} + \left(\frac{1}{\sigma_E} - \frac{1}{\sigma_{KL}} \right) \frac{s_{ijt}}{s_{Lt}} + \left(\frac{1}{\sigma_X} - \frac{1}{\sigma_E} \right) \frac{s_{ijt}}{s_{it}} - \frac{1}{\sigma_X} \quad (9)$$

$$\varepsilon_{ijt,ijjt} = \frac{1}{\sigma_{KL}} s_{ijjt} + \left(\frac{1}{\sigma_E} - \frac{1}{\sigma_{KL}} \right) \frac{s_{ijjt}}{s_{Lt}} + \left(\frac{1}{\sigma_X} - \frac{1}{\sigma_E} \right) \frac{s_{ijjt}}{s_{it}} \quad (10)$$

, com $j \neq j'$. s_x denota o share do fator x e é definido como $\frac{L_x \omega_x}{Q}$, sendo Q o mesmo definido em (1).

$$\varepsilon_{ijt,ijjt} = \frac{1}{\sigma_{KL}} s_{ijjt} + \left(\frac{1}{\sigma_E} - \frac{1}{\sigma_{KL}} \right) \frac{s_{ijjt}}{s_{Lt}} \quad (11)$$

, com $i \neq i'$.

Calculamos as elasticidades (9)-(11) para o ano de 2010 do Censo, posto que o foco de interesse deste trabalho é simular o impacto de imigrações no entorno dessa data. Como

mencionado previamente, não dispomos dos valores de s_L e σ_{KL} , adotaremos $s_{L2010} = 0.58$ e $\sigma_{KL} = 0.53$, ambos valores extraídos da literatura subjacente. Mais especificamente, o share do trabalho no produto em 2010 (s_{L2010}) foi obtido de Bastos (2012), enquanto a elasticidade de substituição entre capital e trabalho (σ_{KL}) foi extraída de Considera & Pessoa (2013) cujas estimações foram obtidas para o Brasil usando uma função CES abrangendo o período 1959–2009. A partir de s_{L2010} , usamos nossa base de dados para calcular o share de todos os grupos de educação (s_{i2010}) e de habilidade (s_{ij2010}) através da fórmula: share do grupo x = (somatória dos salários dos indivíduos do grupo x em 2010 / somatória dos salários em 2010) multiplicado por s_{L2010} .

Agora, de posse de valores para todos os parâmetros de interesse, as equações permitem computar (8), o impacto salarial em um grupo de habilidade dado um aumento na oferta de trabalho em outro (ou no mesmo) grupo de habilidade, *ceteris paribus*. As elasticidades computadas estão apresentadas nas Tabelas (9), (10) e (11). A terceira, quarta, e última coluna de cada tabela apresentam os valores calculados pelas fórmulas (9), (10) e (11), respectivamente.

Table 9
Elasticidades Estimadas
Modelo: OLS $\Rightarrow \sigma_E = 1.36$ & $\sigma_X = 13.10$

Educação	Anos de Experiência	Elasticidade Própria	Elasticidade Cruzada	
			Dentro da mesma classe de educação	Entre classes de educação distinta
Fundamental Incompleto	1-5	-0.1030	-0.0266	-0.0005
	6-10	-0.1342	-0.0578	-0.0011
	11-15	-0.1533	-0.0770	-0.0015
	16-20	-0.1741	-0.0977	-0.0019
	21-25	-0.1774	-0.1011	-0.0020
	26-30	-0.1744	-0.0981	-0.0019
	31-35	-0.1595	-0.0832	-0.0016
	36+	-0.2062	-0.1298	-0.0025
Fundamental	1-5	-0.1149	-0.0386	-0.0006
	6-10	-0.1653	-0.0890	-0.0013
	11-15	-0.1712	-0.0948	-0.0014
	16-20	-0.1621	-0.0857	-0.0013
	21-25	-0.1607	-0.0844	-0.0013
	26-30	-0.1583	-0.0820	-0.0012
	31-35	-0.1550	-0.0786	-0.0012
	36+	-0.1916	-0.1152	-0.0017
Médio	1-5	-0.1428	-0.0664	-0.0023
	6-10	-0.1880	-0.1117	-0.0038
	11-15	-0.1943	-0.1180	-0.0041
	16-20	-0.1737	-0.0974	-0.0034
	21-25	-0.1620	-0.0857	-0.0030
	26-30	-0.1534	-0.0771	-0.0027
	31-35	-0.1391	-0.0628	-0.0022
	36+	-0.1391	-0.0628	-0.0022
Superior	1-5	-0.1065	-0.0302	-0.0013

6-10	-0.1693	-0.0929	-0.0039
11-15	-0.1810	-0.1047	-0.0044
16-20	-0.1810	-0.1046	-0.0044
21-25	-0.1733	-0.0970	-0.0041
26-30	-0.1819	-0.1055	-0.0044
31-35	-0.1528	-0.0764	-0.0032
36+	-0.1522	-0.0759	-0.0032

Table 10
Elasticidades Estimadas
Modelo: IV-POP $\Rightarrow \sigma_E = 1.36$ & $\sigma_X = 18.94$

Educação	Anos de Experiência	Elasticidade Própria	Elasticidade Cruzada	
			Dentro da mesma classe de educação	Entre classes de educação distinta
Fundamental Incompleto	1-5	-0.0802	-0.0273	-0.0006
	6-10	-0.1122	-0.0594	-0.0012
	11-15	-0.1318	-0.0790	-0.0016
	16-20	-0.1532	-0.1004	-0.0021
	21-25	-0.1566	-0.1038	-0.0022
	26-30	-0.1535	-0.1007	-0.0021
	31-35	-0.1382	-0.0854	-0.0018
	36+	-0.1861	-0.1333	-0.0028
Fundamental	1-5	-0.0924	-0.0396	-0.0006
	6-10	-0.1442	-0.0913	-0.0015
	11-15	-0.1501	-0.0973	-0.0016
	16-20	-0.1408	-0.0880	-0.0014
	21-25	-0.1394	-0.0866	-0.0014
	26-30	-0.1370	-0.0842	-0.0014
	31-35	-0.1335	-0.0807	-0.0013
	36+	-0.1711	-0.1183	-0.0019
Médio	1-5	-0.1211	-0.0683	-0.0025
	6-10	-0.1676	-0.1147	-0.0042
	11-15	-0.1741	-0.1213	-0.0044
	16-20	-0.1529	-0.1000	-0.0036
	21-25	-0.1409	-0.0881	-0.0032
	26-30	-0.1320	-0.0792	-0.0029
	31-35	-0.1173	-0.0645	-0.0024
	36+	-0.1173	-0.0645	-0.0023
Superior	1-5	-0.0838	-0.0310	-0.0014
	6-10	-0.1483	-0.0955	-0.0042
	11-15	-0.1604	-0.1076	-0.0048
	16-20	-0.1604	-0.1076	-0.0048
	21-25	-0.1525	-0.0997	-0.0044
	26-30	-0.1613	-0.1085	-0.0048
	31-35	-0.1314	-0.0786	-0.0035
	36+	-0.1308	-0.0780	-0.0035

Table 11
Elasticidades Estimadas
Modelo: IV-M $\Rightarrow \sigma_E = 1.25$ & $\sigma_X = 4.28$

Educação	Anos de Experiência	Elasticidade Própria	Elasticidade Cruzada	
			Dentro da mesma classe de educação	Entre classes de educação distinta
Fundamental Incompleto	1-5	-0.2560	-0.0225	-0.0001
	6-10	-0.2825	-0.0490	-0.0002
	11-15	-0.2986	-0.0652	-0.0002
	16-20	-0.3162	-0.0827	-0.0003
	21-25	-0.3191	-0.0856	-0.0003
	26-30	-0.3165	-0.0831	-0.0003
	31-35	-0.3039	-0.0704	-0.0002
	36+	-0.3434	-0.1099	-0.0004
Fundamental	1-5	-0.2663	-0.0328	-0.0001
	6-10	-0.3091	-0.0756	-0.0002
	11-15	-0.3141	-0.0806	-0.0002
	16-20	-0.3063	-0.0729	-0.0002
	21-25	-0.3052	-0.0717	-0.0002
	26-30	-0.3032	-0.0697	-0.0002
	31-35	-0.3003	-0.0668	-0.0002
	36+	-0.3314	-0.0979	-0.0003
Médio	1-5	-0.2890	-0.0555	-0.0003
	6-10	-0.3268	-0.0933	-0.0006
	11-15	-0.3321	-0.0986	-0.0006
	16-20	-0.3149	-0.0814	-0.0005
	21-25	-0.3051	-0.0717	-0.0004
	26-30	-0.2979	-0.0644	-0.0004
	31-35	-0.2860	-0.0525	-0.0003
	36+	-0.2860	-0.0525	-0.0003
Superior	1-5	-0.2585	-0.0251	-0.0002
	6-10	-0.3107	-0.0772	-0.0006
	11-15	-0.3204	-0.0869	-0.0007
	16-20	-0.3204	-0.0869	-0.0007
	21-25	-0.3140	-0.0805	-0.0006
	26-30	-0.3212	-0.0877	-0.0007
	31-35	-0.2970	-0.0635	-0.0005
	36+	-0.2965	-0.0630	-0.0005

Finalmente, para simular o efeito salarial total no grupo de habilidade ($i = s, j = x$) em resposta a um influxo imigratório, precisamos somar os impactos provenientes de cada grupo, o que está expresso matematicamente na seguinte equação:

$$\Delta \log \omega_{sx} = \varepsilon_{sx,sx} m_{sx} + \sum_{j \neq x} \varepsilon_{sx,sj} m_{sj} + \sum_{i \neq s} \sum_j \varepsilon_{sx,ij} m_{ij} \quad (12)$$

, onde $\Delta \log \omega_{sx}$ é a variação percentual total no salário do grupo de educação s e experiência x , e m_{ij} denota o percentual de aumento da força de trabalho no grupo (i, j) atribuído a um influxo

de imigrantes. Desta forma, para qualquer distribuição da população imigrante entre os grupos de habilidade, poderemos obter uma estimativa de seu impacto²². Neste trabalho estamos interessados em simular os impactos na estrutura salarial decorrentes de influxos imigratórios estipulados para o ano de 2010, data do último Censo Demográfico. Assim sendo, m_{ij} de nossas análises é definido pela fórmula²³

$$m_{ij} = 100 \frac{\Delta LM_{ij, \text{simulação}}}{L_{ij2010}} \quad (13)$$

, onde L_{ij2010} representa a oferta de trabalho no grupo de habilidade (i, j) no ano 2010 e $\Delta LM_{ij, \text{simulação}}$ denota o aumento estipulado dessa oferta de trabalho em decorrência da imigração.

4 Simulações

Os exercícios simulacionais conduzidos neste estudo estipulam como padrão um influxo imigratório equivalente a 1% da oferta de trabalho em 2010²⁴. Pouco se sabe da distribuição nos grupos de habilidade dos imigrantes que de fato entraram no país a partir de 2010. Em virtude disso, estipularemos os seguintes dois perfis de influxo imigratório para nossas simulações. No primeiro, o número de imigrantes entrantes está distribuído igualmente entre os grupos de habilidade (Tabelas 12, 13 e 16); no segundo, está distribuído entre os grupos de habilidade na mesma proporção que os imigrantes residentes em 2010 (Tabelas 14, 15 e 17)²⁵. Aplicamos cada exercício simulacional sob os valores de parâmetros obtidos pelos três modelos (OLS, IV-POP, IV-M). Como previamente mencionado, os resultados do modelo IV-M não são nossos preferenciais e estão reportados no Apêndice²⁶. As simulações dos modelos OLS e IV-POP são numericamente bastante próximas.

²²Este estudo assume nível de capital constante, como esse se ajusta no longo prazo em resposta a oscilações no fator trabalho, a variação salarial calculada por (12) deve ser interpretada como impacto de curto prazo.

²³Multiplica-se por 100 para que (13) e (12) gerem valores em porcentagem.

²⁴Dada a linearidade de (12), as simulações para outros percentuais da oferta de trabalho podem ser imediatamente obtidas. Todavia, observe também que como (12) é uma fórmula aproximada, quanto maior o influxo imigratório estipulado, menos preciso será o cálculo do impacto.

²⁵Os valores reportados na última linha e coluna de cada tabela representam uma média ponderada, onde os pesos são dados pela oferta de trabalho nos grupos de habilidade em 2010.

²⁶Mesmo nesta especificação, as simulações não diferem substancialmente das fornecidas pelos modelos preferenciais.

Table 12
Simulação da Variação Percentual do Salário ($\Delta \log \omega$ em %)
Para um Influxo Imigratório, Equivalente a 1% da Oferta de Trabalho em 2010,
Distribuído Uniformemente entre Todos os Grupos de Habilidade
Modelo: OLS

Anos de Experiência	Nível Educacional				
	Fundamental Incompleto	Fundamental	Médio	Superior	Geral
1-5	-0.7116	-0.9652	-0.6713	-1.7236	-0.8230
6-10	-0.6870	-0.9702	-0.6627	-1.6008	-0.8374
11-15	-0.6710	-0.9770	-0.6674	-1.6133	-0.8395
16-20	-0.6592	-0.9918	-0.6817	-1.6345	-0.8514
21-25	-0.6564	-0.9990	-0.6945	-1.6449	-0.8572
26-30	-0.6581	-1.0030	-0.7085	-1.6621	-0.8612
31-35	-0.6664	-1.0081	-0.7372	-1.7163	-0.8634
36+	-0.6396	-0.9675	-0.7362	-1.7190	-0.7973
Geral	-0.6690	-0.9829	-0.6824	-1.6483	-0.8398

Table 13
Simulação da Variação Percentual do Salário ($\Delta \log \omega$ em %)
Para um Influxo Imigratório, Equivalente a 1% da Oferta de Trabalho em 2010,
Distribuído Uniformemente entre Todos os Grupos de Habilidade
Modelo: IV-POP

Anos de Experiência	Nível Educacional				
	Fundamental Incompleto	Fundamental	Médio	Superior	Geral
1-5	-0.7000	-0.9723	-0.6806	-1.6972	-0.8217
6-10	-0.6830	-0.9757	-0.6746	-1.6122	-0.8420
11-15	-0.6719	-0.9804	-0.6779	-1.6209	-0.8443
16-20	-0.6638	-0.9907	-0.6877	-1.6355	-0.8545
21-25	-0.6618	-0.9956	-0.6966	-1.6427	-0.8588
26-30	-0.6630	-0.9984	-0.7063	-1.6546	-0.8609
31-35	-0.6687	-1.0020	-0.7262	-1.6921	-0.8590
36+	-0.6502	-0.9738	-0.7254	-1.6940	-0.8026
Geral	-0.6705	-0.9845	-0.6883	-1.6451	-0.8419

O primeiro exercício simulacional (Tabelas 12 e 13), com um influxo imigratório distribuído uniformemente entre os grupos de habilidade, computa uma retração de aproximadamente 0.84% no salário médio da economia, sendo os grupos com educação fundamental e superior os mais afetados, com variações de -0.98% e -1.64%, respectivamente. Os resultados do segundo exercício simulacional (Tabelas 14 e 15), com um influxo imigratório distribuído entre os grupos de habilidade na mesma proporção que os imigrantes residentes em 2010, apontam uma contração em torno de 0.83% no salário médio da economia. O salário dos grupos de educação “médio” e “superior” são os mais impactados, exibindo uma variação por volta de -0.95% e

-2.6%, respectivamente. Tal resultado relaciona-se com o fato de os imigrantes residentes em 2010 estarem mais concentrados naqueles dois grupos educacionais.

Table 14
Simulação da Variação Percentual do Salário ($\Delta \log \omega$ em %)
Para um Influxo Imigratório, Equivalente a 1% da Oferta de Trabalho em 2010,
Distribuído entre os Grupos de Habilidade na Mesma Proporção que os Imigrantes em 2010
Modelo: OLS

Anos de Experiência	Nível Educacional				
	Fundamental Incompleto	Fundamental	Médio	Superior	Geral
1-5	-0.4814	-0.6842	-0.9102	-2.4417	-0.7529
6-10	-0.4915	-0.6938	-0.9153	-2.4617	-0.8578
11-15	-0.4855	-0.6931	-0.9214	-2.5260	-0.8645
16-20	-0.4740	-0.6939	-0.9398	-2.5990	-0.8642
21-25	-0.4669	-0.6984	-0.9491	-2.6056	-0.8462
26-30	-0.4647	-0.6954	-0.9578	-2.6536	-0.8311
31-35	-0.4713	-0.7016	-1.0079	-2.7322	-0.8119
36+	-0.4951	-0.7910	-1.1964	-3.0963	-0.7874
Geral	-0.4802	-0.7048	-0.9451	-2.5987	-0.8291

Table 15
Simulação da Variação Percentual do Salário ($\Delta \log \omega$ em %)
Para um Influxo Imigratório, Equivalente a 1% da Oferta de Trabalho em 2010,
Distribuído entre os Grupos de Habilidade na Mesma Proporção que os Imigrantes em 2010
Modelo: IV-POP

Anos de Experiência	Nível Educacional				
	Fundamental Incompleto	Fundamental	Médio	Superior	Geral
1-5	-0.4895	-0.6996	-0.9310	-2.4926	-0.7686
6-10	-0.4965	-0.7062	-0.9345	-2.5064	-0.8727
11-15	-0.4924	-0.7057	-0.9388	-2.5508	-0.8775
16-20	-0.4843	-0.7062	-0.9515	-2.6014	-0.8746
21-25	-0.4795	-0.7094	-0.9579	-2.6059	-0.8563
26-30	-0.4780	-0.7073	-0.9640	-2.6391	-0.8400
31-35	-0.4825	-0.7116	-0.9986	-2.6935	-0.8153
36+	-0.4990	-0.7734	-1.1290	-2.9454	-0.7698
Geral	-0.4886	-0.7138	-0.9552	-2.6011	-0.8376

Suponha um influxo de 549,000 imigrantes, mesma magnitude daquele observado entre dezembro de 2010 e dezembro de 2011 (considerando apenas os imigrantes regularizados), o que equivale a aproximadamente 0.3% da população brasileira em 2010. Supondo que esse influxo represente a mesma fração de 0.3% na oferta de trabalho em 2010, seu impacto no salário médio da economia estaria situado em torno de -0.25%, com base nas simulações reportadas nas Tabelas 12-15.

Praticamente inexitem estudos desta temática específica para o Brasil, o único trabalho sob conhecimento dos autores que aborda o tema é Gadelha (2009), elaborado com dados anuais para o período 1880–1937. Utilizando uma metodologia de econometria de séries temporais, ele conclui que existe uma causalidade de Granger unidirecional do crescimento do PIB percapita sobre a imigração percapita, mas essa última não causa, no sentido de Granger, nem o salário real nem o crescimento econômico. Como o período em questão é quase um século anterior ao contemplado aqui, é difícil estabelecer algum diálogo entre os dois estudos; e posto que ainda não há, sob nosso conhecimento, trabalhos publicados para a história recente brasileira, nos limitaremos a contextualizar os resultados da presente análise com os obtidos em estudos para outras localidades, notadamente os Estados Unidos, país cuja pesquisa e preocupação com os impactos da imigração têm sido bastante elevadas nas últimas décadas.

Analisando a literatura como um todo, a conclusão mais frequente é de que influxos imigratórios geram um efeito negativo pequeno ou insignificante sobre o salário dos nativos. De fato, uma meta-análise realizada por Longhi et al. (2010) quantifica que o aumento de um ponto percentual no share de imigrantes no mercado de trabalho local de um típico país hospedeiro reduz os salários dos nativos em 0.029%²⁷. O survey de Friedberg & Hunt (1995), por sua vez, conclui que a maioria das análises empíricas encontram uma retração nos salários dos nativos de no máximo 1% em resposta a uma elevação de 10% na fração de imigrantes na população. Entretanto, conforme discutido na introdução do paper, é importante ressaltar que ainda há um acalorado debate sobre os impactos da imigração sobre o salário nativos²⁸, e os achados da literatura são notavelmente variados, principalmente em razão das diferentes metodologias, países e períodos de tempo contemplados.

A simulação de Borjas (2003) é a análise metodologicamente mais próxima do presente estudo, ela calcula uma contração de 3% a 4% no salário médio da economia em decorrência do influxo imigratório ocorrido entre 1980 e 2000 nos EUA, equivalente a aproximadamente 10% da força de trabalho média no período. Em nossa análise para o Brasil, caso supuséssemos um influxo imigratório equivalente a 10% da população ocupada²⁹ (correspondente a 8.6 milhões de trabalhadores), e o distribuíssemos como nas simulações das Tabelas 12-15, o impacto variaria entre -8.29% e -8.41%, revelando uma maior susceptibilidade da economia brasileira. Ainda assim, dado o nível recente de imigração no Brasil, uma retração do salário médio em torno de 8% a cada 8.6 milhões de imigrantes entrantes ofertando trabalho, aparentemente, está longe de figurar um cenário catastrófico para os nativos em nível agregado. Não obstante, é importante atentar para:

(i) O perfil de habilidade dos imigrantes que serão atraídos ao país, pois os grupos de mesma habilidade são substancialmente mais afetados que os demais (ver Tabelas 9-11).

(ii) Locais de concentração imigratória. Note que as estimativas feitas neste estudo são médias nacionais; logo, se os influxos imigratórios se concentrarem em regiões específicas, estas estarão sujeitas a impactos salariais de maior magnitude. Todavia, há evidências de que esse impacto tenderá a ser suavizado ao longo do tempo com as migrações internas das localidades mais afetadas para as menos afetadas (Borjas 2006).

²⁷E reduz em 0.011% o nível de emprego dos nativos.

²⁸Veja, em especial, as evidências contrastantes apontadas por Borjas & Grogger & Hanson (2012) e Card (2012).

²⁹Lembre-se de que a população ocupada é a medida de oferta de trabalho empregada neste estudo.

5 Considerações Finais

Motivada por diversos fatores, o surgimento de uma nova tendência imigratória nos últimos anos no Brasil fez com que a imigração passasse a configurar tema político-econômico de grande relevância, gerando uma necessidade de melhor entendimento dos efeitos econômicos causados por influxos populacionais dessa natureza, o que é essencial para a elaboração de políticas imigratórias mais efetivas no alcance de suas metas e que minimizem possíveis efeitos adversos. No entanto, sob o conhecimento dos autores, inexistem estudos para história recente brasileira acerca dos impactos dos imigrantes no mercado de trabalho, em especial, sobre o salário e o nível de emprego dos nativos. Com esse cenário em mente, a análise conduzida neste estudo visa dar os primeiros passos na investigação desse tema.

O presente trabalho dedica-se a examinar os efeitos de imigrações em massa sobre a estrutura salarial da economia brasileira em nível nacional. Mais especificamente, através de uma metodologia estrutural baseada em Borjas (2003), simula-se o impacto no salário de inúmeros grupos de trabalhadores, cada um deles com um específico nível de educação e experiência, em resposta a influxos imigratórios estipulados para o ano de 2010, data do último Censo Demográfico.

Os resultados das simulações apontaram que um influxo de imigrantes que eleva em 1% a oferta de trabalho do ano de 2010 (o que corresponderia a 860 mil trabalhadores) induziria uma contração no salário médio da economia entre 0.83% e 0.84%. Em particular, calculou-se que o impacto salarial médio decorrente de um influxo estipulado de 549 mil imigrantes em 2010, mesma magnitude do observado entre dezembro de 2010 e dezembro de 2011, estaria situado em torno de -0.25%.

Ainda que o crescimento recente da imigração no Brasil tenha sido substancial, dado seu nível observado nos últimos anos, uma retração do salário médio em torno de 0.8% a cada 860 mil imigrantes entrantes ofertando trabalho, aparentemente, está longe de figurar um cenário catastrófico para os nativos em nível agregado. Não obstante, é importante atentar para: (i) O perfil de habilidade dos imigrantes que serão atraídos ao país, pois os grupos de mesma habilidade são substancialmente mais afetados que os demais de acordo as elasticidades estimadas; (ii) Locais de concentração imigratória. As estimativas obtidas neste estudo são médias em nível nacional; logo, se os influxos imigratórios se concentrarem em regiões específicas, estas estarão sujeitas a impactos salariais de ordem mais elevada. Com isso, uma política imigratória que garanta uma boa distribuição dos imigrantes pelo território nacional pode possivelmente impedir efeitos salariais adversos de maiores proporções.

Naturalmente, muitas questões ainda precisam ser abordadas. Nossa análise, por exemplo, ao assumir que imigrantes e nativos com mesmo nível de educação e experiência são substitutos perfeitos, ignorou possíveis complementaridades entre esses dois grupos. Conquanto trabalhos como Borjas et al. (2012, 2008), Jaeger (2007) e Aydemir & Borjas (2007) forneçam estimações que apontem a validade dessa hipótese, ela não é consenso na literatura, havendo um importante debate em torno dela. Todavia, caso seja verificada substituição imperfeita entre imigrantes e nativos na produção, os impactos adversos simulados neste paper estariam superestimados, o que reforçaria a conclusão de que a imigração, em seus níveis atuais, não constitui uma grande ameaça ao rendimento do trabalho nativo em nível agregado. Adicionalmente, o impacto dos imigrantes sobre o emprego dos nativos é outra questão fundamental que ainda carece de investigação.

Referências

- Aydemir, Abdurrahman; Borjas, George J. (2007). A comparative analysis of the labor market impact of international migration: Canada, Mexico, and the United States. *Journal of the European Economic Association* 5, 663–708.
- Bastos, Estêvão Kopschitz Xavier (2012). Distribuição funcional da renda no Brasil: Estimativas anuais e construção de uma série trimestral. *Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) 1702*. discussion paper.
- Blau, Francine D.; Kahn, Lawrence (2013). Immigration and the distribution of incomes. *CESifo Working Paper, No. 4561*.
- Borjas, George J. (2003). The labor demand curve is downward sloping: reexamining the impact of immigration on the labor market. *The Quarterly Journal of Economics* 118(4), 1335–1374.
- Borjas, George J. (2006). Native internal migration and the labor market impact of immigration. *Journal of Human Resources* 41.2, 221–258.
- Borjas, George J.; Katz, Lawrence F. (2007). The evolution of the Mexican-born workforce in the United States. In *Mexican immigration to the United States*, pp. 13–56. University of Chicago Press.
- Borjas, George J.; Grogger, Jeffrey; Hanson, Gordon (2008). Imperfect substitution between immigrants and natives: A reappraisal. *NBER Working Paper No. 13887*.
- Borjas, George J.; Grogger, Jeffrey; Hanson, Gordon (2012). Comment: On estimating elasticities of substitution. *Journal of the European Economic Association* 10(1), 198–223.
- Card, David (2009). Immigration and inequality. *American Economic Review* 99(2), 1–21.
- Card, David (2012). Comment: The elusive search for negative wage impacts of immigration. *Journal of the European Economic Association* 10.
- Card, David; Lemieux, Thomas (2001). Can falling supply explain the rising return to college for younger men? a cohort-based analysis. *The Quarterly Journal of Economics* 116.2, 705–746.
- Considera, Claudio Monteiro; Pessoa, Samuel de Abreu (2013). A Distribuição Funcional de Renda no Brasil no Período 1959-2009. *pesquisa e planejamento econômico* 43(3), 480–511.
- D’Amuri, Francesco; Ottaviano, Gianmarco; Peri, Giovanni (2010). The labor market impact of immigration in western Germany in the 1990s. *European Economic Review* 54.4, 550–570.
- Friedberg, Rachel M.; Hunt, Jennifer (1995). The impact of immigration on host country wages, employment and growth. *Journal of Economic Perspectives* IX, 23–44.
- Gadelha, Sérgio Ricardo de Brito (2009). Crescimento econômico, imigração e salários reais no Brasil, 1880-1937. *história econômica & história de empresas* XII(1), 71–100.
- Jaeger, David (1996, revised 2007). Skill differences and the effect of immigrants on the wages of natives. *U.S. Bureau of Labor Statistics Working Paper*.

Katz, Lawrence F.; Murphy, Kevin M. (1992). Changes in relative wages, 1963-1987: Supply and demand factors. *Quarterly Journal of Economics* 107(1), 35–78.

Manacorda, Marco; Manning, Alan; Wadsworth, Jonathan (2012). The impact of immigration on the structure of wages: Theory and evidence from Britain. *Journal of the European Economic Association* 10.1, 120–151.

Nathan, Max (2014). The wider economic impacts of high-skilled migrants: a survey of the literature for receiving countries. *IZA Journal of Migration*.

Okkerse, Liesbet (2008). How to measure labor market effects of immigration: A review. *Journal of Economic Surveys* 22(1), 1–30.

Ottaviano, Gianmarco; Peri, Giovanni (2012). Rethinking the effect of immigration on wages. *Journal of the European Economic Association* 10(1).

Welch, Finis (1979). Effects of cohort size on earnings: The baby boom babies' financial bust. *Journal of Political Economy* 87(5).

A Derivação das Fórmulas

Considere as equações (1), (2), (3), e as três equivalências abaixo:

$$\nu = 1 - \frac{1}{\sigma_{KL}} \quad (14)$$

$$\rho = 1 - \frac{1}{\sigma_E} \quad (15)$$

$$\eta = 1 - \frac{1}{\sigma_X} \quad (16)$$

É assumido que o salário médio de cada grupo é igual a produtividade marginal de sua oferta de trabalho, o que é expressado pelas equações (17), (18) e (19).

$$\omega_t = \frac{\partial Q_t}{\partial L_t} \quad (17)$$

$$\omega_{it} = \frac{\partial Q_t}{\partial L_{it}} \quad (18)$$

$$\omega_{ijt} = \frac{\partial Q_t}{\partial L_{ijt}} \quad (19)$$

A partir dessas considerações, prosseguiremos com as provas das equações utilizadas neste trabalho.

A.1 Derivação das Equações (4) e (5)

Com base em (1), (2) e (3), aplica-se a Regra da Cadeia do Cálculo Diferencial em (19), levando a:

$$\omega_{ijt} = \frac{\partial Q_t}{\partial L_{ijt}} = \frac{\partial Q_t}{\partial L_t} \frac{\partial L_t}{\partial L_{it}} \frac{\partial L_{it}}{\partial L_{ijt}} \quad (20)$$

E conseqüentemente o logaritmo da expressão equivale a:

$$\log \omega_{ijt} = \log \frac{\partial Q_t}{\partial L_{ijt}} = \log \frac{\partial Q_t}{\partial L_t} + \log \frac{\partial L_t}{\partial L_{it}} + \log \frac{\partial L_{it}}{\partial L_{ijt}} \quad (21)$$

Diferencia-se (1) em relação a L_t , resultando em:

$$\frac{\partial Q_t}{\partial L_t} = \frac{1}{\nu} Q_t^{1-\nu} \nu \lambda_{L_t} L_t^{\nu-1} = Q_t^{1-\nu} \lambda_{L_t} L_t^{\nu-1} \quad (22)$$

, pois $Q_t^{1-\nu} = [\lambda_{kt} K_t^\nu + \lambda_{L_t} L_t^\nu]^{(1/\nu)-1}$. Aplicando o logaritmo natural, obtém-se:

$$\log \frac{\partial Q_t}{\partial L_t} = (1 - \nu) \log Q_t + \log \lambda_{L_t} + (\nu - 1) \log L_t \quad (23)$$

Diferencia-se (2) em relação a L_{it} , levando a:

$$\frac{\partial L_t}{\partial L_{it}} = \frac{1}{\rho} L_t^{1-\rho} \rho \theta_{it} L_{it}^{\rho-1} = L_t^{1-\rho} \theta_{it} L_{it}^{\rho-1} \quad (24)$$

, observando que $L_t^{1-\rho} = \left[\sum_i \theta_{it} L_{it}^\rho \right]^{(1/\rho)-1}$. O logaritmo da expressão é dado por:

$$\log \frac{\partial L_t}{\partial L_{it}} = (1 - \rho) \log L_t + \log \theta_{it} + (\rho - 1) \log L_{it} \quad (25)$$

Diferencia-se (3) em relação a L_{ijt} , encontrando:

$$\frac{\partial L_{it}}{\partial L_{ijt}} = \frac{1}{\eta} L_{it}^{1-\eta} \eta \alpha_{ij} L_{ijt}^{\eta-1} = L_{it}^{1-\eta} \alpha_{ij} L_{ijt}^{\eta-1} \quad (26)$$

, sendo $L_{it}^{1-\eta} = \left[\sum_j \alpha_{ij} L_{ijt}^\eta \right]^{(1/\eta)-1}$. O logaritmo da expressão é dado por:

$$\log \frac{\partial L_{it}}{\partial L_{ijt}} = (1 - \eta) \log L_{it} + \log \alpha_{ij} + (\eta - 1) \log L_{ijt} \quad (27)$$

Substituir as equações (23), (25) e (27) em (21) resulta em:

$$\log \omega_{ijt} = [(1 - \nu) \log Q_t + \log \lambda_{L_t} + (\nu - 1) \log L_t] + [(1 - \rho) \log L_t + \log \theta_{it} + (\rho - 1) \log L_{it}] + [(1 - \eta) \log L_{it} + \log \alpha_{ij} + (\eta - 1) \log L_{ijt}]$$

Agora basta rearranjar e simplificar a expressão para se chegar a (4). E como $\log \lambda_{L_t} + (1 - \nu) \log Q_t + (\nu - \rho) \log L_t \equiv \delta_t$, $\log \theta_{it} + (\rho - \eta) \log L_{it} \equiv \delta_{it}$, $\log \alpha_{ij} \equiv \delta_{ij}$, e $\eta - 1 = -\frac{1}{\sigma_X}$, a equação (4) se transforma em (5).

A.2 Derivação da Equação (6)

Com base em (1) e (2), aplica-se a Regra da Cadeia em (18), produzindo:

$$\omega_{it} = \frac{\partial Q_t}{\partial L_{it}} = \frac{\partial Q_t}{\partial L_t} \frac{\partial L_t}{\partial L_{it}} \quad (28)$$

E conseqüentemente o logaritmo da expressão equivale a:

$$\log \omega_{it} = \log \frac{\partial Q_t}{\partial L_{it}} = \log \frac{\partial Q_t}{\partial L_t} + \log \frac{\partial L_t}{\partial L_{it}} \quad (29)$$

De (23) e (25), extrai-se: $\log \frac{\partial Q_t}{\partial L_t} + \log \frac{\partial L_t}{\partial L_{it}} = [(1 - \nu) \log Q_t + \log \lambda_{L_t} + (\nu - 1) \log L_t] + [(1 - \rho) \log L_t + \log \theta_{it} + (\rho - 1) \log L_{it}]$
Portanto:

$$\log \omega_{it} = [(1 - \nu) \log Q_t + \log \lambda_{L_t} + (\nu - 1) \log L_t] + [(1 - \rho) \log L_t + \log \theta_{it} + (\rho - 1) \log L_{it}]$$

Simplificando a expressão, tem-se:

$$\log \omega_{it} = \log \lambda_{L_t} + (1 - \nu) \log Q_t + (\nu - \rho) \log L_t + \log \theta_{it} + (\rho - 1) \log L_{it}$$

Usando (15) e substituindo a expressão equivalente por δ_t , encontra-se (6).

A.3 Derivação da Equação (9)

Em (8), estabelecemos $y = z = ijt$, de modo que:

$$\varepsilon_{ijt,ijt} = \frac{d \log \omega_{ijt}}{d \log L_{ijt}} \quad (30)$$

Através de (8) e se fazendo uso da Regra da Cadeia, pode-se reescrever $\varepsilon_{ijt,ijt}$ como:

$\varepsilon_{ijt,ijt} = \frac{d \log \omega_{ijt}}{d \log L_{ijt}} = \frac{\partial \log \omega_{ijt}}{\partial \exp(\log L_{ijt})} \frac{\partial \exp(\log L_{ijt})}{\partial \log L_{ijt}} = \frac{\partial \log \omega_{ijt}}{\partial L_{ijt}} L_{ijt}$. A partir de (4), calcula-se $\frac{\partial \log \omega_{ijt}}{\partial L_{ijt}}$ e substitui na expressão, o que resulta em:

$$\varepsilon_{ijt,ijt} = \left[\frac{(1 - \nu) \partial \log Q_t}{\partial L_{ijt}} + \frac{(\nu - \rho) \partial \log L_t}{\partial L_{ijt}} + \frac{(\rho - \eta) \partial \log L_{it}}{\partial L_{ijt}} + \frac{(\eta - 1) \partial \log L_{ijt}}{\partial L_{ijt}} \right] L_{ijt} \quad (31)$$

, e ao efetuar as derivadas dos logaritmos, obtém-se:

$$\varepsilon_{ijt,ijt} = \left[\frac{(1 - \nu) \frac{\partial Q_t}{Q_t}}{\partial L_{ijt}} + \frac{(\nu - \rho) \frac{\partial L_t}{L_t}}{\partial L_{ijt}} + \frac{(\rho - \eta) \frac{\partial L_{it}}{L_{it}}}{\partial L_{ijt}} + \frac{(\eta - 1)}{L_{ijt}} \right] L_{ijt}$$

A associação e manipulação de (17), (20) e (28) produz: $\omega_{it} = \frac{\partial Q_t}{\partial L_{it}} = \frac{\partial Q_t}{\partial L_t} \frac{\partial L_t}{\partial L_{it}} = \omega_t \frac{\partial L_t}{\partial L_{it}} \Rightarrow \frac{\partial L_t}{\partial L_{it}} = \frac{\omega_{it}}{\omega_t}$. Ao combinar esse resultado com (20), gera-se: $\omega_{ijt} = \frac{\partial Q_t}{\partial L_{ijt}} = \frac{\partial Q_t}{\partial L_t} \frac{\partial L_t}{\partial L_{it}} \frac{\partial L_{it}}{\partial L_{ijt}} =$

$\omega_t \frac{\omega_{it}}{\omega_t} \frac{\partial L_{it}}{\partial L_{ijt}} \Rightarrow \frac{\partial L_{it}}{\partial L_{ijt}} = \frac{\omega_{ijt}}{\omega_{it}}$. Como $\frac{\partial L_t}{\partial L_{ijt}} = \frac{\partial L_t}{\partial L_{it}} \frac{\partial L_{it}}{\partial L_{ijt}}$, obtém-se também que $\frac{\partial L_t}{\partial L_{ijt}} = \frac{\omega_{ijt}}{\omega_t}$. Aplica-se

esses resultados à (31), conduzindo a: $\varepsilon_{ijt,ijt} = \left[\frac{(1 - \nu) \omega_{ijt}}{Q_t} + \frac{(\nu - \rho) \omega_{ijt}}{L_t \omega_t} + \frac{(\rho - \eta) \omega_{ijt}}{L_{it} \omega_{it}} + \frac{(\eta - 1)}{L_{ijt}} \right] L_{ijt} = (1 - \nu) s_{ijt} + (\nu - \rho) \frac{s_{ijt}}{s_{L_t}} + (\rho - \eta) \frac{s_{ijt}}{s_{L_{it}}} + (\eta - 1)$. Associando (14), (15) e (16) a essa expressão, chega-se a (9).

A.4 Derivação da Equação (10)

Na fórmula (8), desta vez substituímos y por ijt e z por $ijjt$, para todo $j \neq jt$. A demonstração é perfeitamente análoga à de (9), exceto pelo seguinte fato: $\frac{\partial \log L_{ijjt}}{\partial L_{ijjt}} = \frac{1}{L_{ijjt}} \frac{\partial L_{ijjt}}{\partial L_{ijjt}} = 0$, uma vez que $j \neq jt$ e conseqüentemente L_{ijjt} não é função de L_{ijjt} . Com isso, a equação (31) passa a ser:

$$\varepsilon_{ijt,ijjt} = \left[\frac{(1 - \nu) \partial \log Q_t}{\partial L_{ijjt}} + \frac{(\nu - \rho) \partial \log L_t}{\partial L_{ijjt}} + \frac{(\rho - \eta) \partial \log L_{it}}{\partial L_{ijjt}} \right] L_{ijjt} \quad (32)$$

Evidentemente, a mudança consiste no desaparecimento do último termo de (31). A partir daí, aplicando-se procedimento exatamente análogo ao da demonstração de (9), chega-se à equação (10).

A.5 Derivação da Equação (11)

Na fórmula (8), desta vez substituímos y por ijt e z por ijt , para todo $i \neq it$. A demonstração é exatamente análoga à de (10), exceto pelo seguinte fato: $\frac{\partial \log L_{it}}{\partial L_{ijt}} = \frac{1}{L_{it}} \frac{\partial L_{it}}{\partial L_{ijt}} = 0$, uma vez que $i \neq it$ e conseqüentemente, por (3), L_{it} não é função de L_{ijt} . Com isso, a equação correspondente a (32) converte-se em: $\varepsilon_{ijt,ijt} = \left[\frac{(1-\nu)\partial \log Q_t}{\partial L_{ijt}} + \frac{(\nu-\rho)\partial \log L_t}{\partial L_{ijt}} \right] L_{ijt}$. A mudança, claramente, consiste no desaparecimento do último termo de (32) ou dos dois últimos termos de (31). A partir desse ponto, implementa-se procedimento perfeitamente análogo ao da demonstração de (9), resultando em (11).

B Simulações de Impacto Salarial para o Modelo IV-M

Table 16

Simulação da Variação Percentual do Salário ($\Delta \log \omega$ em %)
 Para um Influxo Imigratório, Equivalente a 1% da Oferta de Trabalho em 2010,
 Distribuído entre os Grupos de Habilidade na Mesma Proporção que os Imigrantes em 2010
 Modelo: IV-M

Anos de Experiência	Nível Educacional				
	Fundamental Incompleto	Fundamental	Médio	Superior	Geral
1-5	-0.7773	-0.9156	-0.5985	-1.9166	-0.8240
6-10	-0.7021	-0.9307	-0.5721	-1.5410	-0.8000
11-15	-0.6531	-0.9516	-0.5865	-1.5793	-0.8006
16-20	-0.6173	-0.9969	-0.6301	-1.6439	-0.8246
21-25	-0.6087	-1.0187	-0.6693	-1.6759	-0.8404
26-30	-0.6139	-1.0311	-0.7123	-1.7283	-0.8569
31-35	-0.6392	-1.0468	-0.8001	-1.8942	-0.8865
36+	-0.5574	-0.9223	-0.7968	-1.9025	-0.7542
Geral	-0.6472	-0.9696	-0.6324	-1.6863	-0.8189

Table 17
Simulação da Variação Percentual do Salário ($\Delta \log \omega$ em %)
Para um Influxo Imigratório, Equivalente a 1% da Oferta de Trabalho em 2010,
Distribuído entre os Grupos de Habilidade na Mesma Proporção que os Imigrantes em 2010
Modelo: IV-M

Anos de Experiência	Nível Educacional				
	Fundamental Incompleto	Fundamental	Médio	Superior	Geral
1-5	-0.3994	-0.5606	-0.7571	-2.1350	-0.6285
6-10	-0.4304	-0.5898	-0.7726	-2.1963	-0.7419
11-15	-0.4121	-0.5876	-0.7912	-2.3927	-0.7615
16-20	-0.3767	-0.5902	-0.8474	-2.6161	-0.7784
21-25	-0.3551	-0.6039	-0.8760	-2.6363	-0.7616
26-30	-0.3485	-0.5948	-0.9027	-2.7830	-0.7542
31-35	-0.3687	-0.6138	-1.0559	-3.0235	-0.7704
36+	-0.4414	-0.8872	-1.6324	-4.1371	-0.8841
Geral	-0.3956	-0.6236	-0.8638	-2.6151	-0.7549

C Hipótese de Separabilidade

Implicitamente, estamos assumindo a separabilidade de (1) da seguinte forma: $\tilde{Q}_t = Q_t(K_t, L_t) + Q_t^*(K_t, L_t^*)$, onde \tilde{Q}_t é o produto total da economia, $Q_t(K_t, L_t)$ é o produto dado pela fórmula (1), L_t é a força de trabalho composta pelos grupos incluídos na análise, e L_t^* é a força de trabalho composta pelos grupos excluídos da análise, sendo $Q_t^*(K_t, L_t^*)$ a parte do produto total da economia proveniente do emprego de L_t^* . Logo, $\omega_t = \frac{\partial \tilde{Q}_t}{\partial L_t} = \frac{\partial Q_t}{\partial L_t}$, pois $\frac{\partial Q_t^*}{\partial L_t} = 0$. É fácil ver que isso será igualmente válido para todos os subgrupos de trabalho que compõem L_t . Essa propriedade permite que realizemos as análises em questão desconsiderando o termo $Q_t^*(K_t, L_t^*)$.

Os artigos dos *Textos para Discussão da Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas* são de inteira responsabilidade dos autores e não refletem necessariamente a opinião da FGV-EESP. É permitida a reprodução total ou parcial dos artigos, desde que creditada a fonte.

Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas FGV-EESP
www.fgvsp.br/economia