

**FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS
ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO**

FLÁVIO A. DE STÉFANI MACHADO

**IMPACTOS DA IMIGRAÇÃO NO MERCADO DE TRABALHO
BRASILEIRO**

**São Paulo
2015**

FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS
ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO

FLÁVIO A. DE STÉFANI MACHADO

IMPACTOS DA IMIGRAÇÃO NO MERCADO DE TRABALHO
BRASILEIRO

Tese submetida à Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getulio Vargas, como requisito para obtenção do título de Doutor em Economia.

Orientador: Prof. Dr. André
Portela Fernandes de Souza

São Paulo
2015

Machado, Flávio A. De Stéfani.

Impactos da Imigração no Mercado de Trabalho Brasileiro / Flávio A. De Stéfani Machado. - 2015.

165 f.

Orientador: André Portela Fernandes de Souza

Tese (doutorado) - Escola de Economia de São Paulo.

1. Mercado de trabalho - Brasil. 2. Migração. 3. Salários. 4. Elasticidade (Economia). I. Souza, André Portela Fernandes de. II. Tese (doutorado) - Escola de Economia de São Paulo. III. Título.

CDU 331.6

FLÁVIO A. DE STÉFANI MACHADO

**IMPACTOS DA IMIGRAÇÃO NO MERCADO DE TRABALHO
BRASILEIRO**

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação da
Escola de Economia de São Paulo da Fundação
Getúlio Vargas, como requisito para a obtenção do
título de Doutor em Economia.

Data de aprovação: 30 de junho de 2015

Banca Examinadora:

Prof. Dr. André Portela Fernandes de Souza
(FGV - EESP)

Prof. Dr. Eduardo Luiz Gonçalves Rios Neto
(UFMG)

Prof. Dr. Cláudio Ribeiro de Lucinda
(USP - FEARP)

Prof.^a Dr.^a Verônica Inês Fernandez Orellano
(FGV - EESP)

Prof. Dr. Vladimir Pinheiro Ponczek
(FGV - EESP)

SÃO PAULO
2015

AGRADECIMENTOS

Ao professor André Portela pela orientação, paciência e confiança. Suas idéias foram essenciais para a elaboração deste trabalho. Além disso, é uma pessoa bastante amigável e apoiadora, tendo sido uma satisfação ter podido trabalhar com ele. Aos excelentes professores que aceitaram o convite para compor a banca de defesa: Eduardo Rios Neto, Cláudio Lucinda, Verônica Orellano e Vladimir Ponczek.

À Fundação Getúlio Vargas, à Escola de Economia de São Paulo, ao Centro de Estudos em Microeconomia Aplicada, e aos seus professores e colaboradores por proporcionarem todo suporte necessário para o aprendizado e realização de pesquisas e estudos. À CAPES pela bolsa de estudos, a qual foi importante para que eu pudesse dar continuidade e me dedicar aos estudos.

Aos bons amigos e colegas de mestrado e doutorado pelo apoio e ajuda mútua durante esses anos. A todos meus amigos de dentro e fora da FGV, da FEA, de São Paulo e da minha cidade natal.

Por fim, gostaria de expressar minha gratidão ao apoio da minha família, em particular, meus irmãos Carlão e Jota, e minha tia Elza Vantini. Sou especialmente grato à minha mãe Sílvia De Stéfani por ter me ajudado em momentos cruciais da minha vida.

DEDICATÓRIAS

A meu avô Nilo de Stéfani, *in memoriam*, pelos exemplos de otimismo, resiliência e generosidade.

A meu tio Sezino Vantini, *in memoriam*, cuja lembrança e legado não foram nem jamais serão por nós esquecidos.

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, em especial, sobre o salário e o nível de emprego dos nativos. Com esse panorama em mente, os estudos realizados nesta tese visam dar os primeiros passos na investigação desse tema. O presente trabalho é composto por quatro capítulos, os quais examinam diferentes questões associadas aos efeitos da imigração no mercado de trabalho brasileiro. O primeiro capítulo motiva o tema da imigração no Brasil e, através de uma metodologia estrutural baseada no arcabouço da função CES multi-nível, simula 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%. O segundo capítulo estima o grau de substituição entre imigrantes e nativos do mesmo grupo de habilidade e testa a hipótese de substituição perfeita suportada empiricamente por Borjas et al. (2012, 2008) e adotada no capítulo anterior. A metodologia empregada fundamenta-se no arcabouço estrutural desenvolvido em Manacorda et al. (2012) e Ottaviano & Peri (2012), o qual acrescenta um nível extra na função de produção CES multi-nível de Borjas (2003). As elasticidades de substituição estimadas sob diversas especificações variam entre 9 e 23, resultados que fortalecem a tese de substituição imperfeita preconizada por Card (2012). O terceiro capítulo estima dois tipos de elasticidades relacionadas ao impacto dos imigrantes sobre o rendimento do trabalho nativo através de uma metodologia alternativa baseada numa função de produção mais flexível e que não está sujeita a restrições tão austeras quanto a CES. As estimativas computadas para as elasticidades de substituição de Hicks subjacentes se situam entre 1.3 e 4.9, o que reforça as evidências de substituição imperfeita obtidas no Capítulo 2. Adicionalmente, os valores estimados para as elasticidades brutas dos salários dos nativos em relação às quantidades de imigrantes na produção são da ordem máxima de ± 0.01 . O quarto e último capítulo, por meio de uma metodologia fundamentada no arcabouço da função de custo Translog, examina como o nível de emprego dos nativos reage a alterações no custo do trabalho imigrante, uma questão que até o momento recebeu pouca atenção da literatura, conquanto apresente relevância para formulação de políticas migratórias. Para todas as especificações de modelo e grupos de educação considerados, nossos resultados apontam que uma variação exógena no salário do imigrante produz apenas diminutos efeitos sobre o nível de emprego dos trabalhadores nativos brasileiros. Na maioria dos casos, não se pode rejeitar a hipótese de que nativo e imigrante não são nem p-complementares nem p-substitutos líquidos.

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

Classificação JEL: J00, J21, J30, J61, F22

ABSTRACT

Given the importance that the immigration issue has acquired in the country in recent years, it generated a need for better understanding of the economic effects caused by population inflows of this nature. Nonetheless, to the authors' knowledge, there are no studies for the recent Brazilian history regarding the impacts of immigrants on the labor market outcomes, in particular, on natives' wage and employment level. With this background in mind, the studies carried out in this thesis aim to give the first steps in the research of this subject. The present work is composed of four chapters, which examine different issues associated to the effects of immigration on Brazilian labor market. The first chapter motivates the immigration issue in Brazil and, by means of a structural methodology based on the CES production function framework, simulates the effect on the wage structure in response to immigration influxes stipulated for the year 2010, date of the last Demographic Census. In particular, we calculate a mean wage impact around -0.25% resulting from a stipulated influx of 549 thousands immigrants, same magnitude of the one observed between December 2010 and December 2011. The second chapter estimates the degree of substitution between immigrants and natives of the same skill group and tests the assumption of perfect substitution empirically supported by Borjas et al. (2012, 2008) and adopted in the previous chapter. The employed methodology is based upon the structural framework developed in Manacorda et al. (2012) and Ottaviano & Peri (2012), which adds an extra level to the nested CES production function of Borjas (2003). The estimated elasticities of substitution under several model specifications varies from 9 to 23, results that strengthen the imperfect substitution thesis preconized by Card (2012). The third chapter estimates two types of elasticities related to the impacts of immigrants on natives' wage through an alternative methodology based on a more flexible production function that is not subject to constraints as stringent as multi-level CES is. The computed estimates for the underlying Hicks elasticities of substitution lie between 1.3 and 4.9, which reinforces the evidences of imperfect substitution obtained in Chapter 2. Moreover, the estimated gross elasticities of natives' wages with respect to the quantities of immigrants in production are at most of the order of ± 0.01 . The fourth and last chapter, by means of a methodology founded on the Translog cost function framework, examines how the native's employment level responds to changes in the cost of immigrant labor, issue that so far has been given little attention in the literature, despite its relevance to the formulation of immigration policies. To all model specifications and education groups considered, our results indicate that an exogenous variation in immigrant's wage leads to only slightly effects on the level of employment of Brazilian native workers. In most cases, the hypothesis that native and immigrant are neither net p-complements nor net p-substitutes cannot be rejected.

Keywords: Immigration. Wage. Employment. Brazil. Simulation. Elasticities.

JEL Classification: J00, J21, J30, J61, F22

Contents

| | | |
|----------|--|-----------|
| 1 | IMPACTOS SALARIAIS DA IMIGRAÇÃO: UMA SIMULAÇÃO | 1 |
| 1.1 | Introdução | 16 |
| 1.2 | Dados e Estatísticas Descritivas | 20 |
| 1.3 | Metodologia e Estimações | 33 |
| 1.3.1 | Arcabouço Estrutural | 33 |
| 1.3.2 | Estimação dos Parâmetros | 36 |
| 1.3.3 | Arcabouço Simulacional | 39 |
| 1.4 | Simulações | 45 |
| 1.5 | Considerações Finais | 50 |
| 1.6 | Apêndice | 52 |
| 1.6.1 | Derivação das Fórmulas | 52 |
| 1.6.1.1 | Derivação das Equações (1.4) e (1.5) | 53 |
| 1.6.1.2 | Derivação da Equação (1.6) | 54 |
| 1.6.1.3 | Derivação da Equação (1.9) | 55 |
| 1.6.1.4 | Derivação da Equação (1.10) | 55 |
| 1.6.1.5 | Derivação da Equação (1.11) | 56 |
| 1.6.2 | Tabelas e Gráficos Adicionais | 56 |
| 1.6.3 | Simulações de Impacto Salarial para o Modelo IV-M | 62 |
| 2 | ELASTICIDADES DE SUBSTITUIÇÃO ENTRE NATIVOS E IMIGRANTES: ESTIMAÇÕES PELO ARCABOUÇO DA FUNÇÃO DE PRODUÇÃO CES MULTI-NÍVEL | 63 |
| 2.1 | Introdução | 64 |
| 2.2 | Dados e Metodologia | 66 |
| 2.3 | Resultados | 70 |
| 2.4 | Conclusão | 75 |
| 2.5 | Apêndice | 77 |
| 2.5.1 | Estatísticas Descritivas | 77 |
| 2.5.2 | Hipótese de Separabilidade | 88 |
| 3 | ELASTICIDADES ENTRE NATIVOS E IMIGRANTES: ESTIMAÇÕES PELO ARCABOUÇO DA FUNÇÃO DE PRODUÇÃO TRANSLOG | 89 |
| 3.1 | Introdução | 90 |
| 3.2 | Metodologia | 93 |
| 3.3 | Dados | 101 |
| 3.4 | Estimações e Resultados | 107 |
| 3.4.1 | Estimações em Nível UF-subsetor-ano | 107 |

| | | |
|----------|---|------------|
| 3.4.2 | Estimações em Nível UF-ano | 113 |
| 3.5 | Comentários Finais | 117 |
| 3.6 | Apêndice | 119 |
| 3.6.1 | Derivação da <i>HES</i> para a Função de Produção Translog . . . | 119 |
| 4 | SENSIBILIDADE DO NÍVEL DE EMPREGO DOS NATIVOS AO CUSTO DO TRABALHO IMIGRANTE | 121 |
| 4.1 | Introdução | 122 |
| 4.2 | Metodologia | 124 |
| 4.3 | Dados e Estatísticas Descritivas | 133 |
| 4.3.1 | Estatísticas descritivas a partir da população de firmas da RAIS | 134 |
| 4.3.2 | Estatísticas descritivas da Amostra para Estimação | 144 |
| 4.4 | Estimações e Resultados | 150 |
| 4.5 | Comentários Finais | 156 |
| 4.6 | Apêndice | 158 |
| 4.6.1 | Derivação da <i>AES</i> para a Função de Custo Translog | 158 |
| 4.6.2 | Propriedade de Homoteticidade | 159 |
| | Bibliography | 160 |

List of Tables

| | | |
|------|--|----|
| 1.1 | Frequência Relativa dos Grupos de Habilidade na Força de Trabalho por Período | 24 |
| 1.2 | Frequência Relativa dos Grupos de Habilidade na População Ocupada por Período | 25 |
| 1.3 | Distribuição da Força de Trabalho por Origem e Grupo de Habilidade em 1980 . . | 26 |
| 1.4 | Distribuição da Força de Trabalho por Origem e Grupo de Habilidade em 2010 . . | 28 |
| 1.5 | Salário Médio Mensal por Nível Educacional em 2010 | 31 |
| 1.6 | Salário Médio Mensal por Grupo de Habilidade em 2010 | 32 |
| 1.7 | Estimativas de $-(\frac{1}{\sigma_X})$ a partir da Equação (1.5) | 38 |
| 1.8 | Estimativas de $-(\frac{1}{\sigma_E})$ a partir da Equação (1.7) | 39 |
| 1.9 | Elasticidades Estimadas Modelo: OLS $\Rightarrow \sigma_E = 1.36$ & $\sigma_X = 13.10$ | 41 |
| 1.10 | Elasticidades Estimadas Modelo: IV-POP $\Rightarrow \sigma_E = 1.36$ & $\sigma_X = 18.94$ | 42 |
| 1.11 | Elasticidades Estimadas Modelo: IV-M $\Rightarrow \sigma_E = 1.25$ & $\sigma_X = 4.28$ | 43 |
| 1.12 | 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 | 45 |
| 1.13 | 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 | 46 |
| 1.14 | 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 | 47 |
| 1.15 | 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 | 47 |
| 1.16 | Distribuição da Força de Trabalho por Origem e Grupo de Habilidade em 1991 . . | 57 |
| 1.17 | Distribuição da Força de Trabalho por Origem e Grupo de Habilidade em 2000 . . | 59 |
| 1.18 | 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 | 62 |
| 1.19 | 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 | 62 |
| 2.1 | Estimações de $-(\frac{1}{\sigma_I})$ Medida de Trabalho: População Ocupada | 70 |

| | | |
|------|--|-----|
| 2.2 | Estimações de $-(\frac{1}{\sigma_I})$ Medida de Trabalho: Força de Trabalho | 71 |
| 2.3 | Estimações de $-(\frac{1}{\sigma_I})$ Medida de Trabalho: População | 72 |
| 2.4 | Salário Relativo dos Imigrantes em Relação aos Nativos por Grupo de Educação i e Período t $\frac{\omega_{it}^M}{\omega_{it}^N}$ | 78 |
| 2.5 | Razão da População Ocupada de Imigrantes e Nativos por Grupo de Educação i e Período t $\frac{M_{it}}{N_{it}}$ em % | 78 |
| 2.6 | Salário Relativo dos Imigrantes em Relação aos Nativos por Grupo de Educação i e Experiência j em cada Período t $\frac{\omega_{ijt}^M}{\omega_{ijt}^N}$ | 79 |
| 2.7 | Razão da População Ocupada de Imigrantes e Nativos por Grupo de Educação i e Experiência j em cada Período t $\frac{M_{ijt}}{N_{ijt}}$ em % | 80 |
| 2.8 | Salário Relativo dos Imigrantes em Relação aos Nativos por Grupo de Educação i e Idade j em cada Período t $\frac{\omega_{ijt}^M}{\omega_{ijt}^N}$ | 81 |
| 2.9 | Razão da População Ocupada de Imigrantes e Nativos por Grupo de Educação i e Idade j em cada Período t $\frac{M_{ijt}}{N_{ijt}}$ em % | 82 |
| 2.10 | Razão da Força de Trabalho de Imigrantes e Nativos por Grupo de Educação i e Período t $\frac{M_{it}}{N_{it}}$ em % | 83 |
| 2.11 | Razão da População de Imigrantes e Nativos por Grupo de Educação i e Período t $\frac{M_{it}}{N_{it}}$ em % | 83 |
| 2.12 | Razão da Força de Trabalho de Imigrantes e Nativos por Grupo de Educação i e Experiência j em cada Período t $\frac{M_{ijt}}{N_{ijt}}$ em % | 84 |
| 2.13 | Razão da Força de Trabalho de Imigrantes e Nativos por Grupo de Educação i e Idade j em cada Período t $\frac{M_{ijt}}{N_{ijt}}$ em % | 85 |
| 2.14 | Razão da População de Imigrantes e Nativos por Grupo de Educação i e Experiência j em cada Período t $\frac{M_{ijt}}{N_{ijt}}$ em % | 86 |
| 2.15 | Razão da População de Imigrantes e Nativos por Grupo de Educação i e Idade j em cada Período t $\frac{M_{ijt}}{N_{ijt}}$ em % | 87 |
| 3.1 | Quantidade Média de Trabalhadores por Grupo e Período ao Nível de UF-subsetor | 103 |
| 3.2 | Preço Anual Médio do Trabalho por Grupo e Período ao Nível de UF-subsetor . . | 104 |
| 3.3 | Share Médio dos Grupos de Trabalho por Período ao Nível de UF-subsetor | 104 |
| 3.4 | Quantidade Média de Trabalhadores por Grupo e Período ao Nível de UF | 105 |
| 3.5 | Preço Anual Médio do Trabalho por Grupo e Período ao Nível de UF | 106 |
| 3.6 | Share Médio dos Grupos de Trabalho por Período ao Nível de UF | 106 |
| 3.7 | Estimativas dos Parâmetros da Função de Produção Translog no Sistema (3.10) . | 107 |
| 3.8 | Elasticidade Estimada do Preço do Fator i (linha) em Relação à Quantidade do Fator j (coluna) Modelo 1: Sem Controles | 109 |
| 3.9 | Elasticidade Estimada do Preço do Fator i (linha) em Relação à Quantidade do Fator j (coluna) Modelo 2: Com Efeitos Fixos de ano e subsetor | 109 |

| | | |
|------|---|-----|
| 3.10 | Elasticidade Estimada do Preço do Fator i (linha) em Relação à Quantidade do Fator j (coluna) Modelo 3: Com Efeitos Fixos de ano, subsetor e UF | 110 |
| 3.11 | Estimativas das Elasticidades de Substituição de Hicks (<i>HES</i>) Modelo 1: Sem Controles | 111 |
| 3.12 | Estimativas das Elasticidades de Substituição de Hicks (<i>HES</i>) Modelo 2: Com Efeitos Fixos de ano e subsetor | 112 |
| 3.13 | Estimativas das Elasticidades de Substituição de Hicks (<i>HES</i>) Modelo 3: Com Efeitos Fixos de ano, subsetor e UF | 112 |
| 3.14 | Estimativas dos Parâmetros da Função de Produção Translog no Sistema (3.10) . . | 113 |
| 3.15 | Elasticidade Estimada do Preço do Fator i (linha) em relação à quantidade do Fator j (coluna) Modelo 4: sem controles | 115 |
| 3.16 | Elasticidade Estimada do Preço do Fator i (linha) em relação à quantidade do Fator j (coluna) Modelo 5: com efeitos fixos de ano e UF | 115 |
| 3.17 | Estimativas das Elasticidades de Substituição de Hicks (<i>HES</i>) Modelo 4: sem controles | 116 |
| 3.18 | Estimativas das Elasticidades de Substituição de Hicks (<i>HES</i>) Modelo 5: com efeitos fixos de ano e UF | 116 |
| 4.1 | Firmas por Período | 135 |
| 4.2 | Firmas Empregando Imigrante por Período | 135 |
| 4.3 | Firmas por Período e Setor de Atividade | 136 |
| 4.4 | Firmas Empregando Imigrante por Período e Setor de Atividade | 137 |
| 4.5 | Firmas por Período e Número de Trabalhadores | 138 |
| 4.6 | Firmas Empregando Imigrante por Período e Número de Trabalhadores | 139 |
| 4.7 | Firmas por Período e UF | 140 |
| 4.8 | Firmas Empregando Imigrante por Período e UF | 141 |
| 4.9 | Média do Salário e do Número de Trabalhadores por Grupo e Período | 143 |
| 4.10 | Média do Salário e do Número de Trabalhadores por Grupo e Período para Firmas Empregando Imigrante | 144 |
| 4.11 | Firmas por Período na Amostra para Estimação | 145 |
| 4.12 | Firmas por Período e Número de Trabalhadores na Amostra para Estimação . . . | 146 |
| 4.13 | Firmas por Período e UF na Amostra para Estimação | 147 |
| 4.14 | Média Salarial e de Trabalhadores por Grupo e Período na Amostra para Estimação | 148 |
| 4.15 | Estimativas dos Parâmetros da Função de Custo Translog no Sistema (4.14) . . . | 150 |
| 4.16 | Elasticidade Estimada da Demanda do Fator i (linha) em Relação ao Preço do Fator j (coluna) Modelo: NÍVEL | 152 |
| 4.17 | Elasticidade Estimada da Demanda do Fator i (linha) em Relação ao Preço do Fator j (coluna) Modelo: NÍVEL-CONTROLES | 153 |
| 4.18 | Elasticidade Estimada da Demanda do Fator i (linha) em Relação ao Preço do Fator j (coluna) Modelo: FD (Primeira Diferença) | 154 |

List of Figures

| | | |
|-----|--|----|
| 1.1 | Frequência Relativa das Classes de Educação na Força de Trabalho em 1980 | 22 |
| 1.2 | Frequência Relativa das Classes de Educação na Força de Trabalho em 2010 | 22 |
| 1.3 | Frequência Relativa das Classes de Educação na Força de Trabalho em 1991 | 56 |
| 1.4 | Frequência Relativa das Classes de Educação na Força de Trabalho em 2000 | 59 |

Capítulo 1

IMPACTOS SALARIAIS DA IMIGRAÇÃO: UMA SIMULAÇÃO

1.1 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

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>)

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 migratórias 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 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.

³Fonte: BBC Brasil.

⁴Fonte: Jornal Estado de São Paulo.

⁵Cabe ressaltar que os eventos recentes, em especial, a estagnação econômica brasileira observada

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 migratórias 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, em especial, sobre o salário e o nível de emprego dos nativos. Com esse panorama em mente, os estudos realizados nesta tese visam dar os primeiros passos na investigação desse tema.

Embora a conclusão mais frequente da literatura seja que os influxos migratórios 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 e metodologicamente variadas sobre o tema para o Brasil. Servem a esse propósito, as diferentes análises conduzidas nos quatro capítulos que constituem esta tese.

em 2014 e a recessão para 2015 prevista pelo próprio governo, podem arrefecer os influxos migratórios, interrompendo a tendência de crescimento da população migrante verificada nos últimos anos. Não obstante, a preocupação da população nativa quanto à imigração tende a se acen-
tuar 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 migratórios para o Brasil.

⁶Ver Seção 1.4 deste capítulo.

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. Discutiremos mais detalhadamente essa questão nos Capítulos 2 e 3 deste trabalho.

O objetivo deste primeiro capítulo 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 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 capítulo 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.

1.2 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 2014¹⁰. 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).

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”.

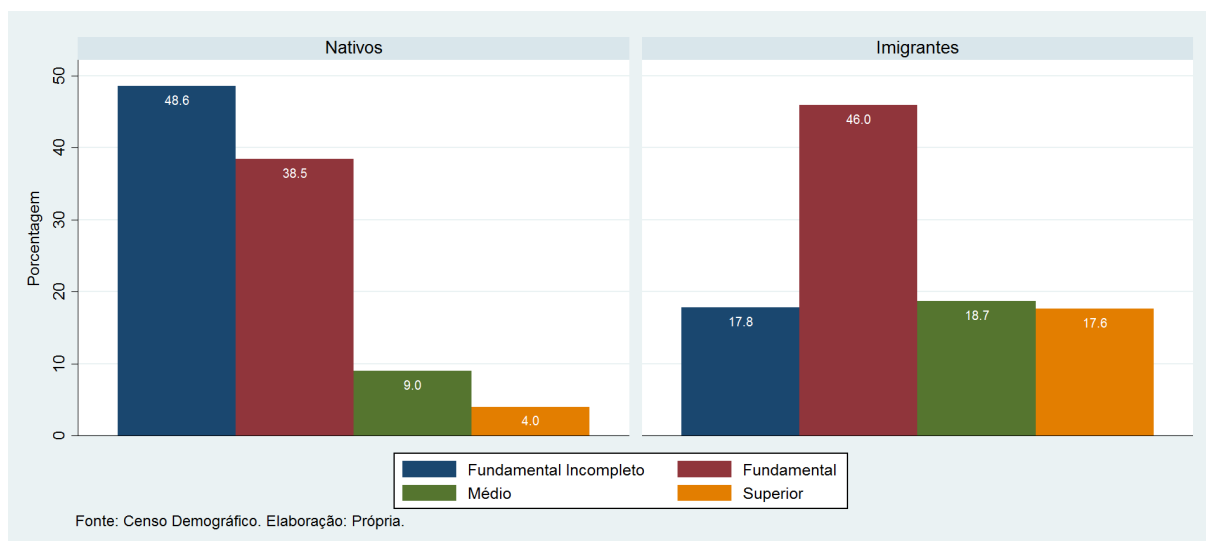
¹⁰O fatores de atualização monetária foram obtidos no serviço de correção de valores do Banco Central do Brasil.

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 indivíduo: {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 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 1.1 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.

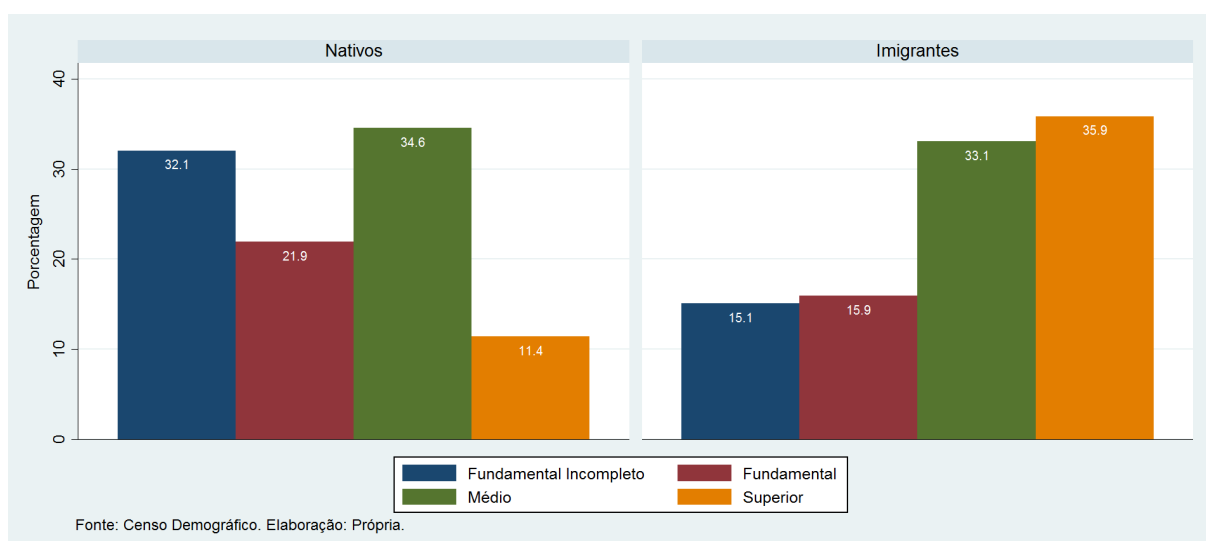
¹¹Este tipo de mensuração da experiência tem sido amplamente utilizado na literatura, em trabalhos como Welch (1979), Card (2009), D’amuri et al. (2010), Manacorda et al. (2012), dentre outros.

Figura 1.1
Frequência Relativa das Classes de Educação na Força de Trabalho em 1980



A Figura 1.2 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 1.2
Frequência Relativa das Classes de Educação na Força de Trabalho em 2010



A Tabela 1.1 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 1.2.

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

Tabela 1.1
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.

Table 1.2
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 1.3 e 1.4 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 1.3
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 | 9, 112 | 70, 572 |
| | | 87.09% | 12.91% | 100.00% |
| | | 0.16% | 1.98% | 0.18% |
| Total | | 38, 210, 550 | 460, 413 | 38, 670, 963 |
| | | 98.81% | 1.19% | 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.

Tabela 1.4
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 |

| | | | | |
|-------------|-------|-------------|---------|-------------|
| Fundamental | 31-35 | 99.92% | 0.08% | 100.00% |
| | | 4.25% | 1.24% | 4.25% |
| | | 3, 146, 126 | 3, 180 | 3, 149, 306 |
| | | 99.90% | 0.10% | 100.00% |
| | | 3.68% | 1.37% | 3.67% |
| | | 5, 392, 673 | 10, 302 | 5, 402, 975 |
| | 36+ | 99.81% | 0.19% | 100.00% |
| | | 6.30% | 4.43% | 6.30% |
| | | | | |
| | 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% |

| | | | | | |
|----------|-----------|------------|-----------|------------|---------|
| Superior | 26-30 | 3.53% | 3.47% | 3.53% | |
| | | 2,463,791 | 7,260 | 2,471,051 | |
| | | 99.71% | 0.29% | 100.00% | |
| | 31-35 | 2.88% | 3.12% | 2.88% | |
| | | 1,797,786 | 8,733 | 1,806,519 | |
| | | 99.52% | 0.48% | 100.00% | |
| | 36+ | 2.10% | 3.75% | 2.10% | |
| | | 1,793,835 | 21,523 | 1,815,358 | |
| | | 98.81% | 1.19% | 100.00% | |
| | | 2.10% | 9.25% | 2.12% | |
| | | 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 1.5 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 1.5
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 1.6 reapresenta a análise da Tabela 1.5 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 1.4)

Tabela 1.6
Salário Médio Mensal por Grupo de Habilidade em 2010

| Educação | Anos de Experiência | Nativo | Imigrante | Geral |
|------------------------|---------------------|--------|-----------|-------|
| Fundamental Incompleto | 1-5 | 635 | 895 | 635 |
| | 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.

1.3 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 imigratório. 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 $t \in \{1980, 1991, 2000, 2010\}$.

1.3.1 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:

$$Q_t = [\lambda_{kt}K_t^\nu + \lambda_{Lt}L_t^\nu]^{1/\nu} \quad (1.1)$$

, 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:

$$L_t = \left[\sum_i \theta_{it} L_{it}^\rho \right]^{1/\rho} \quad (1.2)$$

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 do Capítulo 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:

$$L_{it} = \left[\sum_j \alpha_{ij} L_{ijt}^\eta \right]^{1/\eta} \quad (1.3)$$

, 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:

$$\begin{aligned} \log \omega_{ijt} = & \log \lambda_{Lt} + (1 - \nu) \log Q_t + (\nu - \rho) \log L_t + \log \theta_{it} \\ & + (\rho - \eta) \log L_{it} + \log \alpha_{ij} + (\eta - 1) \log L_{ijt} \end{aligned} \quad (1.4)$$

, 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:

$$\log \omega_{ijt} = \delta_t + \delta_{it} + \delta_{ij} - \frac{1}{\sigma_X} \log L_{ijt} \quad (1.5)$$

, 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 grupos de educação com os de experiência. Isso permite

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

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

a estimação de (1.5) 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 (1.3). 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 :

$$\log \omega_{it} = \delta_t + \log \theta_{it} - \frac{1}{\sigma_E} \log L_{it} \quad (1.6)$$

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 (1.6) e obter valores estimados para σ_E , θ_{it} e, conseqüentemente, para L_t pela equação (1.2). Na prática, estimamos a seguinte versão modificada de (1.6):

$$\begin{aligned} \log \omega_{it} = & \delta_t + [\text{efeitos fixos de educação} + \text{efeitos fixos de educação} \\ & \text{interagidos com uma tendência linear no tempo}] \\ & - \frac{1}{\sigma_E} \log L_{it} \end{aligned} \quad (1.7)$$

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

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

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.

1.3.2 Estimação dos Parâmetros

O procedimento para se obter valores empíricos dos parâmetros de interesse consiste em estimar econometricamente (1.5) e (1.7). 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 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

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.

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 1.8). Em virtude disso, os resultados oriundos do modelo especificado com essa variável instrumental não serão nossos preferenciais.

Os resultados da estimação de (1.5) estão reportados na Tabela 1.7. Cada observação é ponderada pelo número de indivíduos na respectiva célula (i, j, t) na

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) .

amostra e os erros-padrão robustos de Huber-White estão clusterizados por grupo de habilidade $(i, j)^{20}$:

Table 1.7
Estimativas de $-(\frac{1}{\sigma_X})$ a partir da Equação (1.5)

| | 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.

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).

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 (1.3). Com isso, agora podemos prosseguir com a estimação de (1.7), 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.

Table 1.8
Estimativas de $-(\frac{1}{\sigma_E})$ a partir da Equação (1.7)

| | 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-valor</i> | 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-valor</i> | | 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.

1.3.3 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:

$$\varepsilon_{yz} = \frac{\frac{\partial \omega_y}{\omega_y}}{\frac{\partial L_z}{L_z}} = \frac{\partial \log \omega_y}{\partial \log L_z} \quad (1.8)$$

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

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:

$$\varepsilon_{ijt,ijt} = \frac{1}{\sigma_{KL}} s_{ijt} + \left(\frac{1}{\sigma_E} - \frac{1}{\sigma_{KL}} \right) \frac{s_{ijt}}{s_{Lt}} + \left(\frac{1}{\sigma_X} - \frac{1}{\sigma_E} \right) \frac{s_{ijt}}{s_{it}} - \frac{1}{\sigma_X} \quad (1.9)$$

$$\varepsilon_{ijt,ijt} = \frac{1}{\sigma_{KL}} s_{ijt} + \left(\frac{1}{\sigma_E} - \frac{1}{\sigma_{KL}} \right) \frac{s_{ijt}}{s_{Lt}} + \left(\frac{1}{\sigma_X} - \frac{1}{\sigma_E} \right) \frac{s_{ijt}}{s_{it}} \quad (1.10)$$

, 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 (1.1).

$$\varepsilon_{ijt,ijt} = \frac{1}{\sigma_{KL}} s_{ijt} + \left(\frac{1}{\sigma_E} - \frac{1}{\sigma_{KL}} \right) \frac{s_{ijt}}{s_{Lt}} \quad (1.11)$$

, com $i \neq i'$.

Calculamos as elasticidades (1.9)-(1.11) 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 (1.8), 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 (1.9), (1.10)

e (1.11). A terceira, quarta, e última coluna de cada tabela apresentam os valores calculados pelas fórmulas (1.9), (1.10) e (1.11), respectivamente.

Table 1.9
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 1.10
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 1.11
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:

$$\Delta \log \omega_{sx} = \varepsilon_{sx,sx} m_{sx} + \sum_{j \neq x} \varepsilon_{sx,sj} m_{sj} + \sum_{i \neq s} \sum_j \varepsilon_{sx,ij} m_{ij} \quad (1.12)$$

, 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

$$m_{ij} = 100 \frac{\Delta L M_{ij, \text{simulação}}}{L_{ij2010}} \quad (1.13)$$

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

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 (1.12) deve ser interpretada como impacto de curto prazo.

²³Multiplica-se por 100 para que (1.13) e (1.12) gerem valores em porcentagem.

1.4 Simulações

Os exercícios simulacionais conduzidos neste capítulo 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 1.12, 1.13 e 1.18); no segundo, está distribuído entre os grupos de habilidade na mesma proporção que os imigrantes residentes em 2010 (Tabelas 1.14, 1.15 e 1.19)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.

Table 1.12
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 |

²⁴Dada a linearidade de (1.12), as simulações para outros percentuais da oferta de trabalho podem ser imediatamente obtidas. Todavia, observe também que como (1.12) 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 1.13
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 1.12 e 1.13), 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 1.14 e 1.15), 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 1.14
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 1.15
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 1.12-1.15.

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 capítulo, 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 eco-

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).

nomia 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 1.12-1.15, 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 1.9-1.11).

(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).

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

1.5 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, as análises conduzidas nesta tese visam dar os primeiros passos na investigação desse tema.

Este primeiro capítulo 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 migratória. As estimativas obtidas neste estudo são médias em nível nacional; logo, se os influxos migratórios se concentrarem em regiões específicas, estas estarão sujeitas a impactos salariais de ordem mais elevada. Com isso, uma política migratória 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. Os Capítulos 2 e 3 entram mais a fundo nessa discussão. Caso seja verificado substituição imperfeita entre imigrantes e nativos na produção, os impactos adversos simulados neste capítulo estariam superestimados, o que reforçaria a conclusão de que a imigração, em seus níveis atuais, não constitui uma grande ameaça ao rendimento do trabalho dos nativos em nível agregado. Adicionalmente, o impacto dos imigrantes sobre o emprego dos nativos é outra questão fundamental que ainda carece de investigação e será, em parte, abordada no Capítulo 4.

1.6 Apêndice

1.6.1 Derivação das Fórmulas

Considere as equações (1.1), (1.2), (1.3), e as três equivalências abaixo:

$$\nu = 1 - \frac{1}{\sigma_{KL}} \quad (1.14)$$

$$\rho = 1 - \frac{1}{\sigma_E} \quad (1.15)$$

$$\eta = 1 - \frac{1}{\sigma_X} \quad (1.16)$$

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 (1.17), (1.18) e (1.19).

$$\omega_t = \frac{\partial Q_t}{\partial L_t} \quad (1.17)$$

$$\omega_{it} = \frac{\partial Q_t}{\partial L_{it}} \quad (1.18)$$

$$\omega_{ijt} = \frac{\partial Q_t}{\partial L_{ijt}} \quad (1.19)$$

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

1.6.1.1 Derivação das Equações (1.4) e (1.5)

Com base em (1.1), (1.2) e (1.3), aplica-se a Regra da Cadeia do Cálculo Diferencial em (1.19), levando a:

$$\omega_{ijt} = \frac{\partial Q_t}{\partial L_{ijt}} = \frac{\partial Q_t}{\partial L_t} \frac{\partial L_t}{\partial L_{it}} \frac{\partial L_{it}}{\partial L_{ijt}} \quad (1.20)$$

E consequentemente o logaritmo da expressão equivale a:

$$\log \omega_{ijt} = \log \frac{\partial Q_t}{\partial L_{ijt}} = \log \frac{\partial Q_t}{\partial L_t} + \log \frac{\partial L_t}{\partial L_{it}} + \log \frac{\partial L_{it}}{\partial L_{ijt}} \quad (1.21)$$

Diferencia-se (1.1) em relação a L_t , resultando em:

$$\frac{\partial Q_t}{\partial L_t} = \frac{1}{\nu} Q_t^{1-\nu} \nu \lambda_{Lt} L_t^{\nu-1} = Q_t^{1-\nu} \lambda_{Lt} L_t^{\nu-1} \quad (1.22)$$

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

$$\log \frac{\partial Q_t}{\partial L_t} = (1 - \nu) \log Q_t + \log \lambda_{Lt} + (\nu - 1) \log L_t \quad (1.23)$$

Diferencia-se (1.2) em relação a L_{it} , levando a:

$$\frac{\partial L_t}{\partial L_{it}} = \frac{1}{\rho} L_t^{1-\rho} \rho \theta_{it} L_{it}^{\rho-1} = L_t^{1-\rho} \theta_{it} L_{it}^{\rho-1} \quad (1.24)$$

, 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:

$$\log \frac{\partial L_t}{\partial L_{it}} = (1 - \rho) \log L_t + \log \theta_{it} + (\rho - 1) \log L_{it} \quad (1.25)$$

Diferencia-se (1.3) em relação a L_{ijt} , encontrando:

$$\frac{\partial L_{it}}{\partial L_{ijt}} = \frac{1}{\eta} L_{it}^{1-\eta} \eta \alpha_{ij} L_{ijt}^{\eta-1} = L_{it}^{1-\eta} \alpha_{ij} L_{ijt}^{\eta-1} \quad (1.26)$$

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

$$\log \frac{\partial L_{it}}{\partial L_{ijt}} = (1 - \eta) \log L_{it} + \log \alpha_{ij} + (\eta - 1) \log L_{ijt} \quad (1.27)$$

Substituir as equações (1.23), (1.25) e (1.27) em (1.21) resulta em:

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

Agora basta rearranjar e simplificar a expressão para se chegar a (1.4). E como

$\log \lambda_{Lt} + (1 - \nu) \log Q_t + (\nu - \rho) \log L_t \equiv \delta_t$, $\log \theta_{it} + (\rho - \eta) \log L_{it} \equiv \delta_{it}$, $\log \alpha_{ij} \equiv \delta_{ij}$, e $\eta - 1 = -\frac{1}{\sigma_X}$, a equação (1.4) se transforma em (1.5).

1.6.1.2 Derivação da Equação (1.6)

Com base em (1.1) e (1.2), aplica-se a Regra da Cadeia em (1.18), produzindo:

$$\omega_{it} = \frac{\partial Q_t}{\partial L_{it}} = \frac{\partial Q_t}{\partial L_t} \frac{\partial L_t}{\partial L_{it}} \quad (1.28)$$

E conseqüentemente o logaritmo da expressão equivale a:

$$\log \omega_{it} = \log \frac{\partial Q_t}{\partial L_{it}} = \log \frac{\partial Q_t}{\partial L_t} + \log \frac{\partial L_t}{\partial L_{it}} \quad (1.29)$$

De (1.23) e (1.25), extraí-se: $\log \frac{\partial Q_t}{\partial L_t} + \log \frac{\partial L_t}{\partial L_{it}} = [(1 - \nu) \log Q_t + \log \lambda_{Lt} + (\nu - 1) \log L_t] + [(1 - \rho) \log L_t + \log \theta_{it} + (\rho - 1) \log L_{it}]$. Portanto:

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

Simplificando a expressão, tem-se:

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

Usando (1.15) e substituindo a expressão equivalente por δ_t , encontra-se (1.6).

1.6.1.3 Derivação da Equação (1.9)

Em (1.8), estabelecemos $y = z = ijt$, de modo que:

$$\varepsilon_{ijt,ijt} = \frac{d \log \omega_{ijt}}{d \log L_{ijt}} \quad (1.30)$$

Através de (1.8) 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 (1.4), calcula-se $\frac{\partial \log \omega_{ijt}}{\partial L_{ijt}}$ e substitui na expressão, o que resulta em:

$$\varepsilon_{ijt,ijt} = \left[\frac{(1-\nu)\partial \log Q_t}{\partial L_{ijt}} + \frac{(\nu-\rho)\partial \log L_t}{\partial L_{ijt}} + \frac{(\rho-\eta)\partial \log L_{it}}{\partial L_{ijt}} + \frac{(\eta-1)\partial \log L_{ijt}}{\partial L_{ijt}} \right] L_{ijt} \quad (1.31)$$

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

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

A associação e manipulação de (1.17), (1.20) e (1.28) 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 (1.20), 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 (1.31), conduzindo a: $\varepsilon_{ijt,ijt} = \left[\frac{(1-\nu)\omega_{ijt}}{Q_t} + \frac{(\nu-\rho)\omega_{ijt}}{L_t} \frac{\omega_{it}}{\omega_t} + \frac{(\rho-\eta)\omega_{ijt}}{L_{it}} \frac{\omega_{it}}{\omega_{it}} + \frac{(\eta-1)}{L_{ijt}} \right] L_{ijt} = (1-\nu)s_{ijt} + (\nu-\rho)\frac{s_{ijt}}{s_{Lt}} + (\rho-\eta)\frac{s_{ijt}}{s_{it}} + (\eta-1)$. Associando (1.14), (1.15) e (1.16) a essa expressão, chega-se a (1.9).

1.6.1.4 Derivação da Equação (1.10)

Na fórmula (1.8), desta vez substituímos y por ijt e z por $ij't$, para todo $j \neq j'$.

A demonstração é perfeitamente análoga à de (1.9), exceto pelo seguinte fato:

$\frac{\partial \log L_{ij't}}{\partial L_{ij't}} = \frac{1}{L_{ij't}} \frac{\partial L_{ij't}}{\partial L_{ij't}} = 0$, uma vez que $j \neq j'$ e consequentemente $L_{ij't}$ não é função de $L_{ij't}$. Com isso, a equação (1.31) passa a ser:

$$\varepsilon_{ijt,ijt} = \left[\frac{(1-\nu)\partial \log Q_t}{\partial L_{ijt}} + \frac{(\nu-\rho)\partial \log L_t}{\partial L_{ijt}} + \frac{(\rho-\eta)\partial \log L_{it}}{\partial L_{ijt}} \right] L_{ijt} \quad (1.32)$$

Evidentemente, a mudança consiste no desaparecimento do último termo de (1.31). A partir daí, aplicando-se procedimento exatamente análogo ao da demonstração de (1.9), chega-se à equação (1.10).

1.6.1.5 Derivação da Equação (1.11)

Na fórmula (1.8), desta vez substituímos y por ijt e z por ijt , para todo $i \neq it$. A demonstração é exatamente análoga à de (1.10), 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 (1.3), L_{it} não é função de L_{ijt} . Com isso, a equação correspondente a (1.32) 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 (1.32) ou dos dois últimos termos de (1.31). A partir desse ponto, implementa-se procedimento perfeitamente análogo ao da demonstração de (1.9), resultando em (1.11).

1.6.2 Tabelas e Gráficos Adicionais

Figura 1.3
Frequência Relativa das Classes de Educação na Força de Trabalho em 1991

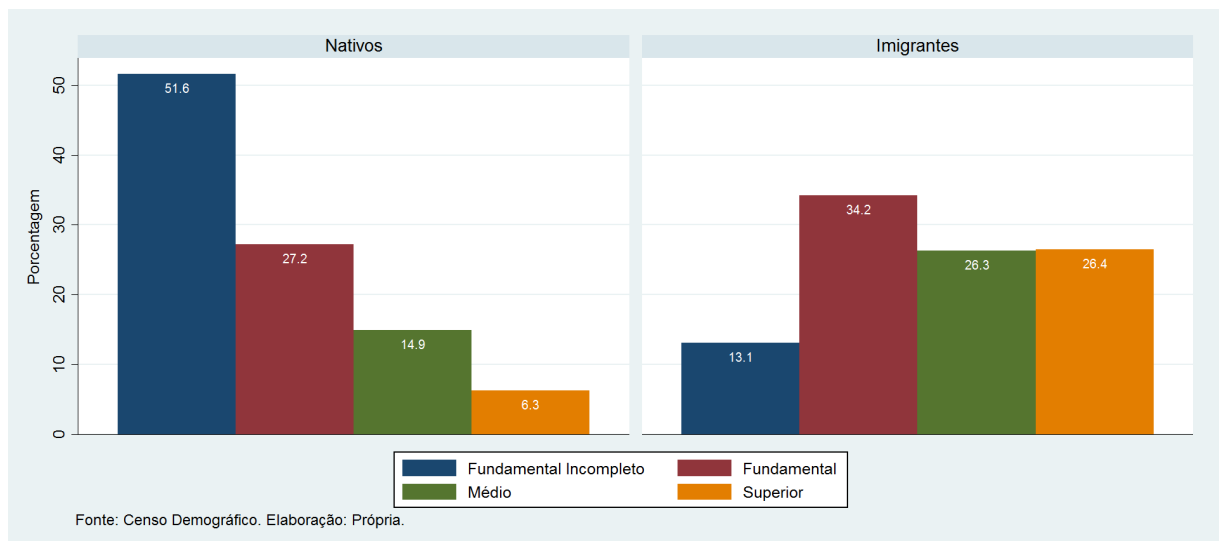


Tabela 1.16
Distribuição da Força de Trabalho por Origem e Grupo de Habilidade em 1991

| Educação | Anos de Experiência | Nativo | Imigrante | Total |
|---------------------------|---------------------|-------------|-----------|-------------|
| Fundamental Incompleto | 1-5 | 5, 562, 295 | 2, 002 | 5, 564, 297 |
| | | 99.96% | 0.04% | 100.00% |
| | | 10.25% | 0.64% | 10.19% |
| | 6-10 | 5, 177, 168 | 1, 903 | 5, 179, 071 |
| | | 99.96% | 0.04% | 100.00% |
| | | 9.54% | 0.60% | 9.49% |
| | 11-15 | 4, 182, 504 | 1, 728 | 4, 184, 232 |
| | | 99.96% | 0.04% | 100.00% |
| | | 7.71% | 0.55% | 7.66% |
| | 16-20 | 2, 823, 561 | 1, 655 | 2, 825, 216 |
| | | 99.94% | 0.06% | 100.00% |
| | | 5.20% | 0.53% | 5.18% |
| | 21-25 | 2, 535, 714 | 2, 699 | 2, 538, 413 |
| | | 99.89% | 0.11% | 100.00% |
| | | 4.67% | 0.86% | 4.65% |
| | 26-30 | 2, 244, 609 | 3, 723 | 2, 248, 332 |
| | | 99.83% | 0.17% | 100.00% |
| | | 4.14% | 1.18% | 4.12% |
| | 31-35 | 1, 903, 170 | 4, 879 | 1, 908, 049 |
| | | 99.74% | 0.26% | 100.00% |
| | | 3.51% | 1.55% | 3.50% |
| | 36+ | 3, 586, 247 | 22, 541 | 3, 608, 788 |
| | | 99.38% | 0.62% | 100.00% |
| | | 6.61% | 7.16% | 6.61% |
| Fundamental | 1-5 | 1, 563, 090 | 2, 022 | 1, 565, 112 |
| | | 99.87% | 0.13% | 100.00% |
| | | 2.88% | 0.64% | 2.87% |
| | 6-10 | 1, 768, 252 | 1, 655 | 1, 769, 907 |
| | | 99.91% | 0.09% | 100.00% |
| | | 3.26% | 0.53% | 3.24% |
| | 11-15 | 1, 926, 778 | 2, 811 | 1, 929, 589 |
| | | 99.85% | 0.15% | 100.00% |
| | | 3.55% | 0.89% | 3.53% |
| | 16-20 | 2, 599, 127 | 5, 629 | 2, 604, 756 |
| | | 99.78% | 0.22% | 100.00% |
| | | 4.79% | 1.79% | 4.77% |
| | 21-25 | 2, 320, 477 | 10, 728 | 2, 331, 205 |
| | | 99.54% | 0.46% | 100.00% |
| | | 4.28% | 3.41% | 4.27% |
| | 26-30 | 1, 742, 332 | 16, 607 | 1, 758, 939 |
| | | 99.06% | 0.94% | 100.00% |
| | | 3.21% | 5.28% | 3.22% |
| | 31-35 | 1, 211, 549 | 17, 250 | 1, 228, 799 |

| | | | | |
|----------|-------|-----------|--------|-----------|
| | | 98.60% | 1.40% | 100.00% |
| | | 2.23% | 5.48% | 2.25% |
| | 36+ | 1,639,042 | 50,922 | 1,689,964 |
| | | 96.99% | 3.01% | 100.00% |
| | | 3.02% | 16.18% | 3.10% |
| Médio | 1-5 | 1,352,224 | 4,213 | 1,356,437 |
| | | 99.69% | 0.31% | 100.00% |
| | | 2.49% | 1.34% | 2.48% |
| | 6-10 | 2,017,194 | 6,272 | 2,023,466 |
| | | 99.69% | 0.31% | 100.00% |
| | | 3.72% | 1.99% | 3.71% |
| | 11-15 | 1,685,056 | 8,426 | 1,693,482 |
| | | 99.50% | 0.50% | 100.00% |
| | | 3.10% | 2.68% | 3.10% |
| | 16-20 | 1,240,893 | 10,480 | 1,251,373 |
| | | 99.16% | 0.84% | 100.00% |
| | | 2.29% | 3.33% | 2.29% |
| | 21-25 | 809,794 | 13,778 | 823,572 |
| | | 98.33% | 1.67% | 100.00% |
| | | 1.49% | 4.38% | 1.51% |
| | 26-30 | 470,086 | 11,576 | 481,662 |
| | | 97.60% | 2.40% | 100.00% |
| | | 0.87% | 3.68% | 0.88% |
| | 31-35 | 260,853 | 9,631 | 270,484 |
| | | 96.44% | 3.56% | 100.00% |
| | | 0.48% | 3.06% | 0.50% |
| | 36+ | 241,893 | 18,386 | 260,279 |
| | | 92.94% | 7.06% | 100.00% |
| | | 0.45% | 5.84% | 0.48% |
| Superior | 1-5 | 293,393 | 1,772 | 295,165 |
| | | 99.40% | 0.60% | 100.00% |
| | | 0.54% | 0.56% | 0.54% |
| | 6-10 | 672,318 | 6,736 | 679,054 |
| | | 99.01% | 0.99% | 100.00% |
| | | 1.24% | 2.14% | 1.24% |
| | 11-15 | 714,994 | 10,623 | 725,617 |
| | | 98.54% | 1.46% | 100.00% |
| | | 1.32% | 3.37% | 1.33% |
| | 16-20 | 650,201 | 14,738 | 664,939 |
| | | 97.78% | 2.22% | 100.00% |
| | | 1.20% | 4.68% | 1.22% |
| | 21-25 | 487,633 | 17,716 | 505,349 |
| | | 96.49% | 3.51% | 100.00% |
| | | 0.90% | 5.63% | 0.93% |
| | 26-30 | 296,414 | 11,634 | 308,048 |
| | | 96.22% | 3.78% | 100.00% |

| | | | |
|-------|------------|---------|------------|
| | 0.55% | 3.70% | 0.56% |
| 31-35 | 161,726 | 8,722 | 170,448 |
| | 94.88% | 5.12% | 100.00% |
| | 0.30% | 2.77% | 0.31% |
| 36+ | 135,462 | 11,305 | 146,767 |
| | 92.30% | 7.70% | 100.00% |
| | 0.25% | 3.59% | 0.27% |
| Total | 54,276,049 | 314,762 | 54,590,811 |
| | 99.42% | 0.58% | 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.

Figura 1.4
Frequência Relativa das Classes de Educação na Força de Trabalho em 2000

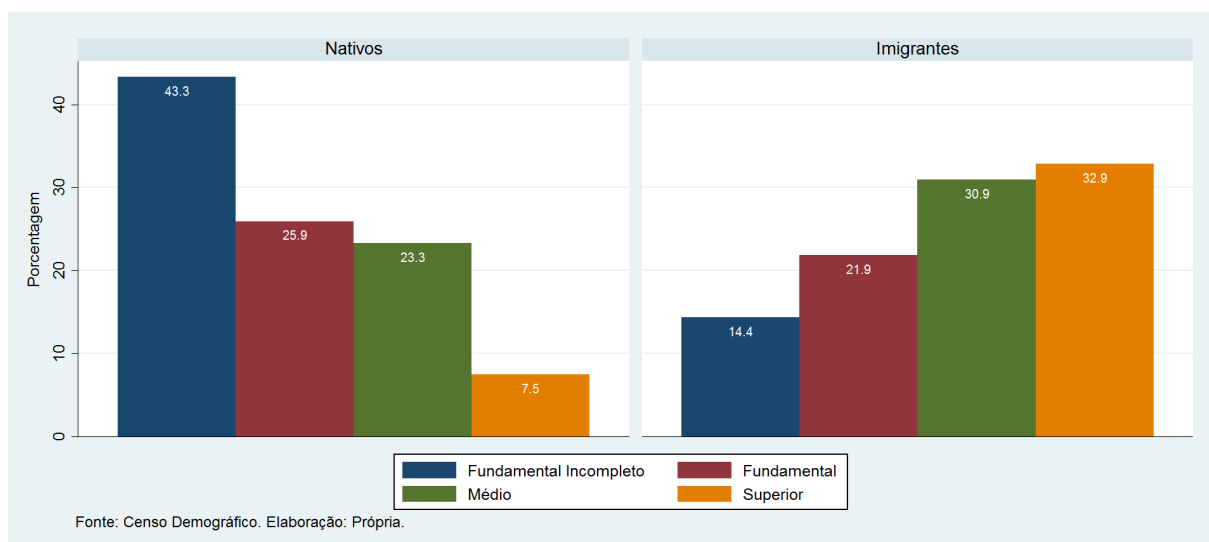


Tabela 1.17
Distribuição da Força de Trabalho por Origem e Grupo de Habilidade em 2000

| Educação | Anos de Experiência | Nativo | Imigrante | Total |
|------------------------|---------------------|-----------|-----------|-----------|
| Fundamental Incompleto | 1-5 | 3,960,698 | 2,017 | 3,962,715 |
| | | 99.95% | 0.05% | 100.00% |
| | | 6.23% | 0.80% | 6.21% |
| | 6-10 | 4,357,907 | 2,669 | 4,360,576 |
| | | 99.94% | 0.06% | 100.00% |
| | | 6.86% | 1.06% | 6.83% |
| | 11-15 | 4,339,060 | 2,622 | 4,341,682 |
| | | 99.94% | 0.06% | 100.00% |
| | | 6.83% | 1.05% | 6.81% |

| | | | | |
|-------------|-------|-----------|--------|-----------|
| Fundamental | 16-20 | 4,177,250 | 2,727 | 4,179,977 |
| | | 99.93% | 0.07% | 100.00% |
| | | 6.57% | 1.09% | 6.55% |
| | 21-25 | 3,437,510 | 2,546 | 3,440,056 |
| | | 99.93% | 0.07% | 100.00% |
| | | 5.41% | 1.01% | 5.39% |
| | 26-30 | 2,535,876 | 3,084 | 2,538,960 |
| | | 99.88% | 0.12% | 100.00% |
| | | 3.99% | 1.23% | 3.98% |
| | 31-35 | 1,946,339 | 4,424 | 1,950,763 |
| | | 99.77% | 0.23% | 100.00% |
| | | 3.06% | 1.76% | 3.06% |
| | 36+ | 2,777,015 | 15,919 | 2,792,934 |
| | | 99.43% | 0.57% | 100.00% |
| | | 4.37% | 6.35% | 4.38% |
| Fundamental | 1-5 | 3,420,176 | 2,000 | 3,422,176 |
| | | 99.94% | 0.06% | 100.00% |
| | | 5.38% | 0.80% | 5.36% |
| | 6-10 | 2,414,336 | 2,580 | 2,416,916 |
| | | 99.89% | 0.11% | 100.00% |
| | | 3.80% | 1.03% | 3.79% |
| | 11-15 | 1,878,009 | 2,346 | 1,880,355 |
| | | 99.88% | 0.12% | 100.00% |
| | | 2.96% | 0.94% | 2.95% |
| | 16-20 | 1,685,890 | 2,521 | 1,688,411 |
| | | 99.85% | 0.15% | 100.00% |
| | | 2.65% | 1.00% | 2.65% |
| | 21-25 | 2,013,080 | 3,430 | 2,016,510 |
| | | 99.83% | 0.17% | 100.00% |
| | | 3.17% | 1.37% | 3.16% |
| | 26-30 | 1,911,343 | 4,901 | 1,916,244 |
| | | 99.74% | 0.26% | 100.00% |
| | | 3.01% | 1.95% | 3.00% |
| | 31-35 | 1,422,943 | 8,605 | 1,431,548 |
| | | 99.40% | 0.60% | 100.00% |
| | | 2.24% | 3.43% | 2.24% |
| | 36+ | 1,739,249 | 28,436 | 1,767,685 |
| | | 98.39% | 1.61% | 100.00% |
| | | 2.74% | 11.33% | 2.77% |
| Médio | 1-5 | 3,203,605 | 3,297 | 3,206,902 |
| | | 99.90% | 0.10% | 100.00% |
| | | 5.04% | 1.31% | 5.03% |
| | 6-10 | 3,083,791 | 6,020 | 3,089,811 |
| | | 99.81% | 0.19% | 100.00% |
| | | 4.85% | 2.40% | 4.84% |
| | 11-15 | 2,393,571 | 6,685 | 2,400,256 |
| | | | | |
| | | | | |

| | | | | |
|----------|-------|------------|---------|------------|
| | | 99.72% | 0.28% | 100.00% |
| | | 3.77% | 2.66% | 3.76% |
| | 16-20 | 2,183,870 | 7,356 | 2,191,226 |
| | | 99.66% | 0.34% | 100.00% |
| | | 3.44% | 2.93% | 3.43% |
| | 21-25 | 1,685,645 | 9,904 | 1,695,549 |
| | | 99.42% | 0.58% | 100.00% |
| | | 2.65% | 3.95% | 2.66% |
| | 26-30 | 1,131,255 | 11,801 | 1,143,056 |
| | | 98.97% | 1.03% | 100.00% |
| | | 1.78% | 4.70% | 1.79% |
| | 31-35 | 634,143 | 12,843 | 646,986 |
| | | 98.01% | 1.99% | 100.00% |
| | | 1.00% | 5.12% | 1.01% |
| | 36+ | 479,569 | 19,723 | 499,292 |
| | | 96.05% | 3.95% | 100.00% |
| | | 0.75% | 7.86% | 0.78% |
| Superior | 1-5 | 352,957 | 2,080 | 355,037 |
| | | 99.41% | 0.59% | 100.00% |
| | | 0.56% | 0.83% | 0.56% |
| | 6-10 | 744,132 | 6,052 | 750,184 |
| | | 99.19% | 0.81% | 100.00% |
| | | 1.17% | 2.41% | 1.18% |
| | 11-15 | 803,786 | 8,537 | 812,323 |
| | | 98.95% | 1.05% | 100.00% |
| | | 1.26% | 3.40% | 1.27% |
| | 16-20 | 871,006 | 10,481 | 881,487 |
| | | 98.81% | 1.19% | 100.00% |
| | | 1.37% | 4.18% | 1.38% |
| | 21-25 | 773,339 | 11,923 | 785,262 |
| | | 98.48% | 1.52% | 100.00% |
| | | 1.22% | 4.75% | 1.23% |
| | 26-30 | 586,736 | 16,075 | 602,811 |
| | | 97.33% | 2.67% | 100.00% |
| | | 0.92% | 6.41% | 0.94% |
| | 31-35 | 356,960 | 14,684 | 371,644 |
| | | 96.05% | 3.95% | 100.00% |
| | | 0.56% | 5.85% | 0.58% |
| | 36+ | 248,192 | 12,591 | 260,783 |
| | | 95.17% | 4.83% | 100.00% |
| | | 0.39% | 5.02% | 0.41% |
| Total | | 63,549,238 | 250,879 | 63,800,117 |
| | | 99.61% | 0.39% | 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.

1.6.3 Simulações de Impacto Salarial para o Modelo IV-M

Table 1.18
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 1.19
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 |

Capítulo 2

ELASTICIDADES DE SUBSTITUIÇÃO ENTRE NATIVOS E

IMIGRANTES: ESTIMAÇÕES PELO ARCABOUÇO DA

FUNÇÃO DE PRODUÇÃO CES MULTI-NÍVEL

2.1 Introdução

Apesar do extenso volume de trabalhos publicados da literatura de imigração nas últimas décadas, a questão se existe ou não um impacto significativo dos imigrantes sobre o rendimento dos nativos ainda é motivo de grande desacordo entre alguns dos principais pesquisadores da área (ver Borjas et al. 2012 e Card 2012). No centro deste debate, está a discussão sobre o grau de substituição entre imigrantes e nativos na produção. Mesmo um modesto grau de substituição imperfeita já levaria a diferenças significativas nos impactos implicados da imigração sobre o salário dos nativos (Card 2012). Diante desse contexto, a literatura recente tem realizado um visível esforço para estimar as elasticidades de substituição entre nativos e imigrantes (do mesmo grupo de habilidade).

Enquanto trabalhos como Borjas & Grogger & Hanson (2012, 2008), Jaeger (2007) e Aydemir & Borjas (2007) fornecem estimativas consistentes com um grau de substituição infinito (substituição perfeita), os recentes achados de Manacorda et al. (2012) e Ottaviano & Peri (2012)¹ apontam na direção contrária, reforçando a tese de substituição imperfeita preconizada por Card (2012), o que poderia explicar, em parte, os reduzidos impactos da imigração no salário e emprego dos nativos frequentemente encontrados na literatura subjacente (ver Capítulo 1, Seção 1.4). Os estudos mencionados foram realizados para a economia americana, com exceção de Manacorda et. (2012) que implementa a análise para o Reino Unido e Aydemir & Borjas (2007) que provê resultados também para Canadá e México, além dos Estados Unidos.

Este capítulo examina, pela primeira vez², formalmente o grau de substituição entre imigrantes e nativos para a economia brasileira, fornecendo evidências adicionais

¹Todos esses estudos se baseiam no arcabouço da função de produção CES multi-nível, exceto Jaeger (2007) que parte de uma função de produção genérica aninhada com adição de hipóteses sobre suas propriedades. No Capítulo 3, fornecemos resultados para uma função de produção alternativa.

²Até onde se estende o conhecimento dos autores.

sobre o tema. Adicionalmente, testa-se a validade da hipótese de substituição perfeita adotada no capítulo anterior. A metodologia empregada baseia-se no arcabouço estrutural desenvolvido em Manacorda et al. (2012) e Ottaviano & Peri (2012), o qual acrescenta um nível extra na função de produção CES aninhada (multi-nível) de Borjas (2003), permitindo, assim, a estimação da elasticidade de substituição entre imigrantes e nativos do mesmo grupo de habilidade. Com isso, relaxa-se a hipótese de que imigrantes e nativos são substitutos perfeitos, sendo agora possível testá-la, o que fazemos sob diversas especificações de modelo.

Nossa análise empírica, utilizando a mesma base de dados do capítulo anterior, rejeita a hipótese de substituição perfeita entre nativos e imigrantes do mesmo grupo de educação e experiência (ou idade), em todas as especificações de modelo implementadas. As elasticidades de substituição estimadas variam entre 9 e 23, valores, respectivamente, próximos aos encontrados por Manacorda et al. (2012) para o Reino Unido e Ottaviano & Peri (2012) para os Estados Unidos. Esses resultados fortalecem a tese de substituição imperfeita defendida por Card (2012) em detrimento da tese oposta sugerida por Borjas & Grogger & Hanson (2012). Ademais, a rejeição da validade da hipótese de substituição perfeita implicaria que as simulações do primeiro capítulo superestimam os impactos salariais adversos sobre os nativos, o que reforçaria a conclusão de que a imigração, em seus níveis atuais, não constitui uma grande ameaça ao salário dos nativos em nível nacional.

Este trabalho está dividido como se segue. A Seção 2.2 apresenta os dados e a metodologia, a Seção 2.3 reporta e discute os resultados das estimações e a Seção 2.4 conclui.

2.2 Dados e Metodologia

Este estudo se utiliza da mesma base de dados e definições de variáveis do Capítulo 1. A taxonomia dos grupos de habilidade no modelo-base também é deliberadamente mantida, a fim de estreitar o diálogo com a análise do capítulo anterior. Ela será modificada apenas em algumas especificações alternativas, quando os grupos de experiência forem substituídos por grupos de idade ou os quatro grupos de educação forem agregados em apenas dois.

A metodologia empregada baseia-se no arcabouço estrutural desenvolvido em Manacorda et al. (2012) e Ottaviano & Peri (2012), o qual acrescenta um nível extra na função de produção CES multi-nível de Borjas (2003), permitindo, assim, a estimação da elasticidade de substituição entre imigrantes e nativos do mesmo grupo de habilidade. Com isso, relaxa-se a hipótese de que imigrantes e nativos são substitutos perfeitos, sendo agora possível testá-la. Apresentamos a seguir mais formalmente este arcabouço, o qual representa uma extensão daquele desenvolvido no capítulo anterior, sendo que as primeiras equações são idênticas³. Primeiramente, supõe-se que no período t a tecnologia de produção agregada da economia seja descrita pela seguinte função CES aninhada de 4 níveis:

$$Q_t = [\lambda_{kt}K_t^\nu + \lambda_{Lt}L_t^\nu]^{1/\nu} \quad (2.1)$$

, onde Q é o produto agregado (cujo preço é normalizado para 1), K designa o capital agregado, e L denota uma medida de trabalho agregado⁴. $\nu = 1 - \frac{1}{\sigma_{KL}}$, 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. A medida de trabalho agregado

³Mantemos a mesma notação, de forma que o grupo de educação está indexado por i , o grupo de experiência por j e o tempo (ano do Censo) por $t \in \{1980, 1991, 2000, 2010\}$.

⁴Aqui o termo “agregado” se refere ao total da economia após a exclusão dos grupos de indivíduos que não foram incluídos na base de dados. Veja Apêndice 2.5.2.

L_t incorpora a contribuição de trabalho de todos os diferentes grupos de habilidade e é construída através de um aninhamento em três níveis, conforme mostrado a seguir:

$$L_t = \left[\sum_i \theta_{it} L_{it}^\rho \right]^{1/\rho} \quad (2.2)$$

, 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 L_{it} e L_{it} para qualquer $i \neq i'$. 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:

$$L_{it} = \left[\sum_j \alpha_{ij} L_{ijt}^\eta \right]^{1/\eta} \quad (2.3)$$

, onde L_{ijt} é uma medida de quantidade de trabalho 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 diferentes grupos de experiência mas do mesmo grupo de educação. α_{ij} são parâmetros tecnológicos constantes no tempo por hipótese⁵, com $\sum_j \alpha_{ij} = 1$. O próximo nível da CES separa o trabalho imigrante e nativo na constituição de L_{ijt} cuja expressão é dada por:

$$L_{ijt} = \left[N_{ijt}^\delta + \beta_{ijt} M_{ijt}^\delta \right]^{1/\delta} \quad (2.4)$$

, onde N_{ijt} e M_{ijt} são, respectivamente, a oferta de trabalhadores nativos e imigrantes do grupo de educação i e experiência j no tempo t . $\delta = 1 - \frac{1}{\sigma_I}$, com $\delta \in]-\infty; 1]$, sendo $\sigma_I = \frac{1}{1-\delta}$ a elasticidade de substituição entre trabalhadores imigrantes e nativos do mesmo grupo habilidade ij . β_{ijt} , por sua vez, constitui o parâmetro de eficiência relativa entre o trabalho imigrante e nativo.

Assume-se que nesta economia vale a condição de que o salário (ω) do grupo de habilidade (i, j) no tempo t é dado pela produtividade marginal de seu trabalho, logo:

⁵Tal hipótese é importante para a identificação estatística dos parâmetros do modelo.

$$\omega_{ijt}^S = \frac{\partial Q_t}{\partial S_{ijt}} = \frac{\partial Q_t}{\partial L_t} \frac{\partial L_t}{\partial L_{it}} \frac{\partial L_{it}}{\partial L_{ijt}} \frac{\partial L_{ijt}}{\partial S_{ijt}} \quad (2.5)$$

, onde $S \in \{N, M\}$ indica o status de origem (nativo (N) ou imigrante (M)). E consequentemente o logaritmo da expressão equivale a:

$$\log \omega_{ijt}^S = \log \frac{\partial Q_t}{\partial S_{ijt}} = \log \frac{\partial Q_t}{\partial L_t} + \log \frac{\partial L_t}{\partial L_{it}} + \log \frac{\partial L_{it}}{\partial L_{ijt}} + \log \frac{\partial L_{ijt}}{\partial S_{ijt}} \quad (2.6)$$

É imediato ver que:

$$\log \omega_{ijt}^N - \log \omega_{ijt}^M = \log \frac{\partial L_{ijt}}{\partial N_{ijt}} - \log \frac{\partial L_{ijt}}{\partial M_{ijt}} \quad (2.7)$$

$$\log \frac{\omega_{ijt}^N}{\omega_{ijt}^M} = \log \frac{\frac{\partial L_{ijt}}{\partial N_{ijt}}}{\frac{\partial L_{ijt}}{\partial M_{ijt}}} \quad (2.8)$$

Tem-se que

$$\frac{\partial L_{ijt}}{\partial N_{ijt}} = \frac{\partial [N_{ijt}^\delta + \beta_{ijt} M_{ijt}^\delta]^{1/\delta}}{\partial (N_{ijt}^\delta + \beta_{ijt} M_{ijt}^\delta)} \frac{\partial (N_{ijt}^\delta + \beta_{ijt} M_{ijt}^\delta)}{\partial N_{ijt}}$$

, onde

$$\frac{\partial (N_{ijt}^\delta + \beta_{ijt} M_{ijt}^\delta)}{\partial N_{ijt}} = \delta N_{ijt}^{\delta-1}$$

e

$$\frac{\partial L_{ijt}}{\partial M_{ijt}} = \frac{\partial [N_{ijt}^\delta + \beta_{ijt} M_{ijt}^\delta]^{1/\delta}}{\partial (N_{ijt}^\delta + \beta_{ijt} M_{ijt}^\delta)} \frac{\partial (N_{ijt}^\delta + \beta_{ijt} M_{ijt}^\delta)}{\partial M_{ijt}}$$

, com

$$\frac{\partial (N_{ijt}^\delta + \beta_{ijt} M_{ijt}^\delta)}{\partial M_{ijt}} = \delta \beta_{ijt} M_{ijt}^{\delta-1}$$

Por conseguinte:

$$\log \frac{\frac{\partial L_{ijt}}{\partial N_{ijt}}}{\frac{\partial L_{ijt}}{\partial M_{ijt}}} = \log \frac{\delta N_{ijt}^{\delta-1}}{\delta \beta_{ijt} M_{ijt}^{\delta-1}} = -\log \beta_{ijt} + (\delta - 1) \log \frac{N_{ijt}}{M_{ijt}} = -\log \beta_{ijt} - \frac{1}{\sigma_I} \log \frac{N_{ijt}}{M_{ijt}}$$

Dessa forma, chega-se numa expressão que permite a estimação de σ_I , o parâmetro de interesse deste trabalho:

$$\log \frac{\omega_{ijt}^N}{\omega_{ijt}^M} = -\log \beta_{ijt} - \frac{1}{\sigma_I} \log \frac{N_{ijt}}{M_{ijt}} \quad (2.9)$$

Como $-\log \beta_{ijt}$ não é conhecido, assim como Manacorda et al. (2012), o estimamos por efeitos fixos aditivos de educação, experiência e ano (denotados por f_i , f_j e f_t , respectivamente) da seguinte forma:

$$-\log \beta_{ijt} = f_i + f_j + f_t \quad (2.10)$$

Portanto, (2.11) será a equação utilizada na estimação de $-\frac{1}{\sigma_I}$ em nosso modelo-base.

$$\log \frac{\omega_{ijt}^N}{\omega_{ijt}^M} = f_i + f_j + f_t - \frac{1}{\sigma_I} \log \frac{N_{ijt}}{M_{ijt}} \quad (2.11)$$

Seguindo justificativa do Capítulo 1, no modelo IV, $\log \frac{N_{ijt}}{M_{ijt}}$ será instrumentado por $\log \frac{N_{ijt}^{POP}}{M_{ijt}^{POP}}$, onde N_{ijt}^{POP} e M_{ijt}^{POP} são, respectivamente, a população nativa e imigrante na célula ijt . Nas regressões, assim como Manacorda et al. (2012) em uma de suas especificações, as observações são ponderadas pelo número de indivíduos em cada célula. A metodologia apresentada refere-se ao “modelo-base”; no entanto, com propósito de comparação e checagem de robustez, são realizadas estimações adicionais com variações na especificação.

2.3 Resultados

Nesta seção, para uma série de especificações, apresentamos os resultados da estimação de $-(\frac{1}{\sigma_I})$ e o correspondente valor implicado para a elasticidade σ_I . Primeiramente, comparando as Tabelas 2.1, 2.2 e 2.3, concluímos que a alteração da variável a ser adotada como oferta de trabalho (ver discussão no Capítulo 1) afeta minimamente as estimativas. Similarmente, a utilização da variável instrumental pouco afeta a magnitude e erros-padrão dos valores estimados.

Table 2.1
Estimações de $-(\frac{1}{\sigma_I})$
Medida de Trabalho: População Ocupada

| | Modelo | OLS | | IV | |
|-----|---|----------------------|------------------------|----------------------|------------------------|
| | | Estimativa | Elasticidade Implicada | Estimativa | Elasticidade Implicada |
| 1. | Modelo Base | -0.044*** (0.006) | 22.80 | -0.043*** (0.006) | 23.09 |
| 2. | Sem efeitos-fixos | -0.057*** (0.005) | 17.41 | -0.057*** (0.005) | 17.45 |
| 3. | Especificação saturada | -0.031*** (0.005) | 32.65 | -0.031*** (0.005) | 31.92 |
| 4. | Regressão sem ponderação | -0.047*** (0.007) | 21.15 | -0.046*** (0.006) | 21.80 |
| 5. | Apenas homens | -0.055*** (0.006) | 18.30 | -0.054*** (0.006) | 18.40 |
| 6. | Apenas mulheres | -0.042*** (0.005) | 23.95 | -0.041*** (0.004) | 24.62 |
| 7. | 2 grupos de educação: médio incompleto e médio completo | -0.061*** (0.004) | 16.36 | -0.061*** (0.004) | 16.49 |
| 8. | 2 grupos de educação: superior incompleto e superior completo | -0.098*** (0.004) | 10.19 | -0.098*** (0.004) | 10.20 |
| 9. | 4 grupos de experiência: intervalos de 10 anos cada | -0.056*** (0.007) | 17.84 | -0.056*** (0.006) | 17.94 |
| 10. | Separação por idade no lugar de experiência | -0.057*** (0.005) | 17.60 | -0.056*** (0.004) | 17.79 |

*Níveis de significância: *=10%, **=5%, ***=1%. Notas: Erros-padrão robustos clusterizados nos grupos de habilidade estão reportados entre parênteses. Em todos os modelos da especificação "IV", a variável instrumental mostrou-se significativa ao nível de 1%, com p-valor próximo de zero na regressão de primeiro estágio.*

Table 2.2
Estimações de $-(\frac{1}{\sigma_I})$
Medida de Trabalho: Força de Trabalho

| | Modelo | OLS | | IV | |
|-----|---|----------------------|---------------------------|----------------------|---------------------------|
| | | Estimativa | Elasticidade Implicada | Estimativa | Elasticidade Implicada |
| 1. | Modelo Base | -0.044*** (0.006) | 22.83 | -0.043*** (0.006) | 23.14 |
| 2. | Sem efeitos-fixos | -0.057*** (0.005) | 17.50 | -0.057*** (0.005) | 17.51 |
| 3. | Especificação saturada | -0.031*** (0.005) | 32.52 | -0.031*** (0.005) | 31.96 |
| 4. | Regressão sem ponderação | -0.047*** (0.007) | 21.26 | -0.046*** (0.006) | 21.86 |
| 5. | Apenas homens | -0.055*** (0.006) | 18.33 | -0.054*** (0.006) | 18.45 |
| 6. | Apenas mulheres | -0.042*** (0.005) | 24.04 | -0.040*** (0.004) | 24.69 |
| 7. | 2 grupos de educação: médio incompleto e médio completo | -0.061*** (0.004) | 16.37 | -0.061*** (0.004) | 16.52 |
| 8. | 2 grupos de educação: superior incompleto e superior completo | -0.098*** (0.004) | 10.20 | -0.098*** (0.004) | 10.22 |
| 9. | 4 grupos de experiência: intervalos de 10 anos cada | -0.056*** (0.007) | 17.89 | -0.056*** (0.006) | 17.99 |
| 10. | Separação por idade no lugar de experiência | -0.057*** (0.005) | 17.65 | -0.056*** (0.004) | 17.84 |

*Níveis de significância: *=10%, **=5%, ***=1%. Notas: Erros-padrão robustos clusterizados nos grupos de habilidade estão reportados entre parênteses. Em todos os modelos da especificação "IV", a variável instrumental mostrou-se significativa ao nível de 1%, com p-valor próximo de zero na regressão de primeiro estágio.*

Table 2.3
Estimações de $-(\frac{1}{\sigma_I})$
Medida de Trabalho: População

| | | OLS | |
|-----|---|----------------------|---------------------------|
| | Modelo | Estimativa | Elasticidade Implicada |
| 1. | Modelo Base | -0.045*** (0.006) | 22.28 |
| 2. | Sem efeitos-fixos | -0.058*** (0.005) | 17.33 |
| 3. | Especificação saturada | -0.032*** (0.005) | 31.12 |
| 4. | Regressão sem ponderação | -0.047*** (0.007) | 21.08 |
| 5. | Apenas homens | -0.056*** (0.007) | 17.70 |
| 6. | Apenas mulheres | -0.041*** (0.005) | 24.17 |
| 7. | 2 grupos de educação: médio incompleto e médio completo | -0.063*** (0.004) | 15.81 |
| 8. | 2 grupos de educação: superior incompleto e superior completo | -0.102*** (0.004) | 9.79 |
| 9. | 4 grupos de experiência: intervalos de 10 anos cada | -0.057*** (0.007) | 17.63 |
| 10. | Separação por idade no lugar de experiência | -0.057*** (0.005) | 17.61 |

*Níveis de significância: *=10%, **=5%, ***=1%. Notas: Erros-padrão robustos clusterizados nos grupos de habilidade estão reportados entre parênteses.*

O Modelo 1, modelo-base deste estudo, divide os trabalhadores entre 4 grupos de educação e 8 grupos de experiência (com intervalos de 5 anos de experiência). Com semelhante formulação aplicada aos Estados Unidos, Ottaviano & Peri (2012) estima σ_I em torno de 20, valor muito próximo aos encontrados por nosso modelo-base, os quais giram em torno de 22.

O Modelo 2 estima (2.11) sem efeitos fixos, enquanto o Modelo 3 estima o seguinte modelo saturado com efeitos fixos: $\log \frac{\omega_{ijt}^N}{\omega_{ijt}^M} = f_{ij} + f_{it} + f_{jt} - \frac{1}{\sigma_I} \log \frac{N_{ijt}}{M_{ijt}}$, onde f_{ij} , f_{it} e f_{jt} são, respectivamente, os efeitos fixos da interação de educação e experiência, educação e tempo, e experiência e tempo. No primeiro caso, encontra-se elasticidades inferiores e, no segundo caso, superiores àquelas obtidas no modelo-base, resultado

consonante com Borjas, Grogger, e Hanson (2008), o qual mostra que a saturação do modelo com efeitos fixos elevam as estimativas de σ_I . Todavia, ao contrário do referido paper, nossa estimativa de $-(\frac{1}{\sigma_I})$ se mantém estatisticamente diferente de zero ao nível de 1%, rejeitando a hipótese de substituição perfeita entre nativos e imigrantes.

O estudo de Manacorda et al. (2012) não encontra diferenças significativas nas elasticidades estimadas com ou sem de ponderação. Aqui, a não utilização de pesos nas regressões no Modelo 4 também pouco altera o valor da elasticidade, ficando por volta de 21.

Existe uma crítica na literatura de que uma medida de experiência como a adotada neste capítulo pode ter problemas de validade para as mulheres, uma vez que elas tendem a exibirem uma participação irregular no mercado de trabalho. Os Modelos 5 e 6 refazem a estimação apenas para homens e mulheres, respectivamente. Encontra-se um valor em torno de 18 para a amostra com apenas homens e 24 para a com apenas mulheres, contudo, em ambos os casos ainda rejeita-se a hipótese de substituição perfeita ao nível de 1%. Ottaviano & Peri (2012) obtém, em geral, valores menores usando amostras com somente mulheres em relação àqueles obtidos com amostras com somente homens. Todavia, tanto Ottaviano & Peri (2012) como Manacorda et al. (2012) não encontram diferenças estatisticamente significantes entre as estimativas.

Como a função CES multi-nível impõe elasticidades de substituição idênticas a pares de insumos do mesmo ninho (nível), uma divisão da educação em apenas dois grupos pode potencialmente ser mais adequada (Katz & Murphy 1992; Card 2009; Card 2012). Nos Modelos 7 e 8, refazemos a estimação com essa divisão mais compacta. Em ambos os casos, o valor implicado para σ_I diminuiu. A divisão entre indivíduos com ensino médio incompleto (ou menos) e ensino médio completo (ou mais) produziu um valor em torno de 16, enquanto a separação em grupos de educação formados por indivíduos com superior incompleto (ou menos) e superior completo (ou mais) gerou um σ_I por volta de 10, um resultado mais próximo do

obtido por Manacorda et al. (2012) em seu modelo base, o qual faz uma divisão similar de grupos de educação⁶.

Por fim, ampliamos os intervalos de 5 anos para 10 anos de experiência para formar os grupos de experiência no Modelo 9, enquanto substituímos os 8 grupos de experiência por 9 grupos de idade no Modelo 10 como se segue. Grupo {1} de 21 a 25 anos de idade, grupo {2} de 26 a 30 anos, seguindo esse padrão em intervalos de 5 anos até grupo {9} de 61 ou mais anos de idade. Nas duas especificações obtemos elasticidades menores do que no modelo-base, girando em torno de 17.

A principal e mais importante conclusão que extraímos desta análise empírica é a ausência de substituição perfeita entre nativos e imigrantes do mesmo grupo de educação e experiência (ou idade), embasada pela rejeição estatística da nulidade de $-(\frac{1}{\sigma_I})$ ao nível de 1%, em todas as especificações implementadas.

⁶Seus grupos de educação são formados por indivíduos com ensino médio completo (ou menos) e superior incompleto (ou mais)

2.4 Conclusão

Existe atualmente na literatura de imigração um importante debate sobre o grau de substituição na produção entre imigrantes e nativos de habilidade similar, sendo que nos últimos anos há visível esforço da literatura para estimar as elasticidades de substituição entre esses dois grupos. Mesmo um modesto grau de substituição imperfeita já produziria diferenças significativas nos impactos implicados da imigração sobre o salário dos nativos (Card 2012). De um lado, trabalhos como Borjas & Grogger & Hanson (2012, 2008), Jaeger (2007) e Aydemir & Borjas (2007) obtêm estimativas consistentes com uma elasticidade de substituição infinita. De outro, Card (2012) preconiza a tese de substituição imperfeita, corroborada pelos recentes estudos de Ottaviano & Peri (2012) e Manacorda et al. (2012) e que poderia explicar, em parte, os reduzidos impactos da imigração no salário e emprego dos nativos encontrados com frequência na literatura subjacente.

Este capítulo contribui ao tema ao estimar pela primeira vez⁷ na economia brasileira o grau de substituição entre imigrantes e nativos (do mesmo grupo de habilidade), fornecendo evidências adicionais sobre o tema. Adicionalmente, testa-se a hipótese de substituição perfeita adotada no primeiro capítulo. Emprega-se uma metodologia estrutural baseada nos trabalhos de Ottaviano & Peri (2012) e Manacorda et al. (2012), a qual relaxa a hipótese de que nativos e imigrantes do mesmo grupo de habilidade são substitutos perfeitos através da inclusão de um nível extra na função de produção CES aninhada de Borjas (2003). Nesse novo arcabouço, agora a elasticidade de substituição entre imigrantes e nativos pode ser estimada e a substituição perfeita testada.

Utilizando a mesma base de dados do capítulo anterior, as análises do presente estudo rejeitam, em todas as especificações de modelo implementadas, a hipótese de substituição perfeita entre nativos e imigrantes do mesmo grupo de educação e

⁷Até onde se estende o conhecimento dos autores.

experiência (ou idade). Nossas estimativas de elasticidade de substituição variam entre 9 e 23, valores, respectivamente, próximos aos encontrados por Manacorda et al. (2012) para o Reino Unido e Ottaviano & Peri (2012) para os Estados Unidos, resultados que reforçam a tese de substituição imperfeita defendida por Card (2012). Além disso, com base nessas evidências, as simulações do primeiro capítulo estariam superestimando os efeitos salariais adversos sobre os nativos, o que fortalece a conclusão de que a imigração, dados os níveis observados nos últimos anos, não constitui uma grande fator de impacto no salário dos nativos em nível nacional.

2.5 Apêndice

2.5.1 Estatísticas Descritivas

Apresenta-se nesta seção algumas estatísticas do mercado de trabalho relacionadas as análises deste capítulo. Primeiramente, veja que de (2.9), deriva-se de imediato:

$$\log \frac{\omega_{ijt}^M}{\omega_{ijt}^N} = \log \beta_{ijt} - \frac{1}{\sigma_I} \log \frac{M_{ijt}}{N_{ijt}} \quad (2.12)$$

Assim, temos que $-\frac{1}{\sigma_I}$ é o mesmo coeficiente que associa $\frac{\omega_{ijt}^M}{\omega_{ijt}^N}$ a $\frac{M_{ijt}}{N_{ijt}}$, e $\frac{\omega_{ijt}^N}{\omega_{ijt}^M}$ a $\frac{N_{ijt}}{M_{ijt}}$.

As tabelas abaixo apresentam os salários relativos entre imigrantes e nativos, bem como a razão da população ocupada, população economicamente ativa (força de trabalho) e população total entre esses dois grupos, dividindo-se por classes de educação, educação e experiência, e educação e idade. Observa-se que, em geral, a participação relativa dos imigrantes na população ocupada cresce positivamente com o nível de educação e experiência; não obstante, o número de nativos excede o de imigrantes em todos os grupos e períodos. Por outro lado, o salário dos imigrantes é marcadamente superior ao dos nativos em quase todos os grupos e períodos considerados.

Uma inspeção visual não revela um padrão de resposta claro em $\frac{\omega_{ijt}^M}{\omega_{ijt}^N}$ mediante variações $\frac{M_{ijt}}{N_{ijt}}$, o que constituiria um indício de substituição imperfeita entre nativos e imigrantes. Os resultados de uma análise formal dessa relação, através da estimação de (2.11) e suas variantes, estão reportados na Seção 2.3.

Tabela 2.4
Salário Relativo dos Imigrantes em Relação aos Nativos
por Grupo de Educação i e Período t

$$\frac{\omega_{it}^M}{\omega_{it}^N}$$

| Educação | 1980 | 1991 | 2000 | 2010 | 1980-2010 |
|------------------------|------|------|------|------|-----------|
| Fundamental Incompleto | 2.18 | 2.23 | 1.95 | 1.71 | 2.02 |
| Fundamental | 2.09 | 2.05 | 1.93 | 1.25 | 1.83 |
| Médio | 2.20 | 2.29 | 2.23 | 1.91 | 2.16 |
| Superior | 1.74 | 1.83 | 1.77 | 1.89 | 1.81 |

Fonte: Censos Demográficos. Elaboração: Própria

Tabela 2.5
Razão da População Ocupada de Imigrantes e Nativos
por Grupo de Educação i e Período t

$$\frac{M_{it}}{N_{it}} \text{ em } \%$$

| Educação | 1980 | 1991 | 2000 | 2010 | 1980-2010 |
|------------------------|-------|-------|-------|-------|-----------|
| Fundamental Incompleto | 0.45% | 0.15% | 0.14% | 0.13% | 0.22% |
| Fundamental | 1.47% | 0.74% | 0.37% | 0.21% | 0.70% |
| Médio | 2.53% | 1.04% | 0.56% | 0.27% | 1.10% |
| Superior | 5.32% | 2.44% | 1.74% | 0.86% | 2.59% |

Fonte: Censos Demográficos. Elaboração: Própria

Tabela 2.6
Salário Relativo dos Imigrantes em Relação aos Nativos
por Grupo de Educação i e Experiência j em cada Período t

| | | $\frac{\omega_{ijt}^M}{\omega_{ijt}^N}$ | | | | |
|------------------------|---------------------|---|------|------|------|-----------|
| Educação | Anos de Experiência | 1980 | 1991 | 2000 | 2010 | 1980-2010 |
| Fundamental Incompleto | 1 – 5 | 1.18 | 1.32 | 1.28 | 1.41 | 1.30 |
| | 6 – 10 | 1.49 | 1.36 | 1.13 | 1.08 | 1.27 |
| | 11 – 15 | 2.01 | 1.70 | 1.29 | 1.27 | 1.57 |
| | 16 – 20 | 2.25 | 2.07 | 1.38 | 1.00 | 1.68 |
| | 21 – 25 | 2.53 | 2.26 | 1.62 | 1.43 | 1.96 |
| | 26 – 30 | 2.09 | 2.53 | 1.71 | 2.05 | 2.09 |
| | 31 – 35 | 2.21 | 2.21 | 1.99 | 2.30 | 2.18 |
| | 36+ | 1.95 | 2.57 | 2.55 | 2.53 | 2.40 |
| Fundamental | 1 – 5 | 1.52 | 1.38 | 1.06 | 1.10 | 1.27 |
| | 6 – 10 | 1.47 | 1.40 | 1.37 | 1.03 | 1.32 |
| | 11 – 15 | 1.58 | 1.62 | 1.51 | 1.00 | 1.43 |
| | 16 – 20 | 1.73 | 1.63 | 1.56 | 0.97 | 1.47 |
| | 21 – 25 | 1.78 | 1.91 | 1.73 | 1.19 | 1.65 |
| | 26 – 30 | 1.77 | 1.94 | 1.76 | 1.39 | 1.72 |
| | 31 – 35 | 1.59 | 1.84 | 1.82 | 1.25 | 1.63 |
| | 36+ | 1.45 | 1.92 | 1.93 | 1.33 | 1.66 |
| Médio | 1 – 5 | 1.43 | 1.61 | 1.36 | 1.15 | 1.39 |
| | 6 – 10 | 1.62 | 1.70 | 1.64 | 2.37 | 1.83 |
| | 11 – 15 | 1.68 | 1.69 | 1.67 | 1.52 | 1.64 |
| | 16 – 20 | 1.90 | 1.68 | 1.64 | 1.53 | 1.69 |
| | 21 – 25 | 1.89 | 1.62 | 1.71 | 1.85 | 1.77 |
| | 26 – 30 | 1.71 | 1.79 | 1.51 | 1.77 | 1.70 |
| | 31 – 35 | 1.65 | 1.69 | 1.82 | 1.59 | 1.69 |
| | 36+ | 1.41 | 1.73 | 1.74 | 1.46 | 1.58 |
| Superior | 1 – 5 | 1.50 | 1.68 | 1.66 | 1.51 | 1.59 |
| | 6 – 10 | 1.49 | 1.78 | 1.59 | 1.84 | 1.67 |
| | 11 – 15 | 1.62 | 1.59 | 2.10 | 2.02 | 1.84 |
| | 16 – 20 | 1.72 | 1.60 | 1.73 | 1.84 | 1.72 |
| | 21 – 25 | 1.76 | 1.58 | 1.51 | 2.20 | 1.76 |
| | 26 – 30 | 1.53 | 1.65 | 1.39 | 1.51 | 1.52 |
| | 31 – 35 | 1.44 | 1.58 | 1.55 | 1.36 | 1.48 |
| | 36+ | 1.24 | 1.16 | 1.32 | 1.23 | 1.24 |

Fonte: Censos Demográficos. Elaboração: Própria

Tabela 2.7
Razão da População Ocupada de Imigrantes e Nativos
por Grupo de Educação i e Experiência j em cada Período t
 $\frac{M_{ijt}}{N_{ijt}}$ em %

| Educação | Anos de Experiência | 1980 | 1991 | 2000 | 2010 | 1980-2010 |
|------------------------|---------------------|--------|-------|-------|-------|-----------|
| Fundamental Incompleto | 1-5 | 0.05% | 0.04% | 0.06% | 0.14% | 0.07% |
| | 6-10 | 0.08% | 0.04% | 0.07% | 0.18% | 0.09% |
| | 11-15 | 0.14% | 0.04% | 0.06% | 0.16% | 0.10% |
| | 16-20 | 0.20% | 0.06% | 0.07% | 0.11% | 0.11% |
| | 21-25 | 0.31% | 0.10% | 0.08% | 0.09% | 0.14% |
| | 26-30 | 0.55% | 0.17% | 0.13% | 0.08% | 0.23% |
| | 31-35 | 0.86% | 0.25% | 0.24% | 0.10% | 0.36% |
| | 36+ | 1.45% | 0.61% | 0.60% | 0.19% | 0.71% |
| Fundamental | 1-5 | 0.15% | 0.13% | 0.06% | 0.12% | 0.11% |
| | 6-10 | 0.27% | 0.09% | 0.12% | 0.15% | 0.16% |
| | 11-15 | 0.69% | 0.15% | 0.13% | 0.15% | 0.28% |
| | 16-20 | 1.31% | 0.22% | 0.15% | 0.15% | 0.46% |
| | 21-25 | 1.89% | 0.47% | 0.18% | 0.17% | 0.68% |
| | 26-30 | 2.83% | 0.96% | 0.27% | 0.16% | 1.05% |
| | 31-35 | 4.25% | 1.43% | 0.63% | 0.18% | 1.63% |
| | 36+ | 7.16% | 3.10% | 1.69% | 0.52% | 3.12% |
| Médio | 1-5 | 0.60% | 0.31% | 0.10% | 0.12% | 0.29% |
| | 6-10 | 1.22% | 0.30% | 0.20% | 0.14% | 0.47% |
| | 11-15 | 2.15% | 0.51% | 0.28% | 0.16% | 0.78% |
| | 16-20 | 2.81% | 0.85% | 0.35% | 0.23% | 1.06% |
| | 21-25 | 3.81% | 1.70% | 0.60% | 0.27% | 1.59% |
| | 26-30 | 5.53% | 2.46% | 1.04% | 0.30% | 2.33% |
| | 31-35 | 8.17% | 3.72% | 2.04% | 0.49% | 3.60% |
| | 36+ | 14.73% | 7.68% | 4.11% | 1.20% | 6.93% |
| Superior | 1-5 | 1.76% | 0.57% | 0.57% | 0.22% | 0.78% |
| | 6-10 | 3.26% | 1.00% | 0.80% | 0.30% | 1.34% |
| | 11-15 | 5.08% | 1.48% | 1.06% | 0.54% | 2.04% |
| | 16-20 | 5.70% | 2.26% | 1.20% | 0.81% | 2.49% |
| | 21-25 | 6.47% | 3.61% | 1.53% | 0.84% | 3.11% |
| | 26-30 | 7.24% | 3.86% | 2.75% | 1.02% | 3.72% |
| | 31-35 | 10.56% | 5.38% | 4.10% | 1.32% | 5.34% |
| | 36+ | 14.76% | 8.30% | 5.14% | 2.72% | 7.73% |

Fonte: Censos Demográficos. Elaboração: Própria

Table 2.8
Salário Relativo dos Imigrantes em Relação aos Nativos
por Grupo de Educação i e Idade j em cada Período t

| | | $\frac{\omega_{ijt}^M}{\omega_{ijt}^N}$ | | | | |
|-------------|------------|---|------|------|------|-----------|
| Educação | Idade | 1980 | 1991 | 2000 | 2010 | 1980-2010 |
| Fundamental | 21 – 25 | 1.49 | 1.36 | 1.13 | 1.08 | 1.27 |
| | Incompleto | 2.01 | 1.70 | 1.29 | 1.27 | 1.57 |
| | 31 – 35 | 2.25 | 2.07 | 1.38 | 1.00 | 1.68 |
| | 36 – 40 | 2.53 | 2.26 | 1.62 | 1.43 | 1.96 |
| | 41 – 45 | 2.09 | 2.53 | 1.71 | 2.05 | 2.09 |
| | 46 – 50 | 2.21 | 2.21 | 1.99 | 2.30 | 2.18 |
| | 51 – 55 | 2.03 | 2.53 | 2.09 | 2.34 | 2.25 |
| | 56 – 60 | 2.02 | 3.17 | 3.67 | 1.67 | 2.63 |
| | 61 – 65 | 1.81 | 2.09 | 1.95 | 3.95 | 2.45 |
| Fundamental | 21 – 25 | 1.47 | 1.40 | 1.37 | 1.03 | 1.32 |
| | 26 – 30 | 1.58 | 1.62 | 1.51 | 1.00 | 1.43 |
| | 31 – 35 | 1.73 | 1.63 | 1.56 | 0.97 | 1.47 |
| | 36 – 40 | 1.78 | 1.91 | 1.73 | 1.19 | 1.65 |
| | 41 – 45 | 1.77 | 1.94 | 1.76 | 1.39 | 1.72 |
| | 46 – 50 | 1.59 | 1.84 | 1.82 | 1.25 | 1.63 |
| | 51 – 55 | 1.51 | 2.00 | 1.81 | 1.10 | 1.61 |
| | 56 – 60 | 1.42 | 2.17 | 2.08 | 1.31 | 1.75 |
| | 61 – 65 | 1.38 | 1.65 | 1.90 | 1.42 | 1.59 |
| Médio | 21 – 25 | 1.55 | 1.58 | 1.50 | 2.43 | 1.76 |
| | 26 – 30 | 1.61 | 1.74 | 1.61 | 1.24 | 1.55 |
| | 31 – 35 | 1.87 | 1.59 | 1.68 | 1.66 | 1.70 |
| | 36 – 40 | 1.95 | 1.71 | 1.57 | 1.68 | 1.73 |
| | 41 – 45 | 1.75 | 1.75 | 1.60 | 1.57 | 1.67 |
| | 46 – 50 | 1.68 | 1.60 | 1.72 | 2.11 | 1.78 |
| | 51 – 55 | 1.56 | 1.93 | 1.82 | 1.40 | 1.68 |
| | 56 – 60 | 1.30 | 1.74 | 1.64 | 1.40 | 1.52 |
| | 61 – 65 | 1.34 | 1.45 | 1.85 | 1.40 | 1.51 |
| Superior | 21 – 25 | 1.49 | 1.68 | 1.67 | 1.53 | 1.59 |
| | 26 – 30 | 1.49 | 1.78 | 1.59 | 1.84 | 1.67 |
| | 31 – 35 | 1.62 | 1.59 | 2.10 | 2.02 | 1.84 |
| | 36 – 40 | 1.72 | 1.60 | 1.73 | 1.84 | 1.72 |
| | 41 – 45 | 1.76 | 1.58 | 1.51 | 2.20 | 1.76 |
| | 46 – 50 | 1.53 | 1.65 | 1.39 | 1.51 | 1.52 |
| | 51 – 55 | 1.44 | 1.58 | 1.55 | 1.36 | 1.48 |
| | 56 – 60 | 1.29 | 1.25 | 1.35 | 1.18 | 1.27 |
| | 61 – 65 | 1.13 | 1.04 | 1.30 | 1.28 | 1.19 |

Fonte: Censos Demográficos. Elaboração: Própria

Tabela 2.9
Razão da População Ocupada de Imigrantes e Nativos
por Grupo de Educação i e Idade j em cada Período t
 $\frac{M_{ijt}}{N_{ijt}}$ em %

| Educação | Idade | 1980 | 1991 | 2000 | 2010 | 1980-2010 |
|------------------------|-------|--------|--------|-------|-------|-----------|
| Fundamental Incompleto | 21-25 | 0.08% | 0.04% | 0.07% | 0.18% | 0.09% |
| | 26-30 | 0.14% | 0.04% | 0.06% | 0.16% | 0.10% |
| | 31-35 | 0.20% | 0.06% | 0.07% | 0.11% | 0.11% |
| | 36-40 | 0.31% | 0.10% | 0.08% | 0.09% | 0.14% |
| | 41-45 | 0.55% | 0.17% | 0.13% | 0.08% | 0.23% |
| | 46-50 | 0.86% | 0.25% | 0.24% | 0.10% | 0.36% |
| | 51-55 | 1.32% | 0.40% | 0.40% | 0.13% | 0.56% |
| | 56-60 | 1.57% | 0.65% | 0.58% | 0.19% | 0.75% |
| | 61-65 | 1.52% | 0.96% | 1.15% | 0.36% | 1.00% |
| Fundamental | 21-25 | 0.27% | 0.09% | 0.12% | 0.15% | 0.16% |
| | 26-30 | 0.69% | 0.15% | 0.13% | 0.15% | 0.28% |
| | 31-35 | 1.31% | 0.22% | 0.15% | 0.15% | 0.46% |
| | 36-40 | 1.89% | 0.47% | 0.18% | 0.17% | 0.68% |
| | 41-45 | 2.83% | 0.96% | 0.27% | 0.16% | 1.05% |
| | 46-50 | 4.25% | 1.43% | 0.63% | 0.18% | 1.63% |
| | 51-55 | 6.21% | 2.10% | 1.11% | 0.25% | 2.42% |
| | 56-60 | 8.27% | 3.64% | 1.88% | 0.59% | 3.60% |
| | 61-65 | 8.12% | 5.22% | 3.12% | 1.13% | 4.40% |
| Médio | 21-25 | 0.92% | 0.29% | 0.15% | 0.14% | 0.38% |
| | 26-30 | 1.79% | 0.39% | 0.26% | 0.16% | 0.65% |
| | 31-35 | 2.54% | 0.70% | 0.31% | 0.19% | 0.93% |
| | 36-40 | 3.32% | 1.31% | 0.46% | 0.26% | 1.34% |
| | 41-45 | 4.93% | 2.24% | 0.85% | 0.28% | 2.08% |
| | 46-50 | 6.62% | 2.93% | 1.60% | 0.38% | 2.88% |
| | 51-55 | 11.40% | 5.11% | 2.73% | 0.69% | 4.98% |
| | 56-60 | 16.25% | 7.93% | 3.98% | 1.18% | 7.34% |
| | 61-65 | 16.48% | 11.22% | 6.94% | 2.20% | 9.21% |
| Superior | 21-25 | 1.77% | 0.57% | 0.58% | 0.23% | 0.79% |
| | 26-30 | 3.26% | 1.00% | 0.80% | 0.30% | 1.34% |
| | 31-35 | 5.08% | 1.48% | 1.06% | 0.54% | 2.04% |
| | 36-40 | 5.70% | 2.26% | 1.20% | 0.81% | 2.49% |
| | 41-45 | 6.47% | 3.61% | 1.53% | 0.84% | 3.11% |
| | 46-50 | 7.24% | 3.86% | 2.75% | 1.02% | 3.72% |
| | 51-55 | 10.56% | 5.38% | 4.10% | 1.32% | 5.34% |
| | 56-60 | 14.79% | 6.89% | 4.56% | 2.30% | 7.13% |
| | 61-65 | 14.70% | 10.93% | 6.48% | 3.50% | 8.90% |

Fonte: Censos Demográficos. Elaboração: Própria

Tabela 2.10
Razão da Força de Trabalho de Imigrantes e Nativos
por Grupo de Educação i e Período t
 $\frac{M_{it}}{N_{it}}$ em %

| Educação | 1980 | 1991 | 2000 | 2010 | 1980-2010 |
|------------------------|-------|-------|-------|-------|-----------|
| Fundamental Incompleto | 0.44% | 0.15% | 0.13% | 0.13% | 0.21% |
| Fundamental | 1.44% | 0.73% | 0.33% | 0.20% | 0.68% |
| Médio | 2.51% | 1.03% | 0.53% | 0.26% | 1.08% |
| Superior | 5.30% | 2.44% | 1.74% | 0.85% | 2.58% |

Fonte: Censos Demográficos. Elaboração: Própria

Tabela 2.11
Razão da População de Imigrantes e Nativos
por Grupo de Educação i e Período t
 $\frac{M_{it}}{N_{it}}$ em %

| Educação | 1980 | 1991 | 2000 | 2010 | 1980-2010 |
|------------------------|-------|-------|-------|-------|-----------|
| Fundamental Incompleto | 0.54% | 0.19% | 0.14% | 0.13% | 0.25% |
| Fundamental | 1.48% | 0.81% | 0.39% | 0.21% | 0.72% |
| Médio | 2.71% | 1.13% | 0.60% | 0.29% | 1.18% |
| Superior | 5.64% | 2.53% | 1.85% | 0.95% | 2.74% |

Fonte: Censos Demográficos. Elaboração: Própria

Tabela 2.12
Razão da Força de Trabalho de Imigrantes e Nativos
por Grupo de Educação i e Experiência j em cada Período t
 $\frac{M_{ijt}}{N_{ijt}}$ em %

| Educação | Anos de Experiência | 1980 | 1991 | 2000 | 2010 | 1980-2010 |
|------------------------|---------------------|--------|-------|-------|-------|-----------|
| Fundamental Incompleto | 1-5 | 0.05% | 0.04% | 0.05% | 0.13% | 0.07% |
| | 6-10 | 0.08% | 0.04% | 0.06% | 0.16% | 0.09% |
| | 11-15 | 0.14% | 0.04% | 0.06% | 0.15% | 0.10% |
| | 16-20 | 0.20% | 0.06% | 0.07% | 0.11% | 0.11% |
| | 21-25 | 0.31% | 0.11% | 0.07% | 0.08% | 0.14% |
| | 26-30 | 0.55% | 0.17% | 0.12% | 0.08% | 0.23% |
| | 31-35 | 0.86% | 0.26% | 0.23% | 0.10% | 0.36% |
| | 36+ | 1.45% | 0.63% | 0.57% | 0.19% | 0.71% |
| Fundamental | 1-5 | 0.15% | 0.13% | 0.06% | 0.10% | 0.11% |
| | 6-10 | 0.27% | 0.09% | 0.11% | 0.14% | 0.15% |
| | 11-15 | 0.69% | 0.15% | 0.13% | 0.14% | 0.27% |
| | 16-20 | 1.31% | 0.22% | 0.15% | 0.15% | 0.46% |
| | 21-25 | 1.88% | 0.46% | 0.17% | 0.17% | 0.67% |
| | 26-30 | 2.82% | 0.95% | 0.26% | 0.16% | 1.05% |
| | 31-35 | 4.25% | 1.42% | 0.60% | 0.18% | 1.62% |
| | 36+ | 7.16% | 3.11% | 1.64% | 0.51% | 3.10% |
| Médio | 1-5 | 0.61% | 0.31% | 0.10% | 0.11% | 0.29% |
| | 6-10 | 1.22% | 0.31% | 0.19% | 0.14% | 0.46% |
| | 11-15 | 2.16% | 0.50% | 0.28% | 0.16% | 0.77% |
| | 16-20 | 2.83% | 0.84% | 0.34% | 0.23% | 1.06% |
| | 21-25 | 3.82% | 1.70% | 0.59% | 0.27% | 1.59% |
| | 26-30 | 5.54% | 2.46% | 1.04% | 0.29% | 2.33% |
| | 31-35 | 8.18% | 3.69% | 2.02% | 0.49% | 3.60% |
| | 36+ | 14.79% | 7.60% | 4.11% | 1.20% | 6.93% |
| Superior | 1-5 | 1.74% | 0.60% | 0.59% | 0.24% | 0.79% |
| | 6-10 | 3.25% | 1.00% | 0.81% | 0.31% | 1.34% |
| | 11-15 | 5.07% | 1.49% | 1.06% | 0.54% | 2.04% |
| | 16-20 | 5.72% | 2.27% | 1.20% | 0.81% | 2.50% |
| | 21-25 | 6.47% | 3.63% | 1.54% | 0.84% | 3.12% |
| | 26-30 | 7.28% | 3.92% | 2.74% | 1.02% | 3.74% |
| | 31-35 | 10.60% | 5.39% | 4.11% | 1.31% | 5.35% |
| | 36+ | 14.83% | 8.35% | 5.07% | 2.73% | 7.74% |

Fonte: Censos Demográficos. Elaboração: Própria

Tabela 2.13
Razão da Força de Trabalho de Imigrantes e Nativos
por Grupo de Educação i e Idade j em cada Período t
 $\frac{M_{ijt}}{N_{ijt}}$ em %

| Educação | Idade | 1980 | 1991 | 2000 | 2010 | 1980-2010 |
|------------------------|-------|--------|--------|-------|-------|-----------|
| Fundamental Incompleto | 21-25 | 0.08% | 0.04% | 0.06% | 0.16% | 0.09% |
| | 26-30 | 0.14% | 0.04% | 0.06% | 0.15% | 0.10% |
| | 31-35 | 0.20% | 0.06% | 0.07% | 0.11% | 0.11% |
| | 36-40 | 0.31% | 0.11% | 0.07% | 0.08% | 0.14% |
| | 41-45 | 0.55% | 0.17% | 0.12% | 0.08% | 0.23% |
| | 46-50 | 0.86% | 0.26% | 0.23% | 0.10% | 0.36% |
| | 51-55 | 1.32% | 0.40% | 0.39% | 0.13% | 0.56% |
| | 56-60 | 1.57% | 0.67% | 0.55% | 0.19% | 0.74% |
| | 61-65 | 1.52% | 1.00% | 1.10% | 0.36% | 0.99% |
| Fundamental | 21-25 | 0.27% | 0.09% | 0.11% | 0.14% | 0.15% |
| | 26-30 | 0.69% | 0.15% | 0.13% | 0.14% | 0.27% |
| | 31-35 | 1.31% | 0.22% | 0.15% | 0.15% | 0.46% |
| | 36-40 | 1.88% | 0.46% | 0.17% | 0.17% | 0.67% |
| | 41-45 | 2.82% | 0.95% | 0.26% | 0.16% | 1.05% |
| | 46-50 | 4.25% | 1.42% | 0.60% | 0.18% | 1.62% |
| | 51-55 | 6.21% | 2.09% | 1.10% | 0.25% | 2.41% |
| | 56-60 | 8.28% | 3.66% | 1.79% | 0.58% | 3.58% |
| | 61-65 | 8.13% | 5.17% | 3.03% | 1.12% | 4.36% |
| Médio | 21-25 | 0.92% | 0.30% | 0.15% | 0.13% | 0.38% |
| | 26-30 | 1.79% | 0.39% | 0.26% | 0.15% | 0.65% |
| | 31-35 | 2.54% | 0.69% | 0.30% | 0.19% | 0.93% |
| | 36-40 | 3.35% | 1.30% | 0.45% | 0.26% | 1.34% |
| | 41-45 | 4.93% | 2.25% | 0.84% | 0.27% | 2.07% |
| | 46-50 | 6.62% | 2.93% | 1.60% | 0.38% | 2.88% |
| | 51-55 | 11.45% | 5.08% | 2.72% | 0.69% | 4.99% |
| | 56-60 | 16.30% | 7.81% | 4.03% | 1.20% | 7.33% |
| | 61-65 | 16.46% | 10.91% | 6.68% | 2.20% | 9.06% |
| Superior | 21-25 | 1.75% | 0.60% | 0.59% | 0.24% | 0.80% |
| | 26-30 | 3.25% | 1.00% | 0.81% | 0.31% | 1.34% |
| | 31-35 | 5.07% | 1.49% | 1.06% | 0.54% | 2.04% |
| | 36-40 | 5.72% | 2.27% | 1.20% | 0.81% | 2.50% |
| | 41-45 | 6.47% | 3.63% | 1.54% | 0.84% | 3.12% |
| | 46-50 | 7.28% | 3.92% | 2.74% | 1.02% | 3.74% |
| | 51-55 | 10.60% | 5.39% | 4.11% | 1.31% | 5.35% |
| | 56-60 | 14.87% | 6.91% | 4.49% | 2.32% | 7.14% |
| | 61-65 | 14.75% | 11.03% | 6.43% | 3.50% | 8.93% |

Fonte: Censos Demográficos. Elaboração: Própria

Tabela 2.14
Razão da População de Imigrantes e Nativos
por Grupo de Educação i e Experiência j em cada Período t
 $\frac{M_{ijt}}{N_{ijt}}$ em %

| Educação | Anos de Experiência | 1980 | 1991 | 2000 | 2010 | 1980-2010 |
|------------------------|---------------------|--------|-------|-------|-------|-----------|
| Fundamental Incompleto | 1-5 | 0.07% | 0.04% | 0.05% | 0.10% | 0.07% |
| | 6-10 | 0.09% | 0.04% | 0.06% | 0.15% | 0.08% |
| | 11-15 | 0.13% | 0.04% | 0.06% | 0.13% | 0.09% |
| | 16-20 | 0.21% | 0.06% | 0.06% | 0.10% | 0.11% |
| | 21-25 | 0.32% | 0.11% | 0.07% | 0.08% | 0.14% |
| | 26-30 | 0.56% | 0.18% | 0.11% | 0.08% | 0.23% |
| | 31-35 | 0.90% | 0.26% | 0.21% | 0.09% | 0.36% |
| | 36+ | 1.75% | 0.74% | 0.56% | 0.20% | 0.81% |
| Fundamental | 1-5 | 0.21% | 0.22% | 0.09% | 0.12% | 0.16% |
| | 6-10 | 0.27% | 0.11% | 0.11% | 0.14% | 0.16% |
| | 11-15 | 0.73% | 0.15% | 0.13% | 0.14% | 0.29% |
| | 16-20 | 1.40% | 0.22% | 0.15% | 0.14% | 0.48% |
| | 21-25 | 1.85% | 0.49% | 0.16% | 0.17% | 0.67% |
| | 26-30 | 2.63% | 1.03% | 0.26% | 0.15% | 1.01% |
| | 31-35 | 3.81% | 1.43% | 0.62% | 0.17% | 1.51% |
| | 36+ | 6.32% | 2.81% | 1.57% | 0.57% | 2.82% |
| Médio | 1-5 | 0.91% | 0.45% | 0.16% | 0.16% | 0.42% |
| | 6-10 | 1.40% | 0.37% | 0.24% | 0.16% | 0.54% |
| | 11-15 | 2.44% | 0.52% | 0.31% | 0.17% | 0.86% |
| | 16-20 | 3.32% | 0.89% | 0.36% | 0.23% | 1.20% |
| | 21-25 | 4.35% | 1.83% | 0.60% | 0.28% | 1.76% |
| | 26-30 | 5.89% | 2.69% | 1.03% | 0.30% | 2.48% |
| | 31-35 | 7.79% | 3.41% | 1.92% | 0.46% | 3.40% |
| | 36+ | 11.49% | 5.61% | 3.24% | 1.19% | 5.38% |
| Superior | 1-5 | 2.02% | 0.73% | 0.71% | 0.29% | 0.94% |
| | 6-10 | 3.60% | 1.12% | 0.96% | 0.38% | 1.51% |
| | 11-15 | 5.46% | 1.62% | 1.19% | 0.61% | 2.22% |
| | 16-20 | 6.27% | 2.37% | 1.29% | 0.87% | 2.70% |
| | 21-25 | 6.79% | 3.69% | 1.62% | 0.94% | 3.26% |
| | 26-30 | 7.54% | 3.80% | 2.69% | 1.06% | 3.78% |
| | 31-35 | 10.27% | 4.70% | 3.61% | 1.27% | 4.96% |
| | 36+ | 13.68% | 6.82% | 4.04% | 2.46% | 6.75% |

Fonte: Censos Demográficos. Elaboração: Própria

Tabela 2.15
Razão da População de Imigrantes e Nativos
por Grupo de Educação i e Idade j em cada Período t
 $\frac{M_{ijt}}{N_{ijt}}$ em %

| Educação | Idade | 1980 | 1991 | 2000 | 2010 | 1980-2010 |
|------------------------|-------|--------|-------|-------|-------|-----------|
| Fundamental Incompleto | 21-25 | 0.09% | 0.04% | 0.06% | 0.15% | 0.08% |
| | 26-30 | 0.13% | 0.04% | 0.06% | 0.13% | 0.09% |
| | 31-35 | 0.21% | 0.06% | 0.06% | 0.10% | 0.11% |
| | 36-40 | 0.32% | 0.11% | 0.07% | 0.08% | 0.14% |
| | 41-45 | 0.56% | 0.18% | 0.11% | 0.08% | 0.23% |
| | 46-50 | 0.90% | 0.26% | 0.21% | 0.09% | 0.36% |
| | 51-55 | 1.44% | 0.42% | 0.36% | 0.12% | 0.59% |
| | 56-60 | 1.85% | 0.75% | 0.51% | 0.19% | 0.82% |
| | 61-65 | 2.09% | 1.14% | 0.92% | 0.34% | 1.12% |
| Fundamental | 21-25 | 0.27% | 0.11% | 0.11% | 0.14% | 0.16% |
| | 26-30 | 0.73% | 0.15% | 0.13% | 0.14% | 0.29% |
| | 31-35 | 1.40% | 0.22% | 0.15% | 0.14% | 0.48% |
| | 36-40 | 1.85% | 0.49% | 0.16% | 0.17% | 0.67% |
| | 41-45 | 2.63% | 1.03% | 0.26% | 0.15% | 1.01% |
| | 46-50 | 3.81% | 1.43% | 0.62% | 0.17% | 1.51% |
| | 51-55 | 5.38% | 1.88% | 1.12% | 0.26% | 2.16% |
| | 56-60 | 7.20% | 3.04% | 1.57% | 0.59% | 3.10% |
| | 61-65 | 7.00% | 4.11% | 2.32% | 1.05% | 3.62% |
| Médio | 21-25 | 1.13% | 0.39% | 0.20% | 0.16% | 0.47% |
| | 26-30 | 2.01% | 0.42% | 0.29% | 0.17% | 0.72% |
| | 31-35 | 2.94% | 0.72% | 0.33% | 0.19% | 1.04% |
| | 36-40 | 3.91% | 1.41% | 0.48% | 0.27% | 1.52% |
| | 41-45 | 5.31% | 2.39% | 0.84% | 0.29% | 2.21% |
| | 46-50 | 6.83% | 3.01% | 1.53% | 0.37% | 2.94% |
| | 51-55 | 9.77% | 4.18% | 2.42% | 0.64% | 4.25% |
| | 56-60 | 12.41% | 5.46% | 3.20% | 1.14% | 5.55% |
| | 61-65 | 11.52% | 7.15% | 4.09% | 1.94% | 6.17% |
| Superior | 21-25 | 2.02% | 0.73% | 0.71% | 0.29% | 0.94% |
| | 26-30 | 3.60% | 1.12% | 0.96% | 0.38% | 1.51% |
| | 31-35 | 5.46% | 1.62% | 1.19% | 0.61% | 2.22% |
| | 36-40 | 6.27% | 2.37% | 1.29% | 0.87% | 2.70% |
| | 41-45 | 6.79% | 3.69% | 1.62% | 0.94% | 3.26% |
| | 46-50 | 7.54% | 3.80% | 2.69% | 1.06% | 3.78% |
| | 51-55 | 10.27% | 4.70% | 3.61% | 1.27% | 4.96% |
| | 56-60 | 13.79% | 5.66% | 3.76% | 2.13% | 6.34% |
| | 61-65 | 13.51% | 8.49% | 4.48% | 2.96% | 7.36% |

Fonte: Censos Demográficos. Elaboração: Própria

2.5.2 Hipótese de Separabilidade

Implicitamente, estamos assumindo a separabilidade de (2.1) 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 (2.1), 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 $Q_t^*(K_t, L_t^*)$.

Capítulo 3

ELASTICIDADES ENTRE NATIVOS E IMIGRANTES:

ESTIMAÇÕES PELO ARCABOUÇO DA FUNÇÃO DE

PRODUÇÃO TRANSLOG

3.1 Introdução

Desde o início literatura que se dedica a medir os impactos da imigração no mercado de trabalho na década de 1980 até o começo da década de 2000, a metodologia da maior parte dos trabalhos tinha como ponto de partida a idéia de examinar um corte transversal de cidades/regiões em um país e explorar as variações na densidade de imigrantes para identificar o efeito da imigração sobre uma variável de interesse, em especial, o salário (Friedberg & Hunt 1995). A abordagem de quase todos esses estudos era basicamente empírica, sem o desenvolvimento de um arcabouço teórico (Okkerse 2008). Um problema que surge nessa metodologia, é que os salários entre os mercados de trabalho locais (cidades, por exemplo) estão sujeitos à força equalizadora advinda da arbitragem espacial dos trabalhadores, o que produziria um viés nas estimações; logo, os efeitos da imigração seriam melhor detectados ao nível nacional (Ottaviano & Peri 2012). A lógica é que é mais fácil para um trabalhador nativo reagir à imigração mudando de cidade/região do que migrando para outro país, o que atenuaria o potencial problema de viés mencionado.

A escassa quantidade de observações em nível nacional, no entanto, é um fator limitante para análises empíricas. O influente trabalho de Borjas (2003) contorna esse problema ao dividir os trabalhadores em diversos grupos de habilidade e aplicar um arcabouço estrutural baseado na função de produção CES aninhada, a qual exige um reduzido número de parâmetros a serem estimados. Desde então, o *mainstream* da literatura subjacente passou a empregar uma metodologia estrutural baseada nesse arcabouço (Borjas et al. 2012)¹.

O arcabouço da CES multi-nível, todavia, possui limitações. Além de impor fortes hipóteses sobre a separabilidade dos insumos (Dustmann & Preston 2012), também estabelece grandes restrições sobre o número admissível de efeitos cruzados

¹Inúmeros trabalhos seguiram esse caminho metodológico, alguns deles são Borjas & Katz (2007), Aydemir & Borjas (2007), Card (2009), D'amuri & Ottaviano & Peri (2010), e mais recentemente Manacorda & Manning & Wadsworth (2012) e Ottaviano & Peri (2012).

distintos entre os fatores de produção. Tomando Borjas (2003) como exemplo, seu conjunto de insumos com capital mais 32 grupos de trabalho (divididos de acordo com a habilidade) resultaria num total 561 efeitos cruzados e próprios a serem estimados (após a aplicação das restrições teóricas de simetria). Entretanto, o arcabouço da CES multi-nível assume que todos esses efeitos podem ser descritos em termos de apenas três parâmetros (Borjas 2013)².

Diante desse contexto, o objetivo deste capítulo é produzir estimações para a economia brasileira de duas medidas relacionadas ao impacto dos imigrantes sobre o salário dos nativos através de uma metodologia alternativa baseada numa função de produção mais flexível (neste caso, a função Translog), a qual não está sujeita a restrições tão austeras quanto a CES. A vantagem da utilização de funções flexíveis como a Translog e a Leontief Generalizada³ é que elas são capazes de capturar, em termos de um parâmetro distinto, o efeito cruzado entre cada par de insumos⁴.

As duas medidas que calculamos neste estudo são as elasticidades parciais brutas do preços dos insumos em relação às suas quantidades e as elasticidades de substituição de Hicks (*HES*)⁵. Tais medidas nos permitem avaliar a substitutibilidade e complementaridade entre nativos e imigrantes, e o grau de impacto nos rendimentos do trabalho nativo em resposta à variações na quantidade de imigrantes na produção, sendo estes o escopo principal deste capítulo. Adicionalmente, a metodologia empregada possibilita o relaxamento da restrição presente na função CES de que a *HES* é idêntica entre todos os pares de imigrantes e nativos do mesmo grupo de habilidade (aqui determinada pela educação).

²Mais especificamente, três elasticidades de substituição de Hicks, as quais constituem os principais parâmetros de interesse da função CES nesta literatura.

³As duas funções flexíveis mais utilizadas na literatura.

⁴Existem restrições de simetria e soma sobre esses parâmetros mas elas advêm da teoria econômica, não da imposição direta pela função de produção.

⁵(i) Nosso foco na análise dessas duas elasticidades está na relação entre nativos e imigrantes.

(ii) A elasticidade de substituição de Hicks (notação abreviada: *HES*) é, por vezes, referida como “direct elasticity of substitution” (notação abreviada: *DES*) (Mundlak 1968; McFadden 1963) ou como apenas “elasticidade de substituição”.

(iii) Calculamos a *HES* a partir da função Translog através da aplicação da fórmula (1) de McFadden (1963) ou da idêntica fórmula (19a) de Sato & Koizumi (1973).

Há relativamente poucos estudos na literatura subjacente que empregam uma metodologia estrutural baseada em funções flexíveis, destacamos Bettin & Turco & Maggioni (2014), Greenwood et al. (1996, 1997), Greenwood & Hunt (1995), Borjas (1987) e Grossman (1982). Entretanto, nenhum deles estima as *HES* entre imigrantes e nativos, o que é essencial para um diálogo mais estreito com a recente literatura baseada no arcabouço da CES aninhada, tendo em mente o papel central dessas elasticidades nesse arcabouço (ver Capítulos 1 e 2).

Nossas estimações, utilizando dados do setor industrial brasileiro para o período 1996-2007 e dividindo os trabalhadores em dois grupos de educação, geram valores para as *HES* entre imigrantes e nativos de 1.3 a 4.9, magnitudes sensivelmente inferiores às aquelas obtidas no Capítulo 2 e nos papers de Ottaviano & Peri (2012) e Manacorda & Manning & Wadsworth (2012) cujas metodologias estão fundamentadas na função de produção CES multi-nível. Isso, porém, reforça a conclusão desses estudos de que nativos e imigrantes são substitutos imperfeitos na produção, contrariando novamente a tese de substituição perfeita sugerida por Borjas et al. (2012). Os valores estimados para as elasticidades dos salários dos nativos em resposta às quantidades de imigrantes na produção são da ordem máxima de ± 0.01 , em linha com os diminutos impactos salariais da imigração comumente encontrados na literatura (ver, por exemplo, Card 2012, Longhi et al. 2010 e Okkerse 2008) e nos trabalhos de Akbari & DeVoretz (1992) e Grossman (1982) cujas metodologias também estão baseadas na função de produção Translog.

Este capítulo está organizado da seguinte forma. A Seção 3.2 descreve a metodologia empregada, a Seção 3.3 apresenta os dados e estatísticas descritivas básicas, a Seção 3.4 reporta e discute os resultados das estimações, e a Seção 3.5 traz os comentários finais.

3.2 Metodologia

Nesta seção apresentamos informações metodológicas gerais e em seguida descrevemos a metodologia que utilizamos para: (i) derivar a função de produção Translog, (ii) estimar seus parâmetros, (iii) e, a partir deles, computar as elasticidades parciais brutas dos preços dos insumos em relação às suas quantidades e as elasticidades de substituição de Hicks⁶. O âmago da metodologia construída nesta seção baseia-se no trabalho seminal de Grossman (1982), Bettin & Turco & Maggioni (2014), Berger (1983), dentre outros citados ao longo do capítulo.

A taxonomia empregada neste estudo divide os trabalhadores por origem e educação, formando um total de quatro grupos (ou classes) de trabalho. As classes de origem são “nativo” e “imigrante”, este definido como indivíduo nascido fora do Brasil. As classes de educação são “médio incompleto” (notação abreviada: MI) e “médio completo” (notação abreviada: MC). O grupo MI compreende todos trabalhadores que não completaram o ensino médio, o que inclui, por exemplo, aqueles sem nenhuma educação formal. O grupo MC abrange todos trabalhadores que completaram o ensino médio, o que engloba, por exemplo, aqueles com ensino superior completo.

Como o Brasil é um país com nível de escolaridade relativamente baixa, acreditamos que essa taxonomia de divisão educacional é mais adequada do que a divisão em dois grupos mais escolarizados frequentemente utilizada em estudos para países mais educacionalmente desenvolvidos como Estados Unidos e Reino Unido (como exemplo, ver Katz & Murphy 1992, Card 2009, e Manacorda & Manning & Wadsworth 2012).

Uma análise separando os trabalhadores em diversos grupos de educação e experiência, como no primeiro capítulo, conquanto fosse interessante do ponto de vista

⁶O arcabouço da função custo desenvolvido no capítulo seguinte guarda diversas semelhanças com o arcabouço da função de produção descrito aqui, por isso frequentemente faremos referência ao mesmo para detalhes adicionais, evitando repetições desnecessárias.

explicativo, foi preterida aqui, na medida que produziria um elevado número de observações faltantes. Isso porque a metodologia aplicada requer quantidades positivas de trabalhadores em todos os grupos em consequência da forma logarítmica do modelo.

Os quatro grupos de trabalho resultantes, juntamente com o capital, constituem, em nossa metodologia, os cinco fatores de produção (insumos): {1} nativo-MI; {2} nativo-MC; {3} imigrante-MI; {4} imigrante-MC; {5} capital (notação abreviada: k). A quantidade e preço dos mesmos são denotados por x e p , respectivamente. Para designar um insumo em particular, subscritos com o correspondente número ou notação do insumo são adicionados. O número total de fatores de produção é denotado por M , neste caso em particular, $M = 5$.

Passamos agora aos itens (i), (ii) e (iii). Considere inicialmente uma função de produção genérica representada por $Q = Q(\mathbf{x})$, onde $\mathbf{x} = (x_1, x_2, \dots, x_M)$ denota o vetor de fatores de produção. Seguindo a maioria dos trabalhos da literatura subjacente, é assumida a propriedade de retornos constantes de escala e existência de equilíbrio de mercado perfeitamente competitivo para o produto e insumos. Por conseguinte, o preço p de um fator iguala-se ao valor do seu produto marginal. Além disso, normaliza-se o preço do produto igualando-o a um ($P_Q = 1$), de forma que o produto Q represente o valor monetário de produção. Isso se traduz na expressão⁷:

$$p_i = P_Q \frac{\partial Q(\mathbf{x})}{\partial x_i} = \frac{\partial Q(\mathbf{x})}{\partial x_i} \quad (3.1)$$

Neste arcabouço, a quantidade de insumos (\mathbf{x}) é tratada como exógena. Combinando (3.1) com a propriedade de retornos constantes de escala e o teorema de Euler da função homogênea, leva-se a:

$$Q(\mathbf{x}) = \sum_{i=1}^M x_i \frac{\partial Q(\mathbf{x})}{\partial x_i} = \sum_{i=1}^M x_i p_i(\mathbf{x}) \quad (3.2)$$

⁷Salvo menção contrária, neste trabalho sempre que numa expressão não for designado um índice correspondente a um insumo em particular, significa que a mesma é válida para todos os insumos. No caso de 3.1, por exemplo, isso implica que ela é válida para $\forall i \in \{1, 2, \dots, M\}$.

Construindo uma aproximação de segundo grau pela série de Taylor do logaritmo da função de produção genérica $Q(\mathbf{x})$, obtém-se a seguinte função de produção Translog, a qual será empregada nesta análise (ver Capítulo 4 para os detalhes da derivação de uma função Translog análoga) ⁸:

$$\log Q(\mathbf{x}) = \phi_0 + \sum_{i=1}^M \phi_i \log x_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^M \sum_{j=1}^M \delta_{ij} \log x_i \log x_j \quad (3.3)$$

Como os coeficientes δ_{ij} são derivadas cruzadas de segunda ordem (ver Capítulo 4), pelo teorema de Young, restrições de simetria precisam ser impostas:

$$\delta_{ij} = \delta_{ji} \quad (3.4)$$

Os retornos constantes de escala se traduzem em homogeneidade de primeiro grau para a função de produção, o que implica nas seguintes restrições adicionais:

$$\sum_{i=1}^M \phi_i = 1 \quad (3.5)$$

$$\sum_{j=1}^M \delta_{ij} = 0 \quad (3.6)$$

$$\sum_{i=1}^M \delta_{ij} = 0 \quad (3.7)$$

O share do insumo i no produto, $s_i(\mathbf{x})$, é dado por:

$$\frac{\partial \log Q(\mathbf{x})}{\partial \log x_i} = \frac{p_i x_i}{Q} = s_i(\mathbf{x}) \quad (3.8)$$

Diferenciando (3.3) em relação ao vetor do logaritmo dos níveis de insumo $\log \mathbf{x}$ e usando (3.8), chega-se ao sistema de equações dos shares abaixo:

⁸Assume-se que a função de produção genérica $Q(\mathbf{x})$ é bem-comportada, e assim como Grossman (1982) e Akbari & Devoretz (1992), assumimos essa mesma hipótese para a função de produção Translog resultante. Uma função de produção “bem-comportada” é definida neste trabalho como duas vezes continuamente diferenciável, monotônica e quasi-côncava.

$$\begin{cases} s_1 = \phi_1 + \sum_{j=1}^M \delta_{1j} \log x_j = \phi_1 + \delta_{11} \log x_1 + \delta_{12} \log x_2 + \dots + \delta_{1M} \log x_M \\ s_2 = \phi_2 + \sum_{j=1}^M \delta_{2j} \log x_j = \phi_2 + \delta_{21} \log x_1 + \delta_{22} \log x_2 + \dots + \delta_{2M} \log x_M \\ \vdots \\ s_M = \phi_M + \sum_{j=1}^M \delta_{Mj} \log x_j = \phi_M + \delta_{M1} \log x_1 + \delta_{M2} \log x_2 + \dots + \delta_{MM} \log x_M \end{cases} \quad (3.9)$$

No sistema abaixo, adicionamos erros estocástico para deixá-lo em formato de regressão. Note que os shares de (3.10) necessariamente devem somar um, de tal forma que, com as restrições impostas, os erros são colineares (ver Capítulo 4). Para contornar esse problema, estima-se o sistema eliminando uma das equações e depois recupera-se os parâmetros da equação excluída através das restrições teóricas.

$$\begin{cases} s_1 = \phi_1 + \sum_{j=1}^M \delta_{1j} \log x_j + \zeta_1 = \phi_1 + \delta_{11} \log x_1 + \delta_{12} \log x_2 + \dots + \delta_{1M} \log x_M + \zeta_1 \\ s_2 = \phi_2 + \sum_{j=1}^M \delta_{2j} \log x_j + \zeta_2 = \phi_2 + \delta_{21} \log x_1 + \delta_{22} \log x_2 + \dots + \delta_{2M} \log x_M + \zeta_2 \\ \vdots \\ s_M = \phi_M + \sum_{j=1}^M \delta_{Mj} \log x_j + \zeta_M = \phi_M + \delta_{M1} \log x_1 + \delta_{M2} \log x_2 + \dots + \delta_{MM} \log x_M + \zeta_M \end{cases} \quad (3.10)$$

Estimamos o sistema (3.10) pelo método SUR (“seemingly unrelated regression method”; Zellner 1962) usando a técnica de estimação por máxima-verossimilhança (MLE) impondo as restrições teóricas (3.4) e (3.6), após a exclusão arbitrária de uma equação⁹. Note que (3.7) já é implicado por (3.4) e (3.6). A restrição (3.5), por sua vez, será aplicada apenas na recuperação dos parâmetros. Contudo, a escolha

⁹(i) A maior parte da literatura emprega o estimador de Aitken iterativo de Zellner (conhecido como “Zellner’s iterative Aitken estimator” ou “iterative SUR”), uma vez que Kmenta & Gilbert (1968) and Dhrymes (1971) demonstraram que ele converge para o estimador MLE, contudo, isso é verdade apenas se ocorrer convergência, o que nem sempre é garantido.

(ii) O método de estimação aplicado aqui está descrito em Gould & Pitblado & Sribney (2006).

da equação a ser excluída da regressão não deve distorcer os resultados, posto que Barten (1969) mostra que o estimador de MLE é invariante quanto a essa escolha¹⁰. Como a base de dados disponível não possui informações sobre o capital, impomos a hipótese de separabilidade do capital ($\delta_{ik} = 0, \forall i \notin k$), a qual não pôde ser rejeitada estatisticamente em trabalhos como de Akbari & Devoretz (1992) e Grossman (1982), o qual conduziu estimações com e sem a imposição desta hipótese, encontrando resultados bastante similares.

Um tipo de viés que pode emergir nessa estimação decorre da potencial endogeneidade entre as quantidades de insumos e seus shares. Entretanto, neste contexto, é bastante restrita a disponibilidade de variáveis instrumentais verdadeiramente válidas. Com isso, o presente estudo, bem como grande parte da literatura (como exemplo: Greenwood et al. 1997; Akbari & DeVoretz 1992; Grossman 1982) não se utiliza de instrumentos. Uma exceção é Bettin et al. (2014), o qual, numa especificação alternativa, usa como variáveis instrumentais os valores passados das variáveis; não obstante, encontra resultados similares ao da especificação sem instrumentos.

Neste capítulo, a unidade de análise¹¹ é dada ao nível do trinômio (unidade federativa (UF), subsetor industrial, ano). Se, por um lado, essa divisão tem a vantagem de proporcionar um número relativamente grande de observações, por outro, quanto maior o nível de desagregação neste arcabouço, maior é a tendência de viés pela endogeneidade entre as quantidades dos insumos e seus shares. Logo, alternativamente, como checagem de robustez, refazemos todas as estimações, agregando todos os subsetores industriais num único agregado do setor industrial, de tal modo que o nível de análise passa a ser o par (UF,ano).

Prosseguimos apresentando algumas medidas de interesse relacionadas à substituição e complementaridade entre fatores de produção e que podem ser obtidas a partir dos parâmetros da função de produção. Começamos discutindo a elasticidade de complementaridade de Hicks (*HEC*), a qual classifica dois insumos como

¹⁰Nesta análise escolhemos a equação do share do capital para ser excluída da regressão.

¹¹Para a qual é definida a função de produção, bem como a média salarial e o número de trabalhadores de cada grupo.

“q-substitutos” ou “q-complementares” brutos, onde o prefixo “q-” indica substituição ou complementaridade com relação a variações na quantidade. Sato & Koizumi (1973) definem a *HEC* em termos das propriedades da função de produção pela seguinte fórmula ¹²:

$$HEC_{ij} = Q(\mathbf{x}) \left(\frac{\frac{\partial^2 Q(\mathbf{x})}{\partial x_j \partial x_i}}{\frac{\partial Q(\mathbf{x})}{\partial x_i} \frac{\partial Q(\mathbf{x})}{\partial x_j}} \right) \quad (3.11)$$

Pelo teorema de Young, é imediato ver que HEC_{ij} possui a propriedade de simetria, isto é, $HEC_{ij} = HEC_{ji}$. As fórmulas da *HEC* para a função de produção Translog são ¹³:

$$HEC_{ij} = 1 + \frac{\delta_{ij}}{s_i s_j}, \forall i \neq j \quad (3.12)$$

$$HEC_{ii} = 1 + \frac{\delta_{ii} - s_i}{s_i^2} \quad (3.13)$$

Seguindo Hicks (1970) e Sato & Koizumi (1973), o insumo i e o insumo j são classificados como q-substitutos (brutos) se $HEC_{ij} < 0$ e q-complementares (brutos) se $HEC_{ij} > 0$. Usando (3.1), pode ser facilmente demonstrado que a *HEC* é equivalente a:

$$HEC_{ij} = \frac{\epsilon_{ij}(\mathbf{x})}{s_j(\mathbf{x})} \quad (3.14)$$

, onde $\epsilon_{ij}(\mathbf{x})$ é a elasticidade parcial (mantendo constante a quantidade dos outros fatores) bruta (produto não é mantido constante) do preço do fator i em relação à quantidade do fator j cuja expressão é dada por:

¹²Como se pode notar, a *HEC* e a *AES* (elasticidade de substituição de Allen) exibem fórmulas análogas (ver Capítulo 4). Isso se explica pelo fato de a *HEC* ser a versão dual bruta da *AES*, e como consequência, a maior parte dos resultados para a *AES* também são válidos para a *HEC* em forma análoga.

¹³A derivação destas fórmulas é análoga a das fórmulas da *AES* para a função de custo Translog, ver Apêndice do Capítulo 4.

$$\epsilon_{ij}(\mathbf{x}) = \frac{x_j}{p_i} \frac{\partial p_i(\mathbf{x})}{\partial x_j} \quad (3.15)$$

Essa medida pode ser aproximadamente interpretada como a variação percentual no preço do insumo i em resposta a 1% de variação na quantidade do insumo j , mantendo constante a quantidade dos outros insumos. Neste trabalho apenas reportaremos as estimativas das elasticidades $\epsilon_{ij}(\mathbf{x})$, uma vez que estas possuem mais significado quantitativo que HEC , seu sinal (negativo ou positivo) é suficiente para classificar dois insumos como q-substitutos ou q-complementares e, a partir delas e dos shares, pode-se recuperar o valor de HEC . As fórmulas de $\epsilon_{ij}(\mathbf{x})$ para a função de produção Translog podem ser imediatamente obtidas associando (3.14) à (3.12)-(3.13), resultando em¹⁴:

$$\epsilon_{ij}(\mathbf{x}) = s_j(\mathbf{x})HEC_{ij} = s_j + \frac{\delta_{ij}}{s_i}, \forall i \neq j \quad (3.16)$$

$$\epsilon_{ii}(\mathbf{x}) = s_i(\mathbf{x})HEC_{ii} = s_i + \frac{\delta_{ii} - s_i}{s_i} \quad (3.17)$$

A última medida de interesse estimada neste capítulo é a elasticidade de substituição de Hicks (HES) definida como¹⁵:

$$HES_{ij} = \left(\frac{\partial \log \frac{p_j(\mathbf{x})}{p_i(\mathbf{x})}}{\partial \log \frac{x_i}{x_j}} \right)^{-1}, \forall i \neq j \quad (3.18)$$

, a qual é computada mantendo constantes o produto e as quantidades dos outros fatores de produção. Os valores de HES pertencem ao intervalo $(0, +\infty)$. Diferentemente da AES e HEC , não há insumos complementares na classificação da HES , um par de insumos são considerados substitutos perfeitos se $HES \rightarrow +\infty$ e substitutos imperfeitos se $HES < +\infty$. De acordo com Mcfadden (1963) e Sato &

¹⁴Neste estudo, seguindo prática comum da literatura, todas as medidas que sejam função dos shares são avaliadas nos shares médios da amostra.

¹⁵Veja Stern (2010) para uma breve discussão sobre esta medida. Aqui estamos nos valendo da igualdade entre o preço do fator e seu produto marginal.

Koizumi (1973), a HES pode ser definida em termos das propriedades da função de produção pela seguinte fórmula¹⁶:

$$HES_{ij} = \frac{\frac{1}{x_i \frac{\partial Q(\mathbf{x})}{\partial x_i}} + \frac{1}{x_j \frac{\partial Q(\mathbf{x})}{\partial x_j}}}{-\frac{\frac{\partial^2 Q(\mathbf{x})}{\partial x_i^2}}{\left(\frac{\partial Q(\mathbf{x})}{\partial x_i}\right)^2} + 2\frac{\frac{\partial^2 Q(\mathbf{x})}{\partial x_j \partial x_i}}{\frac{\partial Q(\mathbf{x})}{\partial x_i} \frac{\partial Q(\mathbf{x})}{\partial x_j}} + -\frac{\frac{\partial^2 Q(\mathbf{x})}{\partial x_j^2}}{\left(\frac{\partial Q(\mathbf{x})}{\partial x_j}\right)^2}} \quad (3.19)$$

Pelo teorema de Young, HES_{ij} é também simétrica. Demonstramos no Apêndice que (3.19) para a função de produção Translog é expressa por:

$$HES_{ij} = \frac{\frac{1}{s_i(\mathbf{x})} + \frac{1}{s_j(\mathbf{x})}}{\frac{s_i(\mathbf{x}) - \delta_{ii}}{s_i^2(\mathbf{x})} + 2\frac{\delta_{ij}}{s_i(\mathbf{x})s_j(\mathbf{x})} + \frac{s_j(\mathbf{x}) - \delta_{jj}}{s_j^2(\mathbf{x})}} \quad (3.20)$$

¹⁶Esta fórmula é válida para qualquer função de produção bem-comportada (como definida neste trabalho).

3.3 Dados

A fonte primária de dados para o estudo desenvolvido neste capítulo é a Pesquisa Industrial Anual (PIA) para o período 1996-2007, a qual fornece dados econômicos anuais do setor industrial¹⁷. Como essa base não discrimina salários e número de trabalhadores por nível educacional e origem (nativo ou imigrante), fazemos uso da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) para imputar tais informações¹⁸. A RAIS abrange cerca de 97% do universo de empresas legalmente constituídas no país. Sua base de dados anual contendo informações das firmas e de seus empregados inclui todas aquelas dessa amostra que empregaram ao menos um funcionário no ano de referência. A partir da base de dados da RAIS em nível individual (trabalhador), construímos um painel anual ao nível de firma para o período em questão.

Conforme mencionado na Seção 3.2, inicialmente a análise é implementada ao nível do trinômio (unidade federativa, subsetor industrial, ano) e posteriormente ao nível do par (unidade federativa, ano). A UF está indexada pelo subscrito u e o subsetor industrial pelo subscrito s . O presente estudo requer a formação de um conjunto de dados com as variáveis de produto (Q), preços (p) e quantidades (x) dos insumos de trabalho. Para cada ano, Q_{us} é dado pelo valor bruto da produção industrial anual na UF u e subsetor s extraído da PIA, enquanto p_{ius} e x_{ius} , $\forall i \in \{1, 2, 3, 4\}$ (correspondente aos insumos de trabalho), dadas as limitações das bases de dados disponíveis, são imputados da seguinte forma¹⁹:

$$x_{us} = x_{us,dez}^{PIA} \frac{x_s^{PIA}}{x_{s,dez}^{PIA}} \quad (3.21)$$

¹⁷Esta pesquisa é realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

¹⁸(i) A RAIS é construída e disponibilizada pelo Ministério do Trabalho e Emprego.

(ii) Tanto a PIA como a RAIS têm 31 de dezembro como data de referência. O salário dos trabalhadores na RAIS é referente ao mês de dezembro.

(iii) A CNAE 2.0 é utilizada na classificação de setores e subsetores neste estudo.

¹⁹(i) Computamos o salário de cada grupo de trabalho como a média salarial dos trabalhadores do respectivo grupo, excluindo do cálculo aqueles com salário declarado igual a zero ou não informado.

(ii) Todos os valores monetários apresentados neste trabalho estão atualizados para nível de preços de janeiro de 2014, adotando o índice de preços IPC-A do IBGE como indexador.

, onde x_{us} é o número médio anual de trabalhadores na UF u e subsetor s , x_s^{PIA} denota o número médio anual de trabalhadores subsetor s (para o Brasil como um todo) na PIA, $x_{us,dez}^{PIA}$ representa o número de trabalhadores na UF u e subsetor s em 31 de dezembro na PIA, e $x_{us,dez}^{PIA}$ designa o número de trabalhadores no subsetor s em 31 de dezembro na PIA. Como x_{us} não está disponível, a imputamos assumindo que $\frac{x_{us}}{x_{us,dez}^{PIA}}$ segue a mesma proporção de $\frac{x_s^{PIA}}{x_{s,dez}^{PIA}}$. Este tipo de hipótese de proporcionalidade será novamente aplicada nas imputações restantes, como se segue:

$$x_{ius} = x_{us} \frac{x_{ius}^{RAIS}}{x_{us}^{RAIS}} \quad (3.22)$$

, onde x_{ius} é o número médio anual de trabalhadores do grupo i na UF u e subsetor s , x_{ius}^{RAIS} representa o número de trabalhadores do grupo i na UF u e subsetor s na RAIS, e x_{us}^{RAIS} denota o número de trabalhadores na UF u e subsetor s na RAIS. Por fim,

$$p_{ius} = \frac{W_{us}^{PIA}}{x_{ius}} \left(\frac{p_{ius}^{RAIS} x_{ius}^{RAIS}}{p_{us}^{RAIS} x_{us}^{RAIS}} \right) \quad (3.23)$$

, onde p_{ius} é o preço²⁰ anual do trabalho do grupo i na UF u e subsetor s , W_{us} designa a massa salarial²¹ anual na UF u e subsetor s na PIA, p_{ius}^{RAIS} representa o salário médio do trabalhador do grupo i na UF u e subsetor s na RAIS, e p_{ius}^{RAIS} denota o salário médio na UF u e subsetor s na RAIS. Q_{us} , x_{ius} e p_{ius} formam o conjunto das variáveis necessárias para implementar a análise ao nível UF-subsetor-ano²². Ao agregar Q_{us} , x_{ius} e p_{ius} da divisão por subsectores industriais para um único agregado do setor industrial, obtém-se a base de dados em nível UF-ano. Reportamos a seguir estatísticas descritivas básicas das amostras para estimação²³ de ambas as bases de dados, as quais não incluem observações com informações faltantes ou aquelas sem nenhum trabalhador em algum dos grupos, posto que o logaritmo de zero não tem

²⁰Neste estudo também nos referiremos a essa variável como “salário”.

²¹Inclui salários, benefícios e encargos sociais e trabalhistas.

²²Há 27 unidades da federação e o setor industrial está dividido em 27 subsectores, o que resulta num total de 729 combinações UF-subsetor.

²³Bases de dados empregadas nas estimações econométricas.

valor definido.

Primeiramente, apresentamos as estatísticas descritivas da amostra em nível UF-subsetor-ano registradas nas Tabelas 3.1- 3.3. A quantidade média de trabalhadores nativos na amostra é de 19,153 para o grupo de educação “Médio Incompleto” e 8,301 para o grupo “Médio Completo”. O número médio de trabalhadores imigrantes na amostra é bem inferior, sendo 21 para o grupo com ensino médio incompleto e 57 para o grupo com ensino médio completo. Para o período 1996-2007, o preço anual médio dos grupos de trabalho nativo-MI e nativo-MC é respectivamente 37,817 e 78,928, enquanto para os grupos imigrante-MI e imigrante-MC esse valor é de 87,914 e 261,478, respectivamente. A Tabela 3.3 registra o share médio dos grupos de trabalho no produto cujos valores para a totalidade da amostra são 11.48%, 9.07%, 0.034% e 0.23% para os grupos nativo-MI, nativo-MC, imigrante-MI e imigrante-MC, respectivamente.

Tabela 3.1
Quantidade Média de Trabalhadores por Grupo e Período ao Nível de UF-subsetor

| ANO | NATIVOS | | IMIGRANTES | |
|-----------|------------------|----------------|------------------|----------------|
| | Médio Incompleto | Médio Completo | Médio Incompleto | Médio Completo |
| 1996 | 19,243 | 4,299 | 28 | 55 |
| 1997 | 19,185 | 4,870 | 25 | 57 |
| 1998 | 18,689 | 5,174 | 24 | 61 |
| 1999 | 18,571 | 5,620 | 22 | 58 |
| 2000 | 18,831 | 6,237 | 21 | 58 |
| 2001 | 19,610 | 7,326 | 21 | 60 |
| 2002 | 19,071 | 7,926 | 20 | 57 |
| 2003 | 20,394 | 9,513 | 20 | 60 |
| 2004 | 19,318 | 10,173 | 18 | 55 |
| 2005 | 18,644 | 11,114 | 17 | 54 |
| 2006 | 19,758 | 13,361 | 19 | 58 |
| 2007 | 18,602 | 14,062 | 17 | 55 |
| 1996-2007 | 19,153 | 8,301 | 21 | 57 |

Fonte: PIA e RAIS. Elaboração: Própria

Tabela 3.2
Preço Anual Médio do Trabalho por Grupo e Período ao Nível de UF-subsetor

| ANO | NATIVOS | | IMIGRANTES | |
|-----------|------------------|----------------|------------------|----------------|
| | Médio Incompleto | Médio Completo | Médio Incompleto | Médio Completo |
| 1996 | 28,163 | 68,141 | 65,102 | 160,553 |
| 1997 | 28,887 | 69,940 | 66,099 | 174,247 |
| 1998 | 30,588 | 73,301 | 73,310 | 194,765 |
| 1999 | 30,678 | 69,319 | 70,544 | 197,003 |
| 2000 | 31,955 | 71,188 | 67,740 | 211,706 |
| 2001 | 33,846 | 74,338 | 80,001 | 247,977 |
| 2002 | 36,410 | 78,258 | 92,179 | 280,346 |
| 2003 | 39,122 | 79,750 | 89,402 | 287,415 |
| 2004 | 43,587 | 86,404 | 96,990 | 310,713 |
| 2005 | 46,146 | 87,332 | 96,595 | 329,574 |
| 2006 | 49,588 | 90,474 | 132,745 | 361,675 |
| 2007 | 54,714 | 98,474 | 125,649 | 383,416 |
| 1996-2007 | 37,817 | 78,928 | 87,914 | 261,478 |

Fonte: PIA e RAIS. Elaboração: Própria

Tabela 3.3
Share Médio dos Grupos de Trabalho por Período ao Nível de UF-subsetor

| ANO | NATIVOS | | IMIGRANTES | |
|-----------|------------------|----------------|------------------|----------------|
| | Médio Incompleto | Médio Completo | Médio Incompleto | Médio Completo |
| 1996 | 16.27% | 9.54% | 0.060% | 0.259% |
| 1997 | 15.45% | 9.70% | 0.062% | 0.251% |
| 1998 | 14.69% | 9.44% | 0.063% | 0.270% |
| 1999 | 12.29% | 9.22% | 0.032% | 0.258% |
| 2000 | 11.31% | 8.21% | 0.031% | 0.211% |
| 2001 | 10.83% | 8.73% | 0.032% | 0.227% |
| 2002 | 10.38% | 10.07% | 0.029% | 0.348% |
| 2003 | 9.85% | 8.12% | 0.021% | 0.210% |
| 2004 | 9.48% | 8.05% | 0.024% | 0.181% |
| 2005 | 9.55% | 8.73% | 0.019% | 0.191% |
| 2006 | 9.02% | 9.05% | 0.020% | 0.157% |
| 2007 | 8.52% | 10.00% | 0.020% | 0.201% |
| 1996-2007 | 11.48% | 9.07% | 0.034% | 0.230% |

Fonte: PIA e RAIS. Elaboração: Própria

Apresentamos agora as estatísticas descritivas da amostra em nível UF-ano registradas nas Tabelas 3.4-3.6. O número médio de trabalhadores nativos na amostra é de 160,598 para o grupo de educação “Médio Incompleto” e 69,852 para o grupo “Médio Completo”. A quantidade média de trabalhadores imigrantes na amostra

é novamente bastante inferior, sendo 161 para o grupo com ensino médio incompleto e 451 para o grupo com ensino médio completo. Para o período 1996-2007, o preço anual médio dos grupos de trabalho nativo-MI e nativo-MC é respectivamente 17,652 e 41,593, enquanto para os grupos imigrante-MI e imigrante-MC esse valor é respectivamente 55,807 e 161,509, constatando mais uma vez a maior remuneração dos imigrantes. Conforme informa a Tabela 3.6, na totalidade da amostra, o share médio dos grupos de trabalho nativo-MI, nativo-MC, imigrante-MI e imigrante-MC é 4.72%, 3.46%, 0.008% e 0.066%, respectivamente.

Tabela 3.4
Quantidade Média de Trabalhadores por Grupo e Período ao Nível de UF

| ANO | NATIVOS | | IMIGRANTES | |
|-----------|------------------|----------------|------------------|----------------|
| | Médio Incompleto | Médio Completo | Médio Incompleto | Médio Completo |
| 1996 | 168,078 | 37,606 | 228 | 457 |
| 1997 | 150,545 | 38,099 | 183 | 423 |
| 1998 | 151,079 | 41,220 | 173 | 449 |
| 1999 | 168,168 | 50,522 | 181 | 487 |
| 2000 | 167,687 | 55,363 | 173 | 478 |
| 2001 | 161,513 | 60,135 | 159 | 459 |
| 2002 | 149,223 | 61,794 | 142 | 415 |
| 2003 | 170,778 | 79,838 | 153 | 470 |
| 2004 | 166,608 | 88,480 | 143 | 457 |
| 2005 | 157,547 | 95,071 | 134 | 440 |
| 2006 | 162,243 | 110,075 | 138 | 448 |
| 2007 | 157,085 | 119,211 | 132 | 440 |
| 1996-2007 | 160,598 | 69,852 | 161 | 451 |

Fonte: PIA e RAIS. Elaboração: Própria

Tabela 3.5
Preço Anual Médio do Trabalho por Grupo e Período ao Nível de UF

| ANO | NATIVOS | | IMIGRANTES | |
|-----------|------------------|----------------|------------------|----------------|
| | Médio Incompleto | Médio Completo | Médio Incompleto | Médio Completo |
| 1996 | 14,695 | 40,445 | 40,127 | 120,755 |
| 1997 | 12,855 | 36,211 | 40,427 | 113,075 |
| 1998 | 13,240 | 35,841 | 42,180 | 112,705 |
| 1999 | 14,821 | 39,819 | 53,408 | 125,841 |
| 2000 | 14,875 | 38,142 | 44,191 | 137,277 |
| 2001 | 15,902 | 38,527 | 51,988 | 147,815 |
| 2002 | 15,741 | 39,179 | 59,044 | 162,856 |
| 2003 | 18,245 | 40,867 | 51,761 | 172,971 |
| 2004 | 21,034 | 47,324 | 68,017 | 198,418 |
| 2005 | 21,776 | 46,870 | 64,836 | 202,675 |
| 2006 | 23,314 | 45,192 | 71,271 | 202,989 |
| 2007 | 25,224 | 50,692 | 81,867 | 237,809 |
| 1996-2007 | 17,652 | 41,593 | 55,807 | 161,509 |

Fonte: PIA e RAIS. Elaboração: Própria

Tabela 3.6
Share Médio dos Grupos de Trabalho por Período ao Nível de UF

| ANO | NATIVOS | | IMIGRANTES | |
|-----------|------------------|----------------|------------------|----------------|
| | Médio Incompleto | Médio Completo | Médio Incompleto | Médio Completo |
| 1996 | 7.54% | 3.97% | 0.015% | 0.093% |
| 1997 | 6.23% | 3.62% | 0.013% | 0.085% |
| 1998 | 6.17% | 3.70% | 0.011% | 0.084% |
| 1999 | 5.47% | 3.73% | 0.009% | 0.078% |
| 2000 | 4.81% | 3.30% | 0.007% | 0.072% |
| 2001 | 4.37% | 3.16% | 0.007% | 0.066% |
| 2002 | 3.74% | 3.15% | 0.005% | 0.059% |
| 2003 | 3.79% | 3.00% | 0.005% | 0.055% |
| 2004 | 3.73% | 3.22% | 0.006% | 0.051% |
| 2005 | 3.66% | 3.53% | 0.004% | 0.053% |
| 2006 | 3.56% | 3.30% | 0.004% | 0.047% |
| 2007 | 3.58% | 3.89% | 0.006% | 0.051% |
| 1996-2007 | 4.72% | 3.46% | 0.008% | 0.066% |

Fonte: PIA e RAIS. Elaboração: Própria

3.4 Estimações e Resultados

Aplicamos agora a metodologia descrita na Seção 3.2 à nossa base de dados. Primeiramente, apresentamos os resultados para o nível UF-subsetor-ano e em seguida, como checagem de robustez, os comparamos aos resultados obtidos em nível UF-ano, no qual a potencial endogeneidade discutida na Seção 3.2 tenderia a ser reduzida.

3.4.1 Estimações em Nível UF-subsetor-ano

A Tabela 3.7 reporta os resultados das estimações dos parâmetros da função de produção Translog através do sistema de equações (3.10), excluindo-se a equação de share do capital no produto. Apresenta-se o resultado de três especificações, uma sem controles, outra com efeitos fixos de ano e subsetor industrial, e a última com efeitos fixos de ano, subsetor industrial e unidade da federação.

Tabela 3.7
Estimativas dos Parâmetros da Função de Produção Translog no Sistema (3.10)

| | MODELO | | |
|------------------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|
| | (1) | (2) | (3) |
| Equação do Share: nativo-MI | | | |
| Log x nativo-MI | 0.043949*** (0.002266) | 0.041818*** (0.004613) | 0.048031*** (0.005206) |
| Log x nativo-MC | -0.042691*** (0.002185) | -0.040732*** (0.004383) | -0.046575*** (0.004847) |
| Log x imigrante-MI | -0.000093** (0.000040) | -0.000013 (0.000092) | 0.000026 (0.000120) |
| Log x imigrante-MC | -0.001164*** (0.000254) | -0.001072** (0.000432) | -0.001482*** (0.000562) |
| Intercepto | 0.067603*** (0.003210) | 0.154936*** (0.036514) | 0.145284*** (0.040596) |
| Equação do Share: nativo-MC | | | |
| Log x nativo-MI | -0.042691*** (0.002185) | -0.040732*** (0.004383) | -0.046575*** (0.004847) |
| Log x nativo-MC | 0.042953*** (0.002162) | 0.041608*** (0.004205) | 0.046949*** (0.004565) |
| Log x imigrante-MI | -0.000132** (0.000055) | -0.000207** (0.000090) | -0.000281** (0.000126) |
| Log x imigrante-MC | -0.000129 (0.000343) | -0.000669 (0.000534) | -0.000093 (0.000585) |
| Intercepto | 0.128311*** | 0.241434*** | 0.250049** |

| | | | |
|---------------------------------------|----------------------------|------------------------------------|--|
| | (0.007577) | (0.092624) | (0.102449) |
| Equação do Share: imigrante-MI | | | |
| Log x nativo-MI | -0.000093** (0.000040) | -0.000013 (0.000092) | 0.000026 (0.000120) |
| Log x nativo-MC | -0.000132** (0.000055) | -0.000207** (0.000090) | -0.000281** (0.000126) |
| Log x imigrante-MI | 0.000195*** (0.000052) | 0.000202*** (0.000049) | 0.000232*** (0.000053) |
| Log x imigrante-MC | 0.000030 (0.000040) | 0.000018 (0.000056) | 0.000022 (0.000057) |
| Intercepto | 0.001834*** (0.000345) | 0.002556*** (0.000717) | 0.002849*** (0.000967) |
| Equação do Share: imigrante-MC | | | |
| Log x nativo-MI | -0.001164*** (0.000254) | -0.001072** (0.000432) | -0.001482*** (0.000562) |
| Log x nativo-MC | -0.000129 (0.000343) | -0.000669 (0.000534) | -0.000093 (0.000585) |
| Log x imigrante-MI | 0.000030 (0.000040) | 0.000018 (0.000056) | 0.000022 (0.000057) |
| Log x imigrante-MC | 0.001263*** (0.000202) | 0.001723*** (0.000245) | 0.001554*** (0.000266) |
| Intercepto | 0.010486*** (0.001189) | 0.011071*** (0.001734) | 0.008016*** (0.002230) |
| Log Pseudo-likelihood | 26364.58 | 27577.73 | 27991.01 |
| Observações | 2197 | 2197 | 2197 |
| Controles | nenhum | efeitos-fixos de ano e subsetor | efeitos-fixos de ano, subsetor e UF |

*Notas: (1) Níveis de significância: *=10%, **=5%, ***=1%. (2) Erros-padrão robustos clusterizados ao nível de UF-subsetor estão reportados entre parênteses. (3) MI: ensino médio incompleto; MC: ensino médio completo; Log x: logaritmo da quantidade do fator de produção.*

Baseado nos parâmetros estimados da função produção, calculamos as elasticidades $\epsilon_{ij}(\mathbf{x})$ pelas equações (3.16)-(3.17). Os resultados estão dispostos nas Tabelas 3.8-3.10.

Tabela 3.8
Elasticidade Estimada do Preço do Fator i (linha)
em Relação à Quantidade do Fator j (coluna)
Modelo 1: Sem Controles

| | NATIVO | | IMIGRANTE | |
|------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | Médio Incompleto | Médio Completo | Médio Incompleto | Médio Completo |
| NATIVO | | | | |
| Médio Incompleto | -0.5025 (0.0197) | -0.2810 (0.0190) | -0.0005 (0.0004) | -0.0078 (0.0022) |
| Médio Completo | -0.3556 (0.0241) | -0.4359 (0.0238) | -0.0011 (0.0006) | 0.0009 (0.0038) |
| IMIGRANTE | | | | |
| Médio Incompleto | -0.1553 (0.1178) | -0.2944 (0.1612) | -0.4321 (0.1521) | 0.0900 (0.1157) |
| Médio Completo | -0.3907 (0.1105) | 0.0347 (0.1489) | 0.0134 (0.0173) | -0.4491 (0.0878) |

Nota: Erros-padrão estão reportados entre parênteses.

Tabela 3.9
Elasticidade Estimada do Preço do Fator i (linha)
em Relação à Quantidade do Fator j (coluna)
Modelo 2: Com Efeitos Fixos de ano e subsetor

| | NATIVO | | IMIGRANTE | |
|------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | Médio Incompleto | Médio Completo | Médio Incompleto | Médio Completo |
| NATIVO | | | | |
| Médio Incompleto | -0.5210 (0.0402) | -0.2639 (0.0382) | 0.0002 (0.0008) | -0.0070 (0.0038) |
| Médio Completo | -0.3340 (0.0483) | -0.4507 (0.0463) | -0.0019 (0.0010) | -0.0051 (0.0059) |
| IMIGRANTE | | | | |
| Médio Incompleto | 0.0763 (0.2689) | -0.5122 (0.2626) | -0.4109 (0.1434) | 0.0550 (0.1617) |
| Médio Completo | -0.3508 (0.1876) | -0.1995 (0.2321) | 0.0082 (0.0241) | -0.2496 (0.1063) |

Nota: Erros-padrão estão reportados entre parênteses.

Tabela 3.10
Elasticidade Estimada do Preço do Fator i (linha)
em Relação à Quantidade do Fator j (coluna)
Modelo 3: Com Efeitos Fixos de ano, subsetor e UF

| | NATIVO | | IMIGRANTE | |
|------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | Médio Incompleto | Médio Completo | Médio Incompleto | Médio Completo |
| NATIVO | | | | |
| Médio Incompleto | -0.4669 (0.0453) | -0.3148 (0.0422) | 0.0006 (0.0010) | -0.0106 (0.0049) |
| Médio Completo | -0.3984 (0.0534) | -0.3919 (0.0503) | -0.0027 (0.0014) | 0.0013 (0.0065) |
| IMIGRANTE | | | | |
| Médio Incompleto | 0.1918 (0.3479) | -0.7261 (0.3659) | -0.3231 (0.1538) | 0.0655 (0.1657) |
| Médio Completo | -0.5287 (0.2440) | 0.0502 (0.2542) | 0.0098 (0.0247) | -0.3231 (0.1156) |

Nota: Erros-padrão estão reportados entre parênteses.

As estimativas de primordial interesse neste estudo se encontram no quadrante superior direito das tabelas, as quais medem o impacto dos imigrantes sobre os nativos. Para os todos os modelos analisados, verifica-se que, independente dos grupos de educação considerados, uma variação exógena na quantidade de trabalhadores imigrantes induz apenas mínimos efeitos sobre o salário dos nativos, mesmo levando em conta os intervalos de confiança relativamente amplos obtidos²⁴. As elasticidades subjacentes encontradas são da ordem máxima de ± 0.01 , e diante da magnitude dos erros-padrão, na maioria dos casos não se pode rejeitar a hipótese de que nativo e imigrante não são nem q-substitutos nem q-complementares brutos, isto é, hipótese de elasticidade nula.

Para contextualizar nossos resultados, reportamos os achados de alguns estudos da literatura de imigração que empregam arcabouço semelhante. Akbari & Devoretz (1992), utilizando dados do Canadá em nível de setor por volta do ano de

²⁴Aqui estamos considerando intervalos de confiança de dois erros-padrão ao redor da estimativa pontual.

1980, encontra implicitamente²⁵ uma elasticidade do salário do nativo em relação à quantidade de trabalho imigrante variando entre -0.016 e -0.045 mas não significantes estatisticamente. Grossman (1982), empregando dados dos Estados Unidos ao nível de SMSA²⁶ para o ano de 1969, estima uma elasticidade nativo-imigrante estatisticamente significativa de -0.02 , tanto para o modelo com capital quanto para a especificação sem capital que assume, assim como o presente estudo, a separabilidade desse fator de produção. Embora os valores das elasticidades de interesse levantadas da literatura sejam superiores em módulo aos obtidos em nossa análise, em todos os casos sua significância econômica é reduzida.

Computamos agora as elasticidades de substituição de Hicks pela fórmula (3.20) a partir dos valores estimados dos parâmetros da função de produção Translog, os resultados estão dispostos nas Tabelas 3.11-3.13. Assim como em Stern (2010), os erros-padrão das *HES* são calculados pelo Método Delta.

Tabela 3.11
Estimativas das Elasticidades de Substituição de Hicks (*HES*)
Modelo 1: Sem Controles

| | NATIVO | | IMIGRANTE | |
|------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| | Médio Incompleto | Médio Completo | Médio Incompleto | Médio Completo |
| NATIVO | | | | |
| Médio Incompleto | | 6.6064 (1.8800) | 2.3182 (0.8177) | 2.2997 (0.4530) |
| Médio Completo | 6.6064 (1.8800) | | 2.3263 (0.8215) | 2.2196 (0.4473) |
| IMIGRANTE | | | | |
| Médio Incompleto | 2.3182 (0.8177) | 2.3263 (0.8215) | | 2.1850 (0.7012) |
| Médio Completo | 2.2997 (0.4530) | 2.2196 (0.4473) | 2.1850 (0.7012) | |

Nota: Erros-padrão obtidos pelo Método Delta estão reportados entre parênteses.

²⁵Calculamos essas elasticidades a partir dos shares médios e das elasticidades de complementaridade de Hicks informados no paper.

²⁶SMSA: “standard metropolitan statistical area”

Tabela 3.12
Estimativas das Elasticidades de Substituição de Hicks (*HES*)
Modelo 2: Com Efeitos Fixos de ano e subsetor

| | NATIVO | | IMIGRANTE | |
|------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| | Médio Incompleto | Médio Completo | Médio Incompleto | Médio Completo |
| NATIVO | | | | |
| Médio Incompleto | | 5.3506 (2.4635) | 2.4289 (0.8467) | 4.1464 (1.7854) |
| Médio Completo | 5.3506 (2.4635) | | 2.4558 (0.8631) | 4.0861 (1.8473) |
| IMIGRANTE | | | | |
| Médio Incompleto | 2.4289 (0.8467) | 2.4558 (0.8631) | | 2.4736 (0.8351) |
| Médio Completo | 4.1464 (1.7854) | 4.0861 (1.8473) | 2.4736 (0.8351) | |

Nota: Erros-padrão obtidos pelo Método Delta estão reportados entre parênteses.

Tabela 3.13
Estimativas das Elasticidades de Substituição de Hicks (*HES*)
Modelo 3: Com Efeitos Fixos de ano, subsetor e UF

| | NATIVO | | IMIGRANTE | |
|------------------|----------------------|----------------------|--------------------|--------------------|
| | Médio Incompleto | Médio Completo | Médio Incompleto | Médio Completo |
| NATIVO | | | | |
| Médio Incompleto | | 13.6424 (17.6919) | 3.0802 (1.4593) | 3.2774 (1.2442) |
| Médio Completo | 13.6424 (17.6919) | | 3.1460 (1.5215) | 3.0556 (1.0911) |
| IMIGRANTE | | | | |
| Médio Incompleto | 3.0802 (1.4593) | 3.1460 (1.5215) | | 2.9403 (1.2504) |
| Médio Completo | 3.2774 (1.2442) | 3.0556 (1.0911) | 2.9403 (1.2504) | |

Nota: Erros-padrão obtidos pelo Método Delta estão reportados entre parênteses.

Este é o primeiro estudo sob nosso conhecimento que fornece estimações da *HES* entre imigrantes e nativos através de uma função distinta da CES multi-nível. Logo,

podemos obter uma indicação se as conclusões sobre as referidas elasticidades se mantêm num arcabouço sem a restrição de que tais elasticidades são idênticas entre todos os pares de imigrantes e nativos do mesmo grupo de habilidade (aqui determinada pela educação). O grau de substituição estimado entre nativos e imigrantes pelos Modelos 1 a 3 se situa no estreito intervalo de 2.21 a 4.14, valores consideravelmente mais baixos do que todos aqueles calculados no Capítulo 2 por meio de uma função CES de 4 níveis. Por outro lado, a magnitude relativamente pequena dos erros-padrão desta análise implica na rejeição da hipótese de substituição perfeita entre imigrantes e nativos, o que mais uma vez fortalece a tese de substituição imperfeita preconizada por Card (2012), estando em linha com as conclusões do Capítulo 2.

3.4.2 Estimações em Nível UF-ano

Nesta seção, realizamos análise empírica análoga à conduzida na Seção 3.4.1 mas agora em nível UF-ano. Examinando os resultados dispostos nas Tabelas 3.14-3.18, verifica-se que todas as conclusões são mantidas. Os valores encontrados para as elasticidades dos salários dos nativos em relação às quantidades de trabalhadores imigrantes na produção são também da ordem máxima de ± 0.01 (Tabelas 3.17-3.18), enquanto as *HES* estimadas entre nativos e imigrantes situam-se entre 1.3 e 4.9 (Tabelas 3.15-3.16).

Tabela 3.14
Estimativas dos Parâmetros da Função de Produção Translog no Sistema (3.10)

| | MODELO | |
|------------------------------------|----------------------------|---------------------------|
| | (4) | (5) |
| Equação do Share: nativo-MI | | |
| Log x nativo-MI | 0.018576*** (0.003118) | 0.016329** (0.006416) |
| Log x nativo-MC | -0.018138*** (0.003024) | -0.016260** (0.006333) |
| Log x imigrante-MI | -0.000034*** (0.000012) | -0.000006 (0.000037) |
| Log x imigrante-MC | -0.000404*** (0.000109) | -0.000064 (0.000190) |
| Intercepto | 0.023031*** (0.005042) | 0.017418 (0.019679) |

| | | |
|---------------------------------------|----------------------------|---------------------------|
| Equação do Share: nativo-MC | | |
| Log x nativo-MI | -0.018138*** (0.003024) | -0.016260** (0.006333) |
| Log x nativo-MC | 0.018330*** (0.002967) | 0.016594*** (0.006259) |
| Log x imigrante-MI | -0.000035* (0.000021) | -0.000009 (0.000049) |
| Log x imigrante-MC | -0.000156 (0.000150) | -0.000325 (0.000207) |
| Intercepto | 0.054494*** (0.007455) | 0.047008*** (0.016675) |
| Equação do Share: imigrante-MI | | |
| Log x nativo-MI | -0.000034*** (0.000012) | -0.000006 (0.000037) |
| Log x nativo-MC | -0.000035* (0.000021) | -0.000009 (0.000049) |
| Log x imigrante-MI | 0.000027*** (0.000008) | 0.000020 (0.000015) |
| Log x imigrante-MC | 0.000042** (0.000017) | -0.000006 (0.000023) |
| Intercepto | 0.000550*** (0.000128) | 0.000255 (0.000179) |
| Equação do Share: imigrante-MC | | |
| Log x nativo-MI | -0.000404*** (0.000109) | -0.000064 (0.000190) |
| Log x nativo-MC | -0.000156 (0.000150) | -0.000325 (0.000207) |
| Log x imigrante-MI | 0.000042** (0.000017) | -0.000006 (0.000023) |
| Log x imigrante-MC | 0.000519*** (0.000101) | 0.000394** (0.000154) |
| Intercepto | 0.004469*** (0.000774) | 0.002763** (0.001134) |
| Log Pseudo-likelihood | 5564.57 | 6210.69 |
| Observações | 292 | 292 |
| Controles | nenhum | efeitos-fixos de ano e UF |

*Notas: (1) Níveis de significância: *=10%, **=5%, ***=1%. (2) Erros-padrão robustos clusterizados ao nível de UF estão reportados entre parênteses. (3) MI: ensino médio incompleto; MC: ensino médio completo; Log x: logaritmo da quantidade do fator de produção.*

Tabela 3.15
Elasticidade Estimada do Preço do Fator i (linha)
em relação à quantidade do Fator j (coluna)
Modelo 4: sem controles

| | NATIVO | | IMIGRANTE | |
|------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | Médio Incompleto | Médio Completo | Médio Incompleto | Médio Completo |
| NATIVO | | | | |
| Médio Incompleto | -0.5590 (0.0661) | -0.3499 (0.0641) | -0.0006 (0.0002) | -0.0079 (0.0023) |
| Médio Completo | -0.4764 (0.0873) | -0.4362 (0.0857) | -0.0009 (0.0006) | -0.0039 (0.0043) |
| IMIGRANTE | | | | |
| Médio Incompleto | -0.3969 (0.1519) | -0.4314 (0.2752) | -0.6389 (0.1069) | 0.5497 (0.2278) |
| Médio Completo | -0.5638 (0.1652) | -0.2020 (0.2268) | 0.0630 (0.0261) | -0.2146 (0.1535) |

Nota: Erros-padrão estão reportados entre parênteses.

Tabela 3.16
Elasticidade Estimada do Preço do Fator i (linha)
em relação à quantidade do Fator j (coluna)
Modelo 5: com efeitos fixos de ano e UF

| | NATIVO | | IMIGRANTE | |
|------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | Médio Incompleto | Médio Completo | Médio Incompleto | Médio Completo |
| NATIVO | | | | |
| Médio Incompleto | -0.6066 (0.1360) | -0.3101 (0.1343) | -0.0000 (0.0008) | -0.0007 (0.0040) |
| Médio Completo | -0.4222 (0.1828) | -0.4863 (0.1807) | -0.0002 (0.0014) | -0.0087 (0.0060) |
| IMIGRANTE | | | | |
| Médio Incompleto | -0.0255 (0.4905) | -0.0888 (0.6469) | -0.7297 (0.1946) | -0.0734 (0.3034) |
| Médio Completo | -0.0490 (0.2880) | -0.4564 (0.3133) | -0.0084 (0.0348) | -0.4036 (0.2322) |

Nota: Erros-padrão estão reportados entre parênteses.

Tabela 3.17
Estimativas das Elasticidades de Substituição de Hicks (HES)
Modelo 4: sem controles

| | NATIVO | | IMIGRANTE | |
|------------------|----------------------|----------------------|--------------------|--------------------|
| | Médio Incompleto | Médio Completo | Médio Incompleto | Médio Completo |
| NATIVO | | | | |
| Médio Incompleto | | 11.8067 (21.0852) | 1.5687 (0.2633) | 4.9064 (3.6558) |
| Médio Completo | 11.8067 (21.0852) | | 1.5709 (0.2638) | 4.7343 (3.5216) |
| IMIGRANTE | | | | |
| Médio Incompleto | 1.5687 (0.2633) | 1.5709 (0.2638) | | 1.4117 (0.2221) |
| Médio Completo | 4.9064 (3.6558) | 4.7343 (3.5216) | 1.4117 (0.2221) | |

Nota: Erros-padrão obtidos pelo Método Delta estão reportados entre parênteses.

Tabela 3.18
Estimativas das Elasticidades de Substituição de Hicks (HES)
Modelo 5: com efeitos fixos de ano e UF

| | NATIVO | | IMIGRANTE | |
|------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| | Médio Incompleto | Médio Completo | Médio Incompleto | Médio Completo |
| NATIVO | | | | |
| Médio Incompleto | | 5.5646 (9.8015) | 1.3710 (0.3660) | 2.4686 (1.4120) |
| Médio Completo | 5.5646 (9.8015) | | 1.3722 (0.3674) | 2.5768 (1.5497) |
| IMIGRANTE | | | | |
| Médio Incompleto | 1.3710 (0.3660) | 1.3722 (0.3674) | | 1.4684 (0.3621) |
| Médio Completo | 2.4686 (1.4120) | 2.5768 (1.5497) | 1.4684 (0.3621) | |

Nota: Erros-padrão obtidos pelo Método Delta estão reportados entre parênteses.

3.5 Comentários Finais

Atualmente, o *mainstream* da literatura que se dedica a medir os impactos da imigração no mercado de trabalho tem sua metodologia baseada no arcabouço da função de produção CES multi-nível introduzido por Borjas (2003). No entanto, esse arcabouço possui limitações, além de impor fortes hipóteses sobre a separabilidade dos insumos (Dustmann & Preston 2012), também fixa grandes restrições sobre o número admissível de efeitos cruzados distintos entre os fatores de produção (Borjas 2013).

Diante desse contexto, a análise deste capítulo se propôs a produzir estimações para a economia brasileira de duas medidas relacionadas ao impacto dos imigrantes sobre o salário dos nativos através de uma metodologia alternativa baseada numa função de produção mais flexível (neste caso, a função Translog), a qual não está sujeita a restrições tão austeras quanto a CES, e é capaz de capturar, em termos de um parâmetro distinto, o efeito cruzado entre cada par de insumos.

As duas medidas que calculamos neste estudo são as elasticidades parciais brutas do preços dos insumos em relação às suas quantidades e as elasticidades de substituição de Hicks (*HES*). Dentre os estudos na literatura subjacente que empregam uma metodologia estrutural baseada em funções flexíveis, nenhum deles estima as *HES* entre imigrantes e nativos, o que é essencial para um diálogo mais estreito com a recente literatura baseada no arcabouço da CES aninhada, tendo em mente o papel central dessas elasticidades nesse arcabouço (ver Capítulo 2).

As análises empíricas conduzidas neste capítulo, utilizando dados do setor industrial brasileiro para o período 1996-2007 e dividindo os trabalhadores em dois grupos de educação, produzem valores para as *HES* entre imigrantes e nativos no intervalo de 1.3 a 4.9, magnitudes sensivelmente inferiores àquelas obtidas no Capítulo 2 e nos papers de Manacorda & Manning & Wadsworth (2012) e Ottaviano & Peri (2012) cujas metodologias fundamentam-se na função de produção CES aninhada. Isso,

todavia, reforça a conclusão desses estudos de que nativos e imigrantes são substitutos imperfeitos na produção, divergindo novamente da tese de substituição perfeita sugerida por Borjas et al. (2012). Adicionalmente, os valores estimados para as elasticidades dos salários dos nativos em relação às quantidades de imigrantes na produção são da ordem máxima de ± 0.01 , em linha com os reduzidos impactos salariais da imigração frequentemente encontrados na literatura (Card 2012; Longhi et al. 2010; Okkerse 2008) e nos trabalhos de Grossman (1982) e Akbari & DeVoretz (1992) cujas metodologias também baseiam-se no arcabouço da função de produção Translog.

3.6 Apêndice

3.6.1 Derivação da HES para a Função de Produção Translog

Nesta seção do Apêndice, derivamos a fórmula da HES para a função de produção Translog. Sob as hipóteses deste estudo,

$$\frac{\partial Q(\mathbf{x})}{\partial x_i} = p_i \quad (3.24)$$

A igualdade (3.24) será implicitamente considerada nas derivações que se seguirão.

De (3.3) e da aplicação das regras de diferenciação, obtém-se:

$$\delta_{ij} = \frac{\partial^2 \log Q(\mathbf{x})}{\partial \log x_j \partial \log x_i} = \frac{x_i}{Q(\mathbf{x})} \frac{\partial x_i}{\partial x_j} \frac{\partial Q(\mathbf{x})}{\partial x_i} - \frac{x_j x_i}{Q(\mathbf{x})^2} \frac{\partial Q(\mathbf{x})}{\partial x_j} \frac{\partial Q(\mathbf{x})}{\partial x_i} + \frac{x_j x_i}{Q(\mathbf{x})} \frac{\partial^2 Q(\mathbf{x})}{\partial x_j \partial x_i} \quad (3.25)$$

Agora analisamos separadamente os três últimos termos dessa expressão.

Primeiro termo:

Se $i \neq j$, então $\frac{x_j}{Q(\mathbf{x})} \frac{\partial x_i}{\partial x_j} \frac{\partial Q(\mathbf{x})}{\partial x_i} = 0$, pois $\frac{\partial x_i}{\partial x_j} = 0$.

Se $i = j$, então $\frac{x_j}{Q(\mathbf{x})} \frac{\partial x_i}{\partial x_j} \frac{\partial Q(\mathbf{x})}{\partial x_i} = \frac{w_i x_j}{Q(\mathbf{x})} = s_j$, uma vez que $\frac{\partial x_i}{\partial x_j} = 1$ and $p_i = p_j$.

Segundo termo: $-\frac{x_j x_i}{Q(\mathbf{x})^2} \frac{\partial Q(\mathbf{x})}{\partial x_j} \frac{\partial Q(\mathbf{x})}{\partial x_i} = -\frac{x_j x_i}{Q(\mathbf{x})^2} p_j p_i = -s_j s_i$

Terceiro termo: $\frac{x_j x_i}{Q(\mathbf{x})} \frac{\partial^2 Q(\mathbf{x})}{\partial x_j \partial x_i} = \frac{Q(\mathbf{x})}{p_j p_i} s_j s_i \frac{\partial^2 Q(\mathbf{x})}{\partial x_j \partial x_i} = \frac{\frac{\partial^2 Q(\mathbf{x})}{\partial x_j \partial x_i}}{\frac{\partial Q(\mathbf{x})}{\partial x_j} \frac{\partial Q(\mathbf{x})}{\partial x_i}} s_j s_i Q(\mathbf{x})$

Logo, $\delta_{ij} = -s_j s_i + \frac{\frac{\partial^2 Q(\mathbf{x})}{\partial x_j \partial x_i}}{\frac{\partial Q(\mathbf{x})}{\partial x_j} \frac{\partial Q(\mathbf{x})}{\partial x_i}} s_j s_i Q(\mathbf{x})$ se $i \neq j$. Manipulando essa fórmula, chegamos

a:

$$\frac{\frac{\partial^2 Q(\mathbf{x})}{\partial x_j \partial x_i}}{\frac{\partial Q(\mathbf{x})}{\partial x_j} \frac{\partial Q(\mathbf{x})}{\partial x_i}} Q(\mathbf{x}) = \frac{\delta_{ij} + s_i s_j}{s_i s_j} = 1 + \frac{\delta_{ij}}{s_i s_j}, \forall i \neq j \quad (3.26)$$

Para o caso $i = j$, tem-se que $\delta_{jj} = s_j - s_j s_j + \frac{\frac{\partial^2 Q(\mathbf{x})}{\partial x_j^2}}{\left(\frac{\partial Q(\mathbf{x})}{\partial x_j}\right)^2} s_j s_j Q(\mathbf{x})$. Um simples rearranjo dessa expressão resulta em:

$$\frac{\frac{\partial^2 Q(\mathbf{x})}{\partial x_j^2}}{\left(\frac{\partial Q(\mathbf{x})}{\partial x_j}\right)^2} Q(\mathbf{x}) = \frac{\delta_{jj} - s_j + s_j s_j}{s_j s_j} = 1 + \frac{\delta_{jj} - s_j}{s_j^2}, \forall j \quad (3.27)$$

Multiplicar todos os termos da fórmula (3.19) de HES por $Q(\mathbf{x})$ não altera a igualdade e produz²⁷:

$$HES_{ij} = \frac{Q(\mathbf{x}) \frac{1}{x_i \frac{\partial Q(\mathbf{x})}{\partial x_i}} + Q(\mathbf{x}) \frac{1}{x_j \frac{\partial Q(\mathbf{x})}{\partial x_j}}}{-Q(\mathbf{x}) \frac{\frac{\partial^2 Q(\mathbf{x})}{\partial x_i^2}}{\left(\frac{\partial Q(\mathbf{x})}{\partial x_i}\right)^2} + 2Q(\mathbf{x}) \frac{\frac{\partial^2 Q(\mathbf{x})}{\partial x_i \partial x_j}}{\frac{\partial Q(\mathbf{x})}{\partial x_i} \frac{\partial Q(\mathbf{x})}{\partial x_j}} + -Q(\mathbf{x}) \frac{\frac{\partial^2 Q(\mathbf{x})}{\partial x_j^2}}{\left(\frac{\partial Q(\mathbf{x})}{\partial x_j}\right)^2}} \quad (3.28)$$

Observe que $Q(\mathbf{x}) \frac{1}{x_i \frac{\partial Q(\mathbf{x})}{\partial x_i}} = \frac{1}{s_i}$. Finalmente, a aplicação de (3.26) e (3.27) em (3.28) leva a:

$$HES_{ij} = \frac{\frac{1}{s_i} + \frac{1}{s_j}}{\frac{s_i - \delta_{ii}}{s_i^2} + 2 \frac{\delta_{ij}}{s_i s_j} + \frac{s_j - \delta_{jj}}{s_j^2}}$$

, que é exatamente a equação (3.20). Esta fórmula da HES é análoga à apresentada por Stern (2010) para uma função insumo distância Translog.

²⁷Note que esta expressão não é definida se $i = j$, posto que o termo do denominador seria zero.

Capítulo 4

SENSIBILIDADE DO NÍVEL DE EMPREGO DOS NATIVOS

AO CUSTO DO TRABALHO IMIGRANTE

4.1 Introdução

Até aqui nos dedicamos a investigar questões relacionadas ao impacto dos imigrantes sobre os salários dos nativos, o que tem sido o foco de análise de muitos dos mais recentes estudos da literatura que examina os efeitos da imigração no mercado de trabalho, como Dustmann & Frattini & Preston (2012), Manacorda & Manning & Wadsworth (2012) e Ottaviano & Peri (2012). No entanto, pouca atenção tem sido dada nessa literatura à questão de como a demanda por trabalhadores nativos reage à alterações no custo do trabalho dos imigrantes, sendo Bettin & Turco & Maggioni (2014), Greenwood & Hunt (1995), Greenwood & Hunt & Kohli (1997) os únicos trabalhos sob o conhecimento dos autores que realizam análises empíricas concernentes ao tema¹.

Esta é potencialmente uma questão importante por variadas razões, como as apresentadas a seguir e não contempladas na discussão dos estudos citados. Suponha um cenário em que imigrantes e nativos são substitutos na produção (leia-se “p-substitutos”, ver Seção 4.2), de modo que uma elevação no custo do trabalho imigrante expande a demanda por trabalho nativo. Nesse caso, uma política de extensão de direitos e garantias trabalhistas aos imigrantes ou de inclusão dos mesmos na formalidade, poderia atenuar o impacto de influxos imigratórios no emprego dos nativos. Ainda neste cenário, o perfil dos imigrantes também teria sua influência. Pode-se conjecturar, por exemplo, que àqueles que migram devido à crises econômicas ou causas de força maior (como guerras e desastres naturais) em seus países de origem, tenderiam a possuir salário de reserva relativamente menor que outros potenciais imigrantes de nível de habilidade produtiva similar, o que induziria um

¹Uma das razões que pode explicar a escassez de estudos dessa natureza é a exigência mais estrita em relação à base de dados (Griffin 1996). As metodologias empregadas nesse tipo de análise geralmente dependem da plausibilidade da exogeneidade dos salários, de modo que a unidade observacional deve ser pequena, idealmente ao nível de firma (Griffin 1996), sendo esta a unidade de observação do presente estudo.

maior nível de desemprego ao nativo. Num cenário em que nativos e imigrantes são complementares (leia-se “p-complementares”), os resultados seriam inversos.

Logo, o objetivo deste capítulo é realizar uma investigação desse tema para a economia brasileira, o que pode fornecer informações relevantes para o desenvolvimento de políticas migratórias no país. A metodologia empregada é baseada no arcabouço da função de custo Translog, semelhante ao utilizado em Bettin & Turco & Maggioni (2014) e Greenwood & Hunt (1995). Utilizamos dados anuais de firmas do setor industrial brasileiro para o período 1996-2007 e dividimos os trabalhadores em dois grupos de educação. As principais medidas de interesse estimadas na análise são as elasticidades parciais líquidas da demanda por trabalhadores nativos em relação ao custo (preço) do trabalho dos imigrantes².

Para todas as especificações de modelo consideradas, nossos resultados indicam que, independente dos grupos de educação considerados, uma variação exógena no salário do imigrante produz apenas leves efeitos sobre o nível de emprego dos nativos. As elasticidades subjacentes estimadas são da ordem máxima de ± 0.03 e, dada a magnitude dos erros-padrão, na maioria dos casos não se pode rejeitar a hipótese de que nativo e imigrante não são nem p-substitutos nem p-complementares líquidos.

Este capítulo está dividido como se segue. A Seção 4.2 descreve a metodologia utilizada, a Seção 4.3 apresenta os dados e um conjunto de estatísticas descritivas, a Seção 4.4 reporta e analisa os resultados das estimações econométricas e, por fim, a Seção 4.5 conclui.

²As quais são obtidas a partir das elasticidades de substituição de Allen-Uzawa.

4.2 Metodologia

Nesta seção apresentamos informações metodológicas gerais e em seguida descrevemos a metodologia que utilizamos para: (i) derivar a função de custo Translog, (ii) estimar seus parâmetros, (iii) e, a partir deles, computar as elasticidades-preço parciais líquidas da demanda dos fatores de produção. Tal medida nos permite analisar o impacto da variação do custo do trabalho dos imigrantes sobre a demanda por trabalhadores nativos, o que configura o mote central deste capítulo. O cerne da metodologia desenvolvida nesta seção baseia-se no trabalho seminal de Berndt & Wood (1975), Bettin & Turco & Maggioni (2014), Griffin (1996), dentre outros citados ao longo do capítulo.

Utiliza-se aqui a mesma notação e fatores produção do capítulo anterior. Os trabalhadores são divididos por origem e educação, formando um total de quatro grupos (ou classes) de trabalho. As classes de origem são “nativo” e “imigrante”, este definido como indivíduo nascido fora do Brasil. As classes de educação são “médio incompleto” (notação abreviada: MI) e “médio completo” (notação abreviada: MC). O grupo MI compreende todos trabalhadores que não completaram o ensino médio, o que inclui, por exemplo, aqueles sem nenhuma educação formal. O grupo MC abrange todos trabalhadores que completaram o ensino médio, o que engloba, por exemplo, aqueles com ensino superior completo. Os quatro grupos de trabalho resultantes, juntamente com o capital, constituem, em nossa metodologia, os cinco fatores de produção (insumos) das firmas: {1} nativo-MI; {2} nativo-MC; {3} imigrante-MI; {4} imigrante-MC; {5} capital (notação abreviada: k). A quantidade e preço (dado pelo salário quando o insumo for trabalho) dos mesmos são denotados por x e p , respectivamente. Para designar um insumo em particular, subscritos com o correspondente número ou notação do insumo são adicionados. O número total de fatores de produção é denotado por M , neste caso em particular, $M = 5$.

Passamos agora aos itens (i), (ii) e (iii). Considere uma função de produção

genérica bem-comportada³ representada por $Q = Q(\mathbf{x})$, onde $\mathbf{x} = (x_1, x_2, \dots, x_M)$ denota o vetor de fatores de produção. Assume-se a propriedade de retornos constantes de escala e existência de equilíbrio de mercado perfeitamente competitivo para o produto e insumos, seguindo a maior parte da literatura subjacente. Logo, o preço p de um fator iguala-se ao valor do seu produto marginal. Adicionalmente, normaliza-se o preço do produto igualando-o a um ($P_Q = 1$), de modo que o produto Q represente o valor monetário de produção. Isso se traduz na expressão⁴:

$$p_i = P_Q \frac{\partial Q(\mathbf{x})}{\partial x_i} = \frac{\partial Q(\mathbf{x})}{\partial x_i} \quad (4.1)$$

A partir deste ponto, observe que o arcabouço desenvolvido aqui passa a se diferenciar daquele construído no capítulo anterior, embora diversas semelhanças e relações análogas sejam mantidas. Dado o preço dos insumos, a minimização do custo de se produzir uma quantidade de produto arbitrária Q , resulta na demanda derivada do insumo i : $x_i = x_i(Q, \mathbf{p})$. Os preços dos insumos são tratados como exógenos e representados pelo vetor $\mathbf{p} = (p_1, p_2, \dots, p_M)$. Logo, a função custo (total) é dada por $C = \sum_{i=1}^M p_i x_i(Q, \mathbf{p}) = C(Q, \mathbf{p})$. Pelo lema de Shephard, $x_i(Q, \mathbf{p}) = \frac{\partial C(Q, \mathbf{p})}{\partial p_i}$, portanto:

$$\frac{\partial \log C(Q, \mathbf{p})}{\partial \log p_i} = \frac{p_i x_i}{C} = s_i(Q, \mathbf{p}) \quad (4.2)$$

, onde $s_i(Q, \mathbf{p})$ é o share do fator i no custo total para um dado produto Q e vetor de preços de fatores \mathbf{p} . Aplicando uma aproximação de segunda-ordem pela série de Taylor em $\log C(\log Q, \log \mathbf{p})$ acerca do ponto $(\log Q, \log \mathbf{p}) = (0, \mathbf{0})$, obtém-se:

³Ver Capítulo 3

⁴Salvo menção contrária, neste trabalho sempre que numa expressão não for designado um índice correspondente a um insumo em particular, significa que a mesma é válida para todos os insumos. No caso de (4.1), por exemplo, isso implica que ela é válida para $\forall i \in \{1, 2, \dots, M\}$.

$$\begin{aligned}
\log C \approx & \alpha_0 + \sum_{i=1}^M \left(\frac{\partial \log C}{\partial \log p_i} \right) \log p_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^M \sum_{j=1}^M \left(\frac{\partial^2 \log C}{\partial \log p_i \partial \log p_j} \right) \log p_j \log p_i \\
& + \left(\frac{\partial \log C}{\partial \log Q} \right) \log Q + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^M \left(\frac{\partial^2 \log C}{\partial \log p_i \partial \log Q} \right) \log Q \log p_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^M \left(\frac{\partial^2 \log C}{\partial \log Q \partial \log p_i} \right) \log p_i \log Q \\
& + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^M \left(\frac{\partial^2 \log C}{\partial \log Q^2} \right) \log^2 Q
\end{aligned}$$

Pelo teorema de Young⁵, a equação então se reduz a:

$$\begin{aligned}
\log C \approx & \alpha_0 + \sum_{i=1}^M \left(\frac{\partial \log C}{\partial \log p_i} \right) \log p_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^M \sum_{j=1}^M \left(\frac{\partial^2 \log C}{\partial \log p_i \partial \log p_j} \right) \log p_j \log p_i \\
& + \left(\frac{\partial \log C}{\partial \log Q} \right) \log Q + \sum_{i=1}^M \left(\frac{\partial^2 \log C}{\partial \log p_i \partial \log Q} \right) \log Q \log p_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^M \left(\frac{\partial^2 \log C}{\partial \log Q^2} \right) \log^2 Q
\end{aligned} \tag{4.3}$$

Tratando as derivadas como coeficientes (ou parâmetros), chega-se a bem conhecida função de custo Translog⁶:

$$\begin{aligned}
\log C = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^M \alpha_i \log p_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^M \sum_{j=1}^M \gamma_{ij} \log p_i \log p_j \\
& + \alpha_Q \log Q + \sum_{i=1}^M \gamma_{Qi} \log Q \log p_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^M \gamma_{QQ} \log^2 Q
\end{aligned} \tag{4.4}$$

A propriedade de retornos constantes de escala implica que a função custo é homogênea de grau um no produto (Mas-Colell et al. 1995), o que leva às seguintes restrições nos parâmetros:

$$\alpha_Q = 1 \tag{4.5}$$

⁵O teorema de Young estabelece que se uma função qualquer, representada por $f(y_1, y_2, \dots, y_M)$, é duas vezes continuamente diferenciável, então $\frac{\partial^2 f(y_1, y_2, \dots, y_M)}{\partial y_i \partial y_j} = \frac{\partial^2 f(y_1, y_2, \dots, y_M)}{\partial y_j \partial y_i}$, $\forall i, j \in \{1, 2, \dots, M\}$.

⁶(i) Em Christensen & Jorgenson & Lau (1973), a classe das funções Translog é formalmente apresentada.

(ii) Note que se γ_{ij} , γ_{Qi} , e γ_{QQ} são todos iguais a zero, a função Translog se reduz a uma Cobb-Douglas.

$$\gamma_{Qi} = 0 \quad (4.6)$$

$$\gamma_{QQ} = 0 \quad (4.7)$$

A função de custo resultante é então dada por:

$$\log C = \alpha_0 + \log Q + \sum_{i=1}^M \alpha_i \log p_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^M \sum_{j=1}^M \gamma_{ij} \log p_i \log p_j \quad (4.8)$$

Observe que, por conseguinte, a função (logarítmica) de custo médio ($\log \frac{C}{Q} = \log C - \log Q$) é função apenas dos preços, o que é consistente com a teoria econômica. Do teorema de Young, $\frac{\partial^2 \log C}{\partial \log p_j \partial \log p_i} = \frac{\partial^2 \log C}{\partial \log p_i \partial \log p_j}$, de tal forma que as seguintes condições de simetria precisam ser impostas:

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad (4.9)$$

Além disso, a função custo deve ser homogênea de grau um nos preços (Mas-Colell et al. 1995), o que implica nas restrições adicionais nos parâmetros:

$$\sum_{i=1}^M \alpha_i = 1 \quad (4.10)$$

$$\sum_{j=1}^M \gamma_{ij} = 0 \quad (4.11)$$

$$\sum_{i=1}^M \gamma_{ij} = 0 \quad (4.12)$$

Teoricamente, seria possível obter os parâmetros pela estimação direta de (4.8); no entanto, como apontado por Ray (1982), os regressores tenderiam a sofrer de severa multicolinearidade⁷. Devido a isso, e pelo fato de ser possível ampliar o número

⁷Pavelescu (2011) aponta o mesmo problema para a estimação da função de produção Translog.

de graus de liberdade com o uso de um sistema, a maioria dos estudos obtém os parâmetros subjacentes pela estimação do sistema de equações dos shares do custo que derivamos na sequência. Diferenciar (4.8) em relação ao vetor do logaritmo dos preços dos insumos, mantendo o produto constante, produz:

$$\left\{ \begin{array}{l} \frac{\partial \log C(Q, \mathbf{p})}{\partial \log p_1} = s_1 = \alpha_1 + \gamma_{11} \log p_1 + \left(\frac{1}{2} \gamma_{12} + \frac{1}{2} \gamma_{21} \right) \log p_2 + \dots + \left(\frac{1}{2} \gamma_{1M} + \frac{1}{2} \gamma_{M1} \right) \log p_M \\ \frac{\partial \log C(Q, \mathbf{p})}{\partial \log p_2} = s_2 = \alpha_2 + \left(\frac{1}{2} \gamma_{12} + \frac{1}{2} \gamma_{21} \right) \log p_1 + \gamma_{22} \log p_2 + \dots + \left(\frac{1}{2} \gamma_{2M} + \frac{1}{2} \gamma_{M2} \right) \log p_M \\ \vdots \\ \frac{\partial \log C(Q, \mathbf{p})}{\partial \log p_M} = s_M = \alpha_M + \left(\frac{1}{2} \gamma_{1M} + \frac{1}{2} \gamma_{M1} \right) \log p_1 + \left(\frac{1}{2} \gamma_{2M} + \frac{1}{2} \gamma_{M2} \right) \log p_2 + \dots + \gamma_{MM} \log p_M \end{array} \right. \quad (4.13)$$

Por construção, já existe uma simetria nos coeficientes dos logaritmos dos preços no sistema. Adicionalmente, como $\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$, o sistema (4.13) pode ser reescrito como⁸:

$$\left\{ \begin{array}{l} s_1 = \alpha_1 + \sum_{j=1}^M \gamma_{1j} \log p_j = \alpha_1 + \gamma_{11} \ln p_1 + \gamma_{12} \ln p_2 + \dots + \gamma_{1M} \ln p_M \\ s_2 = \alpha_2 + \sum_{j=1}^M \gamma_{2j} \log p_j = \alpha_2 + \gamma_{21} \ln p_1 + \gamma_{22} \ln p_2 + \dots + \gamma_{2M} \ln p_M \\ \vdots \\ s_M = \alpha_M + \sum_{j=1}^M \gamma_{Mj} \log p_j = \alpha_M + \gamma_{M1} \ln p_1 + \gamma_{M2} \ln p_2 + \dots + \gamma_{MM} \ln p_M \end{array} \right. \quad (4.14)$$

Note que, pelas restrições teóricas (4.9)-(4.12), os shares do custo somam um, como deveriam. O modelo de regressão baseado em (4.14) é dado por:

⁸Observe que, embora $\gamma_{12} = \gamma_{21}$, $\gamma_{2M} = \gamma_{M2}$ e assim por diante, nós os exibimos em (4.14) usando um símbolo convenientemente diferente em cada equação para fins didáticos.

$$\left\{ \begin{array}{l} s_1 = \alpha_1 + \sum_{j=1}^M \gamma_{1j} \log p_j + \varepsilon_1 = \alpha_1 + \gamma_{11} \ln p_1 + \gamma_{12} \ln p_2 + \dots + \gamma_{1M} \ln p_M + \varepsilon_1 \\ s_2 = \alpha_2 + \sum_{j=1}^M \gamma_{2j} \log p_j + \varepsilon_2 = \alpha_2 + \gamma_{21} \ln p_1 + \gamma_{22} \ln p_2 + \dots + \gamma_{2M} \ln p_M + \varepsilon_2 \\ \vdots \\ s_M = \alpha_M + \sum_{j=1}^M \gamma_{Mj} \log p_j + \varepsilon_M = \alpha_M + \gamma_{M1} \ln p_1 + \gamma_{M2} \ln p_2 + \dots + \gamma_{MM} \ln p_M + \varepsilon_M \end{array} \right. \quad (4.15)$$

, onde ε_i representa o erro estocástico da equação do share do fator i no custo total. Um problema emerge ao se tentar estimar (4.15) sob as restrições (4.9)-(4.12), gera-se uma matrix de variância de resíduos singular (Denton 1978). Para visualizar esse argumento, note que $1 = \sum_{i=1}^M s_i = 1 + \sum_{i=1}^M \varepsilon_i$, de modo que $\sum_{i=1}^M \varepsilon_i = 0$. Para contornar esse problema, assim como foi feito no capítulo anterior, estima-se o sistema eliminando uma das equações e posteriormente recupera-se os parâmetros da equação excluída através das restrições teóricas.

Estimamos o sistema (4.15), pelo método SUR (“seemingly unrelated regression method”; Zellner 1962) usando a técnica de estimação por máxima-verossimilhança (MLE) impondo as restrições teóricas (4.9) e (4.11), após a exclusão arbitrária de uma equação⁹. Veja que (4.12) já é implicado por (4.9) e (4.11). A restrição (4.10), por sua vez, será aplicada apenas na recuperação dos parâmetros. No entanto, a escolha da equação a ser excluída da regressão não deve alterar os resultados, uma vez que Barten (1969) mostra que o estimador de MLE é invariante quanto a essa escolha¹⁰. Como a base de dados disponível não possui informações sobre o capital, impomos a hipótese de separabilidade do capital ($\gamma_{ik} = 0, \forall i \neq k$). Griffin (1996) obtém evidências em favor da validade da hipótese de separação do capital dos

⁹(i) A maior parte da literatura emprega o estimador de Aitken iterativo de Zellner (conhecido como “Zellner’s iterative Aitken estimator” ou “iterative SUR”), uma vez que Kmenta & Gilbert (1968) and Dhrymes (1971) demonstraram que ele converge para o estimador MLE, contudo, isso é verdade apenas se ocorrer convergência, o que nem sempre é garantido.

(ii) O método de estimação aplicado aqui está descrito em Gould & Pitblado & Sribney (2006)

¹⁰Nesta análise escolhemos a equação do share do capital para ser excluída da regressão.

insumos de trabalho, entretanto, idealmente ela deve ser testada caso a caso, o que não podemos implementar aqui devido às limitações informacionais mencionadas.

Neste contexto, uma possível fonte de viés nas estimações advém da potencial endogeneidade entre o preço dos insumos e seus shares no custo. Entretanto, a análise deste capítulo é realizada ao menor nível de agregação possível, o de firma, caso em que a hipótese de exogeneidade do preço dos fatores é mais plausível (Griffin 1996).

Apresentamos agora algumas medidas de interesse relacionadas à substituição e complementaridade entre os fatores de produção que podem ser obtidas a partir dos parâmetros da função de custo. Começamos discutindo a elasticidade de substituição de Allen (*AES*)¹¹, a qual classifica dois fatores como “p-substitutos” ou “p-complementares” líquidos, onde o prefixo “p-” indica substituição ou complementaridade com relação a variações no preço (Hicks 1970; Stern 2011). Uzawa (1962) define a *AES* em termos das propriedades da função de custo médio pela seguinte fórmula:

$$AES_{ij} = c(\mathbf{p}) \left(\frac{\frac{\partial^2 c(\mathbf{p})}{\partial p_j \partial p_i}}{\frac{\partial c(\mathbf{p})}{\partial p_i} \frac{\partial c(\mathbf{p})}{\partial p_j}} \right) \quad (4.16)$$

, onde $c(\mathbf{p})$ é a função de custo médio definida como $\frac{C(Q, \mathbf{p})}{Q}$. É fácil ver que a expressão (4.16) pode ser convertida para uma representação em termos da função de custo (total) como se segue:

$$AES_{ij} = C(Q, \mathbf{p}) \left(\frac{\frac{\partial^2 C(Q, \mathbf{p})}{\partial p_j \partial p_i}}{\frac{\partial C(Q, \mathbf{p})}{\partial p_i} \frac{\partial C(Q, \mathbf{p})}{\partial p_j}} \right) \quad (4.17)$$

Aplicando o lema de Shephard em (4.17), obtém-se que a AES_{ij} é equivalente a:

$$AES_{ij} = \frac{\epsilon_{ij}(Q, \mathbf{p})}{s_j(Q, \mathbf{p})} \quad (4.18)$$

¹¹Também conhecida como “elasticidade parcial de substituição de Allen-Uzawa”.

, onde $\epsilon_{ij}(Q, \mathbf{p})$ é a elasticidade parcial (mantém constante o preço dos outros insumos) líquida (mantém constante o produto) entre a demanda do insumo i em relação ao preço do insumo j , a qual é expressa pela fórmula:

$$\epsilon_{ij}(Q, \mathbf{p}) = \frac{p_j}{x_i(Q, \mathbf{p})} \frac{\partial x_i(Q, \mathbf{p})}{\partial p_j} \quad (4.19)$$

Essa medida pode ser aproximadamente interpretada como a variação percentual na demanda do fator i em resposta a uma variação de um por cento no preço do fator j , mantendo constantes o produto e o preço dos outros fatores. Note que AES_{ij} é simétrica ($AES_{ij} = AES_{ji}$), uma vez que $\frac{\partial^2 C(Q, \mathbf{p})}{\partial p_i \partial p_j} = \frac{\partial^2 C(Q, \mathbf{p})}{\partial p_j \partial p_i}$ pelo teorema de Young. As fórmulas de AES para função de custo Translog são bem conhecidas e estão expressas abaixo (veja Apêndice para uma derivação):

$$AES_{ij} = 1 + \frac{\gamma_{ij}}{s_i s_j}, \forall i \neq j \quad (4.20)$$

$$AES_{ii} = 1 + \frac{\gamma_{ii} - s_i}{s_i^2} \quad (4.21)$$

Seguindo Hicks (1970) e Sato & Koizumi (1973), os insumos i e j são classificados como p-substitutos se $AES_{ij} > 0$ e p-complementares se $AES_{ij} < 0$. Todavia, como apontado por Blackorby & Russel (1989), AES não pode ser interpretada como a derivada logarítmica da razão das quantidades em relação a razão dos preços (o conceito Hicksiano original da elasticidade de substituição), exceto para o caso com apenas dois fatores de produção. Além disso, Blackorby & Russel (1989) argumentam que a AES não tem significado como medida quantitativa, e como medida qualitativa, não acrescenta nenhuma informação àquela contida em $\epsilon_{ij}(Q, \mathbf{p})$. Por outro lado, essa última tem significado como medida quantitativa, seu sinal (positivo ou negativo) é suficiente para classificar dois insumos como p-substitutos ou p-complementares e, a partir dos shares e das elasticidades próprias e cruzadas de $\epsilon_{ij}(Q, \mathbf{p})$, é também possível calcular outras medidas de interesse como, por exemplo, a elasticidade de substituição de Morishima (Blackorby & Russel, 1989, 1981),

a elasticidade de substituição sombra (Mcfadden 1963; Mundlak 1968), entre outras (Stern 2011). Logo, neste estudo exibimos apenas as estimativas das elasticidades próprias e cruzadas $\epsilon_{ij}(Q, \mathbf{p})$, cuja fórmula para a função Translog pode ser obtida de forma imediata associando (4.18) à (4.20)-(4.21), resultando em¹²:

$$\epsilon_{ij}(Q, \mathbf{p}) = s_j(Q, \mathbf{p})AES_{ij} = s_j + \frac{\gamma_{ij}}{s_i}, \forall i \neq j \quad (4.22)$$

$$\epsilon_{ii}(Q, \mathbf{p}) = s_i(Q, \mathbf{p})AES_{ii} = s_i + \frac{\gamma_{ii} - s_i}{s_i} \quad (4.23)$$

¹²Neste estudo, seguindo prática comum da literatura, todas as medidas que sejam função dos shares são avaliadas nos shares médios da amostra.

4.3 Dados e Estatísticas Descritivas

Os dados empregados no estudo conduzido neste capítulo provêm da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), a qual abrange cerca de 97% do universo de empresas legalmente constituídas no país. Sua base de dados anual contendo informações das firmas e de seus empregados inclui todas aquelas dessa amostra que empregaram ao menos um funcionário no ano de referência. A partir da base de dados da RAIS em nível individual (trabalhador), construímos um painel anual ao nível de firma para o período 1996-2007.

A RAIS fornece o salário mensal do trabalhador relativo a dezembro do ano correspondente, o qual é informado em número de salários mínimos. Multiplicamos essa variável pelo salário mínimo oficial na respectiva data para se obter o salário nominal. Todos os valores monetários apresentados neste trabalho estão atualizados para nível de preços de janeiro de 2014, adotando o índice de preços IPC-A do IBGE como indexador. Computamos o salário de cada grupo de trabalho como a média salarial dos trabalhadores do respectivo grupo, excluindo do cálculo aqueles com salário declarado igual a zero ou não informado.

Bettin & Turco & Maggioni (2014) é o único trabalho da literatura subjacente sob nosso conhecimento que realiza a análise em nível de firma. Todavia, ele imputa os salários a partir de um nível mais agregado (setor-região), uma vez que não possui essas variáveis disponíveis para as empresas. Em nossa base, os salários são verdadeiramente registrados ao nível de firma, entretanto, as firmas na RAIS não declaram informações de seu custo total. Logo, a fim de implementar o estudo objetivado neste capítulo, restringimos nossa análise empírica ao setor industrial e procedemos da seguinte forma¹³. Imputamos o share do fator trabalho no custo das firmas pelo valor dessa variável ao nível do trinômio (subsetor industrial, unidade da

¹³Salvo menção contrária, este estudo utiliza-se da CNAE 2.0 como sistema de classificação dos setores e subsetores de atividade econômica.

federação (UF), ano), o qual foi calculado a partir dos dados da Pesquisa Industrial Anual (PIA)¹⁴. O custo total de cada firma para cada ano pode então ser obtido pela seguinte fórmula:

$$C_f = \frac{W_f}{S_{L,f}} \quad (4.24)$$

, onde C_f representa o custo total da firma f , $S_{L,f}$ denota o share do fator trabalho (total) no custo da firma f e W_f é a somatória de todos os salários (massa salarial) pagos pela firma f .

Nossa amostra para estimação¹⁵ é composta por firmas do setor industrial sem variáveis de interesse faltantes e com ao menos um trabalhador de cada grupo de trabalho¹⁶. Naturalmente, como a amostra para estimação abrange apenas as firmas do setor industrial que empregam tanto nativos como imigrantes dos dois grupos de educação, ela é consideravelmente menor que a base de dados da população de firmas da RAIS. A seguir apresentamos variadas estatísticas descritivas de ambas as bases, fornecendo um panorama do perfil das empresas formais do país, bem como das diferenças e semelhanças dos dois conjuntos de dados.

4.3.1 Estatísticas descritivas a partir da população de firmas da RAIS

A Tabela 4.1 mostra que número de firmas cresceu constantemente durante o período em questão, passando de 2.15 milhões em 1996 para 3.67 milhões em 2007. O número de empresas empregando ao menos um trabalhador imigrante também se expandiu, chegando a 40,615 em 2007, o que representa 1.11% da população de firmas do ano. Sua frequência relativa, por outro lado, seguiu uma tendência declinante até 2006; no

¹⁴(i) Ver Capítulo 3 para informações adicionais sobre esta base.

(ii) O share do fator trabalho no custo a partir da PIA foi computado dividindo-se o gasto total com pessoal pelo total de custos e despesas.

(ii) Há 27 unidades da federação e o setor industrial está dividido em 27 subsectores, o que resulta num total de 729 combinações subsector-UF.

¹⁵Base de dados empregada nas estimações econométricas.

¹⁶O salário de um grupo de trabalho ausente na firma não pode ser computado, constituindo uma observação faltante.

entanto, em face dos influxos imigratórios mais acentuados observados notadamente a partir de 2010, é possível que essa tendência tenha sido revertida nos anos recentes.

Tabela 4.1
Firmas por Período

| ANO | FREQUÊNCIA ABSOLUTA | FREQUÊNCIA RELATIVA |
|-----------|---------------------|---------------------|
| 1996 | 2, 150, 018 | 6.16% |
| 1997 | 2, 326, 925 | 6.67% |
| 1998 | 2, 446, 171 | 7.01% |
| 1999 | 2, 566, 272 | 7.35% |
| 2000 | 2, 707, 640 | 7.76% |
| 2001 | 2, 834, 968 | 8.12% |
| 2002 | 2, 970, 345 | 8.51% |
| 2003 | 3, 088, 334 | 8.85% |
| 2004 | 3, 232, 751 | 9.26% |
| 2005 | 3, 387, 157 | 9.70% |
| 2006 | 3, 529, 192 | 10.11% |
| 2007 | 3, 670, 392 | 10.51% |
| 1996-2007 | 34, 910, 165 | 100.00% |

Fonte: RAIS. Elaboração: Própria. Nota: A frequência relativa é dada em relação ao total de firmas da RAIS para o período 1996-2007.

Tabela 4.2
Firmas Empregando Imigrante por Período

| ANO | FREQUÊNCIA ABSOLUTA | FREQUÊNCIA RELATIVA |
|-----------|---------------------|---------------------|
| 1996 | 33, 404 | 1.55% |
| 1997 | 33, 577 | 1.44% |
| 1998 | 33, 495 | 1.37% |
| 1999 | 34, 119 | 1.33% |
| 2000 | 35, 695 | 1.32% |
| 2001 | 35, 977 | 1.27% |
| 2002 | 36, 385 | 1.22% |
| 2003 | 36, 742 | 1.19% |
| 2004 | 37, 661 | 1.16% |
| 2005 | 38, 509 | 1.14% |
| 2006 | 38, 666 | 1.10% |
| 2007 | 40, 615 | 1.11% |
| 1996-2007 | 434, 845 | 1.25% |

Fonte: RAIS. Elaboração: Própria. Nota: A frequência relativa é dada em relação a toda população de firmas da RAIS do ano ou período correspondentes.

A Tabela 4.3 revela que as firmas estão mais concentradas no setor de comércio e serviços, com frequência relativa de 36.63% e 34.36%, respectivamente, para o

período 1996-2007. As firmas que empregam ao menos um imigrante, por sua vez, estão mais concentradas no setor de serviços e industrial, com frequência relativa de 46.94% e 23.93%, respectivamente, para o mesmo período (Tabela 4.4)¹⁷.

Tabela 4.3
Firmas por Período e Setor de Atividade

| ANO | SETOR | | | | | |
|-----------|--------------|------------|------------|-----------|------------|------------------|
| | Agropecuária | Comércio | Construção | | Serviços | outros/faltantes |
| | | | Civil | Indústria | | |
| 1996 | 219,029 | 724,533 | 93,953 | 292,686 | 735,549 | 84,268 |
| | 10.19% | 33.70% | 4.37% | 13.61% | 34.21% | 3.92% |
| 1997 | 231,556 | 803,186 | 102,529 | 315,915 | 799,933 | 73,806 |
| | 9.95% | 34.52% | 4.41% | 13.58% | 34.38% | 3.17% |
| 1998 | 242,707 | 853,174 | 106,439 | 329,800 | 846,518 | 67,533 |
| | 9.92% | 34.88% | 4.35% | 13.48% | 34.61% | 2.76% |
| 1999 | 253,091 | 905,842 | 109,566 | 343,736 | 889,197 | 64,840 |
| | 9.86% | 35.30% | 4.27% | 13.39% | 34.65% | 2.53% |
| 2000 | 263,905 | 972,264 | 111,951 | 359,157 | 936,869 | 63,494 |
| | 9.75% | 35.91% | 4.13% | 13.26% | 34.60% | 2.34% |
| 2001 | 273,989 | 1,030,621 | 115,215 | 371,121 | 981,714 | 62,308 |
| | 9.66% | 36.35% | 4.06% | 13.09% | 34.63% | 2.20% |
| 2002 | 286,400 | 1,091,669 | 119,281 | 384,924 | 1,026,754 | 61,317 |
| | 9.64% | 36.75% | 4.02% | 12.96% | 34.57% | 2.06% |
| 2003 | 300,742 | 1,147,373 | 119,964 | 396,241 | 1,063,373 | 60,641 |
| | 9.74% | 37.15% | 3.88% | 12.83% | 34.43% | 1.96% |
| 2004 | 315,260 | 1,214,515 | 123,916 | 412,346 | 1,106,803 | 59,911 |
| | 9.75% | 37.57% | 3.83% | 12.76% | 34.24% | 1.85% |
| 2005 | 325,862 | 1,287,513 | 128,685 | 429,483 | 1,156,498 | 59,116 |
| | 9.62% | 38.01% | 3.80% | 12.68% | 34.14% | 1.75% |
| 2006 | 334,016 | 1,346,819 | 134,204 | 452,951 | 1,202,582 | 58,620 |
| | 9.46% | 38.16% | 3.80% | 12.83% | 34.08% | 1.66% |
| 2007 | 342,731 | 1,409,151 | 142,555 | 468,317 | 1,249,436 | 58,202 |
| | 9.34% | 38.39% | 3.88% | 12.76% | 34.04% | 1.59% |
| 1996-2007 | 3,389,288 | 12,786,660 | 1,408,258 | 4,556,677 | 11,995,226 | 774,056 |
| | 9.71% | 36.63% | 4.03% | 13.05% | 34.36% | 2.22% |

Fonte: RAIS. Elaboração: Própria. Nota: A primeira linha de cada célula denota a frequência absoluta, enquanto a segunda indica a frequência relativa dentro do ano ou período correspondentes. "outros/faltantes": outros setores de atividade ou informação faltante.

¹⁷Nas estatísticas descritivas desta seção, seguimos o sistema do IBGE de classificação dos setores de atividade econômica.

Tabela 4.4
Firmas Empregando Imigrante por Período e Setor de Atividade

| ANO | SETOR | | | | | |
|-----------|--------------|----------|------------|-----------|----------|------------------|
| | Agropecuária | Comércio | Construção | | Serviços | outros/faltantes |
| | | | Civil | Indústria | | |
| 1996 | 719 | 7,134 | 1,395 | 8,449 | 14,904 | 803 |
| | 2.15% | 21.36% | 4.18% | 25.29% | 44.62% | 2.40% |
| 1997 | 662 | 7,093 | 1,445 | 8,342 | 15,379 | 656 |
| | 1.97% | 21.12% | 4.30% | 24.84% | 45.80% | 1.95% |
| 1998 | 643 | 7,114 | 1,374 | 8,125 | 15,647 | 592 |
| | 1.92% | 21.24% | 4.10% | 24.26% | 46.71% | 1.77% |
| 1999 | 619 | 7,279 | 1,366 | 8,162 | 16,087 | 606 |
| | 1.81% | 21.33% | 4.00% | 23.92% | 47.15% | 1.78% |
| 2000 | 600 | 7,787 | 1,343 | 8,447 | 16,907 | 611 |
| | 1.68% | 21.82% | 3.76% | 23.66% | 47.37% | 1.71% |
| 2001 | 625 | 7,861 | 1,313 | 8,506 | 17,124 | 548 |
| | 1.74% | 21.85% | 3.65% | 23.64% | 47.60% | 1.52% |
| 2002 | 616 | 8,023 | 1,298 | 8,527 | 17,367 | 554 |
| | 1.69% | 22.05% | 3.57% | 23.44% | 47.73% | 1.52% |
| 2003 | 652 | 8,182 | 1,256 | 8,599 | 17,472 | 581 |
| | 1.77% | 22.27% | 3.42% | 23.40% | 47.55% | 1.58% |
| 2004 | 671 | 8,441 | 1,291 | 8,925 | 17,783 | 550 |
| | 1.78% | 22.41% | 3.43% | 23.70% | 47.22% | 1.46% |
| 2005 | 677 | 8,779 | 1,299 | 9,017 | 18,202 | 535 |
| | 1.76% | 22.80% | 3.37% | 23.42% | 47.27% | 1.39% |
| 2006 | 687 | 8,668 | 1,318 | 9,274 | 18,187 | 532 |
| | 1.78% | 22.42% | 3.41% | 23.98% | 47.04% | 1.38% |
| 2007 | 721 | 9,181 | 1,426 | 9,703 | 19,064 | 520 |
| | 1.78% | 22.60% | 3.51% | 23.89% | 46.94% | 1.28% |
| 1996-2007 | 7,892 | 95,542 | 16,124 | 104,076 | 204,123 | 7,088 |
| | 1.81% | 21.97% | 3.71% | 23.93% | 46.94% | 1.63% |

Fonte: RAIS. Elaboração: Própria. Nota: A primeira linha de cada célula denota a frequência absoluta, enquanto a segunda indica a frequência relativa dentro do ano ou período correspondentes. "outros/faltantes": outros setores de atividade ou informação faltante.

Ao analisar a frequência das firmas por tamanho (definido aqui por faixas de número de empregados), evidencia-se uma forte relação negativa entre o número de firmas e seu tamanho. Para o período 1996-2007, 70.17% das empresas empregam de 1 a 4 trabalhadores, enquanto menos de 3% das firmas empregam 50 ou mais trabalhadores (Tabela 4.5). A mesma análise para as empresas empregando imigrante mostra uma melhor distribuição entre as classes de tamanho, o que não surpreende, visto que empresas de maior tamanho tem maior chance de empregar ao menos um

imigrante (Tabela 4.6).

Tabela 4.5
Firmas por Período e Número de Trabalhadores

| ANO | NÚMERO DE TRABALHADORES (FAIXAS) | | | | | | | | |
|-----------|----------------------------------|-----------|-----------|-----------|---------|---------|---------|---------|--------|
| | 1-4 | 5-9 | 10-19 | 20-49 | 50-99 | 100-249 | 250-499 | 500-999 | 1000+ |
| 1996 | 1,502,612 | 313,716 | 168,133 | 99,680 | 32,160 | 20,489 | 7,458 | 3,512 | 2,258 |
| | 69.89% | 14.59% | 7.82% | 4.64% | 1.50% | 0.95% | 0.35% | 0.16% | 0.11% |
| 1997 | 1,630,887 | 343,493 | 181,539 | 103,820 | 32,986 | 20,730 | 7,661 | 3,568 | 2,241 |
| | 70.09% | 14.76% | 7.80% | 4.46% | 1.42% | 0.89% | 0.33% | 0.15% | 0.10% |
| 1998 | 1,722,285 | 361,104 | 190,079 | 105,696 | 32,893 | 20,629 | 7,581 | 3,605 | 2,299 |
| | 70.41% | 14.76% | 7.77% | 4.32% | 1.34% | 0.84% | 0.31% | 0.15% | 0.09% |
| 1999 | 1,813,177 | 379,038 | 197,424 | 108,704 | 33,570 | 20,725 | 7,535 | 3,706 | 2,393 |
| | 70.65% | 14.77% | 7.69% | 4.24% | 1.31% | 0.81% | 0.29% | 0.14% | 0.09% |
| 2000 | 1,908,500 | 402,017 | 209,543 | 116,145 | 35,663 | 21,527 | 7,845 | 3,895 | 2,505 |
| | 70.49% | 14.85% | 7.74% | 4.29% | 1.32% | 0.80% | 0.29% | 0.14% | 0.09% |
| 2001 | 1,996,968 | 422,146 | 220,249 | 121,787 | 36,934 | 22,022 | 8,087 | 4,107 | 2,668 |
| | 70.44% | 14.89% | 7.77% | 4.30% | 1.30% | 0.78% | 0.29% | 0.14% | 0.09% |
| 2002 | 2,093,219 | 442,662 | 231,498 | 126,847 | 38,282 | 22,341 | 8,421 | 4,259 | 2,816 |
| | 70.47% | 14.90% | 7.79% | 4.27% | 1.29% | 0.75% | 0.28% | 0.14% | 0.09% |
| 2003 | 2,174,175 | 461,684 | 242,666 | 131,638 | 39,398 | 22,846 | 8,621 | 4,357 | 2,949 |
| | 70.40% | 14.95% | 7.86% | 4.26% | 1.28% | 0.74% | 0.28% | 0.14% | 0.10% |
| 2004 | 2,266,580 | 486,360 | 256,649 | 140,018 | 42,139 | 24,173 | 9,074 | 4,567 | 3,191 |
| | 70.11% | 15.04% | 7.94% | 4.33% | 1.30% | 0.75% | 0.28% | 0.14% | 0.10% |
| 2005 | 2,366,952 | 512,449 | 271,580 | 148,729 | 44,474 | 25,104 | 9,530 | 4,853 | 3,486 |
| | 69.88% | 15.13% | 8.02% | 4.39% | 1.31% | 0.74% | 0.28% | 0.14% | 0.10% |
| 2006 | 2,466,548 | 532,061 | 282,495 | 156,392 | 46,532 | 26,430 | 9,978 | 5,046 | 3,710 |
| | 69.89% | 15.08% | 8.00% | 4.43% | 1.32% | 0.75% | 0.28% | 0.14% | 0.11% |
| 2007 | 2,555,940 | 554,237 | 297,037 | 165,697 | 49,498 | 28,073 | 10,500 | 5,412 | 3,998 |
| | 69.64% | 15.10% | 8.09% | 4.51% | 1.35% | 0.76% | 0.29% | 0.15% | 0.11% |
| 1996-2007 | 24,497,843 | 5,210,967 | 2,748,892 | 1,525,153 | 464,529 | 275,089 | 102,291 | 50,887 | 34,514 |
| | 70.17% | 14.93% | 7.87% | 4.37% | 1.33% | 0.79% | 0.29% | 0.15% | 0.10% |

Fonte: RAIS. Elaboração: Própria. Nota: A primeira linha de cada célula denota a frequência absoluta, enquanto a segunda indica a frequência relativa dentro do ano ou período correspondentes.

Tabela 4.6
Firmas Empregando Imigrante por Período e Número de Trabalhadores

| ANO | NÚMERO DE TRABALHADORES (FAIXAS) | | | | | | | | |
|-----------|----------------------------------|--------|--------|--------|--------|---------|---------|---------|--------|
| | 1-4 | 5-9 | 10-19 | 20-49 | 50-99 | 100-249 | 250-499 | 500-999 | 1000+ |
| 1996 | 6,405 | 4,030 | 4,410 | 5,812 | 3,829 | 4,120 | 2,243 | 1,373 | 1,182 |
| | 19.17% | 12.06% | 13.20% | 17.40% | 11.46% | 12.33% | 6.71% | 4.11% | 3.54% |
| 1997 | 6,550 | 4,209 | 4,479 | 5,768 | 3,751 | 4,011 | 2,271 | 1,373 | 1,165 |
| | 19.51% | 12.54% | 13.34% | 17.18% | 11.17% | 11.95% | 6.76% | 4.09% | 3.47% |
| 1998 | 6,659 | 4,193 | 4,570 | 5,839 | 3,645 | 3,944 | 2,133 | 1,344 | 1,168 |
| | 19.88% | 12.52% | 13.64% | 17.43% | 10.88% | 11.77% | 6.37% | 4.01% | 3.49% |
| 1999 | 7,097 | 4,386 | 4,659 | 5,901 | 3,610 | 3,854 | 2,109 | 1,314 | 1,189 |
| | 20.80% | 12.86% | 13.66% | 17.30% | 10.58% | 11.30% | 6.18% | 3.85% | 3.48% |
| 2000 | 7,538 | 4,717 | 4,944 | 6,208 | 3,724 | 3,837 | 2,146 | 1,360 | 1,221 |
| | 21.12% | 13.21% | 13.85% | 17.39% | 10.43% | 10.75% | 6.01% | 3.81% | 3.42% |
| 2001 | 7,662 | 4,566 | 5,065 | 6,170 | 3,789 | 3,857 | 2,191 | 1,402 | 1,275 |
| | 21.30% | 12.69% | 14.08% | 17.15% | 10.53% | 10.72% | 6.09% | 3.90% | 3.54% |
| 2002 | 7,825 | 4,721 | 5,158 | 6,133 | 3,734 | 3,874 | 2,155 | 1,455 | 1,330 |
| | 21.51% | 12.98% | 14.18% | 16.86% | 10.26% | 10.65% | 5.92% | 4.00% | 3.66% |
| 2003 | 7,978 | 4,777 | 5,215 | 6,167 | 3,688 | 3,821 | 2,218 | 1,473 | 1,405 |
| | 21.71% | 13.00% | 14.19% | 16.78% | 10.04% | 10.40% | 6.04% | 4.01% | 3.82% |
| 2004 | 8,227 | 4,901 | 5,347 | 6,237 | 3,741 | 3,895 | 2,260 | 1,516 | 1,537 |
| | 21.84% | 13.01% | 14.20% | 16.56% | 9.93% | 10.34% | 6.00% | 4.03% | 4.08% |
| 2005 | 8,417 | 5,041 | 5,367 | 6,348 | 3,831 | 3,914 | 2,335 | 1,608 | 1,648 |
| | 21.86% | 13.09% | 13.94% | 16.48% | 9.95% | 10.16% | 6.06% | 4.18% | 4.28% |
| 2006 | 8,585 | 4,976 | 5,374 | 6,337 | 3,772 | 3,899 | 2,346 | 1,631 | 1,746 |
| | 22.20% | 12.87% | 13.90% | 16.39% | 9.76% | 10.08% | 6.07% | 4.22% | 4.52% |
| 2007 | 8,971 | 5,211 | 5,528 | 6,638 | 4,048 | 4,132 | 2,466 | 1,742 | 1,879 |
| | 22.09% | 12.83% | 13.61% | 16.34% | 9.97% | 10.17% | 6.07% | 4.29% | 4.63% |
| 1996-2007 | 91,914 | 55,728 | 60,116 | 73,558 | 45,162 | 47,158 | 26,873 | 17,591 | 16,745 |
| | 21.14% | 12.82% | 13.82% | 16.92% | 10.39% | 10.84% | 6.18% | 4.05% | 3.85% |

Fonte: RAIS. Elaboração: Própria. Nota: A primeira linha de cada célula denota a frequência absoluta, enquanto a segunda indica a frequência relativa dentro do ano ou período correspondentes.

As Tabelas 4.7 e 4.8 apresentam a frequência de firmas por unidade da federação. Os estados de SP e MG são aqueles com o maior número de empresas em todos os períodos considerados. No entanto, o estado do RJ supera MG em número de firmas que empregam ao menos um imigrante. No período 1996-2007, mais de metade da população de firmas empregando imigrante se encontram em SP ou RJ, verifica-se uma frequência relativa de 49.03% para SP e 19.10% para RJ.

Tabela 4.7
Firmas por Período e UF

| UF | PERÍODO | | |
|----|---------------------|---------------------|---------------------|
| | 1996-2001 | 2002-2007 | 1996-2007 |
| AC | 24,862 0.17% | 38,215 0.19% | 63,077 0.18% |
| AL | 107,396 0.71% | 152,031 0.76% | 259,427 0.74% |
| AM | 89,940 0.60% | 129,082 0.65% | 219,022 0.63% |
| AP | 19,947 0.13% | 32,475 0.16% | 52,422 0.15% |
| BA | 664,449 4.42% | 952,034 4.79% | 1,616,483 4.63% |
| CE | 291,271 1.94% | 419,400 2.11% | 710,671 2.04% |
| DF | 241,624 1.61% | 335,571 1.69% | 577,195 1.65% |
| ES | 313,553 2.09% | 418,141 2.10% | 731,694 2.10% |
| GO | 450,959 3.00% | 679,780 3.42% | 1,130,739 3.24% |
| MA | 129,733 0.86% | 199,352 1.00% | 329,085 0.94% |
| MG | 1,964,361 13.07% | 2,549,115 12.82% | 4,513,476 12.93% |
| MS | 256,123 1.70% | 342,833 1.72% | 598,956 1.72% |
| MT | 228,845 1.52% | 357,677 1.80% | 586,522 1.68% |
| PA | 199,682 1.33% | 304,696 1.53% | 504,378 1.44% |
| PB | 143,088 0.95% | 195,894 0.99% | 338,982 0.97% |
| PE | 409,025 2.72% | 562,622 2.83% | 971,647 2.78% |
| PI | 84,230 0.56% | 120,485 0.61% | 204,715 0.59% |
| PR | 1,073,493 7.14% | 1,440,024 7.24% | 2,513,517 7.20% |
| RJ | 1,541,345 10.25% | 1,858,118 9.35% | 3,399,463 9.74% |
| RN | 127,397 0.85% | 197,295 0.99% | 324,692 0.93% |
| RO | 88,977 0.59% | 140,424 0.71% | 229,401 0.66% |
| RR | 14,524 0.10% | 22,479 0.11% | 37,003 0.11% |

| | | | |
|-------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| RS | 1, 286, 398 8.56% | 1, 616, 335 8.13% | 2, 902, 733 8.31% |
| SC | 673, 769 4.48% | 958, 477 4.82% | 1, 632, 246 4.68% |
| SE | 97, 331 0.65% | 135, 806 0.68% | 233, 137 0.67% |
| SP | 4, 453, 367 29.63% | 5, 619, 894 28.27% | 10, 073, 261 28.85% |
| TO | 56, 305 0.37% | 99, 916 0.50% | 156, 221 0.45% |
| TOTAL | 15, 031, 994 100.00% | 19, 878, 171 100.00% | 34, 910, 165 100.00% |

Fonte: RAIS. Elaboração: Própria. Notas: A primeira linha de cada célula denota a frequência absoluta, enquanto a segunda indica a frequência relativa dentro do período correspondente.

Tabela 4.8
Firmas Empregando Imigrante por Período e UF

| UF | PERÍODO | | |
|----|-----------------|-----------------|------------------|
| | 1996-2001 | 2002-2007 | 1996-2007 |
| AC | 253 0.12% | 317 0.14% | 570 0.13% |
| AL | 668 0.32% | 649 0.28% | 1, 317 0.30% |
| AM | 1, 937 0.94% | 2, 528 1.11% | 4, 465 1.03% |
| AP | 148 0.07% | 197 0.09% | 345 0.08% |
| BA | 4, 921 2.39% | 5, 430 2.38% | 10, 351 2.38% |
| CE | 1, 420 0.69% | 1, 878 0.82% | 3, 298 0.76% |
| DF | 2, 895 1.40% | 3, 512 1.54% | 6, 407 1.47% |
| ES | 1, 612 0.78% | 2, 162 0.95% | 3, 774 0.87% |
| GO | 2, 238 1.09% | 2, 726 1.19% | 4, 964 1.14% |
| MA | 672 0.33% | 755 0.33% | 1, 427 0.33% |
| MG | 8, 233 3.99% | 8, 974 3.93% | 17, 207 3.96% |
| MS | 2, 074 1.01% | 2, 672 1.17% | 4, 746 1.09% |
| MT | 1, 185 0.57% | 1, 559 0.68% | 2, 744 0.63% |
| PA | 2, 121 | 2, 241 | 4, 362 |

| | | | |
|-------|---------|---------|---------|
| | 1.03% | 0.98% | 1.00% |
| PB | 697 | 739 | 1,436 |
| | 0.34% | 0.32% | 0.33% |
| PE | 2,989 | 3,096 | 6,085 |
| | 1.45% | 1.35% | 1.40% |
| PI | 305 | 342 | 647 |
| | 0.15% | 0.15% | 0.15% |
| PR | 8,716 | 11,039 | 19,755 |
| | 4.23% | 4.83% | 4.54% |
| RJ | 41,309 | 41,738 | 83,047 |
| | 20.03% | 18.26% | 19.10% |
| RN | 651 | 984 | 1,635 |
| | 0.32% | 0.43% | 0.38% |
| RO | 591 | 876 | 1,467 |
| | 0.29% | 0.38% | 0.34% |
| RR | 203 | 278 | 481 |
| | 0.10% | 0.12% | 0.11% |
| RS | 12,945 | 15,281 | 28,226 |
| | 6.28% | 6.69% | 6.49% |
| SC | 4,274 | 7,177 | 11,451 |
| | 2.07% | 3.14% | 2.63% |
| SE | 452 | 508 | 960 |
| | 0.22% | 0.22% | 0.22% |
| SP | 102,553 | 110,645 | 213,198 |
| | 49.72% | 48.41% | 49.03% |
| TO | 205 | 275 | 480 |
| | 0.10% | 0.12% | 0.11% |
| TOTAL | 206,267 | 228,578 | 434,845 |
| | 100.00% | 100.00% | 100.00% |

Fonte: RAIS. Elaboração: Própria. Notas: A primeira linha de cada célula denota a frequência absoluta, enquanto a segunda indica a frequência relativa dentro do período correspondente.

As Tabelas 4.9 e 4.10 reportam a média salarial e do número de empregados entre firmas por grupo e período. O salário médio do imigrante é consideravelmente superior ao do nativo em todos os períodos e grupos de educação, contudo esse diferencial se reduz ao se considerar apenas firmas empregando imigrante. Por outro lado, o número médio de imigrantes por firma é substancialmente menor que o de nativos, especialmente quando se considera apenas firmas com ao menos um trabalhador imigrante. Observe que os valores referidos aos imigrantes são os mesmos em ambas as tabelas. Isso ocorre porque no cálculo das médias, excluímos firmas com zero trabalhadores para o grupo correspondente.

Tabela 4.9
Média do Salário e do Número de Trabalhadores por Grupo e Período

| VARIÁVEL (MÉDIA) | PERÍODO | | |
|------------------|-----------|-----------|-----------|
| | 1996-2001 | 2002-2007 | 1996-2007 |
| x nativo-MI | 9.48 | 8.39 | 8.86 |
| x nativo-MC | 10.93 | 10.92 | 10.93 |
| x imigrante-MI | 1.37 | 1.28 | 1.32 |
| x imigrante-MC | 2.31 | 2.12 | 2.21 |
| p nativo-MI | 806 | 891 | 854 |
| p nativo-MC | 1, 372 | 1, 246 | 1, 300 |
| p imigrante-MI | 2, 199 | 2, 148 | 2, 170 |
| p imigrante-MC | 6, 126 | 6, 446 | 6, 308 |

Fonte: RAIS. Elaboração: Própria. Notas: (1) p: preço (salário); x: quantidade do insumo (número de trabalhadores); MI: ensino médio incompleto; MC: ensino médio completo. (2) No cálculo das médias, excluiu-se firmas com zero trabalhadores para o grupo correspondente.

Tabela 4.10
Média do Salário e do Número de Trabalhadores por Grupo e Período
para Firms Empregando Imigrante

| VARIÁVEL (MÉDIA) | PERÍODO | | |
|------------------|-----------|-----------|-----------|
| | 1996-2001 | 2002-2007 | 1996-2007 |
| x nativo-MI | 131 | 114 | 121 |
| x nativo-MC | 167 | 211 | 192 |
| x imigrante-MI | 1.37 | 1.28 | 1.32 |
| x imigrante-MC | 2.31 | 2.12 | 2.21 |
| p nativo-MI | 1,691 | 1,681 | 1,685 |
| p nativo-MC | 3,490 | 3,275 | 3,367 |
| p imigrante-MI | 2,199 | 2,148 | 2,170 |
| p imigrante-MC | 6,126 | 6,446 | 6,308 |

Fonte: RAIS. Elaboração: Própria. Notas: (1) p: preço (salário); x: quantidade do insumo (número de trabalhadores); MI: ensino médio incompleto; MC: ensino médio completo. (2) No cálculo das médias, excluiu-se firmas com zero trabalhadores para o grupo correspondente.

4.3.2 Estatísticas descritivas da Amostra para Estimação

Fornecemos agora estatísticas descritivas concernentes a amostra empregada em nossas estimações. Conforme mencionado previamente, na medida que essa amostra abrange apenas as empresas do setor industrial que empregam trabalhadores de todos os grupos, ela possui um tamanho bastante inferior ao da base de dados da população de firmas da RAIS, o que pode ser visto na Tabela 4.11.

Tabela 4.11
Firmas por Período na Amostra para Estimação

| ANO | FREQUÊNCIA ABSOLUTA | FREQUÊNCIA RELATIVA |
|-----------|---------------------|---------------------|
| 1996 | 920 | 13.53% |
| 1997 | 810 | 11.91% |
| 1998 | 673 | 9.90% |
| 1999 | 613 | 9.02% |
| 2000 | 578 | 8.50% |
| 2001 | 542 | 7.97% |
| 2002 | 497 | 7.31% |
| 2003 | 444 | 6.53% |
| 2004 | 433 | 6.37% |
| 2005 | 434 | 6.38% |
| 2006 | 427 | 6.28% |
| 2007 | 428 | 6.30% |
| 1996-2007 | 6,799 | 100.00% |

Fonte: RAIS. Elaboração: Própria. Nota: A frequência relativa é dada em relação ao total de firmas-ano da amostra para estimação.

Ao contrário do que foi encontrado na população de firmas, a amostra para estimação é composta majoritariamente por firmas de médio e grande porte (Tabela 4.12), o que não é surpreendente dadas as restrições impostas pela mesma.

Tabela 4.12
Firmas por Período e Número de Trabalhadores na Amostra para Estimação

| ANO | NÚMERO DE TRABALHADORES (FAIXAS) | | | | | | | | |
|-----------|----------------------------------|-------|-------|--------|--------|---------|---------|---------|--------|
| | 1-4 | 5-9 | 10-19 | 20-49 | 50-99 | 100-249 | 250-499 | 500-999 | 1000+ |
| 1996 | 0 | 3 | 23 | 65 | 117 | 234 | 195 | 153 | 130 |
| | 0.00% | 0.33% | 2.50% | 7.07% | 12.72% | 25.43% | 21.20% | 16.63% | 14.13% |
| 1997 | 0 | 4 | 20 | 72 | 108 | 194 | 174 | 125 | 113 |
| | 0.00% | 0.49% | 2.47% | 8.89% | 13.33% | 23.95% | 21.48% | 15.43% | 13.95% |
| 1998 | 0 | 3 | 19 | 63 | 77 | 169 | 147 | 102 | 93 |
| | 0.00% | 0.45% | 2.82% | 9.36% | 11.44% | 25.11% | 21.84% | 15.16% | 13.82% |
| 1999 | 0 | 1 | 17 | 64 | 90 | 149 | 123 | 101 | 68 |
| | 0.00% | 0.16% | 2.77% | 10.44% | 14.68% | 24.31% | 20.07% | 16.48% | 11.09% |
| 2000 | 0 | 4 | 18 | 71 | 75 | 137 | 112 | 92 | 69 |
| | 0.00% | 0.69% | 3.11% | 12.28% | 12.98% | 23.70% | 19.38% | 15.92% | 11.94% |
| 2001 | 0 | 2 | 21 | 61 | 72 | 118 | 98 | 93 | 77 |
| | 0.00% | 0.37% | 3.87% | 11.25% | 13.28% | 21.77% | 18.08% | 17.16% | 14.21% |
| 2002 | 0 | 2 | 26 | 53 | 69 | 115 | 91 | 74 | 67 |
| | 0.00% | 0.40% | 5.23% | 10.66% | 13.88% | 23.14% | 18.31% | 14.89% | 13.48% |
| 2003 | 0 | 2 | 27 | 58 | 58 | 107 | 61 | 70 | 61 |
| | 0.00% | 0.45% | 6.08% | 13.06% | 13.06% | 24.10% | 13.74% | 15.77% | 13.74% |
| 2004 | 1 | 5 | 20 | 58 | 52 | 98 | 67 | 67 | 65 |
| | 0.23% | 1.15% | 4.62% | 13.39% | 12.01% | 22.63% | 15.47% | 15.47% | 15.01% |
| 2005 | 0 | 2 | 26 | 55 | 53 | 101 | 66 | 55 | 76 |
| | 0.00% | 0.46% | 5.99% | 12.67% | 12.21% | 23.27% | 15.21% | 12.67% | 17.51% |
| 2006 | 0 | 1 | 25 | 57 | 70 | 89 | 69 | 53 | 63 |
| | 0.00% | 0.23% | 5.85% | 13.35% | 16.39% | 20.84% | 16.16% | 12.41% | 14.75% |
| 2007 | 0 | 8 | 32 | 62 | 70 | 87 | 53 | 46 | 70 |
| | 0.00% | 1.87% | 7.48% | 14.49% | 16.36% | 20.33% | 12.38% | 10.75% | 16.36% |
| 1996-2007 | 1 | 37 | 274 | 739 | 911 | 1,598 | 1,256 | 1,031 | 952 |
| | 0.01% | 0.54% | 4.03% | 10.87% | 13.40% | 23.50% | 18.47% | 15.16% | 14.00% |

Fonte: RAIS. Elaboração: Própria. Nota: A primeira linha de cada célula denota a frequência absoluta, enquanto a segunda indica a frequência relativa dentro do ano ou período correspondentes.

A Tabela 4.13 registra a frequência de firmas por UF e período. A distribuição de firmas entre as unidades da federação apresentam algumas distinções em comparação àquela observada na população de firmas da RAIS. A concentração das firmas é mais elevada em SP e RJ e menor em MG, PR, por exemplo. As unidades da federação com maior frequência relativa de firmas são SP e RJ, com respectivamente 69.35% e 14.65% para o período 1996-2007, constituindo mais de 80% de nossa amostra para estimação.

Tabela 4.13
Firmas por Período e UF na Amostra para Estimação

| UF | PERÍODO | | |
|----|---------------|---------------|---------------|
| | 1996-2001 | 2002-2007 | 1996-2007 |
| AC | 0 0.00% | 1 0.04% | 1 0.01% |
| AL | 0 0.00% | 2 0.08% | 2 0.03% |
| AM | 45 1.09% | 42 1.58% | 87 1.28% |
| AP | 2 0.05% | 1 0.04% | 3 0.04% |
| BA | 23 0.56% | 14 0.53% | 37 0.54% |
| CE | 7 0.17% | 15 0.56% | 22 0.32% |
| DF | 4 0.10% | 1 0.04% | 5 0.07% |
| ES | 21 0.51% | 16 0.60% | 37 0.54% |
| GO | 0 0.00% | 1 0.04% | 1 0.01% |
| MA | 0 0.00% | 0 0.00% | 0 0.00% |
| MG | 135 3.26% | 67 2.52% | 202 2.97% |
| MS | 1 0.02% | 11 0.41% | 12 0.18% |
| MT | 5 0.12% | 6 0.23% | 11 0.16% |
| PA | 15 0.36% | 13 0.49% | 28 0.41% |
| PB | 0 0.00% | 0 0.00% | 0 0.00% |
| PE | 11 0.27% | 12 0.45% | 23 0.34% |
| PI | 0 0.00% | 1 0.04% | 1 0.01% |
| PR | 93 2.25% | 86 3.23% | 179 2.63% |
| RJ | 607 14.68% | 389 14.61% | 996 14.65% |
| RN | 0 0.00% | 1 0.04% | 1 0.01% |
| RO | 9 0.22% | 4 0.15% | 13 0.19% |
| RR | 0 0.00% | 0 0.00% | 0 0.00% |

| | | | |
|-------|------------------|------------------|------------------|
| RS | 115 2.78% | 123 4.62% | 238 3.50% |
| SC | 83 2.01% | 101 3.79% | 184 2.71% |
| SE | 0 0.00% | 1 0.04% | 1 0.01% |
| SP | 2,960 71.57% | 1,755 65.90% | 4,715 69.35% |
| TO | 0 0.00% | 0 0.00% | 0 0.00% |
| TOTAL | 4,136 100.00% | 2,663 100.00% | 6,799 100.00% |

Fonte: RAIS. Elaboração: Própria. Notas: A primeira linha de cada célula denota a frequência absoluta, enquanto a segunda indica a frequência relativa dentro do período correspondente.

A Tabela 4.14 reporta a média salarial e do número de empregados entre firmas por grupo e período. As conclusões feitas para a população de firmas também são qualitativamente válidas para esta amostra. A principal diferença é que as médias de salários e de trabalhadores são mais elevadas nesta amostra, o que pode ser explicado pela maior concentração de firmas de médio e grande porte.

Tabela 4.14
Média Salarial e de Trabalhadores por Grupo e Período na Amostra para Estimação

| VARIÁVEL (MÉDIA) | PERÍODO | | |
|------------------|-----------|-----------|-----------|
| | 1996-2001 | 2002-2007 | 1996-2007 |
| x nativo-MI | 377 | 301 | 347 |
| x nativo-MC | 211 | 332 | 259 |
| x imigrante-MI | 2.01 | 1.71 | 1.89 |
| x imigrante-MC | 4.38 | 4.03 | 4.24 |
| p nativo-MI | 2,717 | 2,734 | 2,724 |
| p nativo-MC | 4,687 | 4,253 | 4,517 |
| p imigrante-MI | 5,529 | 5,431 | 5,491 |
| p imigrante-MC | 9,705 | 10,240 | 9,915 |

Fonte: RAIS. Elaboração: Própria. Notas: (1) p: preço (salário); x: quantidade do insumo (número de trabalhadores); MI: ensino médio incompleto; MC: ensino médio completo. (2) No cálculo das médias, excluiu-se firmas com zero trabalhadores para o grupo correspondente.

Nota-se em geral um perfil diferenciado das empresas que compõem a amostra para estimação. Não obstante, as regressões implementadas neste estudo com variados controles minimizam parcialmente um possível problema de representatividade.

4.4 Estimações e Resultados

Aplicamos agora a metodologia descrita na Seção 4.2 à nossa base de dados. A Tabela 4.15 reporta os resultados das estimações dos parâmetros da função de custo Translog através do sistema de equações (4.15), excluindo-se a equação de share do capital no custo. Apresenta-se o resultado de três especificações, uma sem controles, outra com efeitos fixos de subsetor industrial, ano, unidade da federação e faixa de número de trabalhadores, e a última empregando uma transformação de primeira diferença para controlar o efeito fixo não observável de firma¹⁸. Em todas as regressões, os erros-padrão robustos de Huber-White foram clusterizados ao nível de firma, de modo que eles são robustos não somente à heterocedasticidade mas também a qualquer correlação intra-cluster (Wooldridge 2002; Williams 2000; Froot, 1989)¹⁹.

Tabela 4.15
Estimativas dos Parâmetros da Função de Custo Translog no Sistema (4.14)

| | MODELO | | |
|------------------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | NÍVEL | NÍVEL-CONTROLES | FD |
| Equação do Share: nativo-MI | | | |
| Log p nativo-MI | 0.0214*** (0.0036) | 0.0308*** (0.0038) | 0.0289*** (0.0027) |
| Log p nativo-MC | -0.0200*** (0.0031) | -0.0229*** (0.0031) | -0.0258*** (0.0026) |
| Log p imigrante-MI | -0.0003 (0.0009) | -0.0034*** (0.0009) | -0.0005 (0.0006) |
| Log p imigrante-MC | -0.0011 (0.0016) | -0.0045*** (0.0013) | -0.0025** (0.0010) |
| Intercepto | 0.1166*** (0.0030) | -0.0120 (0.0159) | -0.0082*** (0.0003) |
| Equação do Share: nativo-MC | | | |
| Log p nativo-MI | -0.0200*** (0.0031) | -0.0229*** (0.0031) | -0.0258*** (0.0026) |
| Log p nativo-MC | 0.0242*** (0.0038) | 0.0261*** (0.0031) | 0.0301*** (0.0032) |
| Log p imigrante-MI | -0.0012 | -0.0001 | -0.0016*** |

¹⁸Pretere-se aqui a transformação *within* em favor da transformação de primeira diferença, na medida que esta não requer ajustes nos graus de liberdade (Wooldridge 2002).

¹⁹Cabe ressaltar que a clusterização produziu erros-padrão substancialmente maiores em nossas regressões.

| | | | |
|--|------------|------------|------------|
| | (0.0009) | (0.0008) | (0.0005) |
| Log p imigrante-MC | -0.0030** | -0.0031** | -0.0026** |
| | (0.0015) | (0.0013) | (0.0009) |
| Intercepto | 0.0826*** | 0.0435*** | 0.0005 |
| | (0.0022) | (0.0147) | (0.0003) |
| Equação do Share: imigrante-MI | | | |
| Log p nativo-MI | -0.0003 | -0.0034*** | -0.0005 |
| | (0.0009) | (0.0009) | (0.0006) |
| Log p nativo-MC | -0.0012 | -0.0001 | -0.0016*** |
| | (0.0009) | (0.0008) | (0.0005) |
| Log p imigrante-MI | 0.0030*** | 0.0038*** | 0.0025*** |
| | (0.0004) | (0.0004) | (0.0004) |
| Log p imigrante-MC | -0.0015*** | -0.0003 | -0.0003 |
| | (0.0003) | (0.0002) | (0.0002) |
| Intercepto | 0.0061*** | 0.0400*** | -0.0002*** |
| | (0.0006) | (0.0021) | (0.0000) |
| Equação do Share: imigrante-MC | | | |
| Log p nativo-MI | -0.0011 | -0.0045*** | -0.0025** |
| | (0.0016) | (0.0013) | (0.0010) |
| Log p nativo-MC | -0.0030** | -0.0031** | -0.0026** |
| | (0.0015) | (0.0013) | (0.0009) |
| Log p imigrante-MI | -0.0015*** | -0.0003 | -0.0003 |
| | (0.0003) | (0.0002) | (0.0002) |
| Log p imigrante-MC | 0.0057*** | 0.0078*** | 0.0054*** |
| | (0.0006) | (0.0005) | (0.0005) |
| Intercepto | 0.0065*** | 0.0599*** | -0.0003*** |
| | (0.0011) | (0.0036) | (0.0001) |
| Log Pseudo-likelihood | 60956.52 | 68573.06 | 58166.22 |
| Observações | 6799 | 6799 | 4476 |
| Controles: efeitos-fixos de subsetor, ano, UF e tamanho (faixa de número de trabalhadores) | nao | sim | nao |

*Notas: (1) Erros-padrão robustos clusterizados ao nível de firma estão reportados entre parênteses. (2) MI: ensino médio incompleto; MC: ensino médio completo; Log p: logaritmo do preço do fator de produção. (3) O modelo FD realiza a estimação aplicando a transformação de primeira diferença nas variáveis. (4) Níveis de significância: *=10%, **=5%, ***=1%.*

Baseado nos parâmetros estimados da função custo, calculamos as elasticidades $\epsilon_{ij}(Q, \mathbf{p})$ pelas equações (4.22)-(4.23). Os resultados estão dispostos nas Tabelas 4.16-4.18.

Tabela 4.16
Elasticidade Estimada da Demanda do Fator i (linha)
em Relação ao Preço do Fator j (coluna)
Modelo: NÍVEL

| | NATIVO | | IMIGRANTE | |
|--------------------------------|------------------|----------------|------------------|----------------|
| | Médio Incompleto | Médio Completo | Médio Incompleto | Médio Completo |
| MÉDIA DO SHARE NO CUSTO | | | | |
| | 10.52% | 9.06% | 0.53% | 1.06% |
| ELASTICIDADES | | | | |
| NATIVO | | | | |
| Médio | -0.6912 | -0.0990 | 0.0023 | -0.0003 |
| Incompleto | (0.0338) | (0.0292) | (0.0088) | (0.0150) |
| Médio | -0.1151 | -0.6420 | -0.0082 | -0.0230 |
| Completo | (0.0339) | (0.0417) | (0.0096) | (0.0163) |
| IMIGRANTE | | | | |
| Médio | 0.0459 | -0.1390 | -0.4250 | -0.2701 |
| Incompleto | (0.1732) | (0.1636) | (0.0779) | (0.0633) |
| Médio | -0.0028 | -0.1960 | -0.1357 | -0.4537 |
| Completo | (0.1483) | (0.1390) | (0.0318) | (0.0564) |

Nota: Erros-padrão estão reportados entre parênteses.

Tabela 4.17
Elasticidade Estimada da Demanda do Fator i (linha)
em Relação ao Preço do Fator j (coluna)
Modelo: NÍVEL-CONTROLES

| | NATIVO | | IMIGRANTE | |
|--------------------------------|------------------|----------------|------------------|----------------|
| | Médio Incompleto | Médio Completo | Médio Incompleto | Médio Completo |
| MÉDIA DO SHARE NO CUSTO | | | | |
| | 10.52% | 9.06% | 0.53% | 1.06% |
| ELASTICIDADES | | | | |
| NATIVO | | | | |
| Médio | -0.6021 | -0.1272 | -0.0272 | -0.0318 |
| Incompleto | (0.0364) | (0.0290) | (0.0087) | (0.0122) |
| Médio | -0.1477 | -0.6217 | 0.0043 | -0.0231 |
| Completo | (0.0337) | (0.0346) | (0.0092) | (0.0141) |
| IMIGRANTE | | | | |
| Médio | -0.5374 | 0.0731 | -0.2831 | -0.0408 |
| Incompleto | (0.1708) | (0.1563) | (0.0757) | (0.0458) |
| Médio | -0.3150 | -0.1970 | -0.0205 | -0.2557 |
| Completo | (0.1207) | (0.1205) | (0.0230) | (0.0494) |

Nota: Erros-padrão estão reportados entre parênteses.

Tabela 4.18
Elasticidade Estimada da Demanda do Fator i (linha)
em Relação ao Preço do Fator j (coluna)
Modelo: FD (Primeira Diferença)

| | NATIVO | | IMIGRANTE | |
|--------------------------------|------------------|----------------|------------------|----------------|
| | Médio Incompleto | Médio Completo | Médio Incompleto | Médio Completo |
| MÉDIA DO SHARE NO CUSTO | | | | |
| | 10.52% | 9.06% | 0.53% | 1.06% |
| ELASTICIDADES | | | | |
| NATIVO | | | | |
| Médio | -0.6202 | -0.1549 | 0.0003 | -0.0134 |
| Incompleto | (0.0252) | (0.0243) | (0.0055) | (0.0091) |
| Médio | -0.1800 | -0.5775 | -0.0128 | -0.0179 |
| Completo | (0.0282) | (0.0353) | (0.0051) | (0.0098) |
| IMIGRANTE | | | | |
| Médio | 0.0060 | -0.2182 | -0.5302 | -0.0457 |
| Incompleto | (0.1708) | (0.0873) | (0.0754) | (0.0365) |
| Médio | -0.1330 | -0.1527 | -0.0230 | -0.4795 |
| Completo | (0.0900) | (0.0834) | (0.0184) | (0.0513) |

Nota: Erros-padrão estão reportados entre parênteses.

As estimativas de maior interesse ao presente estudo se encontram no quadrante superior direito das tabelas, as quais medem o impacto dos imigrantes sobre os nativos. Para os todos os três modelos, observa-se que, independente dos grupos de educação considerados, uma variação exógena no salário do imigrante produz apenas leves efeitos sobre o nível de emprego dos nativos, mesmo levando em conta os intervalos de confiança relativamente amplos obtidos²⁰. As elasticidades subjacentes encontradas são da ordem máxima de ± 0.03 e, dada a magnitude dos erros-padrão, na maioria dos casos não se pode rejeitar a hipótese de que nativo e imigrante não são nem p-substitutos nem p-complementares líquidos, isto é, hipótese de elasticidade nula.

Para colocar esses resultados em perspectiva, reportamos os achados de alguns dos poucos estudos que realizam esse tipo de análise no contexto da imigração. Bettin

²⁰ Aqui estamos considerando intervalos de confiança de dois erros-padrão ao redor da estimativa pontual.

& Turco & Maggioni (2014), usando dados do setor industrial italiano ao nível de firma para o período 2001-2003, encontra elasticidades da demanda por nativo em relação ao salário do imigrante variando entre -0.03 e -0.11 , indicando uma complementaridade entre esses dois grupos. Greenwood & Hunt (1995), usando dados para os Estados Unidos ao nível de SMSA para o ano de 1980, estima uma elasticidade nativo-imigrante mais elevada e positiva no valor de 0.28 (erro-padrão de 0.04), apontando uma substituição entre imigrantes e nativos. Diante desse contexto, não parece haver consenso na literatura sobre a magnitude e sinal das elasticidades subjacentes.

4.5 Comentários Finais

Pouca atenção na literatura tem sido conferida à questão de como a demanda por trabalhadores nativos reage à alterações no custo do trabalho dos imigrantes, sendo Bettin & Turco & Maggioni (2014), Greenwood & Hunt (1995), Greenwood & Hunt & Kohli (1997) os únicos trabalhos sob o conhecimento dos autores que realizam análises empíricas concernentes ao tema. Além disso, nenhum desses trabalhos atenta para a relevância dessa questão para a formulação de políticas migratórias.

Cientes da importância do tema, neste capítulo o examinamos na economia brasileira, fornecendo uma análise complementar àquelas desenvolvidas nos capítulos anteriores, as quais concentram-se em investigar questões relacionadas ao impacto dos imigrantes sobre o salário dos nativos brasileiros. Usando dados anuais de firmas do setor industrial para o período 1996-2007, emprega-se uma metodologia baseada no arcabouço da função de custo Translog para estimar as elasticidades parciais líquidas da demanda por trabalhadores nativos em relação ao custo do trabalho dos imigrantes, nossas principais medidas de interesse para a análise subjacente.

Para todas as especificações de modelo e grupos de educação considerados, nossos resultados apontam que uma variação exógena no salário do imigrante produz apenas diminutos efeitos sobre o nível de emprego dos nativos. As estimativas das elasticidades subjacentes são da ordem máxima de ± 0.03 e, dada a magnitude dos erros-padrão, na maioria dos casos não se pode rejeitar a hipótese de que imigrante e nativo não são nem p-complementares nem p-substitutos líquidos (hipótese de elasticidade nula). Esses resultados sugerem, por exemplo, que uma política de extensão (ou não) de direitos/garantias trabalhistas aos imigrantes ou de inclusão (ou não) dos mesmos na formalidade (o que alteraria o custo de seu trabalho) teria pouca influência no nível de emprego dos nativos, e não seria eficaz como meio para atenuar o impacto de influxos migratórios sobre essa variável.

Os capítulos desta tese examinaram diferentes questões relacionadas aos impactos da imigração no mercado de trabalho, sendo os primeiros estudos, sob o conheci-

mento dos autores, dedicados ao tema para a história recente brasileira. Esse é um campo de pesquisa bastante extenso e em voga na literatura internacional. Longe de esgotar o tema para o Brasil, as análises conduzidas nesta tese constituem apenas os primeiros passos em busca da compreensão dos efeitos econômicos que a imigração pode trazer ao país, o que é essencial para a formulação de políticas migratórias efetivas no alcance de suas metas e que minimizem potenciais efeitos adversos.

4.6 Apêndice

4.6.1 Derivação da *AES* para a Função de Custo Translog

Fornecemos aqui uma derivação da fórmula da *AES* para a função custo Translog.

De (4.14), temos que

$$s_i(Q, \mathbf{p}) = \alpha_i + \sum_{j=1}^M \gamma_{ij} \ln p_j \quad (4.25)$$

Logo,

$$\frac{\partial s_i(Q, \mathbf{p})}{\partial \ln p_j} = \gamma_{ij} \quad (4.26)$$

Pela fórmula (4.2),

$$s_i(Q, \mathbf{p}) = \frac{p_i x_i(Q, \mathbf{p})}{C(Q, \mathbf{p})} \quad (4.27)$$

Diferencia-se (4.27) em relação ao logaritmo de qualquer preço j em particular, enquanto se mantém o produto e outros preços fixos, obtendo $\frac{\partial s_i}{\partial \ln p_j} = p_j \frac{\partial s_i}{\partial p_j} = p_j \frac{\partial \frac{p_i x_i}{C}}{\partial p_j} = p_j \left(\frac{1}{C} \frac{\partial (p_i x_i)}{\partial p_j} - \frac{p_i x_i}{C^2} \frac{\partial C}{\partial p_j} \right)$. Ao aplicar o lema de Shephard e expandir $\frac{\partial (p_i x_i)}{\partial p_j}$, chega-se a $\frac{\partial s_i}{\partial \ln p_j} = p_j \left(\frac{p_i}{C} \frac{\partial x_i}{\partial p_j} + \frac{x_i}{C} \frac{\partial p_i}{\partial p_j} - \frac{p_i x_i}{C^2} (x_j) \right) = \frac{p_j p_i}{C} \frac{\partial x_i}{\partial p_j} + \frac{p_j x_i}{C} \frac{\partial p_i}{\partial p_j} - \frac{p_j x_j p_i x_i}{C^2}$. Usando (4.19) e a definição de share do custo, temos que $\frac{\partial s_i}{\partial \ln p_j} = \frac{x_i p_i}{C} \frac{p_j \partial x_i}{x_i \partial p_j} + \frac{p_j x_i}{C} \frac{\partial p_i}{\partial p_j} - s_i s_j = s_i \epsilon_{ij}(Q, \mathbf{p}) + \frac{p_j x_i}{C} \frac{\partial p_i}{\partial p_j} - s_i s_j$. Em seguida, utiliza-se (4.18) combinada à (4.26), o que resulta em $\frac{\partial s_i}{\partial \ln p_j} = \gamma_{ij} = s_i s_j AES_{ij} + \frac{p_j x_i}{C} \frac{\partial p_i}{\partial p_j} - s_i s_j$. Por conseguinte, $AES_{ij} = \frac{\gamma_{ij} + s_i s_j - \frac{p_j x_i}{C} \frac{\partial p_i}{\partial p_j}}{s_i s_j} = 1 + \frac{\gamma_{ij} - \frac{p_j x_i}{C} \frac{\partial p_i}{\partial p_j}}{s_i s_j}$. Se $j = i$, então $\frac{p_j x_i}{C} \frac{\partial p_i}{\partial p_j} = s_i$. Se $j \neq i$, então $\frac{p_j x_i}{C} \frac{\partial p_i}{\partial p_j} = 0$. Portanto, $AES_{ii} = 1 + \frac{\gamma_{ii} - s_i}{s_i^2}$ and $AES_{ij} = 1 + \frac{\gamma_{ij}}{s_i s_j}$, $\forall j \neq i$. Além disso, $AES_{ij} = AES_{ji}$, visto que $\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$.

A fórmula da elasticidade de complementariedade de Hicks (*HEC*) para a função de produção Translog usada no Capítulo 3 pode ser derivada com procedimento análogo.

4.6.2 Propriedade de Homoteticidade

Aqui provemos uma simples demonstração do fato de que as restrições (4.9)-(4.12) da função de custo Translog implicam homoteticidade. No contexto de uma função custo, a homoteticidade se traduz na propriedade de que a razão da demanda derivada de qualquer par de insumos é homogênea de grau zero nos preços (isto é, depende apenas dos preços relativos). Por (4.25)-(4.27), obtém-se $\frac{s_i}{s_j} = \frac{\frac{p_i x_i}{C}}{\frac{p_j x_j}{C}} =$

$\frac{\alpha_i + \sum_{\tau=1}^M \gamma_{i\tau} \log p_\tau}{\alpha_j + \sum_{\tau=1}^M \gamma_{j\tau} \log p_\tau}$. Uma simples manipulação da fórmula leva a:

$$\frac{x_i}{x_j} = \frac{p_j}{p_i} \frac{\left(\alpha_i + \sum_{\tau=1}^M \gamma_{i\tau} \log p_\tau \right)}{\left(\alpha_j + \sum_{\tau=1}^M \gamma_{j\tau} \log p_\tau \right)} \quad (4.28)$$

Agora observe que $\sum_{\tau=1}^M \gamma_{i\tau} \log p_\tau = \sum_{\tau=1}^M \gamma_{i\tau} \log \frac{p_\tau}{p_b} + \left(\sum_{\tau=1}^M \gamma_{i\tau} \right) \log p_b, \forall i, b \in \{1, 2, \dots, M\}$.

As restrições (4.9)-(4.12) implicam $\left(\sum_{\tau=1}^M \gamma_{i\tau} \right) = 0$, de modo que $\sum_{\tau=1}^M \gamma_{i\tau} \log p_\tau = \sum_{\tau=1}^M \gamma_{i\tau} \log \frac{p_\tau}{p_b}$. Portanto, aplicando esse resultado em (4.28), chega-se a:

$$\frac{x_i}{x_j} = \frac{p_j}{p_i} \frac{\left(\alpha_i + \sum_{s=1}^M \gamma_{is} \ln \frac{p_s}{p_b} \right)}{\left(\alpha_j + \sum_{s=1}^M \gamma_{js} \ln \frac{p_s}{p_b} \right)} \quad (4.29)$$

, mostrando que a razão da demanda de qualquer par de fatores de produção depende apenas dos preços relativos, o que ratifica a propriedade de homoteticidade. No contexto de uma função de produção (ver Capítulo 3), a homoteticidade se traduz na propriedade de que a taxa marginal técnica de substituição é homogênea de grau zero (isto é, depende somente das quantidades relativas dos fatores de produção). Isso é garantido pelas restrições (3.4)-(3.7), a demonstração é análoga àquela apresentada nesta seção.

Bibliography

- Akbari, Ather H.; Devoretz, Don J. (1992). The substitutability of foreign-born labour in canadian-production: circa 1980. *Canadian Journal of Economics* 25(3), 604–614.
- 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.
- Barten, A. P. (1969). Maximum likelihood estimation of a complete system of demand equations. *European Economic Review*.
- 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.
- Berger, Mark C. (1983). Changes in labor force composition and male earnings: A production approach. *The Journal of Human Resources* 18(2).
- Berndt, Ernst R. and Wood, David O. (1975). Technology, prices, and the derived demand for energy. *The Review of Economics and Statistics* 57(3).
- Bettin, Giulia; Lo Turco, Alessia; Maggioni, Daniela (2014). A firm level perspective on migration: the role of extra-eu workers in italian manufacturing. *Journal of Productivity Analysis* 42(3).
- Blackorby, Charles; Russell, R. Robert (1981). The morishima elasticity of substitu-

- tion; symmetry, constancy, separability, and its relationship to the hicks and allen elasticities. *The Review of Economic Studies* 48(1).
- Blackorby, Charles; Russell, R. Robert (1989). Will the real elasticity of substitution please stand up? (a comparison of the allen/uzawa and morishima elasticities). *The American Economic Review* 79(4).
- Blau, Francine D.; Kahn, Lawrence (2013). Immigration and the distribution of incomes. *CESifo Working Paper, No. 4561*.
- Borjas, George J. (1987). Immigrants, minorities, and labor market competition. *Industrial and Labor Relations Review* 40(3).
- 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. (2013). The analytics of the wage effect of immigration. *Iza Journal of Migration*.
- 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.

Christensen, Laurits R.; Jorgenson, Dale W.; Lau, Lawrence J. (1973). Transcendental logarithmic production frontiers. *The Review of Economics and Statistics* 55(1).

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.

Dhrymes, Phoebus J. (1971). Equivalence of iterative aitken and maximum likelihood estimators for a system of regression equations. *Australian Economic Papers*.

Dustmann, Christian; Preston, Ian P. (2012). Comment: Estimating the effect of immigration on wages. *Journal of the European Economic Association* 10(1).

Dustmann, Christian; Frattini, Tommaso; Preston, Ian P. (2012). The effect of immigration along the distribution of wages. *The Review of Economic Studies* 80.1, 145–173.

Friedberg, Rachel M.; Hunt, Jennifer (1995). The impact of immigration on host country wages, employment and growth. *Journal of Economic Perspectives* IX, 23–44.

- Froot, K. A. (1989). Consistent covariance matrix estimation with cross-sectional dependence and heteroskedasticity in financial data. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 24.
- 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.
- Gould, William; Pitblado, Jeffrey; Sribney, William (2006). *Maximum Likelihood Estimation with Stata* (3 ed.). Stata Press.
- Greenwood, Michael J.; Hunt, Gary L. (1995). Economic effects of immigrants on native and foreign-born workers: Complementarity, substitutability, and other channels of influence. *Southern Economic Journal*, 1076–1097.
- Greenwood, Michael J.; Hunt, Gary L.; Kohli, Ulrich (1996). The short-run and long-run factor-market consequences of immigration to the united states. *Journal of Regional Science* 36(1).
- Greenwood, Michael J.; Hunt, Gary L.; Kohli, Ulrich (1997). The factor-market consequences of unskilled immigration to the united states. *Labour Economics* 4.
- Griffin, Peter B. (1996). Input demand elasticities for heterogeneous labor: Firm-level estimates and an investigation into the effects of aggregation. *Southern Economic Journal* 62(4).
- Grossman, Jean Baldwin (1982). The substitutability of natives and immigrants in production. *Review of Economics and Statistics* LIV, 596–603.
- Hicks, John (1970). Elasticity of substitution again: Substitutes and complements. *Oxford Economic Papers* 22(3).
- 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.
- Kmenta, Jan; Gilbert, Roy F. (1968). Small sample properties of alternative estimators of seemingly unrelated regressions. *Journal of the American Statistical Association* 63(324).
- Longhi, Simonetta; Nijkamp, Peter; Poot, Jacques (2010). Joint impacts of immigration on wages and employment: review and meta-analysis. *Journal of Geographical Systems* 12(4).
- 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.
- Mas-Colell, Andreu; Whinston, Michael D.; Green, Jerry R. (1995). *Microeconomic Theory* (first ed.). Oxford University Press.
- McFadden, Daniel (1963). Constant elasticity of substitution production functions. *The Review of Economic Studies* 30(2).
- Mundlak, Y. (1968). Elasticities of substitution and the theory of derived demand. *The Review of Economic Studies* 35(2).
- 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).
- Pavelescu, Florin-Marius (2011). Some aspects of the translog production function estimation. *Romanian Journal of Economics* 32.

- Ray, Subhash (1982). A translog cost function analysis of u.s. agriculture, 1939-77. *American Journal of Agricultural Economics* 64(3).
- Sato, Ryuzo; Koizumi, Tetsunori (1973). On the elasticities of substitution and complementarity. *Oxford Economic Papers* 25(1).
- Stern, David I. (2010). Derivation of the hicks, or direct, elasticity of substitution using the input distance function. *Economics Letters* 108.
- Stern, David I. (2011). Elasticities of substitution and complementarity. *Journal of Productivity Analysis* 36(1).
- Uzawa, Hirofumi (1962). Production functions with constant elasticities of substitution. *The Review of Economic Studies* 29(4).
- Welch, Finis (1979). Effects of cohort size on earnings: The baby boom babies' financial bust. *Journal of Political Economy* 87(5).
- Williams, R. L. (2000). A note on robust variance estimation for cluster-correlated data. *Biometrics* 56.
- Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press.
- Zellner, Arnold (1962). An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias. *Journal of the American Statistical Association* 57(298).