



Série BNB Teses e Dissertações Nº 38

Migração Familiar e Trabalho Infantil no Brasil Urbano



Shirley Pereira de Mesquita



MIGRAÇÃO FAMILIAR E
TRABALHO INFANTIL
NO BRASIL URBANO

SHIRLEY PEREIRA DE MESQUITA

MIGRAÇÃO FAMILIAR E
TRABALHO INFANTIL
NO BRASIL URBANO

Série BNB Teses e Dissertações

Nº 38

Fortaleza
Banco do Nordeste do Brasil
2012

**Presidente**

Jurandir Vieira Santiago

Diretores

Fernando Passos

Isidro Moraes de Siqueira

José Sydrião de Alencar Júnior

Luiz Carlos Everton de Farias

Paulo Sérgio Rebouças Ferraro

Stélio Gama Lyra Júnior

Conselho Editorial

José Sydrião de Alencar Júnior

Robério Gress do Vale

José Narciso Sobrinho

José Rubens Dutra Mota

Francisco das Chagas Farias Paiva

José Maurício de Lima da Silva

Paulo Dídimo Camurça Vieira

Allisson David de Oliveira Martins

Wellington Santos Demasceno

Fernando Luiz Emerenciano Viana

Jânia Maria Pinho Souza

Luciano Jany Feijão Ximenes

Maria Odete Alves

Francisco Raimundo Evangelista

Ademir Costa

Escritório Técnico de Estudos**Econômicos do Nordeste – ETENE**

Superintendente: José Narciso Sobrinho

Coordenadora da Série BNB**Teses e Dissertações**

Maria Odete Alves

Ambiente de Comunicação Social

Gerente: José Maurício de Lima da Silva

Editor: Jornalista Ademir Costa

Normalização Bibliográfica: Erlanda Maria

Revisão Vernacular: Manoel Francisco Macêdo

Capa e Diagramação: Wendell Sá

Tiragem: 1000 exemplares

Mais informações

SAC Banco do Nordeste / Ouvidoria

0800 728 3030

www.bnb.gov.br/faleconosco

Depósito Legal junto à Biblioteca Nacional, conforme Lei nº. 10.994,
de 14 de Dezembro de 2004.

M543m Mesquita, Shirley Pereira de.

Migração familiar e trabalho infantil no Brasil urbano / Shirley
Pereira de Mesquita. – Fortaleza: Banco do Nordeste do Brasil, 2012.

152 p. Il.: (Série BNB Teses e Dissertações, 38).

ISBN 978.85.7791.184.4

1. Migração familiar. 2. Trabalho de menor. 3. Brasil urbano.
4. Mercado de trabalho. 5. Pobreza. I. Título. II. Série.

CDD: 341.656

A Deus e aos meus familiares, pelo amor e cuidado
durante todas as etapas da minha vida.

AGRADECIMENTOS

A Deus, pela presença constante em todos os momentos da minha vida, ajudando-me e dando forças para vencer cada dificuldade. Obrigado Senhor, sem ti nada disso seria possível!

Aos meus pais, Maria do Socorro e João Batista, meu irmão e todos os meus amigos, pelo apoio e paciência durante toda a construção deste trabalho.

Pelo privilégio de ter tido o professor Hilton Martins como orientador, principalmente pelos conhecimentos transmitidos, dedicação, organização e extrema responsabilidade, que garantiram a finalização deste trabalho no tempo determinado.

Aos professores do Departamento de Economia da UFPB, em especial Luciano Sampaio, Ignácio Tavares e Ivan Targino, pela contribuição em minha formação acadêmica e profissional.

Ao professor Raul da Mota, pela disponibilidade de participar da avaliação deste trabalho.

Aos meus amigos e colegas da turma de mestrado, em especial Karla, Marcella, Patrícia e Tatyanna, pela amizade, força e carinho.

Às secretárias do mestrado, Teresinha, Risomar e Carol, pelo carinho e dedicação despendidos ao longo de todo o curso de mestrado.

A todos que de maneira direta e indireta participaram da elaboração deste trabalho.

“Ninguém pode comprar a sabedoria com prata ou ouro, mesmo o ouro mais fino. Essas coisas não podem ser descobertas pelos homens; mesmo os olhos agudos das águias não conseguiriam descobrir onde está a sabedoria. Deus é que conhece a sabedoria! Ele sabe onde encontrar a verdadeira compreensão da vida.”

(Jó: 15,16,21 e 23)

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Brasil: Trabalho Infantil e Frequência Escolar por Estados – %.....	55
Tabela 2 – Brasil Urbano: Alocação do Tempo da Criança por Sexo e Condição de Migração do Responsável pela Família – %	62
Tabela 3 – Brasil Urbano: Proporção de Crianças com Atraso Escolar por Sexo e Segundo a Condição de Migração do Chefe de Família – %	63
Tabela 4 – Brasil Urbano: Proporção de Crianças que Abandonaram a Escola por Sexo e Segundo a Condição de Migração do Responsável pela Família – %	63
Tabela 5 – Brasil Urbano: Proporção de Crianças que Nunca Estudaram por Participação no Mercado de Trabalho, Sexo e Segundo a Condição de Migração do Chefe de Família – %	64
Tabela 6 – Brasil Urbano: Trabalho Infantil por Condição de Migração do Responsável, Sexo da Criança e Segundo o Setor de Atividade – %	65
Tabela 7 – Trabalho Infantil por Condição de Ocupação de acordo com a Condição de Migração do Responsável pela Família – em %	66
Tabela 8 – Brasil Urbano – Características dos Pais Segundo a Posição Familiar e Condição de Migração (Médias)	68
Tabela 9 – Brasil Urbano: Distribuição das Famílias Segundo a Condição de Migração do Chefe de Família, por Estrutura Familiar e Gênero.....	69
Tabela 10 – Brasil Urbano: Alocação do Tempo da Criança Segundo a Estrutura Familiar e por Condição de Migração do Responsável pela Família – %	70
Tabela 11 – Brasil Urbano: Modelo de Seleção Amostral: Determinantes da Probabilidade de Emprego e dos Rendimentos por Condição de Migração e Gênero	77
Tabela 12 – Brasil Urbano: Decomposição de Oaxaca: Diferencial de Salários entre Migrantes e Nativos Urbanos.....	82

Tabela 13 – Brasil Urbano – Decomposição de Oaxaca: Diferencial de Salários entre Nativos Urbanos e Migrantes por Gênero e Tempo de Residência na Cidade	85
Tabela 14 – Probit Bivariado – Regressões por Condição de Migração dos Pais e Gênero da Criança – Famílias Biparentais Chefiadas pelo Pai.....	93
Tabela 15 – Probit Bivariado: Regressões por Condição de Migração da Mãe e Gênero da Criança: Famílias Monoparentais Chefiadas pela Mãe	97
Tabela 16 – Probabilidade de Trabalhar/Estudar por Condição de Migração dos Pais e Gênero da Criança	99
Tabela 17 – Efeito da Condição de Migração dos Pais sobre as Probabilidades de Trabalho e Estudo das Crianças Segundo a Estrutura Familiar.....	102
Tabela 18 – Efeito da Condição de Migração dos Pais sobre as Probabilidades de Trabalho e Estudo das Crianças Segundo a Estrutura Familiar e por Tempo de Vida na Cidade	105
Tabela 19 – Efeito da Condição de Migração dos Pais sobre as Probabilidades de Trabalho e Estudo das Crianças segundo a Estrutura Familiar e por Tempo de Vida na Cidade	106

SUMÁRIO

1 – INTRODUÇÃO	15
1.1 – Objetivos	18
2 – REVISÃO DA LITERATURA	21
2.1 – Introdução	21
2.2 – Trabalho Infantil e Educação na Teoria Econômica	22
2.2.1 – Modelo de alocação do tempo dos filhos entre estudo e trabalho	23
2.2.2 – A importância do mercado de crédito.....	24
2.2.3 – A educação dos filhos enquanto escolha subjetiva.....	27
2.2.4 – Mercado de trabalho e pobreza.....	29
2.2.5 – Persistência intergeracional.....	32
2.2.6 – Efeito da condição de migração.....	34
2.3 – Revisão da Literatura Empírica	36
2.3.1 – Determinantes do trabalho infantil e da frequência escolar	36
2.3.2 – Trabalho infantil e persistência intergeracional.....	40
2.3.3 – Migração familiar e trabalho infantil: evidências empíricas.....	41
2.4 – Considerações Finais	43
3 – TRABALHO INFANTIL E FREQUÊNCIA ESCOLAR NO BRASIL	45
3.1 – Introdução	45
3.2 – A Experiência Brasileira em Políticas de Combate ao Trabalho Infantil ...	46
3.3 – A Evolução do Trabalho Infantil e da Frequência Escolar no Brasil	49
3.4 – Considerações Finais	58
4 – MIGRAÇÃO FAMILIAR INTERSETORIAL, TRABALHO INFANTIL E FREQUÊNCIA ESCOLAR	59
4.1 – Introdução	59

4.2 – Condição de Migração e Alocação do Tempo das Crianças.....	60
4.3 – Características dos Pais e Trabalho Infantil	66
4.4 – Diferencial de Rendimentos e Autosseleção entre Pais Migrantes e Nativos	71
4.4.1 – Estratégia empírica	72
4.4.2 – Base de dados e tratamentos.....	75
4.4.3 – Determinantes do emprego e diferenciais de rendimentos.....	77
4.5 – Considerações Finais	85
5 – MIGRAÇÃO FAMILIAR INTERSETORIAL E DETERMINANTES DA ESCOLHA ENTRE ESTUDO E TRABALHO INFANTIL DAS CRIANÇAS	87
5.1 – Introdução	87
5.2 – Estratégia Empírica	87
5.2.1 – Determinantes de frequência escolar e trabalho infantil.....	87
5.2.2 – Estimando o efeito da condição de migração dos pais.....	89
5.2.3 – Base de dados e tratamentos.....	90
5.3 – Resultados Empíricos.....	92
5.3.1 – Determinante de frequência escolar e trabalho infantil	92
5.3.2 – Frequência escolar e trabalho infantil: o efeito da condição de migrante	100
5.4 – Considerações Finais	107
6 – CONCLUSÃO	109
REFERÊNCIAS.....	113
APÊNDICE.....	123
Apêndice (A): Capítulo 4	123
Apêndice (B): Capítulo 5	128

Capítulo 1

INTRODUÇÃO

O trabalho infantil é um problema social de grande relevância no Brasil e no mundo. Na atualidade, principalmente devido à criação e expansão de agências multilaterais dedicadas à defesa dos direitos da criança e do adolescente, esse problema tem sido discutido no âmbito do Estado e da sociedade, com foco na elaboração de políticas públicas que venham combatê-lo.

De acordo com os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), é possível observar redução considerável nas estatísticas de trabalho infantil no Brasil ao longo do tempo. No ano de 1993, por exemplo, 20% das crianças entre 10 e 14 anos de idade exerciam algum tipo de atividade remunerada ou não-remunerada. Já em 2009, nessa mesma faixa etária, esse percentual sofreu uma forte diminuição, passando para 7,3% do total.¹ Por outro lado, entre 1993 e 2009, o percentual de crianças que frequentam a escola na faixa em destaque passou de 88,3% para 97,7%.

Outras informações levantadas a partir da referida pesquisa também merecem destaque. Entre as crianças que residiam no meio urbano, 23% daquelas que trabalhavam não frequentavam a escola em 1993, enquanto, em 2009, esse percentual se reduziu para 6,6%. No meio rural, o percentual de crianças que trabalhavam e não estudavam passou de 29% em 1993 para 4,2% em 2009. Essa evolução positiva pode estar relacionada a diversos fatores que têm afetado o cenário político e econômico do Brasil desde a década de 90: a estabilização de

¹ Ainda assim, esse último percentual corresponde a 1.253.666 de crianças.

preços, o aumento real da renda do trabalho e o desenvolvimento de políticas de assistência social. Em especial, cabe enfatizar o papel dos programas sociais do governo voltados ao combate do trabalho infantil no Brasil, de forma direta, a exemplo do Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (PETI) que teve início em 1996, e indireta, a partir do Bolsa Família, iniciado em 2003.² Apesar dos avanços no combate ao trabalho infantil e dos atuais indicadores de universalização do ensino fundamental, o ingresso precoce no mercado de trabalho ainda pode comprometer o progresso econômico de muitas famílias.

A literatura nacional e internacional registra uma série de estudos acerca do tema em destaque, englobando aspectos teóricos e empíricos. No tocante aos modelos teóricos, destacam-se os trabalhos de Basu e Van (1998), Baland e Robinson (2000) discutem o equilíbrio econômico e o bem-estar social na presença de trabalho infantil. Em linhas gerais, mostram que os pais devem alocar o tempo da criança de acordo com a estrutura familiar, produtividade potencial dos membros em casa e no mercado de trabalho, assim como a partir da substituição do trabalho adulto pelo infantil.

Na literatura empírica, as evidências mais frequentes sugerem que o trabalho infantil é um fenômeno típico em famílias com baixo nível de renda (pobres). De forma geral, o direcionamento das crianças ao mercado de trabalho trata de uma estratégia de sobrevivência dos pais, na qual é feita a opção pela elevação da renda corrente em troca do investimento em educação e da expectativa de renda futura (BASU, 2000; KASSOUF, 2002; RAY, 2003; BASU e TZANNATOS, 2003).

Além da renda familiar, existem outros fatores determinantes do trabalho infantil e, em contrapartida, da frequência escolar, usualmente divididos entre condicionantes de oferta e de demanda. Do ponto de vista da oferta, a literatura especializada ressalta o papel da estrutura familiar, do local de residência e dos atributos dos pais como fatores fundamentais para o referido processo (BRASIL, 1998; KASSOUF, 2005; EDMONDS; SCHADY, 2009). Já pelo lado da demanda, a estrutura/atratividade do mercado de trabalho e o nível tecnológico do sistema produtivo são apontados como condicionantes importantes do trabalho infantil (FERREIRA BATISTA; CACCIAMALI, 2007).

² Esse último programa tem como uma de suas contrapartidas a frequência das crianças a pelo menos 85% das aulas.

Nesse contexto, o fenômeno da migração do trabalho não deve ser desprezado, uma vez que pode ocasionar rebatimentos importantes na estrutura familiar e na renda do domicílio, afetando, por sua vez, a alocação do tempo das crianças entre estudo e trabalho. No Brasil, a mobilidade populacional é comum, seja em virtude da heterogeneidade do desenvolvimento regional, das dimensões geográficas ou do tamanho da população. Destarte, na maioria dos casos, a migração é uma estratégia de busca por melhores condições de vida e de trabalho e a literatura empírica caracteriza-a como uma arbitragem eficiente (SANTOS JÚNIOR; MENEZES-FILHO, FERREIRA, 2005; SANTOS; FERREIRA, 2007; RAMALHO; SILVEIRA NETO, 2007).

A inter-relação entre mobilidade populacional, trabalho infantil e frequência escolar tem sido pouco investigada, a despeito de seus relevantes rebatimentos no mercado de trabalho. Mincer (1978) por exemplo, mostra que a decisão de migração familiar nem sempre representa a maximização de bem-estar de todos os indivíduos. Em alguns casos, um membro da família pode piorar sua situação após a migração, absorvendo os custos derivados da escolha em prol de uma melhor condição de vida para a família. Essas consequências seriam estendidas às crianças, que, além de sofrerem com o processo de adaptação ao novo sistema escolar, enfrentariam dificuldades de inserção em um novo mercado de trabalho e/ou a nova condição de estudante e trabalhador, muitas vezes experimentada pela primeira vez. Assim, apesar de não-consideradas no modelo original do referido autor, as características dos pais migrantes, o número e a idade dos filhos certamente afetariam os custos de adaptação da família na região de destino.

No Brasil, apenas Ferreira e Cacciamali (2007) apresentaram evidências acerca da relação entre migração familiar e trabalho infantil no Estado de São Paulo. Os resultados mostraram que as crianças filhas de migrantes de longo prazo (com mais de 10 anos de residência) estão menos sujeitas ao trabalho infantil, comparadas aos filhos de nativos paulistas. Por outro lado, os filhos de migrantes de curto prazo (menos de 10 anos no estado) e/ou de migrantes retornados trabalham relativamente mais. Seus achados ainda revelaram que, quando a mãe é migrante de curto prazo e única responsável pela família, a incidência do trabalho infantil é ainda maior. Já Nurwita (2009), em estudo para a Indonésia, aponta evidências de que os efeitos da migração se estendem também às crianças, aumentando o trabalho infantil.

No tocante à localidade de origem da família migrante, cabe destacar que, no Brasil, dadas às disparidades regionais e setoriais de renda, infraestrutura e acesso aos serviços públicos, aquele fator pode ser determinante na adaptação da família na região de destino e, portanto, na alocação dos filhos entre o estudo e o trabalho. Cole e Sanders (1985) por exemplo, sugerem que existe um alto custo de adaptação para os emigrantes rurais ao chegarem à cidade. Nesse sentido, a família migrante de rota rural-urbana, sobretudo aquela em que os pais têm menor instrução, pode, inicialmente, se inserir no setor informal (trabalho autônomo, sem garantias trabalhistas, subemprego etc.) e, posteriormente, alocar seus membros na procura por emprego no setor formal, com melhores condições de trabalho e salário.³ Assim, as diferenças de capital humano entre os pais migrantes, condicionadas pelo local de origem, devem determinar não apenas a alocação das crianças na escola e no mercado de trabalho mas também entre os segmentos formais e informais.⁴

A partir da revisão da literatura nacional, verificou-se que, apesar de existirem muitos trabalhos sobre os fatores determinantes do trabalho infantil, poucos destacam o papel da migração familiar nesse contexto e, ainda, nenhum deles avalia o impacto da migração familiar condicionada a diferentes estruturas de origem (rural/urbana) sobre a oferta de mão de obra infantil e a frequência escolar no Brasil. Em virtude dos potenciais efeitos do trabalho infantil sobre a mobilidade intergeracional de renda e educação (ILAHÍ; ORAZEM; SEDLACEK, 2000; EMERSON; PORTELA, 2002; PONTILI; LOPES; SOUZA, 2008), as políticas de combate à pobreza e desigualdade de renda devem levar em consideração todos os possíveis determinantes daquele fenômeno, no sentido de desenvolver instrumentos mais eficazes que possam impactar significativamente no progresso econômico do país.

1.1 – Objetivos

Diante do exposto, a presente dissertação tem como objetivo principal:

(i) Investigar como os pais alocam o tempo dos filhos de 10 a 14 anos

3 Ramalho e Silveira Neto (2010) apresentam evidências a esse respeito para a migração rural-urbana no Brasil.

4 Apesar dos custos envolvidos, a migração familiar constitui-se um importante mecanismo para escapar da pobreza severa, sobretudo quando se consideram as diferenças entre os meios rural e urbano.

entre escola e trabalho, considerando, entre outros atributos determinantes, a condição de migração intersetorial da família no Brasil urbano.

Já os objetivos específicos são:

(i) Analisar e comparar os atributos socioeconômicos dos pais migrantes e suas diferenças em relação aos nativos urbanos;

(ii) Avaliar o efeito da condição de migração dos pais sobre as probabilidades de frequência escolar e de trabalho infantil.

A pesquisa encontra-se dividida em seis capítulos incluindo essa introdução. O segundo trata da revisão da literatura econômica sobre trabalho infantil e frequência escolar. No terceiro, é apresentado um breve panorama da evolução do trabalho infantil e da frequência escolar no Brasil. O quarto capítulo aborda uma investigação sobre o perfil de alocação do tempo das crianças de 10 a 14 anos entre trabalho e escola no Brasil urbano e acerca do diferencial de salários entre pais migrantes e não-migrantes. No quinto, é feita uma análise empírica dos determinantes da alocação do tempo das crianças entre trabalho e escola, destacando o impacto da condição de migração dos pais. O último capítulo é reservado às principais conclusões.

Capítulo 2

REVISÃO DA LITERATURA

2.1 – Introdução

O trabalho infantil é um fenômeno há muito tempo presente nas sociedades, desde a época da escravidão, passando por um agravamento a partir da revolução industrial, apresentando sinais de redução durante o século XX, porém presente até os dias de hoje (KASSOUF, 2005).

De acordo com a Organização Internacional do Trabalho (OIT), o trabalho infantil é definido como aquele realizado por “crianças e adolescentes”, que estão abaixo da idade mínima para a entrada no mercado de trabalho, segundo a legislação em vigor no país. A idade varia de acordo com o nível de desenvolvimento da sociedade, porém, para efeito das convenções nº 138 e 182 sobre trabalho infantil da OIT, o termo criança aplica-se a toda pessoa menor de 18 anos. No caso do Brasil, a idade mínima, segundo a legislação trabalhista, já foi de 14 anos entre os anos 1930 e 1940, de 12 anos durante a ditadura militar e, na atualidade, uma emenda constitucional aprovada em 2000 determina que a idade mínima para entrada no mercado de trabalho é de 16 anos, salvo na condição de aprendiz entre 14 e 16 anos, embora essa classificação tenha alguns adendos de acordo com a intensidade do trabalho (FERREIRA, 2006).

No campo da ciência econômica, a temática em foco foi negligenciada durante muito tempo, ressurgindo por volta de 1995. Segundo Kassouf

(2005), a discussão teórica e analítica acerca do trabalho infantil pode ser encontrada em escritos de autores clássicos como Karl Marx, Alfred Marshall, Arthur Pigou, entre outros. Todavia, o crescente interesse atual tem uma relação com o aumento do número de políticas nacionais e internacionais voltadas para o combate ao trabalho infantil, bem como a sua ligação direta com a pobreza e acumulação de capital humano.

Tendo em vista a relevância e importância social deste tema, este capítulo visa apresentar uma breve revisão da literatura sobre o trabalho infantil e a frequência escolar na teoria econômica, destacando trabalhos importantes no âmbito nacional e internacional. O capítulo encontra-se dividido em duas partes: a primeira seção destaca aspectos teóricos e a segunda, contribuições empíricas acerca do tema.

2.2 – Trabalho Infantil e Educação na Teoria Econômica

Existe uma série de modelos teóricos para a avaliação do trabalho infantil e da frequência escolar no arcabouço da teoria econômica. O modelo mais difundido é o de Basu e Van (1998) que destaca a relação entre pobreza dos adultos e o trabalho infantil, ao mostrar que, nas famílias pobres, o fenômeno é mais frequente. Swinnerton e Rogers (1999), por seu turno, desenvolveram um modelo baseado no chamado axioma da distribuição, segundo o qual deve haver forte concentração de renda para que exista trabalho infantil.

Baland e Robinson (2000) avaliam as implicações do trabalho infantil sobre o bem-estar, destacando o acesso ao crédito como um fator que possibilita a redução do risco gerencial. Esses autores mostram que restrições ao crédito aumentam o trabalho infantil, pois inviabilizam o investimento presente em busca de retornos futuros. Já Fan (2004) analisa como a relação entre trabalho infantil e formação de capital humano das crianças é responsável por mudanças relativas de renda/produtividade entre trabalho infantil e adulto. Em seu modelo, uma pequena participação no mercado de trabalho infantil pode gerar recursos para melhorar o capital humano das crianças. Por fim, cabe destacar o modelo de Swinnerton e Rogers (2008). Nele, os autores argumentam o caráter exploratório do trabalho infantil e apontam que as crianças recebem um valor menor que o produto marginal do trabalho.

Não obstante os principais referenciais teóricos acima citados, recentemente Jafarey e Lahiri (2005) apresentaram um *survey* bem formalizado com os principais modelos teóricos da literatura e com algumas extensões que consideram o impacto de algumas variáveis específicas sobre a decisão de alocação do tempo das crianças entre trabalho e escola. Nesse contexto, destacam o papel do crédito, do mercado de trabalho, da subjetividade, entre outros. Para os propósitos desta pesquisa, serão apresentados e detalhados a seguir os referidos modelos.

2.2.1 – Modelo de alocação do tempo dos filhos entre estudo e trabalho

A teoria econômica tem trabalhado com diversos focos direcionados para o estudo das relações sociais entre os indivíduos e, nos últimos anos, um tema que tem ganhado destaque é a relação de escolha entre trabalho infantil e educação durante os anos de formação das crianças. Assume-se que, nesse período da vida, as decisões sobre a alocação do tempo das crianças são tomadas pelos pais, portanto, sofrendo uma forte influência da estrutura familiar, da dotação de capital humano e da renda da família.

Segundo Jafarey e Lahiri (2005), os pais fazem a escolha entre trabalho e estudo das crianças maximizando o bem-estar da família e levando em consideração os níveis de consumo presente e futuro. Para os autores, existem vários fatores que podem influenciar a probabilidade de participação das crianças no mercado de trabalho, a saber: (i) nível de renda e bens dos pais; (ii) os retornos pecuniários ao grau de escolaridade; (iii) acesso ao crédito; (iv) imperfeições e falhas de coordenação no mercado de trabalho dos adultos.

Ranjan (2001) foi o primeiro a inserir o retorno pecuniário da escolaridade e o acesso ao crédito na decisão de trabalho infantil. Posteriormente, Jafarey e Lahiri (2002) aprimoraram o modelo considerando além dessas variáveis, o papel do nível de renda e o comportamento dos pais na decisão de inserção das crianças no mercado de trabalho. O modelo a seguir é baseado nesses trabalhos.

O modelo é simples e segue as seguintes hipóteses: (a) considere uma família com um pai e N crianças; (b) a escolha da família é dividida em dois períodos de vida $t = 1$ e $t = 2$; (c) os pais decidem uma fra-

ção ($0 \leq e \leq 1$) de seus filhos para enviar à escola e a parcela restante ($1 - e$) será enviada ao mercado de trabalho.

Cada criança enviada para trabalhar no primeiro período $t = 1$ ganha um salário w^c . No segundo período, ter-se-á um trabalhador não-qualificado que ganha um salário w^u . Por outro lado, cada criança direcionada à escola em $t = 1$ não recebe remuneração; mas, quando crescer, será um trabalhador qualificado e ganhará um salário w^s em $t = 2$. Os custos atribuídos aos pais pela escolha de enviar o filho à escola serão equivalentes ao salário w^c , acrescido do custo de escolaridade. O rendimento dos pais é w^u durante $t = 1$ e assume-se que o pai não trabalha no segundo período de vida.

Considerando essa estrutura, o bem-estar da família pode ser descrito a partir da seguinte função de utilidade:

$$U = u(c_1) + \beta u(c_2) \quad (1)$$

Onde c_1 e c_2 representam o consumo doméstico em $t = 1$ e $t = 2$, respectivamente; u é a subfunção de utilidade aditivamente separável e β representa o fator de desconto subjetivo entre os dois períodos. Assume-se que a função de subutilidade é crescente e côncava e que $0 \leq \beta \leq 1$. É importante destacar que a função de utilidade doméstica leva em consideração apenas o consumo agregado e não a sua distribuição entre os membros da família, o que é consistente com a hipótese de altruísmo dentro do lar.

2.2.2 – A importância do mercado de crédito

No primeiro caso, o modelo em destaque admite que os pais tenham acesso a um mercado de crédito perfeito, podendo poupar ou tomar empréstimos para alocar o consumo da família no tempo, a uma taxa de juros r constante. Assim, o resultado da alocação dos filhos vai depender da comparação entre as utilidades marginais. Assume-se a seguinte restrição orçamentária intertemporal:

$$c_1 = w^p + (1 - e)Nw^c + b \quad (2)$$

$$c_2 = eNw^s + (1 - e)Nw^u - (1 + r)b \quad (3)$$

Onde b representa o endividamento, que pode ser positivo ou negativo (no caso em que a família atua como poupadora). Inserindo (2) e (3) na função de utilidade (1), tem-se:

$$U = u[w^p + (1 - e)Nw^c + b] + \beta u[eNw^s + (1 - e)Nw^u - (1 + r)b] \quad (4)$$

a qual é maximizada pela escolha entre endividamento/poupança b e fração de crianças na escola e . As condições de primeira ordem são:

$$b^* \Rightarrow \frac{u_1}{\beta u_2} = 1 + r \quad (5)$$

$$e^* \Rightarrow \beta u_2 (w^s - w^u) \begin{cases} > \\ = \\ < \end{cases} u_1 w^c \Rightarrow e \begin{cases} = 1 \\ \in (0,1) \\ = 0 \end{cases} \quad (6)$$

Onde u_1 e u_2 são, respectivamente, as utilidades marginais do consumo no primeiro e segundo período de vida dos pais.

A condição de primeira ordem (5) descreve a decisão de empréstimo/poupança. De acordo com esta, a quantidade ótima de empréstimo/poupança b^* se iguala à taxa marginal de substituição entre o consumo no primeiro e, no segundo período, $u_1/\beta u_2$ ao preço relativo do consumo no primeiro período ($1 + r$).

Já a condição (6) explica que a escolha de enviar um filho para a escola leva a uma perda de receitas no tempo $t = 1$ e, portanto, a uma redução na utilidade presente (segundo termo de (6)). No entanto, a inserção das crianças na escola resulta em uma elevação na renda e na utilidade no período $t = 2$ pois a expectativa de renda futura das crianças que estudam é maior do que a daquelas que não estudaram. Neste caso, o primeiro termo de (6) capta um ganho de utilidade marginal.

Portanto, se o ganho de utilidade marginal no segundo período ultrapassar a perda de utilidade marginal no primeiro para todos os valores de e , então, todas as crianças são alocadas na escola e não há trabalho infantil; caso contrário, todas as crianças serão inseridas no mercado de trabalho. Todavia, para alguns valores de e , onde a redução e ganho de utilidade são iguais, algumas crianças trabalham e outras frequentam a escola.

Ainda substituindo (5) na equação (6), pode-se reescrevê-la como:

$$\frac{w^s - w^u}{1 + r} - w^c \begin{cases} > \\ = \\ < \end{cases} 0 \Rightarrow e \begin{cases} = 1 \\ \in (0,1) \\ = 0 \end{cases} \quad (7)$$

Logo, escolha pela frequência escolar no presente só ocorre se existir um prêmio pela educação no segundo período, o qual deve ultrapassar o custo de oportunidade do envio da criança para a escola ao invés de ela trabalhar no primeiro período.

Apesar de o prêmio positivo ser importante para o envio das crianças à escola, não é uma condição suficiente. É necessário que a escolaridade aumente o valor presente líquido do salário futuro das crianças. Portanto, é importante destacar as variáveis: prêmio educacional, taxa de juros de mercado e o salário do trabalho infantil. Um prêmio salarial elevado, uma baixa taxa de juros e baixos salários para o trabalho infantil elevam o valor presente líquido do retorno à educação.

Em uma situação de mercado de crédito perfeito, mesmo que a renda dos pais, no primeiro período, seja muito baixa, há a possibilidade de tomarem empréstimos para inserir seus filhos na escola, considerando que essa decisão está diretamente ligada à expectativa de retorno futuro da educação. Dessa forma, só existe trabalho infantil se, e somente se, o valor presente líquido dos retornos à escolaridade for negativo. Mas, nas regiões onde o trabalho infantil não existia, sua incidência seria enorme. Levando em conta as diferenças de salários das crianças, os prêmios salariais educacionais e as taxas de juros entre países e/ou entre diferentes regiões de um mesmo país, seriam de esperar concentrações elevadas ou do trabalho infantil ou mesmo nenhum registro. A distribuição da riqueza e renda entre os chefes de famílias não desempenharia qualquer papel na determinação do trabalho infantil em uma determinada região.

No caso em que o mercado de crédito é imperfeito e, portanto, os pais não têm acesso a recursos financeiros com facilidade, a decisão entre trabalho e escola não depende apenas dos retornos à escolaridade. Em uma situação extrema onde a família não tem acesso ao crédito, é determinada fora do modelo (exógena) e fixada em zero. Logo, a maximização da função de utilidade considera apenas o valor de e :

$$U = u(w^p + (1 - e)Nw^c) + \beta u(eNw^s + (1 - e)Nw^u) \quad (8)$$

A condição de primeira ordem é semelhante ao caso de mercado de crédito perfeito, porém, agora, a escolha de e afeta a taxa marginal de substituição da família entre os dois períodos. Como os pais não têm mais acesso ilimitado à escolha entre empréstimo e poupança, a decisão de alocar as crianças entre escola e trabalho afeta o fluxo de renda entre os dois períodos e, portanto, altera o nível de consumo da família no presente e no futuro, o que, por conseguinte, muda a taxa marginal de substituição entre o consumo nos dois períodos. Formalmente, a condição de primeira ordem em foco pode ser escrita como:

$$\frac{w^s - w^u}{w^c} \begin{cases} > \\ = \\ < \end{cases} \frac{u_1}{\beta u_2} \Rightarrow e \begin{cases} = 1 \\ \in (0,1) \\ = 0 \end{cases} \quad (9)$$

Nesse contexto, a renda dos pais passa a afetar de forma significativa a escolha de e , e a conclusão é de que os pais com maior renda tendem a colocar mais os filhos na escola, enquanto aqueles de menor renda, no mercado de trabalho.

2.2.3 – A educação dos filhos enquanto escolha subjetiva

Nas versões expostas anteriormente, a alocação do tempo das crianças entre escola e trabalho deve ser feita considerando apenas os resultados financeiros envolvidos. No entanto, a extensão apresentada a seguir permite que os pais tenham preferências por enviar seus filhos à escola ao invés de sujeitá-los ao trabalho. Dessa forma, além das utilidades geradas pelo consumo presente e futuro, a função de utilidade doméstica também incorpora a utilidade que os pais adquirem ao inserir seus filhos na escola. Formalmente, o problema de otimização é escrito como:

$$\text{Max } U = u(c_1) + \beta u(c_2) + g(Ne) \quad (10)$$

Sujeito a:

$$c_1 = w^p + (1 - e)Nw^c + b \quad (11)$$

$$c_2 = eNw^s + (1 - e)Nw^u - (1 + r)b \quad (12)$$

Onde g é uma função positiva e côncava que capta o bem-estar dos pais ao alocar o tempo de cada um dos filhos à escola. A introdução desse termo parte do pressuposto de que a utilidade dos pais aumenta com o número de filhos educados. Isto pode refletir em uma preferência positiva pela educação das crianças ou uma aversão em ter crianças trabalhando.

A maximização, ainda sob a hipótese de acesso ao mercado de crédito perfeito, é feita da mesma forma que nas versões anteriores, considerando a escolha de b e e . Portanto, as condições de primeira ordem são:

$$b^* \Rightarrow \frac{u_1}{\beta u_2} = 1 + r \quad (13)$$

$$e^* \Rightarrow \beta u_2(w^s - w^u) + Ng'(Ne) \begin{cases} > \\ = \\ < \end{cases} u_1 w^c \Rightarrow e \begin{cases} = 1 \\ \in (0,1) \\ = 0 \end{cases} \quad (14)$$

Onde g denota a utilidade marginal de educar mais uma criança. Note que, na condição de primeira ordem, b^* não é afetado pela inclusão de g na função de utilidade; mas a condição de primeira ordem para e^* agora tem termo positivo extra. Para qualquer conjunto de valor de w^c , w^s e w^u e uma dada escolha de e , torna-se mais provável que a condição de primeira ordem seja positiva do que negativa. Isso reflete uma maior preferência dos pais pela educação dos filhos.

Além disso, combinando as duas equações acima, se obtém:

$$\frac{w^s - w^u}{1 + r} - w^c + \frac{g'(Ne)}{u_1} \begin{cases} > \\ = \\ < \end{cases} 0 \Rightarrow e \begin{cases} = 1 \\ \in (0,1) \\ = 0 \end{cases} \quad (15)$$

Do modo que, mesmo quando r é exógena em um mercado de crédito perfeito, e terá um valor a adicionar. Isso pode representar uma compensação ao retorno pecuniário negativo da educação advindo de um baixo prêmio salarial para a educação, ou de uma taxa de juros muito alta, ou ainda, de um salário alto para o trabalho infantil. Em linhas gerais,

pode-se dizer que existem motivos não-econômicos que influenciam a escolha dos pais em colocar os filhos na escola ao invés de inseri-los no mercado de trabalho, o que sugere a existência de um viés subjetivo em favor da educação.

2.2.4 – Mercado de trabalho e pobreza

Conforme já ressaltado na introdução, um dos principais modelos teóricos acerca do trabalho infantil foi o desenvolvido por Basu e Van (1998). Esses autores assumem dois axiomas para a determinação da decisão familiar quanto à oferta de mão de obra dos filhos. Primeiro, consideram a educação dos filhos com um bem de “luxo”, ou seja, a família decide inserir os filhos no mercado de trabalho se a renda dos adultos situar-se abaixo de um determinado nível de subsistência. Segundo, admitem que, do ponto de vista das firmas, o trabalho adulto pode ser substituído pelo infantil de acordo com um fator de equivalência (axioma da substituição). Destarte, o resultado obtido após a aplicação dos axiomas aos modelos de maximização da utilidade dos agentes é de que a economia pode estar em equilíbrio com ou sem existência do trabalho infantil, o que, por sua vez, dependerá particularmente do nível geral da produtividade. Se a economia é muito improdutiva, o equilíbrio ocorre com a incidência de trabalho infantil; mas se esta for produtiva, não. Por fim, os autores em destaque concluem que podem existir equilíbrio e obtenção de bem-estar da família e dos filhos com a existência de trabalho infantil.

Partindo desse estudo, Jafarey e Lahiri (2005) apresentam uma versão simplificada do modelo Basu e Van (1998). Consideram as mesmas hipóteses dos últimos autores, assim formalizadas: (i) crianças e adultos são substitutos perfeitos em um mercado de trabalho competitivo, embora a produtividade da criança seja uma fração $\Phi \leq 1$ de um adulto; (ii) a função de utilidade dos pais sempre valoriza o consumo da família, mas a educação só tem utilidade quando o nível mínimo de consumo familiar exceder um determinado nível de subsistência. Neste caso, a família considera a educação como um bem de “luxo”, ao contrário dos modelos anteriores, onde era um bem normal; e (iii) há M famílias, cada uma com N crianças e um adulto.⁵

⁵ Cada adulto pode alocar uma unidade de tempo exclusivamente para o trabalho, enquanto a unidade de tempo de cada criança pode ser dedicada ao trabalho ou à escola.

Supondo um único período de tempo, a função utilidade doméstica é descontínua e dada por:

$$U = \begin{cases} c - s & \Leftrightarrow c < s \\ (c - s)(Ne)^\alpha & \Leftrightarrow c \geq s, \alpha > N \end{cases} \quad (16)$$

Onde s representa o nível de consumo de subsistência e α é uma constante positiva.

Em geral, note a partir de (16), a educação dos filhos não gera utilidade quando a família tem renda suficiente apenas para adquirir um nível mínimo de consumo necessário a sua sobrevivência ($c < s$). Caso contrário, a utilidade será positivamente relacionada ao número de crianças educadas.

Por simplificação, considera-se que, em um mercado de trabalho competitivo, o nível de produtividade de crianças e adultos é idêntico e, portanto, o salário pago às crianças será igual ao pago a um adulto: $w^c = w^p$. Dessa forma, independente da quantidade de crianças que trabalham, a restrição orçamentária de cada família será:

$$c = [N(1 - e) + 1]w \quad (17)$$

Onde o termo entre colchetes representa o número total de trabalhadores fornecidos pela família, sendo que cada trabalhador ganha o mesmo salário w .

As firmas competitivas têm a mesma função de produção: $Y = f(L)$, onde L é a quantidade de trabalho e Y o produto homogêneo. Também estão sujeitas a produtividade marginal decrescente do trabalho $f'(L) \geq 0, f''(L) \leq 0$. Logo, há uma relação inversa entre o salário de mercado e a quantidade demandada de trabalhadores.

Do lado da oferta de trabalho, os pais sempre colocam seus filhos para trabalhar quando o salário de mercado não possibilita o nível de consumo de subsistência $w < s/(1 + N)$. Dessa forma, a oferta de trabalho da família será dada por $N + 1$ e a força de trabalho total por $L = M(N + 1)$.

Caso $w > s/(1 + N)$, é possível para a família desfrutar níveis de consumo acima daquele de subsistência para as escolhas adequadas de e . Neste caso, e deve ser escolhido a partir do problema de otimização:

$$\text{Max } U = ((N(1 - e) + 1)w - s) (Ne)^\alpha \quad (18)$$

A condição de primeira ordem pode ser calculada como:

$$\alpha(Nw + w - s) - (\alpha + 1)Nwe \geq 0$$

Ou:

$$e = \begin{cases} \frac{\alpha(N + 1)w - s}{(1 + \alpha)Nw} \Leftrightarrow \frac{s}{N + 1} \leq w \leq \frac{\alpha s}{\alpha - N} \\ 1 \Leftrightarrow w > \frac{\alpha s}{\alpha - N} \end{cases} \quad (19)$$

Note que, por (19), é possível concluir que, nos casos em que o salário de mercado competitivo (w) supera o valor limiar $\left(\frac{\alpha s}{\alpha - N}\right)$, todas as crianças estudam ($e = 1$ e $N = 0$) e, portanto, a oferta de trabalho de cada família é 1 (adulto) e a oferta total da economia é de $L = M$. Caso o salário seja inferior a $\left(\frac{\alpha s}{\alpha - N}\right)$ e superior ao nível de subsistência $\left(\frac{s}{N + 1}\right)$, alguns filhos podem ser direcionados ao mercado de trabalho; nesse caso $e \in (0, 1)$. Esse resultado indica que e é crescente com w , ou seja, que a oferta de trabalho de cada domicílio seria decrescente com w , resultado contrário ao encontrado nos modelos convencionais.

O referido resultado ocorre porque a oferta de trabalho dos adultos é inelástica, enquanto a das crianças é condicionada à renda dos pais, ou seja, é mais provável que a oferta de trabalho infantil seja maior no caso de pais pobres. No caso de elevação nos níveis de salários, os pais vão escolher colocar as crianças na escola. Dessa forma, é possível a existência de dois equilíbrios: (i) não existe trabalho infantil e (ii) todas as crianças trabalham em vez de estudarem. No primeiro caso, os adultos não enfrentam concorrência de trabalhadores infantis, pois os pais já estariam ganhando o suficiente para manter os filhos na escola em tempo integral, retirando-os do mercado de trabalho. No outro extremo, onde as crianças competem com os adultos no mercado de trabalho, ocorre uma pressão

sob os salários, fazendo-os cair abaixo do necessário para a subsistência e, por conseguinte, os filhos trabalham ao invés de irem à escola.⁶

2.2.5 – Persistência intergeracional

Entre os modelos apresentados até agora, é possível destacar o papel da renda dos pais, acesso ao crédito e preferências na escolha entre trabalho/estudo dos filhos. Ainda que a renda presente dos pais esteja diretamente relacionada à qualificação, a existência de um prêmio pela educação (salário mais elevado quando adulto) permite discutir a relação entre o nível educacional de uma geração e o da seguinte. Em linhas gerais, pais que não estudaram teriam um nível de renda menor e, portanto, a probabilidade de inserirem os filhos precocemente no mercado de trabalho seria maior. Assim, a opção pelo trabalho infantil frente ao estudo pode afetar a acumulação de capital da criança ao longo de sua vida, influenciando o seu nível de renda quando adulta.

Alguns modelos teóricos ressaltam que a persistência relatada acima pode ser condicionada por uma armadilha da pobreza e destacam o impacto do trabalho infantil sobre a educação e a escolha profissional quando adulto (BANERJEE; NEWMAN, 1993; BARHAM et al., 1995; BASU, 2000; BALAND; ROBINSON, 2000). Por outro lado, não se pode afirmar que a entrada precoce das crianças no mercado de trabalho implica armadilha de pobreza. Fan (2004), por exemplo, mostra que um pequeno incremento no trabalho infantil pode não ter efeitos adversos sobre a formação de capital humano das crianças, desde que o impacto positivo dos recursos financeiros gerados pela educação seja maior que o impacto negativo da redução do tempo de estudo.

Para discutir formalmente a relação entre persistência intergeracional de educação, renda e trabalho infantil, apresenta-se a seguir um modelo presente em Jafarey e Lahiri (2005).

Seja e a fração de tempo que uma criança passa na escola durante a infância e $1 - e$ a fração de tempo alocada no mercado de trabalho. Suponha que as famílias aplicam seu salário para a produção doméstica e que fabricam o mesmo tipo de produto usando seu trabalho. Só há va-

⁶ Basu e Van (1998) ainda demonstram que essa situação extrema poderia levar o mercado a um equilíbrio ineficiente.

riação na quantidade e na elaboração do produto segundo a escolha educacional dos filhos e a educação acumulada dos pais. Não se assume um período de tempo específico, mas que a economia funciona para sempre.

De uma forma geral, uma criança que estuda terá maior qualificação no futuro, que pode ser chamada de h_{t+1} . Portanto, a relação entre tempo gasto na escola e habilidade futura pode ser representada pela seguinte função de acumulação de capital humano:

$$h_{t+1} = H(e_t) \quad \therefore \quad H' > 0, H(0) = 1, H(1) = \bar{h} \quad (20)$$

A partir dessa formulação, pode-se dizer que as habilidades futuras dos indivíduos dependem do montante de educação acumulado pela criança, ou seja, a educação impõe um limite às competências dos indivíduos. Existe um nível de qualificação máxima que pode ser alcançado pela frequência à escola em tempo integral durante a infância \bar{h} , e um nível mínimo (igual a 1), que equivale à não-frequência escolar $H(0)$.

Uma criança que estuda e unidades de tempo gera $(1 - e)$ unidades na produção doméstica, enquanto um adulto tem produção igual ao seu nível de habilidade h , desde que exerça trabalho em tempo integral. A produção total da família em determinado período equivale ao seu salário ou renda naquele mesmo período. A função utilidade de um adulto dependerá do consumo presente e do tempo de estudo da criança:

$$U_t = u(c_t) + g(e_t) \quad (21)$$

E sujeita à restrição orçamentária:

$$c_t = h_t + (1 - e_t) \quad (22)$$

Assume-se ainda que cada família consuma toda a sua renda no período corrente, portanto, não existe poupança nem empréstimos. Dessa forma, a maximização da utilidade dos pais (21) sujeita à (22) é dada apenas pela escolha de e . A condição de primeira ordem implica:

$$u'(h_t + 1 - e_t) = g'(e_t) \quad (23)$$

Ou seja, a escolha ótima da fração de tempo da criança na escola e é dada pela igualdade entre a utilidade marginal do consumo e utilidade marginal da educação, sendo que o consumo presente depende diretamente da qualificação dos pais obtida no passado por meio dos estudos e ,

inversamente, do tempo de estudo da criança, o qual é função direta do capital humano dos pais $e_t = f(h_t)$. Logo, nota-se que pais mais educados optam por colocar os filhos na escola em tempo integral $f(\bar{h}) = 1$, enquanto os que não têm educação direcionam todo o tempo dos filhos ao trabalho infantil $f(1) = 0$. Portanto, o nível de habilidade das crianças no futuro h_{t+1} depende de e_t e pode ser expresso por:

$$h_{t+1} = H(e_t) = H(f(h_t)) = G(h(t)) \quad \therefore \quad G' > 0, G(1) = 1, G(\bar{h}) = \bar{h} \quad (24)$$

Onde G é uma função composta, que combina as propriedades de $H(\cdot)$ e de $f(\cdot)$.

Portanto, (23) e (24) permitem concluir que, quanto maior o estoque de capital humano em uma geração, maior o nível de educação da geração seguinte, o que equivale a dizer que há uma transmissão intergeracional de pobreza. Em geral, quanto mais qualificados são os pais, os filhos estudam cada vez mais e trabalham cada vez menos.

2.2.6 – Efeito da condição de migração

Apesar de as crianças estarem diretamente envolvidas no processo de migração familiar e sofrerem todos os efeitos da arbitragem dos pais, sejam esses positivos ou negativos, não têm poder de decisão sobre seu local de residência nem sobre a oferta do seu tempo entre lazer, trabalho e estudo. Assim, o efeito sobre elas depende das características dos pais, pois estas afetam significativamente os custos e, conseqüentemente, o processo de adaptação, podendo provocar efeitos de curto e longo prazo nas crianças (FERREIRA; CACCIAMALI, 2007).

As crianças podem enfrentar diversos tipos de custos, tais como problemas de adaptação, que podem impactar no rendimento escolar, podendo até levar à evasão e até à inserção precoce no mercado de trabalho, a depender das características dos pais e estrutura da família. No caso de os pais migrantes serem negativamente selecionados em atributos produtivos, essa probabilidade aumenta e a melhor estratégia para melhorar o nível de renda pode ser a divisão dos custos de adaptação com filhos. Essa decisão gera conseqüências negativas para as crianças, pois a decisão de não estudar afeta o estoque de capital humano, podendo resultar em níveis menores de renda

quando adultas (EMERSON; PORTELA; SOUZA, 2002; ILAHI; ORAZEM; SEDLACEK, 2000).

É importante destacar que a decisão de migração também pode acarretar em benefícios para as crianças. A migração para áreas mais desenvolvidas pode facilitar o acesso à escola, bem como a inserção em um sistema de melhor qualidade. Esses ganhos também podem estender-se à infraestrutura social e de renda. No caso de pais positivamente selecionados em atributos observados (escolaridade, idade) e não observados (motivação, menor aversão ao risco), por exemplo, a probabilidade de inserção precoce das crianças no mercado de trabalho é menor. Nesses casos, a migração familiar pode ser um importante instrumento para o progresso econômico intergeracional da família (MARTINE, 1980; FERREIRA BATISTA e CACCIAMALI, 2007).

Com o intuito de formalizar quais seriam os efeitos da condição de migração dos pais sobre a alocação do tempo das crianças entre estudo e trabalho, propõe-se uma simples extensão do modelo de persistência intergeracional acima apresentado. Para tanto, admitam-se dois tipos de família, tendo o pai como único responsável: a família nativa em que o pai tem habilidade h^n e a família migrante cujo pai tem qualificação h^m . No caso da primeira, valem a função de acumulação de capital humano (20) e condição de otimização (23), enquanto, para a segunda, tem-se uma nova função:

$$h_{t+1}^m = H(e_t) + v_t \quad \therefore \quad H' > 0, H(0) = 1, H(1) = \bar{h} \quad (25)$$

Onde v_t representa o nível de capital humano derivado da condição de migrante. Assume-se $v_t > 0$, caso o pai migrante seja positivamente selecionado em relação à população nativa, e $v_t < 0$, em caso de autoseleção negativa.

Logo, se pais nativos e migrantes registrarem mesmo tempo de estudo, o estoque de capital humano trazido com o migrante e/ou atributos não-observados, como motivação, agressividade, menor aversão ao risco etc., podem gerar um diferencial de habilidade entre os dois grupos. A produção doméstica de um adulto migrante equivale a $h + v$ unidades de habilidades observadas e não-observadas, enquanto a produção de um filho é dada por $(1 - e)$.

Dado que a migração familiar envolve custos que são inexistentes para os nativos, assume-se que esses custos dependem diretamente do número de filhos agregados na migração N e inversamente do tempo de moradia na região de destino T . Portanto, a função de custos da família migrante é dada por $\varphi(N, T)$ com $\varphi'_N > 0$, $\varphi'_T < 0$.

O pai migrante deverá maximizar a função utilidade (21) sujeita à seguinte restrição orçamentária:

$$c_t = h_t + v_t + (1 - e_t) - \varphi_t(N, T) \quad (26)$$

Onde $h_t + v_t + (1 - e_t) - \varphi_t(N, T)$ é a renda disponível da família, isto é, líquida dos custos da migração.

Logo, a condição de primeira ordem implica:

$$u'(h_t + v_t + (1 - e_t) - \varphi_t(N, T)) = g'(e_t) \quad (27)$$

Ao comparar a condição (27), válida para o pai migrante, com a condição (23), adequada ao pai nativo, percebe-se que, dado o mesmo tempo de estudo para as crianças, um pai migrante positivamente selecionado tende a priorizar a educação dos filhos. Por outro lado, os custos de migração favorecem o trabalho infantil, sobretudo, com o maior número de filhos agregados em uma família recém-chegada à região.

2.3 – Revisão da Literatura Empírica

2.3.1 – Determinantes do trabalho infantil e da frequência escolar

Do ponto de vista empírico, não existe um consenso entre os fatores determinantes do trabalho infantil; estes variam muito entre diferentes países e regiões. No entanto, na literatura empírica, um fator comumente aceito como importante determinante do trabalho infantil é a pobreza, mensurada através da renda familiar. Ademais, a estrutura familiar e as características observáveis e não-observáveis dos pais também são relatadas como importantes determinantes da alocação do tempo das crianças entre estudo e trabalho.

Na literatura internacional, Grootaert e Kandur (1995) sugerem que o risco de gerenciamento da renda familiar é um importante determinante da oferta de trabalho infantil. Para os referidos autores, o trabalho das crianças é uma estratégia de proteção contra a volatilidade dos rendimentos, ou seja, uma forma de minimizar o risco de uma redução brusca na renda, ocasionada por um possível desemprego ou outro fator que tenha consequências semelhantes. Esse risco é maior entre as famílias pobres, o que indica uma ligação entre trabalho infantil e pobreza.

Wahba (1998) estudou os determinantes da frequência escolar e do trabalho infantil no Egito. Seus resultados apontaram que o trabalho infantil aumenta com a idade, enquanto, na frequência escolar, o efeito é inverso. Por outro lado, as meninas têm uma probabilidade maior de frequentar a escola que os meninos; o nível de educação dos pais é indicado como o principal fator determinante para o trabalho infantil e, para crianças residentes na área rural, a probabilidade de trabalhar é maior que as residentes em áreas urbanas.

Ray (2003) estudou a entrada precoce no mercado de trabalho em Gana e os seus resultados mostraram que determinantes do trabalho infantil variam consideravelmente entre áreas rurais e urbanas. A relação entre pobreza e trabalho infantil é mais forte em áreas rurais; a qualidade da educação e a melhor escolarização de adultos do sexo feminino reduz a probabilidade de participação de crianças no mercado de trabalho. Já sob a ótica macroeconômica, Basu e Tzannatos (2003) apontam, em estudo feito para China, Índia e Tailândia, que a incidência do trabalho infantil tende a diminuir quando as nações tornam-se mais ricas.

Edmonds e Schady (2009) em pesquisa realizada no Equador, mostram que o trabalho infantil diminui com o aumento da renda advinda de programas governamentais. Embora a ajuda do governo seja 20% menor que os ganhos provenientes do trabalho infantil, a redução verificada na participação das crianças no mercado de trabalho foi de 40%, não obstante o aumento das matrículas nas escolas.

No Brasil, vários estudos buscaram entender os determinantes da alocação do tempo das crianças entre estudo e trabalho. As evidências são diversas, conforme se apresentam a seguir.

Em estudo realizado pela presidência da república no ano de 1998, identificou-se que a participação das crianças na força de trabalho cresce com a idade e é maior entre os meninos do que entre as meninas; é maior entre aqueles de cor negra ou parda; decresce com o nível de renda das famílias onde estão inseridas; a taxa de participação de menores é mais elevada na área rural do que na urbana; finalmente, no caso do Brasil urbano-metropolitano, as taxas de participação são mais elevadas no Sul e no Sudeste do que no Norte e no Nordeste (BRASIL, 1998).

Santos et al. (2000) ao estudarem o desempenho escolar das crianças no Brasil, mostram evidências acerca da relevância da variável educação dos pais no que diz respeito à chance de progresso escolar e, em menor grau, à qualidade educacional, ao custo de oportunidade e à localização geográfica. Azevedo; Menezes e Fernandes (2000) destaca que as famílias chefiadas por mulheres tendem a ter mais crianças economicamente ativas.

Leon e Menezes-Filho (2002) avaliaram os indicadores e determinantes da reprovação, avanço e evasão escolar no Brasil entre 1984-1997. Os resultados apontaram a renda e a escolarização dos pais como importantes determinantes da frequência escolar, enquanto o crédito escolar seria um instrumento para conter a evasão.

Emerson e Portela (2002), utilizando dados da PNAD de 1998, estudam a relação entre a ordem de nascimento do filho e a probabilidade de participação no mercado de trabalho. Seus resultados sugerem que o último filho a nascer tem menor probabilidade de trabalhar em relação ao mais velho.

Duryea e Arends-Kuenning (2003), analisando a área urbana de 25 estados do Brasil, destacam que a taxa de emprego para crianças entre 14 e 16 anos aumenta, quando o mercado de trabalho local apresenta condições favoráveis no tocante à remuneração e as oportunidades de emprego. Nesse cenário, o custo de oportunidade de manter a criança na escola aumenta, elevando a probabilidade de trabalhar.

Cardoso e Portela (2004) mostram que os programas de transferência de renda no Brasil não tiveram efeito significativo para a redução do trabalho infantil, mas um impacto positivo sobre a frequência escolar. Em geral, os programas sociais aumentam a chance de uma criança pobre

ir para a escola, mas o benefício é relativamente menor que a renda do trabalho infantil, não incentivando a sua saída do mercado. Vale ressaltar que esse estudo foi realizado com dados do Censo de 2000, quando o Bolsa-família ainda não tinha sido adotado pelo governo federal.

Em um dos mais importantes estudos feitos no Brasil sobre a temática trabalho infantil/frequência escolar, Kassouf (2005) encontrou diversas evidências. A autora destaca a escolaridade dos pais, o tamanho e a estrutura da família, o sexo do chefe, a idade em que os pais começaram a trabalhar e o local de residência, como os principais determinantes da alocação do tempo da criança para o trabalho. O efeito positivo da escolaridade da mãe foi estimado maior que aquele atribuído ao pai; a probabilidade de trabalhar aumenta com o número de irmãos, principalmente quando são mais novos, e com o tamanho da família. Os resultados do estudo em foco também mostraram que o maior percentual de trabalho infantil ocorre em regiões rurais e que a entrada precoce dos pais no mercado de trabalho aumenta a probabilidade de a criança trabalhar.

Cabral e Portela (2007), a partir de dados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) para os anos de 1984 até 2001, verificaram que as mudanças na probabilidade de uma criança (ou adolescente) trabalhar ou frequentar a escola (ou ainda não estudar e não trabalhar) estão associadas mais às mudanças nas variáveis explicativas (características observáveis) do que nos coeficientes estimados (características não-observáveis). Além disso, o fenômeno parece relacionar-se melhor com variáveis educacionais, como a escolaridade dos professores do ensino público.

Duarte e Silveira Neto (2008) estudaram o impacto do programa Bolsa-família sobre a frequência escolar para os estados de Pernambuco, Ceará, Sergipe e Paraíba. Seus resultados apontam que o programa eleva a frequência escolar em cerca de 5,6% para crianças na faixa etária de 5 a 14 anos, no entanto, esse impacto é mais favorável às meninas, ou seja, a proporção daquelas que receberam Bolsa-família e frequentavam a escola foi 8,2% maior ao grupo de meninas que não receberam o benefício.

Glewwe e Kassouf (2008) investigaram o impacto dos programas Bolsa-escola e Bolsa-família no desempenho escolar de crianças no Brasil através de dados do Censo Escolar de 1998 a 2005. Seus resultados mostraram que aqueles programas aumentaram as taxas de matrícula em

2,8% na 1ª e 4ª séries, reduziram o abandono escolar em 0,3% e elevaram a taxa de aprovação em 0,5%. Resultados semelhantes foram obtidos para crianças da 5ª à 8ª série. Ainda mostraram que o impacto dos programas sobre os indicadores educacionais foi pelo menos duas vezes maior em famílias pobres que na população como um todo.

O estudo de Neri (2009) aponta como principais fatores responsáveis pela não-frequência escolar no Brasil a dificuldade de acesso à escola (10,9%), a necessidade de trabalho e geração de renda (27,1%) e a falta intrínseca de interesse (40,3%). Dentro do item necessidade de trabalho e geração de renda, suas evidências destacam a escolha dos pais entre escola/trabalho para os filhos a necessidade de auxílio nos afazeres domésticos e a falta de recursos para as despesas escolares.

Em pesquisa recente, Neves e Menezes (2010) verificaram o impacto das transferências do Bolsa-família sobre o trabalho infantil no Nordeste e no Sudeste do Brasil. Os resultados mostraram que o programa afeta tanto a decisão de trabalhar quanto a de estudar, mas que o impacto é diferente entre as duas regiões estudadas, ou seja, o efeito da redução do trabalho infantil e elevação da frequência escolar é mais significativo no Nordeste. O estudo ainda sugere que as crises econômicas atuam no sentido de substituição da mão de obra infantil pelos adultos menos qualificados, dado o aumento da taxa de desemprego.

2.3.2 – Trabalho infantil e persistência intergeracional

A pesquisa de Gunnarsson, Orazem e Sanchez (2006) avaliou os impactos do trabalho infantil sobre o desempenho escolar utilizando dados de alunos de terceira e quarta séries em nove países da América Latina. Os resultados indicaram que o trabalho infantil reduz o desempenho escolar. Nesse contexto, o problema ganha proporções de longo prazo, afetando o progresso econômico dos indivíduos e elevando as desigualdades de renda na sociedade como um todo.

Em estudo realizado para Gana e Paquistão, Bhalotra e Heady (2003) sugerem que a pobreza não está relacionada ao aumento do trabalho infantil nas áreas rurais. Os autores mostram que as famílias proprietárias de áreas maiores de terra (mais ricas) tendem a utilizar mais intensamente a mão de obra dos filhos.

No Brasil, Emerson e Portela (2002) analisaram dados da década de 90 e constataram que existe uma relação inversa entre o nível de renda dos indivíduos adultos e a idade em que estes começaram a trabalhar. Já Ilahi, Orazem e Sedlacek (2000), Pontili, Lopes e Souza (2008) encontraram evidências de que a inserção precoce no mercado de trabalho, respectivamente, para o Brasil e para o Estado do Paraná, diminui a frequência escolar e acarreta expectativa de renda baixa na idade adulta, comprometendo o desenvolvimento social e econômico do país.

Lopes e Pontili (2010) comprovaram, a partir de dados da PNAD de 2008, que, na região Nordeste do Brasil, o trabalho infantil afeta negativamente tanto a escolaridade quanto a renda dos trabalhadores adultos; isso porque, quanto menor a idade em que uma pessoa começou a trabalhar, menor a probabilidade de concluir o ensino médio e/ou ter um salário acima da média da região. Assim, concluem que deve haver uma continuidade das políticas de combate ao trabalho infantil, especialmente no Nordeste, onde a renda obtida no mercado de trabalho é inferior a todas as outras. Seus resultados ainda corroboram o estudo anterior de Kassouf (2002), o qual mostrou que, quanto mais cedo o indivíduo começa a trabalhar, menor é a sua escolaridade e menor é o seu rendimento.

Schwartzman e Schwartzman (2004) destacam que, no Brasil, o trabalho de crianças está associado à condição de pobreza, mas é explicado também pela tradição da agricultura familiar, principalmente na região Sul do país. Adicionalmente, mostram que, mesmo quando controlada a renda, residir na zona rural tem um efeito positivo sobre o trabalho infantil. Isto é, o trabalho infantil na zona rural não é o resultado apenas de um menor nível de renda, mas de uma infraestrutura escolar mais deficiente ou mesmo da inexistência de escolas, da maior facilidade com que a criança é absorvida em atividades informais, que exigem menor qualificação, e das atividades agrícolas familiares.

2.3.3 – Migração familiar e trabalho infantil: evidências empíricas

Na literatura empírica que trata da migração, as discussões abrangem mais os benefícios do deslocamento do que os custos; isso porque a mensuração desses últimos é mais complexa, principalmente quando se consideram cônjuges e filhos. No entanto, apesar de a migração pos-

sibilitam a melhora da renda e ocupação das pessoas, os custos podem ficar embutidos nos demais membros da família; por isso, é importante observar o efeito da migração sobre cônjuges e filhos e não apenas no chefe da família.

No contexto familiar, quanto maior o número de membros ou dependentes, menor a probabilidade de migração conjunta. Os ganhos do casal afetam a decisão, mas de forma geral os dependentes do chefe da família são dominados pelos ganhos ou perdas deste, e acredita-se que as mulheres são mais vulneráveis aos seus maridos. O fenômeno é mais comum em famílias onde um dos cônjuges não está inserido no mercado de trabalho no local de origem e/ou, ainda, quando há presença de crianças em idade escolar (LONG, 1974; MINCER, 1978; SANDELL, 1977; NIVALAINEN, 2004). Apesar de ambos perderem em relação ao seu potencial privado, a família ainda pode receber benefícios com a migração. No entanto, deve-se considerar que os ganhos esperados na região de destino estão relacionados com as características dos membros da família.

Na presença de crianças, as escolhas locais ainda são afetadas pelo acesso à escola, que representa um aumento dos custos da mobilidade geográfica. Em linhas gerais, na decisão de migrar, as crianças representam apenas custos para a família e, portanto, os pais que migram podem ser aqueles que têm a intenção de colocar os filhos para trabalhar, pois, na hora de decidir, podem levar em consideração o rendimento esperado das crianças, o que afeta o ganho líquido. Dessa forma, o trabalho infantil torna-se um fator relacionado à decisão de migração da família.

Para as crianças, os benefícios da migração familiar estão associados a melhor infraestrutura social, escolas e professores de melhor qualidade, entre outros. No tocante aos custos, podem-se destacar os problemas de adaptação, a necessidade de trabalhar, que, por seu turno, afeta o desempenho escolar (reprovações e evasão), o que, por seu turno, condicionaria as oportunidades futuras de trabalho.

Long (1972) investigou a influência do número de filhos e da idade destes na decisão de migração familiar nos Estados Unidos. Seus resultados sugerem que as famílias com filhos em idade escolar possuem menor mobilidade geográfica em relação às demais. Já Klein (2009), ao analisar a migração rural-urbana das famílias na República Checa, conclui que a

decisão de migração familiar considera o potencial ganho de educação para os filhos a partir da melhor infraestrutura escolar disponível nas cidades. Nivalainen (2004), em estudo feito para a Finlândia, aponta que a presença de crianças reduz a propensão à migração, que ainda é menor com o tamanho da família.⁷

Em estudo para a Indonésia, Nurwita (2009) mostra que os efeitos da migração se estendem também às crianças, aumentando a probabilidade de participação no mercado de trabalho. Ainda destaca que fatores como pobreza e taxa de alfabetização impulsionam a migração de áreas rurais para urbanas, incluindo crianças. Montali (1997), em estudo aplicado ao Estado de São Paulo, mostrou que os migrantes estão em classes socioeconômicas de menor poder aquisitivo e com ocupações de menor qualificação em relação aos não-migrantes. Portanto, os filhos de migrantes encontram-se em situação socioeconômica mais vulnerável em comparação aos filhos dos nativos.

No entanto, o estudo mais relevante acerca da relação entre trabalho infantil e migração familiar no Brasil foi realizado por Ferreira e Cacciamali (2007). Essas autoras compararam as probabilidades de frequência escolar e trabalho de crianças entre 10 e 14 anos no Estado de São Paulo a partir da condição de migração dos pais. Os principais achados indicaram que a oferta de trabalho infantil depende em grande magnitude das características dos pais (idade, raça, nível de instrução, renda domiciliar), da estrutura familiar e da condição de migração. As crianças mais propensas ao trabalho seriam aquelas pertencentes a famílias monoparentais sob responsabilidade da mãe ou cujos pais são migrantes de curto prazo (menos de 10 anos de residência em São Paulo).

2.4 – Considerações Finais

O objetivo deste capítulo foi apresentar uma revisão da literatura econômica sobre trabalho infantil e frequência escolar. Dentro da literatura teórica, destacam-se os modelos que associam o trabalho infantil com a pobreza, educação dos pais, acesso ao crédito e estrutura do mercado de trabalho. Nos estudos empíricos, os principais determi-

⁷ O foco de análise para esse estudo é o efeito da migração familiar sobre o trabalho infantil, não tratando diretamente do efeito da presença de agregados (filhos e cônjuges) sobre a decisão de migrar, como discutem os trabalhos de Long (1972), Nivalainen (2004) e Klein (2009).

nantes da escolha entre trabalho e estudo para as crianças são a renda familiar, características dos pais, principalmente escolaridade, tamanho e estrutura da família (GROOTAERT e KANDUR, 1995; RAY, 2003; KASSOUF, 2005). Apesar de pouco exploradas na literatura, existem evidências de que fatores relacionados às características estruturais do mercado, tais como taxa de desemprego e informalidade, afetam a demanda por trabalho infantil (DURYEA e ARENDS-KUENNING, 2003; NEVES e MENEZES, 2010).

Outras evidências importantes encontradas na literatura são o impacto positivo de programas governamentais de distribuição de renda sobre a frequência escolar (CARDOSO e PORTELA, 2004; DUARTE; SILVEIRA NETO, 2008; GLEWWE; KASSOUF, 2008) e o papel do trabalho infantil na transmissão intergeracional da pobreza no Brasil (ILAHÍ; ORAZEM; SEDLACE, 2000; EMERSON; PORTELA, 2002; KASSOUF, 2002; LOPES; PONTILI, 2010).

Apesar da vasta literatura acerca do tema, o efeito da migração familiar na decisão da oferta de mão de obra das crianças é pouco discutido. No Brasil, destaca-se apenas o trabalho de Ferreira e Cacciamali (2007) que avalia os efeitos da condição de migrante e o tempo de residência no local de destino, considerando apenas o Estado de São Paulo. Diante desse contexto, este estudo pretende contribuir com a literatura empírica destacando o impacto da migração familiar intersetorial (urbano-urbana e rural-urbana) sobre a alocação do tempo das crianças, aspecto ainda não-explorado.

Capítulo 3

TRABALHO INFANTIL E FREQUÊNCIA ESCOLAR NO BRASIL

3.1 – Introdução

De acordo com a Organização Internacional do Trabalho (OIT), desde a época da escravidão até os dias de hoje, o trabalho infantil está presente no Brasil. Com o advento da revolução industrial, o problema apresentou crescimento considerável, principalmente nas regiões com maior desenvolvimento industrial. No Estado de São Paulo, por exemplo, em 1890, 15% dos empregados na indústria eram crianças e adolescentes e, em 1919, 40% dos trabalhadores do setor têxtil do estado eram crianças e jovens (KASSOUF, 2007; OIT, 2001).

Na área rural, o fenômeno também é muito comum, principalmente no contexto da agricultura familiar. Apesar desse histórico, nas últimas décadas, o Brasil vem seguindo uma tendência mundial de declínio do trabalho infantil, em grande parte, devido à execução de programas sociais e ao desenvolvimento de políticas de combate ao trabalho infantil.

Neste capítulo, inicialmente, apresenta-se uma discussão sobre a experiência brasileira em políticas de combate ao trabalho infantil. Em seguida, um breve panorama acerca da evolução do trabalho infantil e da frequência escolar no Brasil a partir dos dados mais recentes das PNADs.

3.2 – A Experiência Brasileira em Políticas de Combate ao Trabalho Infantil

O trabalho infantil tem importantes consequências socioeconômicas, afetando educação e saúde das crianças, assim como o salário na fase adulta, visto que, durante a infância, impede a aquisição de capital humano, importante determinante do nível de renda na fase adulta (KASSOUF, 1999; ILAHI; ORAZEM; SEDLACEK, 2000; EMERSON; PORTELA, 2003).

O estudo de Bezerra (2006) aponta que o trabalho infantil reduz significativamente o desempenho escolar. Em Heady (2003), tem-se que o efeito negativo sobre a aprendizagem afeta principalmente áreas de literatura e matemática, gerando apenas oportunidades em trabalhos não-qualificados e de baixa remuneração. Forastieri (1997), Kassouf, Mckee e Mossialos (2001) destacam os efeitos nocivos à saúde das crianças no presente e na fase adulta.

O trabalho infantil está associado principalmente à pobreza, desigualdade e exclusão social, que são problemas de cunho estrutural e dependem de uma ampla transformação social para serem resolvidos. Isso torna o problema um fenômeno social complexo e de difícil erradicação. No entanto, em virtude do seu impacto negativo sobre o crescimento econômico e criação de um ciclo de pobreza intergeracional, é importante o desenvolvimento de políticas sociais e econômicas de curto e longo prazo.

No tocante aos determinantes pelo lado da oferta, as estratégias de combate ao trabalho infantil geralmente estão associadas a medidas de incremento de renda. Já do ponto de vista da demanda, destacam-se estratégias relacionadas ao desenvolvimento de leis mais eficazes de punição e fiscalização, bem como uma conscientização da população a respeito dos malefícios à criança no presente e no futuro, tornando a população um agente fiscalizador.

No Brasil, o combate ao trabalho infantil é uma questão de direitos humanos e envolve não apenas o governo mas toda a sociedade. Uma das grandes dificuldades encontradas é a identificação, pois grande parte dos postos de trabalho está em atividades informais ou de difícil fiscalização, onde sua presença é sub-registrada. Vale ainda destacar o trabalho doméstico, que tem um papel importante nesse contexto, mas, por se tratar de aspecto cultural, muitas vezes, não é considerado pelas famílias como trabalho.

A partir da década de 1990, a atuação do governo tem sido mais intensa no combate ao trabalho infantil, seja através da aprovação de leis ou do incentivo a ações de órgãos sociais e de programas de distribuição de renda. No ano de 1990, foi promulgado o Estatuto da Criança e do Adolescente (ECA); em 1992, o país aderiu ao Programa Internacional de Eliminação do Trabalho Infantil (IPEC) da Organização Internacional do Trabalho (OIT); em 1994, foi criado o Fórum Nacional de Prevenção e Erradicação do Trabalho Infantil, coordenado pelo Ministério do Trabalho, articulando ações de combate e integrando organizações governamentais e não-governamentais – ONGs (BRASIL, 2001).

Já em 1996, foi assinado o protocolo denominado de Compromisso para Erradicação do Trabalho Infantil e Proteção ao Adolescente no Trabalho, que conta com a participação dos governos estaduais, confederações nacionais de empregadores, centrais sindicais, Confederação Nacional dos Trabalhadores na Agricultura, Programa Comunidade Solidária e várias ONGs. Em 1998, foi validada a Declaração sobre os Princípios e Direitos Fundamentais do Trabalho, que tem como um de seus princípios a efetiva abolição de trabalho infantil.

Na atualidade, a legislação trabalhista brasileira proíbe o trabalho de pessoas com menos de 16 anos de idade, a não ser na condição de aprendiz, a partir dos 14 anos (BRASIL, 2001). Entre as entidades não-governamentais, destaca-se a fundação Abrinq, que desenvolve vários projetos de combate ao trabalho infantil. Como exemplo: projeto Prefeito Amigo da Criança; projeto Adotei um Sorriso (SP); projeto Empresa Amiga da Criança; projeto Jornalista Amigo da Criança, entre outros.

Para o Ministério do Trabalho e do Emprego, as intervenções do governo em favor da erradicação do trabalho infantil no Brasil estão divididas em seis grandes frentes, quais sejam: (i) sensibilização e mobilização social; (ii) integração e sistematização de dados; (iii) promoção da articulação institucional quadripartite (governo, organizações de trabalhadores e de empregadores e organizações não-governamentais); (iv) fiscalização e denúncia contra a exploração da mão de obra infantil; (v) garantia de escola pública de qualidade; e (vi) incremento da renda. Dentre essas vertentes, o maior destaque na atualidade é para o incremento de renda. Nesse sentido, destacam-se o Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (Peti) da

Secretaria de Assistência Social/MPAS, criado em 1996 e consolidado em 2003, e o Bolsa-família, no ano de 2004.

O Peti é um programa do governo federal que tem como objetivo retirar as crianças do mercado de trabalho, possibilitar o acesso de crianças à escola e o seu bom desempenho, promover o acesso ao lazer e proporcionar apoio aos pais através da execução de projetos de geração de trabalho e renda para as famílias. O programa oferece renda às famílias que mantêm as crianças na escola, atividades de educação e cultura através do ensino integral. Também atua em conjunto com o Programa Nacional de Geração de Emprego e Renda em Áreas de Pobreza (Pronager) e Programa Nacional de Qualificação Profissional (Planfor). O primeiro gera ocupações produtivas e renda para as comunidades carentes e o segundo prioriza ações de formação e qualificação profissional nas famílias e áreas onde há registro de trabalho infantil.

No ano de 2001, o governo implementou o programa Bolsa-escola Federal, que oferecia uma complementação de renda às famílias, associada à manutenção da criança na escola. O público-alvo do programa eram as famílias com renda mensal *per capita* inferior a meio salário mínimo, com filhos ou dependentes entre 6 e 15 anos. Em 2004, houve a criação do programa Bolsa-família, um programa de transferência de renda, com condicionalidades, que reuniu em um só uma série de outros programas, entre eles o programas Bolsa-escola e o Fome Zero. Embora o Bolsa-família não tenha como objetivo direto a erradicação do trabalho infantil, a sua atuação sobre a elevação da frequência escolar e elevação do nível de renda pode gerar impactos positivos no combate àquele.

Apesar de as políticas públicas apresentarem resultados positivos na última década, em virtude do papel estrutural do trabalho infantil, devem-se priorizar não apenas políticas de distribuição de renda mas políticas de elevação do nível de renda da população como um todo, como, por exemplo, redução da taxa de desemprego e políticas efetivas de salário mínimo. Por outro lado, é necessária a melhoria da infraestrutura e redução dos custos de acesso à escola e, ainda, maior eficiência no aparato jurídico-institucional, de modo a aumentar a eficácia no cumprimento das normas legais referentes ao trabalho infantil (SILVEIRA et al., 2000).

3.3 – A Evolução do Trabalho Infantil e da Frequência Escolar no Brasil

Atualmente, o trabalho infantil tem sido visto como um impedimento ao progresso econômico, principalmente devido ao impacto negativo sobre o estoque de capital humano das crianças. A partir da década de 1990, o percentual de crianças trabalhadoras sofreu um declínio no Brasil e no mundo, resultado da intensificação das políticas de combate ao trabalho infantil em conjunto com o desenvolvimento de programas sociais de distribuição de renda com condicionalidades, que têm como objetivo retirar as crianças do mercado de trabalho e aumentar a frequência escolar.

No Brasil, durante os últimos 14 anos, os dados das PNADs apontam uma trajetória de declínio no percentual de crianças entre 10 e 14 anos que ocupam algum tipo de atividade econômica (remunerada ou não). Conforme pode ser visto na Figura 1, a seguir, em 1995, o referido percentual era cerca de 18%, passando para 7% em 2009, ou seja, uma redução considerável de 11 pontos percentuais. Em contrapartida, observa-se uma tendência de universalização do acesso ao ensino fundamental, uma vez que, em 2009, aproximadamente 98% das crianças estavam frequentando escola ou creche, crescimento de 10 p.p. em relação a 1995.

O período em análise é marcado por melhoria nas condições de vida da população como um todo. O nível de renda apresentou melhora significativa, resultado que pode ser atribuído ao crescimento econômico, estabilidade de preços e programas de transferência de renda. Segundo dados do Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas (Ipea), o índice de Gini no Brasil, que mede a desigualdade de renda, evoluiu de 0,60 para 0,54, entre os anos de 1995 e 2009.⁸ Já a renda domiciliar *per capita* passou de R\$ 579,92 para R\$ 705,72 no mesmo período. Desde o ano de 2003, o número de famílias com renda inferior a 800 reais por mês vem caindo cerca de 8% ao ano, sendo ainda mais importante entre as famílias dos estratos de renda mais baixa (HOW TO GET CHILDREN..., 2010). Considerando que a pobreza é um dos mais importantes determinantes do trabalho infantil, nações que se tornam mais ricas devem apresentar redução nos índices aferidores desse fenômeno (BASU e TZANNATOS, 2003).

⁸ O índice de Gini varia de 0 a 1. Quanto mais próximo de 1, maior a concentração de renda.

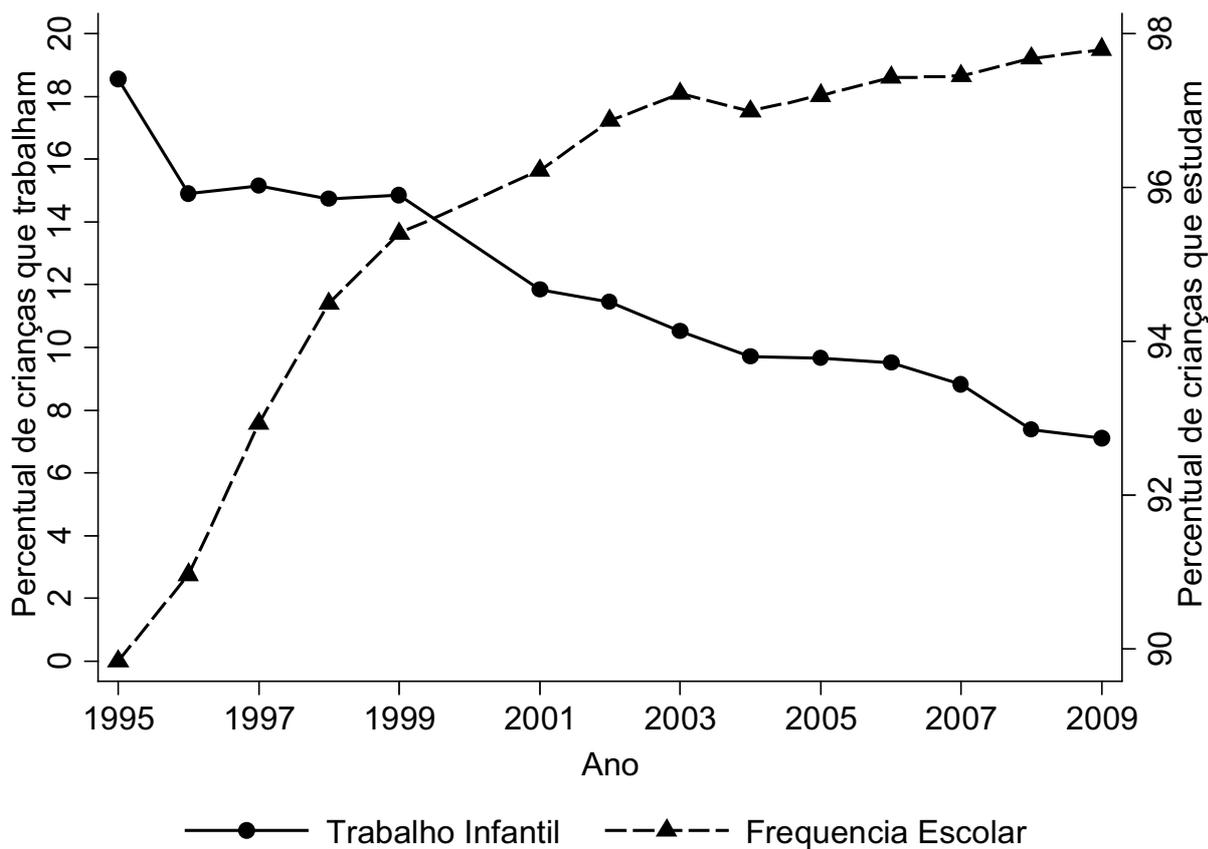


Gráfico 1 – Brasil: Evolução do Trabalho Infantil e Frequência Escolar (1995-2009) – %

Fonte: Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios (PNAD): 1995-2009.

Em conjunto com as melhoras econômicas, as políticas de combate ao trabalho infantil também apresentaram mudanças significativas, juntamente com a criação de programas de distribuição de renda. No ano de 2001, foi criado o programa Bolsa-escola, que, em 2003, incluindo outros programas do governo, passou a ser chamado de Bolsa-família. Sua principal característica é a distribuição de renda às famílias pobres, tendo como uma de suas contrapartidas a frequência escolar das crianças. Em 2010, o programa em destaque beneficiou cerca de 12,4 milhões de famílias em todo o Brasil.

Cabe ainda destacar a expansão do Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (Peti) para todo o Brasil a partir de 2003, que, além de ter fornecido renda às famílias, ofereceu oportunidade de qualificação para os pais e escola integral para as crianças.

No tocante à frequência escolar, segundo Fernandes e Portela (2003), a sua expansão está intimamente ligada à redução do trabalho infantil. Nesse contexto, a maior parte dos estudos empíricos fornece evidências sobre a eficácia do programa Bolsa-família em termos da expansão da frequência escolar (CARDOSO e PORTELA, 2004; CACCIAMALI et al., 2010; NEVES e MENEZES, 2010). Glewwe e Kassouf (2008) por exemplo, apontam que o referido programa foi responsável pelo aumento das matrículas do ensino fundamental, pela redução da taxa de abandono escolar e elevação da taxa de aprovação. Já para Santos e Portela (2007), o aumento da frequência escolar se deu pela melhora na qualidade das escolas de ensino público e no acesso a elas ao longo da década de 90, assim como, pelas mudanças no *background* familiar.

O trabalho infantil no Brasil apresenta diferentes características entre as regiões rurais e urbanas. Em áreas rurais, o fator cultural parece ser muito forte. Existe a tradição entre as famílias de os pais passarem o ofício para os filhos, principalmente na agricultura familiar. Outro fator apontado por Kassouf (2007) é a infraestrutura escolar mais fraca e a menor taxa de inovação tecnológica, que podem desencorajar a frequência escolar e promover com maior facilidade a absorção das crianças em atividades informais demandantes de baixa qualificação. Na zona urbana, o trabalho infantil funcionaria como estratégia de sobrevivência para famílias de baixa renda, ao permitir maiores oportunidades de trabalho e de remuneração.

No Gráfico 2, a seguir, é possível observar que, apesar da tendência de queda ao longo dos últimos anos, o trabalho infantil é bem mais presente nas áreas rurais do que nas urbanas. No entanto, o ritmo de queda é bem mais acentuado na zona rural, que, entre 1995 e 2009, passou de 43% para, aproximadamente, 17% das crianças entre 10 e 14 anos de idade. Ainda é possível observar que, na zona urbana, a trajetória de redução do trabalho infantil ocorreu de forma bem menos acentuada.

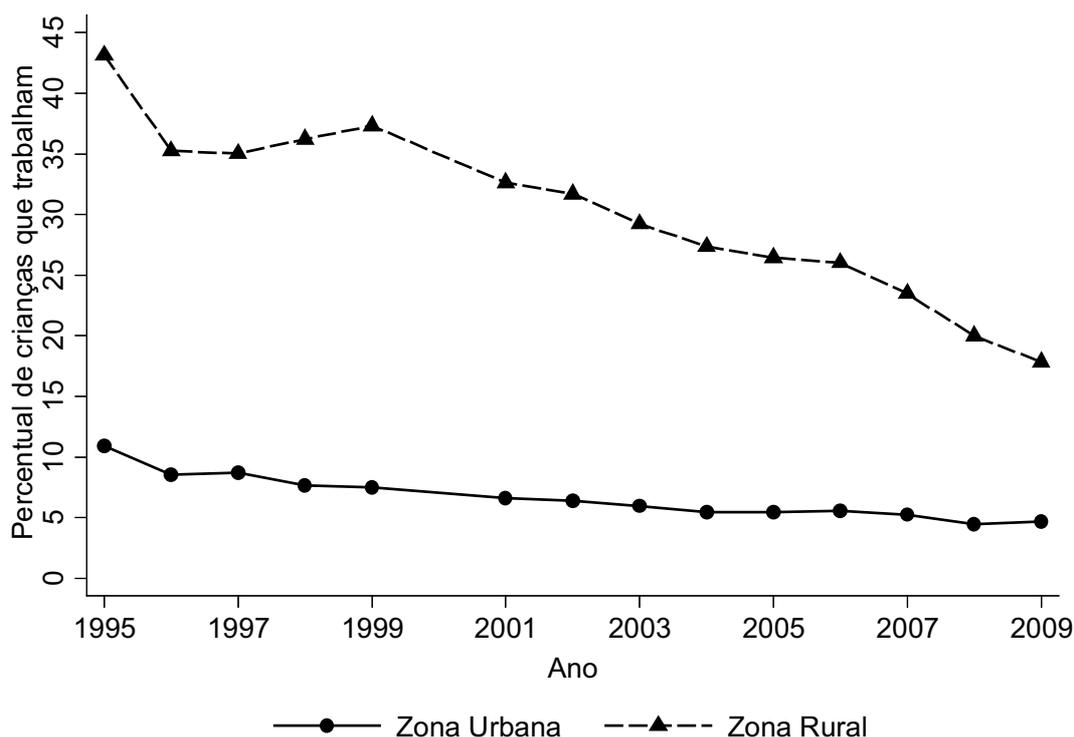


Gráfico 2 – Brasil: Evolução do Percentual de Crianças Trabalhadoras por Região Censitária (1995-2009) – %

Fonte: Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios (PNAD): 1995-2009.

Apesar de estudos internacionais mostrarem que o trabalho infantil diminui com o aumento da renda promovida por programas governamentais (EDMONDS e SCHADY, 2009), no Brasil ainda não há consenso. Segundo Cacciamali et al. (2010), o fato de ser beneficiário do Bolsa-família aumenta a probabilidade de incidência de trabalho infantil nos domicílios pobres. Esse fato estaria relacionado à própria condição de pobreza das famílias beneficiadas, que ainda necessitam da renda oriunda do trabalho infantil para garantir a sobrevivência. Cardoso e Portela (2004) apontam que programas de transferência de renda no Brasil não tiveram efeito significativo sobre o trabalho infantil, considerando que as transferências representam um incentivo financeiro pequeno para promover o abandono da fonte de renda disponibilizada por aquele instrumento. Por outro lado, o Bolsa-família teve um impacto significativo na redução da pobreza do Brasil, um dos importantes determinantes da oferta de mão de obra infantil; dessa forma, o efeito pode ser indireto.⁹

⁹ Segundo dados do Journal The Economist, em 2010, com a execução do programa Bolsa Família, muitas famílias retiraram os filhos do trabalho e inseriram nas escolas.

O impacto do programa Bolsa-família parece apresentar diferenças marcantes entre as zonas rural e urbana (CARDOSO e PORTELA, 2004). No campo, as crianças acabam trabalhando e estudando. Muitas ajudam os pais na colheita sem remuneração, o que muitas vezes, nem é considerado como trabalho infantil pela família e, com a tolerância de 15% de faltas, não perdem o benefício. Já na zona urbana, as atividades desenvolvidas pelas crianças são permanentes, na maioria das vezes no setor informal. Não obstante, na cidade, o custo de vida geralmente é maior que no campo e existem melhores oportunidades de trabalho e remuneração. Em muitos casos, o que a criança ganha trabalhando é bem maior que o benefício fornecido pelo governo; dessa forma, o custo de oportunidade de manter a criança na escola é bem maior que nas áreas rurais. Portanto, pode-se dizer que no meio urbano existem incentivos econômicos para que as crianças abandonem a escola (HOW TO GET CHILDREN..., 2010).

Além da região censitária, as diferenças estruturais no mercado de trabalho por estado e região geográfica alteram a distribuição do tempo das crianças entre estudo e trabalho. Segundo Duryea e Arends-Kuenning (2003), um mercado de trabalho com melhores níveis de remuneração e oportunidades para as crianças aumenta o custo de oportunidade de estudar, favorecendo o trabalho infantil. Para Neves e Menezes (2010), a remuneração e o grau de formalidade do mercado de trabalho afetam significativamente a oferta e a demanda por trabalho infantil. Outra questão importante é o nível e a distribuição de renda entre as regiões, fatores que atuam sobre um dos principais determinantes do trabalho infantil: a pobreza (BASU; VAN, 1998; BASU; TZANNATOS, 2003).

A Tabela 1, a seguir, apresenta uma comparação entre as taxas de frequência escolar e de trabalho infantil por estados brasileiros, considerando os dados das PNADs de 2004 e de 2009 e crianças na faixa etária de 10 a 14 anos.¹⁰ Nos dois períodos de análise, os estados com maiores proporções de crianças trabalhadoras do Brasil estão nas regiões Norte e Nordeste, fato consoante suas posições relativas de atraso econômico frente às demais regiões brasileiras. Destaca-se o Estado do Piauí, que, apesar da redução de 22,78% para 14,7% no quadro geral, passou de primeiro para segundo lugar, e o Distrito Federal que apesar do leve aumento na proporção, continua em último lugar, com 1,5%, a menor proporção de crianças trabalhadoras. As

¹⁰ Optou-se por considerar 2004 como ano base, pois foi a partir desse ano que a PNAD passou a incorporar entrevistas para os moradores da zona rural dos estados da região Norte.

mudanças mais significativas foram do Estado da Paraíba,¹¹ de 17,2% para 5,7%, passando da 5ª para a 20ª colocação; Roraima, que passou de 9% para 2,2% e que, apesar da redução de 18,7% para 14,8 em 2009, é o estado com maior percentual de trabalho infantil do Brasil.

Na literatura econômica, um dos principais determinantes do trabalho infantil é a pobreza. Dessa forma, as diferenças no nível de renda entre regiões e estados afeta a oferta de mão de obra infantil. O trabalho de Basu e Van (1998), por exemplo, aponta que, em economias mais produtivas, é possível alcançar o equilíbrio econômico sem a presença de trabalho infantil. Já Basu e Tzannatos (2003), em estudo feito para China, Índia e Tailândia, concluem que regiões com renda *per capita* menor e mal distribuída apresentaram maiores índices de trabalho infantil. A Figura 3, a seguir, mostra a correlação linear entre a proporção de crianças trabalhadoras e a renda domiciliar *per capita* por estados do Brasil, para os anos de 2004 e 2009. Conforme pode ser observado, há uma correlação negativa entre as referidas variáveis, ou seja, os estados com menor renda *per capita* também são os que apresentam maior concentração de trabalho infantil.

Mais especificamente, ainda é possível constatar, na figura em análise, que a maior parte dos estados das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste registra maiores níveis de renda e, conseqüentemente, menor proporção de crianças trabalhadoras, ao contrário do observado para as regiões Norte e Nordeste. O estado com maior renda *per capita* do Brasil, o Distrito Federal, é o que apresenta menor proporção de trabalho infantil, seguido por São Paulo e Rio de Janeiro. Os estados mais pobres como Piauí, Ceará e Maranhão, apresentam taxas elevadas de trabalho infantil.

Outro aspecto importante é o impacto do trabalho infantil sobre o ciclo intergeracional de pobreza. Segundo Ilahi et al. (2000), Emerson e Portela (2003), o trabalho infantil é um importante determinante do nível de renda na fase adulta. A Figura 4, apresenta a correlação linear entre a idade em que os adultos começaram a trabalhar e a proporção de trabalho infantil por estados brasileiros. Os dados mostram uma correlação inversa, isto é, nos estados onde a idade média de entrada dos adultos no mercado de trabalho é maior, verifica-se baixo percentual relativo de crianças trabalhadoras.

¹¹ Na Paraíba, o estudo de Madeira (2009) destaca o impacto do Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (Peti) no estado. Embora o programa apresente algumas deficiências e fragilidades, tem melhorado as condições de vida das crianças e a renda das famílias no curto prazo.

Tabela 1 – Brasil: Trabalho Infantil e Frequência Escolar por Estados – %

Unidade da Federação	2004		Unidade da Federação	2009	
	Trabalho	Frequência		Trabalho	Frequência
PI	22,8	97,0	RO	14,8	97,1
MA	19,2	95,6	PI	14,7	98,1
RO	18,7	93,7	TO	14,6	98,4
AC	17,4	93,0	CE	12,5	98,0
PB	17,2	96,3	BA	12,3	97,8
PA	16,4	94,8	AC	11,3	97,7
BA	15,4	95,2	MA	10,1	98,6
CE	14,3	96,9	RN	9,7	95,8
PE	13,6	94,9	PE	9,4	96,0
RS	13,4	97,7	AL	9,0	95,3
TO	13,3	96,9	GO	8,9	98,4
MT	13,3	95,9	MT	8,9	97,5
SC	13,0	98,3	SC	8,8	97,7
AL	12,2	95,1	PA	8,4	96,5
PR	11,4	96,7	MG	8,1	97,7
ES	10,0	97,2	RS	6,7	98,5
AM	9,1	94,3	SE	6,5	97,3
RN	9,1	96,6	PR	6,4	96,8
RR	9,0	97,9	AM	6,1	96,3
GO	8,5	96,9	PB	5,7	97,9
MS	8,3	97,3	ES	5,4	97,5
MG	7,7	97,2	MS	5,2	97,7
SE	6,9	96,4	AP	3,6	97,2
SP	3,1	98,1	SP	2,6	98,1
AP	3,0	97,3	RR	2,2	98,7
RJ	1,8	98,0	RJ	1,6	98,7
DF	0,8	98,1	DF	1,5	98,5

Fonte: Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios (PNAD): 2004 e 2009.

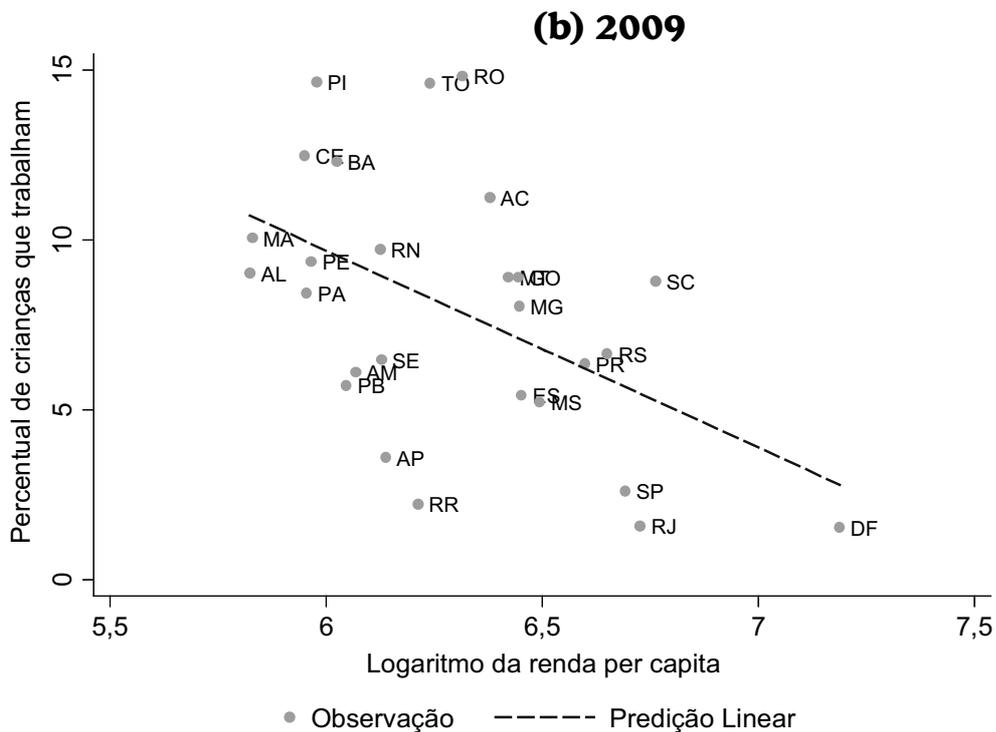
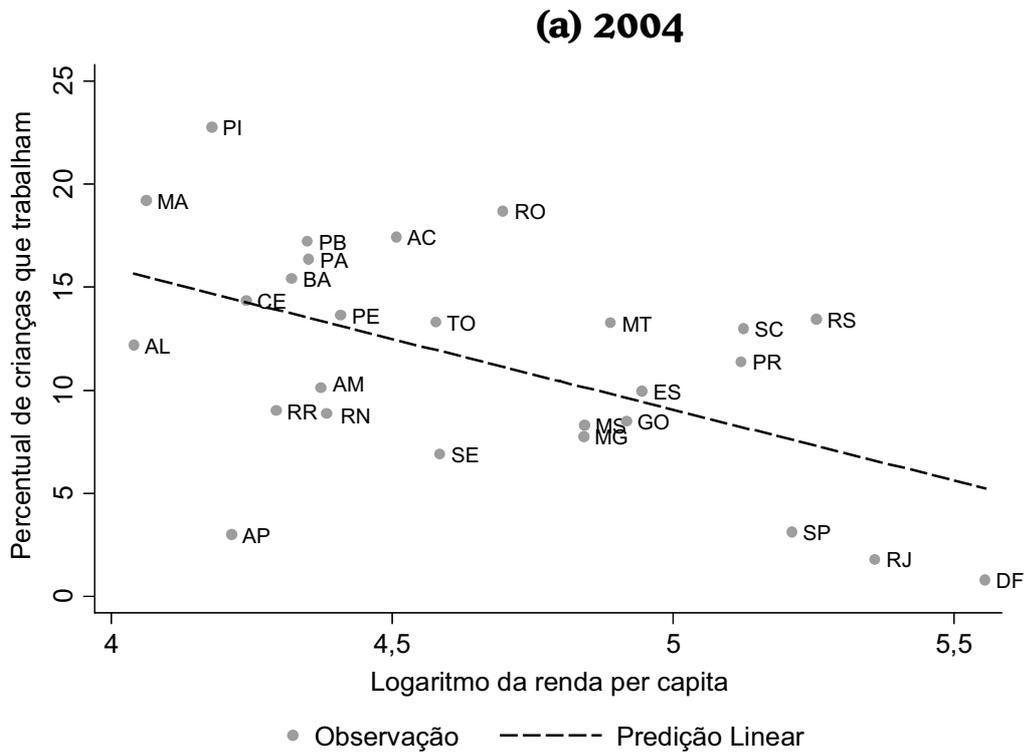


Gráfico 3 – Brasil: Correlação entre Proporção de Crianças Trabalhadoras e Renda Domiciliar Per Capita por Estados

Fonte: Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios (PNAD): 2004 e 2009.

Dessa forma, as evidências apresentadas na figura em foco sugerem que a inserção precoce no mercado de trabalho pode ter um impacto negativo sobre o acúmulo de capital humano, o que resulta em menor nível de renda na fase adulta. Considerando que um dos principais determinantes do trabalho infantil é a pobreza, pais com baixo nível de renda tendem a colocar seus filhos para trabalhar, gerando um ciclo intergeracional de pobreza.

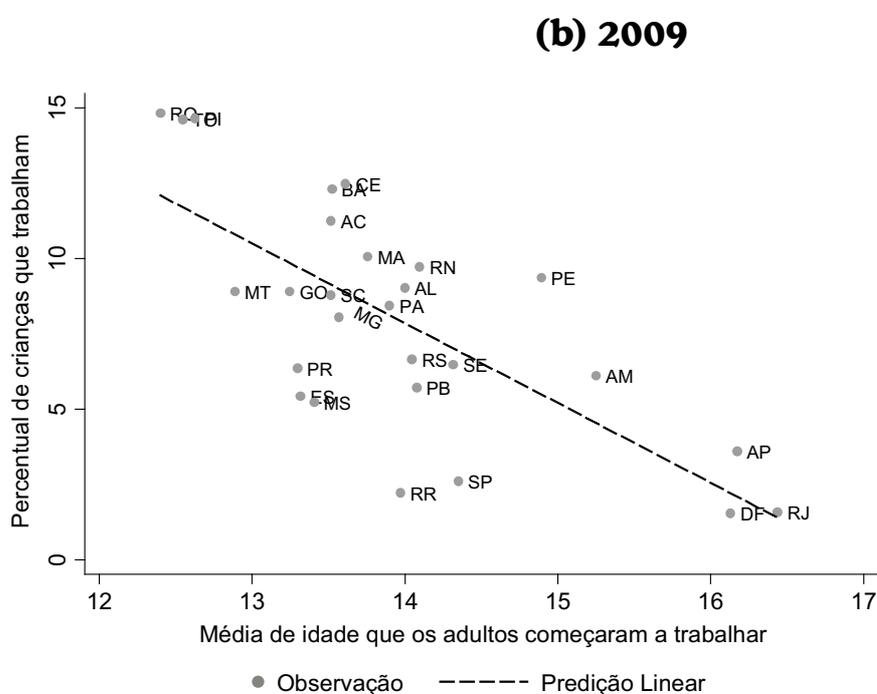
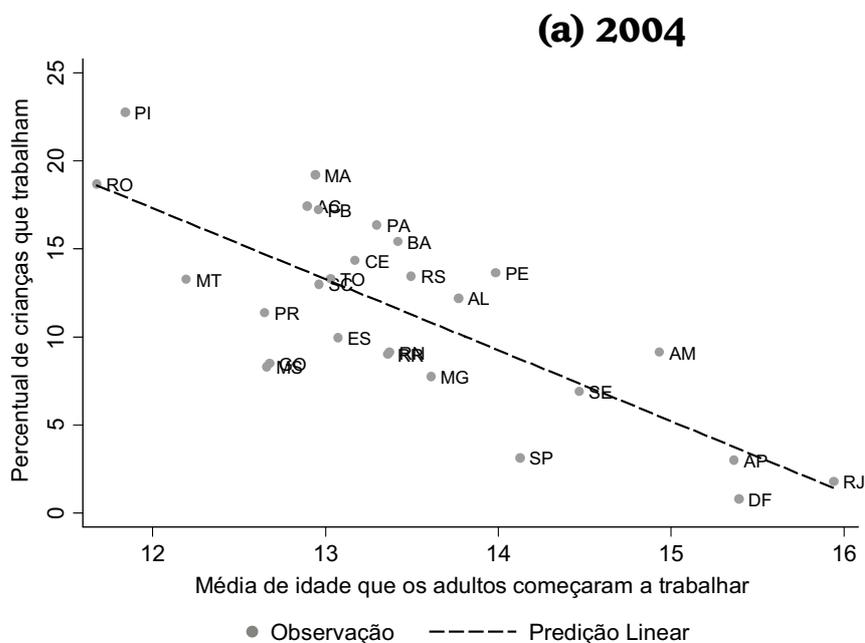


Gráfico 4 – Brasil: Correlação entre Idade em que os Pais Começaram a Trabalhar e Proporção de Crianças Trabalhadoras por Estados

Fonte: Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios (PNAD): 2004 e 2009.

3.4 – Considerações Finais

Nos últimos anos, o Brasil vem seguindo uma tendência de declínio do trabalho infantil e de aumento da frequência escolar. O país vem investindo intensamente no combate ao trabalho infantil através de leis, ações sociais e programas de distribuição de renda com condicionalidades, sendo esse último eixo o de maior destaque. Embora alguns estudos apontem que, no Brasil, os programas de transferência de renda não têm efeito significativo sobre o trabalho infantil, há um consenso no que diz respeito ao impacto significativo do programa Bolsa-família na redução da pobreza. Nesse sentido, alguns efeitos indiretos são refletidos na drástica redução do trabalho infantil e quase universalização da frequência escolar ao ensino fundamental nos últimos anos.

Outro fator importante é a dinâmica diferenciada do trabalho infantil entre as zonas rural e urbana do Brasil. O custo de oportunidade de manter uma criança fora do mercado de trabalho parece ser bem maior em áreas urbanas, onde o trabalho pode funcionar como estratégia econômica de sobrevivência para famílias de baixa renda, ao permitirem maiores oportunidades de trabalho e de remuneração em comparação às áreas rurais.

Por fim, os dados mais recentes das PNADs explorados nesse capítulo permitiram observar que os estados da região Norte e Nordeste são os que apresentam as maiores proporções de trabalho infantil, enfatizando uma relação indireta do trabalho infantil com a riqueza (pobreza) dos estados. Ademais, no Brasil, os dados sugerem uma relação de persistência intergeracional do trabalho infantil. Considerando a relação do trabalho infantil com a renda, torna-se importante avaliar o impacto de variáveis que afetam o nível de rendimento das famílias sobre a alocação do tempo das crianças, a exemplo das características produtivas dos pais, em especial a condição de migração, que pode trazer em si capital humano diferenciado por região de origem. Esses aspectos serão tratados nos capítulos seguintes.

Capítulo 4

MIGRAÇÃO FAMILIAR INTERSETORIAL, TRABALHO INFANTIL E FREQUÊNCIA ESCOLAR

4.1 – Introdução

As famílias geralmente decidem migrar em busca de melhores condições de vida; no entanto, trata-se de uma estratégia que envolve risco. Seu sucesso está relacionado, por um lado, às características produtivas observadas (idade, escolaridade, habilidades de trabalho acumulado, entre outros) e não-observadas (espírito empreendedor, coragem etc.) e, por outro, às estruturas diferenciadas dos mercados de trabalho (DA VANZO, 1978; GREENWOOD, 1985; TERVO, 1997).

A migração familiar entra no contexto do trabalho infantil como um possível fator determinante da oferta de mão de obra, considerando seus rebatimentos na estrutura e o nível de renda da família. A depender do resultado da migração sobre os rendimentos da família, os pais podem decidir distribuir os custos entre cônjuges e filhos, no caso destes últimos, inserindo-os precocemente no mercado de trabalho. Não obstante, o trabalho infantil, ao reduzir a capacidade de concentração das crianças, tem efeitos sobre a frequência escolar e, em alguns casos, ainda pode levar à evasão.

Quando se consideram as diferenças regionais, ampliadas pela dicotomia entre o meios rural e urbano no Brasil, é de esperar que a migração intersetorial (rural-urbana, urbana-urbana) tenha impacto considerável na adaptação/empregabilidade dos pais e na renda familiar. O estoque de capital humano acumulado pelos pais migrantes pode ser bastante heterogêneo, dado o setor de procedência. No Brasil, ainda não há evidências

sobre o impacto da migração familiar intersetorial na frequência escolar e/ou no trabalho das crianças.

Desse modo, o objetivo deste capítulo é fazer uma investigação acerca do perfil da alocação do tempo das crianças de 10 a 14 anos entre trabalho e escola, no Brasil urbano, a partir dos dados do Censo Demográfico de 2000.¹² Inicialmente, procura-se identificar como a distribuição do tempo dos filhos varia de acordo com a condição de migração dos pais. Vale ressaltar que o trabalho infantil, no meio urbano, está mais associado às características econômicas que no meio rural e, ainda, que as diferenças entre pais nativos urbanos, migrantes de rota rural-urbana e migrantes de rota urbana-urbana podem ser decisivas para a alocação do tempo dos filhos no contexto do espaço urbano. Posteriormente, o capítulo apresenta uma análise do diferencial de salários entre pais migrantes e não-migrantes, procurando identificar a importância dos atributos produtivos observados e não-observados na formação dos rendimentos. A ideia implícita nessa análise é de que as características dos pais, em última instância, determinaria a entrada dos filhos no mercado de trabalho, dado seu peso na renda familiar.

4.2 – Condição de Migração e Alocação do Tempo das Crianças

De acordo com os dados do Censo Demográfico elaborado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) no ano 2000, 38,6% dos residentes no Brasil eram de migrantes. Os recém-migrantes, isto é, aqueles que residiam em outro município que não o atual, há cerca de cinco anos que antecedem a pesquisa, totalizavam o equivalente a 15,5 milhões de pessoas, aproximadamente 9% da população brasileira. Do total de migrantes, 10,8 milhões migraram entre áreas urbanas e 2 milhões saíram de áreas rurais para urbanas (OLIVEIRA et al., 2007). Portanto, não se pode negligenciar a importância do fenômeno da migração e de seus prováveis efeitos sobre os

12 Apesar da defasagem dos dados, para o fim deste estudo, o Censo é a base de dados mais adequada, uma vez que possibilita a identificação do migrante intersetorial (rural-urbano, urbano-urbano), o que outras pesquisas mais recentes, como, por exemplo, a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), não permite.

diferentes setores do mercado de trabalho e estrutura de renda das famílias no Brasil.

Conforme já mencionado na introdução, a análise a seguir será restrita aos dados do Censo de 2000 para o Brasil urbano. Já no tocante à condição de migração, foram consideradas três categorias: (i) o migrante rural-urbano – indivíduo que, na data da entrevista, residia no meio urbano de um município e que, há cinco anos, morava no meio rural de outro município; (ii) o migrante urbano-urbano – pessoa que na data da entrevista tinha domicílio fixo no meio urbano de um município e que, há cinco anos, estava no meio urbano de outro município; e, por último, (iii) nativo-urbano – indivíduo que nasceu e sempre morou na cidade onde foi entrevistado. Ainda vale destacar que foram considerados apenas filhos (crianças) com idade entre 10 e 14 anos, prática bastante comum dos estudos empíricos sobre a temática (FERREIRA e CACCIAMALI, 2007; EDMONDS, 2007; EMERSON e PORTELA, 2003).

A Tabela 2, a seguir, apresenta a alocação do tempo das crianças considerando a condição de migração do chefe de família. Os dados mostram que os filhos de nativos são os que mais frequentam a escola e menos se dedicam ao trabalho. As diferenças de alocação por sexo são marcantes: as meninas se dedicam mais aos estudos, assim como, trabalham menos que os meninos. É sabido que os pais estão mais propensos a colocar os filhos homens no mercado de trabalho por tratar-se de atividades não-qualificadas e que quase sempre envolvem força física e até riscos à criança. Cabe ressaltar, também, que é mais comum que as meninas exerçam atividades domésticas, ajudando a mãe nos afazeres da casa ou cuidando dos irmãos, que, culturalmente, não é considerado pelos pais como trabalho infantil. Nesse sentido, pode ser respaldada a menor participação das meninas no mercado de trabalho.

Tabela 2 – Brasil Urbano: Alocação do Tempo da Criança por Sexo e Condição de Migração do Responsável pela Família – %

	Nativo urbano		Migrante urbano-urbano		Migrante rural-urbano	
	Menino	Menina	Menino	Menina	Menino	Menina
Ociosidade	3,5	2,9	3,8	3,5	6,2	6,8
Só trabalha	0,6	0,3	0,7	0,3	1,8	0,8
Só estuda	91,7	94,6	91,5	93,9	84,5	87,9
Estuda e trabalha	4,1	2,3	4,1	2,4	7,6	4,6
Total	100	100	100	100	100	100

Fonte: elaboração própria a partir dos microdados de Censo Demográfico de 2000.

Os filhos de migrantes rural-urbanos estão em uma situação relativamente desvantajosa, pois, independente do sexo, apresentam, por um lado, as maiores taxas de ociosidade (não trabalham e nem estudam) e, por outro, percentual considerável entre os que trabalham e estudam. A alta taxa de ociosidade pode estar relacionada aos problemas de adaptação e/ou acesso a escola, dadas as diferenças estruturais de ensino/aprendizado presentes entre os meios rural e urbano. Já a elevada proporção dos que trabalham e frequentam a escola, possivelmente, é condicionada à inserção dos pais migrantes rural-urbanos no mercado de trabalho, característica que será mais bem explorada adiante.

Segundo Bezerra (2006), crianças que se dedicam exclusivamente aos estudos têm desempenho escolar melhor em comparação às que trabalham. Ainda destaca que as crianças que estudam e trabalham fora do domicílio têm seu desempenho agravado em relação às que trabalham no domicílio. A Tabela 3, a seguir, aponta que, independente da condição de migração dos pais e do sexo das crianças, aquelas que trabalham são as que apresentam maior atraso escolar, ou seja, crianças que estavam frequentando uma série não-compatível com a idade média.¹³

¹³ A variável “atraso escolar” foi criada da seguinte forma: idade da criança – 6 – série que frequentava na data do Censo. Quando seu resultado é igual a 1, indica que a criança está frequentando uma série abaixo do padrão para sua idade. Valores negativos podem ocorrer se a criança iniciou seus estudos antes dos 6 anos de idade e, portanto, estas são consideradas como “avanço escolar” em relação à média. No Brasil, contudo, a idade média com que as crianças entram no ensino fundamental é de 6 anos. Ainda segundo a Lei de Diretrizes e Bases da Educação Nacional, até os 6 anos de idade, a criança deve estar em uma fase chamada de pré-escola.

Tabela 3 – Brasil Urbano: Proporção de Crianças com Atraso Escolar por Sexo e Segundo a Condição de Migração do Chefe de Família – %

Condição de migração do responsável	Trabalha		Não Trabalha	
	Menino	Menina	Menino	Menina
Nativo urbano	70,7	60,5	53,8	45,8
Migrante urbano-urbano	68,2	58,6	51,6	44,5
Migrante rural-urbano	83,3	74,8	73,7	66,9
Total	71,1	61,1	54,0	46,3

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados de Censo Demográfico de 2000.

Ainda é possível observar que os meninos apresentam maior atraso escolar que as meninas, a despeito de sua participação no mercado de trabalho. No entanto, a situação mais desfavorável é a dos filhos de migrante rural-urbano. Percebe-se que 83,3% dos meninos e 74,8% das meninas que estavam inseridos no mercado de trabalho registraram situação de atraso escolar.

O trabalho infantil ainda pode provocar evasão escolar, ou seja, o abandono dos estudos de forma temporária ou permanente, situação considerada mais grave que o atraso escolar em termos de possibilidades de progresso econômico. A Tabela 4, abaixo, registra a proporção de crianças que abandonaram a escola,¹⁴ por sexo e segundo a condição de migração do responsável pela família.

Tabela 4 – Brasil Urbano: Proporção de Crianças que Abandonaram a Escola por Sexo e Segundo a Condição de Migração do Responsável pela Família – %

Condição de migração do responsável	Menino		Menina	
	Trabalha	Não Trabalha	Trabalha	Não Trabalha
Nativo urbano	12,1	2,6	10,3	2,2
Migrante urbano-urbano	13,6	3,2	12,1	3,0
Migrante rural-urbano	16,3	5,3	13,7	5,7
Total	12,6	2,8	10,8	2,5

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados de Censo Demográfico de 2000.

¹⁴ As crianças que abandonaram a escola são aquelas que já estudaram, mas, no momento da pesquisa, não estavam estudando.

Os dados revelam que o trabalho infantil está associado a uma maior taxa de abandono escolar, uma vez que as crianças que não trabalhavam na data do Censo apresentaram uma taxa de abandono de menos da metade daquelas inseridas no mercado de trabalho. Também pode ser constatada a maior frequência de abandono para os meninos, não obstante a condição de trabalho.

As maiores taxas de abandono escolar estão entre os filhos de chefes migrantes rural-urbanos, independente do sexo e da condição de trabalho. Cabe ressaltar que, entre os meninos, a proporção de abandono é cerca de três vezes maior para os que trabalham e, para as meninas, a diferença ainda é mais significativa, isto é, a taxa é de 10,8% entre as que trabalham e 2,5% na outra categoria.

A Tabela 5, abaixo, aponta a proporção de crianças que nunca estudaram, por participação no mercado de trabalho, sexo e segundo a condição de migração do responsável pela família. É possível observar que, entre as que nunca estudaram, os meninos ganham destaque, não obstante a condição de trabalho e de migração do chefe. No tocante ao trabalho infantil, o efeito é maior sobre os meninos, destacando-se que, entre as meninas, a proporção é de 0,7, trabalhando ou não.

Tabela 5 – Brasil Urbano: Proporção de Crianças que Nunca Estudaram por Participação no Mercado de Trabalho, Sexo e Segundo a Condição de Migração do Chefe de Família – %

Condição de migração do responsável	Trabalha		Não Trabalha	
	Menino	Menina	Menino	Menina
Nativo urbano	1,4	0,8	1,1	0,7
Migrante urbano-urbano	1,2	0,5	0,7	0,5
Migrante rural-urbano	2,6	1,1	1,6	1,5
Total	1,5	0,7	1,1	0,7

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados de Censo Demográfico de 2000.

As maiores proporções de crianças que nunca estudaram são registradas nas famílias com chefe migrante rural-urbano. Já no caso de chefe urbano-urbano, a proporção é menor, inclusive em relação aos filhos de famílias com chefe nativo. Entre os meninos, a proporção dos que nunca frequentaram a escola é maior para os que trabalham e,

no caso das meninas, esse resultado aparece apenas nas famílias com chefe nativo urbano.

A Tabela 6, a seguir, apresenta a distribuição do trabalho infantil por setor de atividade, sexo e condição de migração do responsável pela família. No tocante aos postos de trabalho no meio urbano brasileiro, os dados da tabela em foco mostram que a maior concentração do trabalho infantil está no setor de serviços, principalmente para as meninas. Em seguida, destacam-se a agricultura, sobretudo para os filhos de migrantes rural-urbanos, e a indústria, para filhos de migrantes urbano-urbanos e nativos urbanos.

O maior percentual de trabalho infantil no setor agrícola registrado para os filhos de migrantes rural-urbanos pode estar relacionado à experiência adquirida no meio rural. Já os filhos de migrantes urbano-urbanos, por outro lado, estão mais inseridos no setor de serviços, com percentuais superiores aos observados para os filhos de nativos urbanos.

Tabela 6 – Brasil Urbano: Trabalho Infantil Por Condição de Migração do Responsável, Sexo da Criança e Segundo o Setor de Atividade – %

Setor de atividade	Nativo urbano		Migrante urbano-urbano		Migrante rural-urbano	
	Menino	Menina	Menino	Menina	Menino	Menina
Agricultura	24,2	9,1	14,7	6,6	39,6	14,0
Indústria	18,1	11,4	21,0	11,9	16,4	10,6
Serviços	53,3	71,8	59,9	75,5	40,6	69,3
Adm. Pública	2,6	3,0	2,5	2,7	2,7	2,7
Social	1,8	4,7	2,0	3,4	0,8	3,3
Total	100	100	100	100	100	100

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados de Censo Demográfico de 2000.

Na Tabela 7, abaixo, apresenta-se o trabalho infantil de acordo com a condição de ocupação e de migração do responsável pela família. A maior concentração de trabalho infantil está em atividades sem carteira de trabalho assinada, como já era esperado, visto que, no Brasil, o trabalho infantil para menores de 16 anos é proibido por lei. Entre as meninas, a atividade mais frequente é o trabalho doméstico sem carteira assinada

e, entre os meninos, destaca-se a ocupação de empregado sem carteira assinada, seguido de ajuda no domicílio sem remuneração.

Tabela 7 – Trabalho Infantil por Condição de Ocupação de Acordo com a Condição de Migração do Responsável pela Família – Em %

Ocupação	Nativo urbano		Migrante urbano-urbano		Migrante rural-urbano	
	Menino	Menina	Menino	Menina	Menino	Menina
Trab. Doméstico ¹	0,0	0,2	0,0	0,2	0,0	0,0
Trab. Doméstico ²	1,1	34,3	1,2	33,9	1,3	48,3
Empregado ¹	1,7	1,4	1,6	1,1	1,2	0,9
Empregado ²	49,9	30,7	51,8	32,4	46,9	27,7
Empregador	0,1	0,1	0,1	0,2	0,0	0,0
Conta-própria	14,1	9,8	14,8	9,1	12,4	7,0
Estagiário ³	6,0	3,5	7,0	3,4	4,1	1,4
Ajuda no domicílio ³	21,8	17,0	19,6	17,5	27,2	11,4
Próprio consumo	3,7	1,6	2,1	1,0	5,3	2,6
Funcionário público	1,7	1,6	1,8	1,2	1,7	0,8
Total	100	100	100	100	100	100

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados de Censo Demográfico de 2000.

Notas: ¹Carteira de trabalho assinada; ²Sem carteira de trabalho assinada; ³Trabalho sem remuneração.

As meninas provenientes do meio rural têm mais acesso ao emprego doméstico informal: cerca de 48,3% daquelas que trabalham. Aquelas provenientes do meio urbano, com pais migrantes ou nativos, estão concentradas no trabalho doméstico e no emprego fora do domicílio, ambos no setor informal: pouco mais de 30% em cada ocupação. Entre os meninos, 46,9% dos filhos de migrantes rural-urbanos e 51,8% dos filhos de migrantes urbano-urbanos estão empregados fora do domicílio, mas também no setor informal da economia.

4.3 – Características dos Pais e Trabalho Infantil

O trabalho infantil é um fenômeno social complexo que envolve uma série de fatores culturais, sociais e familiares. De forma geral, as crianças não exercem influência na determinação da alocação de seu

tempo entre trabalho, estudo e lazer; essa decisão é tomada pelos pais. Na literatura especializada, destacam-se alguns importantes fatores determinantes do trabalho infantil relacionados às características da família, tais como: renda domiciliar, educação dos pais, tamanho da família, número de filhos em idade escolar e sexo do chefe da família (KASSOUF, 2005; KASSOUF, 2007; FERREIRA BATISTA e CACCIA-MALI, 2007). Nesta seção, serão apresentadas diferenças de estrutura familiar e características dos pais de acordo com a condição de migração do responsável pela família.

Na Tabela 8, a seguir, têm-se as características médias dos pais segundo a condição de migração do chefe da família. Vale ressaltar que essas são algumas das principais características que influenciam o rendimento da família e a alocação do tempo das crianças entre trabalho e estudo pelos pais. Os dados apontam que os pais e mães mais escolarizados têm um nível de salário/hora e renda domiciliar *per capita* maior.

No tocante à condição de migração, os migrantes urbano-urbanos apresentam os maiores salários e renda *per capita*, não obstante o gênero. As famílias em melhor situação, em relação à renda, são aquelas onde o pai é o chefe da família e migrante urbano-urbano, com salário/hora de R\$24,90 e renda domiciliar *per capita* de R\$ 302,00. Por outro lado, as famílias chefiadas pela mãe migrante rural-urbana, com salário/hora de R\$ 7,1 e renda domiciliar *per capita* de R\$ 94,2, encontram-se em situação mais desfavorável.

Ainda é possível observar que os anos de estudo dos pais têm relação direta com os rendimentos, ou seja, os dados mostram que, quanto menor a escolaridade (anos de estudo completos), menor o salário e/ou renda domiciliar dos indivíduos. No estudo de Kassouf (1999) para o Brasil, por exemplo, há evidências de que a maior escolaridade dos pais implica baixa probabilidade de as crianças trabalharem. Nesse sentido, os dados da Tabela 8 apontam que os pais migrantes rural-urbanos são os que apresentam menor instrução (metade de anos de estudo das demais categorias) e, conseqüentemente, rendimentos inferiores às demais categorias em análise.

Tabela 8 – Brasil Urbano: Características dos Pais segundo a Posição Familiar e Condição de Migração (Médias)

	Idade	Anos de estudo	Número de filhos	Salário / hora R\$	Renda domiciliar per capita R\$
Responsável					
Mãe					
Nativo urbano	39,6	6,1	3,7	13,6	182,0
Migrante urbano-urbano	38,6	6,4	3,5	14,0	210,5
Migrante rural-urbano	40,1	3,4	4,9	7,1	94,2
Pai					
Nativo urbano	41,4	6,2	3,4	19,9	249,4
Migrante urbano-urbano	40,7	6,7	3,2	24,9	302,0
Migrante rural-urbano	41,9	3,1	4,5	9,8	117,9
Cônjuge					
Mãe					
Nativo urbano	37,7	6,4	3,4	14,8	254,6
Migrante urbano-urbano	36,6	6,6	3,2	15,8	301,8
Migrante rural-urbano	37,2	3,4	4,5	6,7	114,3
Pai					
Nativo urbano	39,4	5,6	3,7	14,1	213,7
Migrante urbano-urbano	38,6	6,0	3,4	18,0	270,6
Migrante rural-urbano	38,8	3,5	4,5	10,6	139,7

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados de Censo Demográfico de 2000.

Os chefes e cônjuges do sexo feminino são mais novos, em média, que os do sexo masculino na mesma condição. Já os responsáveis pela família são mais velhos que os cônjuges, não obstante o sexo. Quanto à condição de migração, pais e mães migrantes urbano-urbanos são mais jovens em média. Esse fato pode ter impacto positivo sobre o nível de rendimentos desses migrantes, uma vez que os mais jovens podem aproveitar melhor o retorno pelo investimento em capital humano tanto por serem mais flexíveis e adaptáveis a novos mercados e oportunidades de trabalho quanto por serem mais produtivos.

Outra característica importante a ser analisada na Tabela 8 é o número de filhos. As famílias chefiadas por mulheres registram as maiores

médias de filhos, sobretudo, se a mãe for migrante rural-urbano. Da Van-
 zo (1972) por exemplo, sugere que, quanto mais numerosa for à família,
 combinado com uma renda *per capita* baixa, maior a probabilidade de
 os filhos se acharem no mercado de trabalho. No Brasil, diversos estudos
 destacam a relação entre o tamanho da família e a oferta de trabalho das
 crianças. Existem evidências de que famílias com baixos níveis de ren-
 da e maior tamanho têm maior probabilidade de inserir as crianças no
 mercado de trabalho (KASSOUF, 1999; BARROS e MENDONÇA, 1990;
 AZÊVEDO et al., 2000).

A Tabela 9, a seguir, apresenta a distribuição das famílias brasileiras
 no meio urbano segundo a condição de migração do responsável, por
 gênero e estrutura familiar, isto é, por família monoparental (composta
 apenas pelo chefe) e biparental (formada pelo responsável e cônjuge).

**Tabela 9 – Brasil Urbano: Distribuição das Famílias segundo a
 Condição de Migração do Chefe de Família, por Estrutura Fami-
 liar e Gênero**

Família	Monoparental			Biparental		
	Mãe	Pai	Total	Mãe	Pai	Total
Nativo urbano	77.941	7.161	85.102	25.063	375.170	400.233
	91,6%	8,4%	100%	6,3%	93,7%	100%
Migrante urbano-urbano	16.813	1.476	18.289	4.796	79.335	84.131
	91,9%	8,1%	100%	5,7%	94,3%	100%
Migrante rural-urbano	2.978	362	3.340	876	19.049	19.925
	89,2%	10,8%	100%	4,4%	95,6%	100%
Total	97.732	8.999	106.731	30.735	473.554	504.289
	91,6%	8,4%	100%	6,1%	93,9%	100%

Fonte: Eaboração própria a partir dos microdados de Censo Demográfico de 2000.

No caso das famílias monoparentais, 91,6% têm a mãe como chefe da
 família e apenas 8,4%, a presença do pai. Nesse sentido, considerando a
 condição de migração, cabe observar que, entre as famílias monoparen-
 tais, aquelas formadas por migrantes urbano-urbanos apresentam maior
 presença de mães na chefia (91,9%). Já nas famílias monoparentais do tipo
 migrante rural-urbano, destaca-se a maior frequência de pais na chefia
 (10,8%), quando comparadas às demais categorias de migração.

Entre as famílias biparentais, 93,9% são chefiados pelo pai e apenas 6,1% pela mãe. A maior presença dos pais na condição de responsável é marcante nas famílias do tipo migrante rural-urbano, enquanto as mães chefiam com maior frequência nas famílias nativas.

Em linhas gerais, os dados da tabela em foco permitem traçar o perfil típico das famílias do Brasil urbano em duas categorias: (i) famílias biparentais chefiadas pelo pai e (ii) famílias monoparentais sob responsabilidade da mãe.

A Tabela 10, a seguir, mostra a alocação do tempo das crianças por estrutura familiar e condição de migração do chefe da família. Os resultados apontam que as famílias monoparentais são mais desfavoráveis para as crianças. Observa-se, por um lado, uma maior proporção de crianças na ociosidade, só trabalhando ou trabalhando e estudando e, por outro, menor proporção de filhos apenas estudando, em relação às famílias biparentais.

Tabela 10 – Brasil Urbano: Alocação do Tempo da Criança segundo a Estrutura Familiar e por Condição de Migração do Responsável pela Família – %

	Menino			Menina		
	Nativo urbano	Migrante urbano-urbano	Migrante rural-urbano	Nativo urbano	Migrante urbano-urbano	Migrante rural-urbano
Biparentais						
Ociosidade	2,7	3,2	6,0	4,0	4,6	7,3
Só trabalha	0,4	0,4	1,2	0,6	0,7	0,9
Só estuda	93,8	93,4	86,7	92,2	91,0	86,4
Estuda e trabalha	3,1	3,0	6,1	3,3	3,7	5,5
Monoparentais						
Ociosidade	7,5	6,1	11,8	4,9	5,0	8,4
Só trabalha	1,1	0,8	1,7	0,7	0,9	1,6
Só estuda	87,5	88,6	79,7	90,8	90,2	83,6
Estuda e trabalha	3,9	4,5	6,8	3,7	4,0	6,4
Total	100	100	100	100	100	100

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados de Censo Demográfico de 2000.

Avaliando a condição de migração entre os núcleos biparentais, as crianças menos favorecidas são filhos de migrantes rural-urbanos. Destaca-se a taxa de ociosidade, que é maior que a proporção de crianças que só trabalham ou que estudam e trabalham. A alta taxa de ociosidade dos filhos de migrantes rural-urbanos pode estar relacionada às diferenças de mercado de trabalho e do sistema de ensino entre os meios rural e urbano, de modo que as crianças sofrem dificuldades de adaptação à escola urbana, bem como às oportunidades no mercado de trabalho infantil. Outra explicação pode ser o trabalho doméstico não-declarado; muitas dessas crianças podem estar trabalhando em casa ajudando os pais ou cuidando de seus irmãos mais novos, dada a maior média de filhos do casal migrante rural-urbano (ver Tabela 8). A situação é ainda pior nas famílias monoparentais, dado que o percentual de crianças que trabalham e estudam ou estão ociosas é maior que as biparentais, independente da condição de migração. Cabe ainda ressaltar que, mesmo nos núcleos monoparentais, as meninas frequentam mais a escola que os meninos.

De forma geral, os dados sugerem que as crianças em pior situação são as inseridas em famílias monoparentais, sendo o responsável pela família migrante rural-urbano.

4.4 – Diferencial de Rendimentos e Autosseleção entre Pais Migrantes e Nativos

Uma série de estudos empíricos aponta para a existência de diferenças de rendimento entre trabalhadores migrantes e não-migrantes e, em linhas gerais, considera-se que essa discrepância é provocada pela presença de atributos produtivos observáveis (idade, escolaridade) e não-observáveis (motivação, menor aversão ao risco) favoráveis aos migrantes (CHISWICK, 1999; SANTOS JÚNIOR et al., 2005; RAMALHO e SILVEIRA NETO, 2007). Com o objetivo de verificar se os pais migrantes rural-urbanos e urbano-urbanos são positivamente ou negativamente selecionados em seus atributos em relação aos nativos urbanos, tornou-se importante comparar as diferenças de rendimentos considerando separadamente a parcela devida a atributos observáveis e não-observáveis. Note-se que essa investigação é relevante, pois a autosseleção dos pais em atributos não-observados pode ter peso considerável na formação dos rendimentos e, por conseguinte, afetar a alocação do tempo de seus filhos entre escola e trabalho.

4.4.1 – Estratégia empírica

Com o intuito de identificar os principais determinantes dos salários de pais e mães chefes de família, adotou-se o seguinte modelo de regressão linear minceriana:

$$\ln W_i = \alpha + \beta X_i + \varepsilon_i \quad (28)$$

Onde $\ln W_i$ é o logaritmo da renda do trabalho principal por horas semanais trabalhadas (salário-hora) do indivíduo i ; X_i é um vetor de variáveis explicativas que inclui características individuais, dos postos de trabalho e da localização geográfica; α é uma constante; β um vetor de parâmetros; e ε_i um termo de erro probabilístico.

A estimativa da equação (28) por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) considerando apenas trabalhadores com rendimentos positivos pode produzir parâmetros tendenciosos devido à não-aleatoriedade da amostra (viés de seleção amostral) (LEE, 1978; MADDALA, 1983). Ao se excluirmos os trabalhadores desocupados, a estimativa da equação de rendimentos não considera a probabilidade de cada trabalhador ser selecionado como ocupado ou desocupado, características que podem estar relacionadas aos atributos produtivos não-observados. Diante desse problema, optou-se pela utilização do procedimento proposto por Heckman (1979) que permite a estimação de (28) corrigindo o problema do viés de seleção da amostra.¹⁵

O método de Heckman (1979) consiste na utilização de um modelo de seleção que considera a correlação entre algumas variáveis determinantes da posição do indivíduo na amostra e dos rendimentos. Para tanto, considere uma equação de seleção amostral (*probit*) que determina a probabilidade de ocupação dos indivíduos:

$$Y_i^* = \theta Z_i + u_i \quad \therefore \quad Y_i = \begin{cases} 1 & \Leftrightarrow Y_i^* > 0 \\ 0 & \Leftrightarrow Y_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (29)$$

¹⁵ Cabe ressaltar aqui que a não-aleatoriedade da amostra pode ser estabelecida pela condição de migração dos pais e não apenas pela condição de ocupação no mercado de trabalho. Assim, poderia haver um duplo viés de seleção. Nessas circunstâncias, uma metodologia apropriada para se obterem estimativas corrigidas seria a utilização do método de Tunalí (1986). Todavia, para simplificar a análise empírica, admite-se que o efeito da condição de migração dos pais já seria captado a partir da condição de ocupação no mercado de trabalho.

Onde Y_i^* é uma variável latente que mede o benefício subjetivo associado à condição de empregado; Y_i é uma variável binária que assume o valor 1 se o indivíduo está empregado e 0 caso esteja desempregado; Z_i , um vetor de variáveis determinantes dos custos associados à procura por emprego; θ , um vetor de parâmetros (inclusive intercepto); e u_i , um termo aleatório.

Assumindo uma distribuição normal conjunta para os termos aleatórios das equações (28) e (29), tem-se:

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_i \\ u_i \end{pmatrix} \sim N \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma^2 & \sigma\rho \\ \sigma\rho & 1 \end{pmatrix} \right] \quad (30)$$

Onde $\begin{pmatrix} \sigma^2 & \sigma\rho \\ \sigma\rho & 1 \end{pmatrix}$ é a matriz de covariância; $\sigma > 0$ é o desvio-padrão do erro na equação de salários (28); e $\rho \in [-1,1]$ é o coeficiente de correlação entre as termos aleatórios de (28) e (29).

Heckman (1979) propõe, em primeiro estágio, estimar (29) por Máxima Verossimilhança (MV) e computar uma variável de correção conhecida como taxa inversa de Mill:

$$\lambda_i \equiv \begin{cases} \frac{f(\hat{\theta}Z_i)}{F(\hat{\theta}Z_i)} \Leftrightarrow Y_i = 1 \\ -\frac{f(\hat{\theta}Z_i)}{1 - F(\hat{\theta}Z_i)} \Leftrightarrow Y_i = 0 \end{cases}$$

Onde $\hat{\theta}Z_i$ é predição linear de (29) em toda a amostra; f é a função de densidade normal; e F a função acumulada de densidade normal.

No segundo estágio, estima-se (28) por MQO na amostra de trabalhadores ocupados, incluindo λ_i como um regressor adicional. Tal método corrige a equação de rendimentos em foco, um potencial viés de seletividade amostral¹⁶ (HECKMAN, 1979; GRIFFITHS et al., 2003).

16 É possível mostrar que $E(\ln W_i | Y_i^* > 0) = E(\varepsilon_i | u_i > -\theta Z_i) = \hat{\alpha} + \hat{\beta} X_i + \sigma \rho \frac{f(\hat{\theta} Z_i)}{F(\hat{\theta} Z_i)}$ e que $\frac{f(a)}{F(a)} > 0 \forall a$. Assim, o sentido do viés de seleção provocado pela condição de ocupação dependerá do sinal de ρ . No caso $\rho > 0$, há viés de seleção positivo $(\ln W_i | Y_i^* > 0) - (\hat{\alpha} + \hat{\beta} X_i) > 0$; caso contrário, se $\rho < 0$, há viés de seleção negativo

Embora, por um lado, o método de dois estágios seja bastante atrativo do ponto de vista computacional, por outro, apresenta algumas desvantagens. Primeiro, apesar de consistentes após a inclusão do termo de correção na equação de salários, os parâmetros estimados por MQO não são eficientes (NELSON, 1984). Segundo, o referido método não impõe qualquer restrição para o coeficiente de correlação ρ , que, inclusive, pode violar a hipótese assumida na distribuição normal $\rho \in [-1,1]$.

Pelos motivos acima mencionados, recentemente, o método MV tem sido preferido ao de dois estágios. Esse último, apesar de ser computacionalmente trabalhoso, também pressupõe distribuição normal, porém com a vantagem de fornecer desvios-padrão eficientes (MADDALA, 1983; LOKSHIN; SAJAIA, 2004).¹⁷ Portanto, nesse estudo, optou-se por essa última estratégia de estimação adotada.

Após a estimação das equações de rendimentos corrigidas, procedeu-se ao cálculo do diferencial de salário através da técnica desenvolvida por Oaxaca-Blinder. Tal procedimento consiste em usar os coeficientes estimados nas regressões de salários para explicar o diferencial de salários entre dois grupos, segundo: (i) a parte devida aos atributos observados e (ii) a porção explicada por variáveis não-observáveis ou não-mensuráveis (CABRAL; PORTELA, 2007). Formalmente, pode ser sintetizado a partir da seguinte equação:

$$\ln W_i^m - \ln W_i^n = \sum_{i=1}^T \bar{X}_i^n (\hat{\beta}_i^m - \hat{\beta}_i^n) + \sum_{i=1}^T \hat{\beta}_i^m (\bar{X}_i^m - \bar{X}_i^n) \quad (31)$$

Onde m indexa o pai/mãe migrante e n o nativo urbano (considerado como categoria de referência); \bar{X}_i^n e \bar{X}_i^m são os valores médios dos atributos observados para o i -ésimo trabalhador $i = 1, 2, \dots, T$, respectivamente, nativo urbano e migrante (urbano-urbano ou rural-urbano); $\hat{\beta}_i^n$ e $\hat{\beta}_i^m$, vetores de parâmetros estimados e corrigidos para viés de seleção na amostra (incluindo intercepto), sequencialmente, para trabalhadores nativos e migrantes.

em atributos não-observados. Já a magnitude do viés de seleção depende: (i) do tamanho de ρ ; (ii) do tamanho do desvio-padrão σ e da severidade do ponto de truncagem da distribuição normal, isto é, λ_i será maior quanto menor for o valor limiar $\hat{\theta} Z_i$ (MADDALA, 1983; HALL, 2002).

17 Detalhes do procedimento de estimação podem ser encontrados no apêndice (A1).

O primeiro componente da equação (31) $\sum_{i=1}^T \bar{x}_i^n (\hat{\beta}_i^m - \hat{\beta}_i^n)$ mensura a parcela da diferença de salários entre pais migrantes e nativos, caso cada pai/mãe migrante tivesse os mesmos atributos médios dos trabalhadores nativos. Portanto, tal diferencial é explicado pela valoração distinta que o mercado de trabalho pode realizar acerca dos atributos produtivos não-observados. Assim, caso esse componente tenha sinal positivo, indicaria que os pais migrantes receberiam um salário médio relativamente superior devido a uma possível autoseleção positiva em características não-observadas.

Por fim, o segundo termo $\sum_{i=1}^T \hat{\beta}_i^m (\bar{x}_i^m - \bar{x}_i^n)$ capta a parte do diferencial de salários que é imputada às diferenças de dotações observadas entre os pais migrantes e nativos urbanos. Um valor positivo desse componente, por exemplo, revela que os trabalhadores migrantes são positivamente selecionados em atributos observados quando comparados aos trabalhadores nativos.

4.4.2 – Base de dados e tratamentos

Os dados usados nas estimativas de regressões presentes nesse capítulo são oriundos do Censo Demográfico brasileiro de 2000, que fornece as informações mais recentes e capazes de identificar a migração intersetorial/intermunicipal. Dessa forma, foram considerados apenas os chefes de família entre 25 e 70 anos (pais de crianças entre 10 e 14 anos) que residiam no meio urbano brasileiro. A amostra ainda foi separada segundo: (i) a condição de migração intersetorial – pais do tipo nativo urbano, migrante urbano-urbano e migrante rural-urbano; (ii) pela condição de ocupação – pais empregados e desempregados (economicamente ativos que procuravam emprego na data da pesquisa); e (iii) por gênero.

Na equação de seleção (29), a variável dependente é uma *dummy* que indica se a pessoa está empregada ou desempregada. Já o vetor Z_i é composto por um conjunto de características do chefe da família (idade, raça, educação e estado civil), da família (número de filhos) e de localização (metrópole e regiões). De modo a identificar o modelo de seleção, assume-se que as variáveis estado civil e número de filhos não estão correlacionadas com os salários e, portanto, só entram na equação em foco (GOBILLON; LE BLANC, 2003; COULON; PIRACHA, 2005).¹⁸

¹⁸ Lee (1979), Gobillon e Le Blanc (2003) e Coulon e Piracha (2005), entre outros autores, discutem o procedimento para identificação dos parâmetros em modelos de seleção. A aplicação comum

A equação de rendimentos (28) tem como variável dependente o logaritmo do salário-hora e como variáveis explicativas (X_j) : (i) os atributos do chefe de família – idade, raça, escolaridade e anos de experiência¹⁹ no mercado de trabalho; (ii) características relacionadas à posição na ocupação (empregado com ou sem carteira, autônomo, empregador e funcionário público), ao setor de atividade (agricultura, indústria, serviço, social e administração pública); e (iii) quanto à localização geográfica – metrópole, que indica se o indivíduo reside em região metropolitana ou não, e as *dummies* regionais. O leitor encontra uma descrição detalhada de todas as variáveis utilizadas, assim como suas categorias-base no apêndice (Tabela A.1).

As estatísticas descritivas (Tabela A.2. em apêndice) apontam que os homens, em média, trabalham mais e são mais velhos que as mulheres. Considerando a condição de migração, os migrantes rural-urbanos trabalham menos e são mais novos que os migrantes urbano-urbanos. No tocante à educação, os migrantes rural-urbanos são os menos escolarizados, destacando-se ainda que as mães são mais educadas que os pais. Os pais migrantes rural-urbanos têm o maior número de filhos em relação às demais categorias. Quanto aos postos de trabalho, a maioria dos nativos e migrantes está inserida na categoria de empregados com carteira, exceto as mães migrantes rural-urbanos, que registram maior percentual de ocupação enquanto empregadas sem carteira de trabalho assinada. Entre os setores de ocupação, nativos e migrantes urbano-urbanos estão inseridos principalmente no setor de serviços, enquanto, para os migrantes rural-urbanos, destaca-se a agricultura. Por fim, em relação à região de residência, a maior parcela dos migrantes encontra-se na região Sudeste.

é a imposição de restrições por exclusão de variáveis. Esse procedimento consiste na escolha de algumas variáveis instrumentais, que são associadas apenas a uma das escolhas (probabilidade de ocupação), não tendo correlação com a outra (salário/hora); pode ser feito através de critérios teóricos, estatísticos ou ambos (QUEIROZ, 2010).

19 A experiência foi calculada a partir da seguinte fórmula: idade do chefe – anos de estudo do chefe – 5. Para tanto, assume-se que os indivíduos, quando entram no mercado de trabalho, finalizam a educação formal.

4.4.3 – Determinantes do emprego e diferenciais de rendimentos

A Tabela 11, a seguir, apresenta os coeficientes estimados das regressões do modelo de seleção amostral através do método de máxima verossimilhança e separados por condição de migração e gênero dos pais, totalizando seis regressões. A tabela em foco encontra-se dividida em dois grandes blocos para cada regressão. O primeiro refere-se à probabilidade de trabalhar dos pais (equação de seleção) e o segundo, à equação para o salário/hora.

Tabela 11 – Brasil Urbano: Modelo de Seleção Amostral: Determinantes da Probabilidade de Emprego e dos Rendimentos por Condição de Migração e Gênero

Variáveis	Nativo urbano		Migrante urbano-urbano		Migrante rural-urbano	
	Pai	Mãe	Pai	Mãe	Pai	Mãe
Seleção – Probit						
Branco	0,1298***	-0,0425***	0,0931***	-0,0196	0,0364	0,0915*
Idade	-0,0256***	-0,0244***	-0,0330***	-0,0279***	-0,0264***	-0,0338***
Estudo1a4	0,1924***	0,2166***	0,1297***	0,1779***	0,1449***	0,2293***
Estudo5a8	0,2968***	0,3720***	0,2163***	0,2766***	0,2312***	0,3396***
Estudo9a11	0,5323***	0,6162***	0,4484***	0,4457***	0,2645***	0,4933***
Estudo11m	0,7757***	0,9310***	0,6567***	0,7763***	0,6874***	0,5913***
Casado	0,0979***	-0,0958***	0,0687*	-0,1364***	0,0556	-0,1790***
Número de filhos	0,0218***	-0,0612***	0,0215***	-0,0292***	0,0243***	0,0142
Metrópole	-0,1445***	-0,0447***	-0,0043	0,0472**	-0,1424***	-0,0286
Nordeste	-0,1515***	-0,1655***	0,1242***	-0,0035	-0,1453***	-0,2393***
Norte	-0,0737***	-0,1193***	-0,0053	-0,1713***	-0,1990***	-0,2916***
Sul	0,0378***	0,0861***	0,1286***	0,0565**	0,1411***	-0,0450
Centro-Oeste	0,0475***	-0,0294	0,1664***	0,1325***	0,0324	-0,1012
Intercepto	1,5681***	1,0868***	1,7901***	1,1298***	1,7410***	1,1954***
Log Salário/hora						
Branco	0,2472***	0,1559***	0,2208***	0,1446***	0,1490***	0,1637***
Experiência	0,0375***	0,0241***	0,0300***	0,0031	0,0098*	0,0286*
Experiência ²	-0,0006***	-0,0003***	-0,0006***	-0,0003***	-0,0003***	-0,0007***
Estudo1a4	0,2639***	0,1092***	0,2293***	0,1446***	0,1939***	0,1618**
Estudo5a8	0,5610***	0,3199***	0,5052***	0,3252***	0,3978***	0,3252***

Continua

Tabela 11 – Brasil Urbano: Modelo de Seleção Amostral: Determinantes da Probabilidade de Emprego e dos Rendimentos por Condição de Migração e Gênero

Conclusão

Variáveis	Nativo urbano		Migrante urbano-urbano		Migrante rural-urbano	
	Pai	Mãe	Pai	Mãe	Pai	Mãe
Estudo9a11	1,0594***	0,8151***	1,0466***	0,7705***	0,8394***	0,7091***
Estudo11m	1,9042***	1,6548***	1,9228***	1,6566***	1,5882***	1,4954***
Emp. sem carteira	-0,2617***	-0,2510***	-0,3115***	-0,2844***	-0,2301***	-0,2628***
Autônomo	-0,0479***	0,0609***	-0,0755***	0,0339	-0,0184	-0,0700
Empregador	0,6679***	0,8987***	0,6280***	0,7972***	1,0036***	1,0424**
Funcionário público	0,0009	0,0582***	0,0444**	0,0890***	-0,0779	0,2272**
Indústria	0,3550***	0,1860***	0,3138***	0,1829***	0,2425***	0,1045
Serviços	0,3353***	0,1987***	0,3157***	0,2165***	0,2143***	0,0177
Adm. pública	0,4765***	0,5064***	0,4972***	0,6390***	0,3158***	0,3715***
Social	0,4068***	0,4136***	0,3003***	0,4485***	0,1868***	0,2418**
Metrópole	0,1659***	0,2813***	0,0904***	0,2578***	0,0515***	0,2375***
Nordeste	-0,1818***	-0,1071***	-0,0307*	-0,0877**	-0,1384***	-0,2159***
Norte	-0,3973***	-0,3973***	-0,2918***	-0,4180***	-0,4903***	-0,6358***
Sul	-0,0666***	-0,0813***	-0,0588***	-0,0424*	-0,0179	-0,0048
Centro-Oeste	-0,0745***	-0,0959***	-0,0049	-0,0458*	-0,0345	-0,1273*
Intercepto	0,5987***	0,8014***	0,9415***	0,8620***	1,2821***	0,5298**
ρ	0,7158***	-0,1204**	0,7232***	0,7872***	0,6816***	0,7899***
σ	0,8273***	0,7114***	0,8692***	0,9031***	0,7741***	0,8747***
λ	0,5922***	-0,0857**	0,6286***	0,7109***	0,5276***	0,6909***
Wald X^2 (20)	199.741,18	25.389,97	35.331,67	7.044,21	3.897,43	591,69
Prob> X^2	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Observações	280.587	78.356	59.957	16.651	12.726	2.682
Obs. Censuradas	48.788	31.884	11.054	6.672	2.624	1.390

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados de Censo Demográfico de 2000.
Notas: Desvios-padrão robustos à heterocedasticidade entre parênteses. ***Estatisticamente significativa a 1%. ** Estatisticamente significativa a 5%. * Estatisticamente significativa a 10%. As estatísticas descritivas das variáveis utilizadas no modelo estão no apêndice (Tabela A.2).

No tocante à probabilidade de trabalhar, o efeito da idade é negativo em todas as categorias. De forma geral, a elevação da idade tem como contrapartida a redução da produtividade, o que pode reduzir a probabilidade de inserção no mercado de trabalho. A raça, por seu turno, afeta os pais nativos e migrantes urbano-urbanos com diferentes impactos por gê-

nero. Enquanto o pai nativo (migrante urbano-urbano) de cor branca tem probabilidade maior de trabalhar que um pai não-branco, a mãe nativa branca registra probabilidade inferior, se comparada à nativa não-branca (categoria omitida).

A educação, independente da categoria de análise, apresenta correlação positiva com probabilidade de trabalhar, um resultado já esperado dentro da literatura. Quanto maior a faixa de escolaridade, maior o impacto sobre o aumento da probabilidade, indicando que o mercado de trabalho valoriza a qualificação dos indivíduos. Entretanto, cabe notar que as correlações têm menor magnitude no caso dos pais migrantes rural-urbanos.

Os homens casados têm maior probabilidade de trabalhar que os solteiros (categoria omitida); já para as mulheres, essa correlação é negativa. O número de filhos aumenta a probabilidade de os pais trabalharem, exceto no caso das mães, cujo efeito registrado é inverso. Culturalmente, as mulheres têm um papel mais ativo na realização das atividades domésticas, principalmente cuidar dos filhos. Dessa forma, quanto maior o número de filhos maior o tempo dedicado às tarefas domésticas e, portanto, menos tempo disponível para atividades fora do domicílio. Essas variáveis foram tomadas como instrumentos para identificar o modelo de seleção, isto é, não-correlacionadas com os salários; apenas com os custos de procura por trabalho. A significância delas na maioria das equações estimadas reforça a estratégia adotada.

Entre as características de localização, residir em região metropolitana reduz a probabilidade de trabalhar em relação a viver em outras cidades. Residir nas regiões Norte ou Nordeste, em relação ao Sudeste, reduz a probabilidade de emprego, exceto para os pais migrantes urbano-urbanos no Nordeste. Isso sugere que boa parte dos migrantes urbano-urbanos na última região pode arbitrar já com contrato de emprego estabelecido. Já para os moradores da região Sul, a probabilidade de emprego no meio urbano é maior que no Sudeste. Portanto, as evidências em foco sugerem que as diferentes dinâmicas/características regionais afetam o mercado de trabalho e alteram a empregabilidade das pessoas.

Analisando as variáveis que afetam o retorno salarial (segundo bloco na Tabela 11), nota-se que os pais brancos têm um nível de remuneração mais elevado que os não-brancos (categoria omitida), a despeito da condição de migração e gênero.

A instrução formal colabora para a inserção no mercado de trabalho e para a determinação dos rendimentos de pais e mães em todas as categorias de migração e sexo, indicando que os pais mais escolarizados têm uma remuneração mais elevada. Os menos favorecidos pelo retorno à educação são os pais/mães migrantes rural-urbanos. Assumindo que esses trabalhadores receberam educação no meio rural, isso pode ser reflexo da diferenciação na qualidade do ensino comparado à zona urbana, que, no primeiro setor, é sabidamente mais precária. Por outro lado, é possível observar que os migrantes urbano-urbanos registram retornos próximos aos nativos urbanos, exceto para aqueles com mais de 9 anos de estudo, em que a última categoria apresenta vantagem.

A experiência no mercado de trabalho possui correlação positiva com o nível de salário. A experiência tende a tornar os indivíduos mais qualificados e produtivos, alcançando melhores postos de trabalho e maiores níveis de remuneração. A experiência ao quadrado apresenta correlação negativa com a remuneração; esse efeito corrobora o da idade, indicando que os indivíduos têm uma produtividade decrescente, o que causa um impacto negativo nos rendimentos.

O setor de atividade e a posição na ocupação afetam significativamente o rendimento dos indivíduos. No tocante ao setor de atividade, aquele que mais contribui para os rendimentos, comparado ao emprego no setor agrícola (categoria-base), é o da administração pública, seguido pelos setores social, indústria e serviços.²⁰ O impacto de cada setor sobre a remuneração muda de intensidade de acordo com a condição de migração. Em todos os setores, não obstante o gênero, a menor contribuição é registrada para os migrantes rural-urbanos, em relação aos pais/mães nativos/migrantes urbano-urbanos. Esse resultado pode estar relacionado à baixa educação e/ou experiência entre os primeiros migrantes.

Em relação à posição na ocupação, cabe observar que o emprego sem carteira assinada fornece menor remuneração que o emprego com carteira assinada (categoria omitida), enquanto a posição de empregador é a que apresenta maior remuneração relativa, sobretudo, para os migrantes rural-urbanos. A ocupação de funcionário público oferece maior remuneração para as mães migrantes rural-urbanas. Tais evidências, possivelmente, estão atreladas a um elevado grau de instrução formal e/ou

²⁰ Vide a classificação CNAE do IBGE.

a acumulação prévia de capital físico e, portanto, se limitam a um grupo mais restrito dentre os migrantes rural-urbanos.

A localização tem efeito significativo sobre o salário/hora dos trabalhadores. Residir em região metropolitana contribui positivamente para a obtenção de salários mais elevados, comparando a morar em outras cidades (categoria-base). Esse diferencial é mais favorável às mães, não obstante a condição de migrante. No tocante às diferenças regionais, o meio urbano da região Sudeste (categoria omitida) apresenta melhores oportunidades de remuneração. Comparada a essa última região, as piores remunerações estão na região Norte, sobretudo, para os migrantes rural-urbanos, seguida pelo Nordeste.

Por fim, a Tabela 11 reporta os resultados da estimativa do coeficiente de correlação ρ entre os termos aleatórios das equações de salários e seleção. Seu sinal indica o sentido do viés de seleção em atributos não-observados provocado pela condição de ocupação. A significância estatística em todas as equações indica que, comparados aos trabalhadores desempregados, os pais migrantes e nativos são positivamente selecionados em atributos não-observados, enquanto as mães nativas são negativamente. Isso indica que as variáveis não-observadas afetam positivamente a remuneração dos migrantes e pais nativos urbanos; o contrário ocorre para as mães nativas.

As equações de rendimento apresentadas anteriormente fornecem parâmetros corrigidos para autoseleção amostral e necessários para a análise do diferencial de rendimentos. Nesse sentido, a Tabela 12, a seguir, apresenta os resultados do diferencial de salário a partir da decomposição de Oaxaca-Blinder. As colunas (1) e (2) tratam, respectivamente, da comparação de rendimentos entre os migrantes urbano-urbanos e a nativos urbanos (categoria-base) e migrantes rural-urbanos e a nativos urbanos (categoria-base). A coluna (3) apresenta os resultados da comparação entre migrantes rural-urbanos e migrantes urbano-urbanos (categoria de referência).

A tabela em foco pode ser lida da seguinte forma: o diferencial imputável aos atributos refere-se ao diferencial de salário atribuído às características observáveis (idade, educação, ocupação etc.). Já a parcela atribuída aos coeficientes representa o efeito dos atributos não-

observáveis (aversão ao risco, motivação, capacidade empreendedora etc.). A análise dos resultados atende a seguinte intuição: os valores absolutos com sinal positivo indicam que a categoria-base apresenta vantagens salariais em relação à categoria de comparação e os sinais negativos, ao contrário.

Tabela 12 – Brasil Urbano: Decomposição de Oaxaca – Diferencial de Salários entre Migrantes e Nativos Urbanos

Diferença imputável a:	(1) Nativo urbano* versus Migrante urbano-urbano				(2) Nativo urbano* versus Migrante rural-urbano				(3) Migrante urbano* versus Migrante rural-urbano			
	Pai	%	Mãe	%	Pai	%	Mãe	%	Pai	%	Mãe	%
Atributos	-11,8	55,3	-5,6	-13,1	46,5	88,9	36,7	34,3	57,9	78,6	50,0	77,7
Coeficientes	-9,6	44,7	48,4	113,1	5,8	11,1	70,4	65,7	15,8	21,4	14,3	22,3
Total	-21,4	100	42,8	100	52,3	100	107,2	100	73,7	100	64,3	100

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados de Censo Demográfico de 2000.

Notas: *Categoria-base. Valores positivos indicam vantagem para a categoria-base. Valores negativos, ao contrário.

O sinal negativo do diferencial atribuído aos coeficientes (não-explicado) indica vantagem dos pais migrantes urbano-urbanos sobre os nativos. O peso desse diferencial é relevante (45%). Isso significa que migrantes com os mesmos atributos observados dos trabalhadores nativos receberiam um salário médio maior devido à autosseleção positiva em atributos produtivos não-observados. Portanto, a diferença de salário, nesse caso, é bem explicada pela condição de migrante, resultado condizente com a literatura sobre migração e seleção no Brasil (FIESS e VERNER, 2003; SANTOS JÚNIOR et al., 2005). Os pais migrantes urbano-urbanos também se encontram em posição vantajosa em relação aos atributos pessoais, postos de trabalho e localização. Essa vantagem pode ser atribuída ao fato de essa categoria enfrentar um ambiente relativamente parecido com o de origem no tocante às características do mercado de trabalho e à qualidade da formação educacional.

Já para as mães migrantes urbano-urbanos, o sinal positivo do diferencial não-explicado (coeficientes) sugere que elas são negativamente selecionadas em relação às nativas. Todavia, a diferença de salário, nesse caso, é quase totalmente explicada pela condição de migração, apontan-

do para um salário médio menor devido à autosseleção negativa em atributos produtivos não-observados.²¹

A respeito dos migrantes rural-urbanos, ainda é possível observar, nas colunas (2) e (3), que o sinal dos diferenciais imputados aos atributos (explicados) e coeficientes (não-explicados) são todos positivos, o que destaca a vantagem salarial da categoria-base, respectivamente, nativos urbanos e migrantes urbano-urbanos. Em termos de gênero, a importância dos atributos varia bastante na comparação entre nativos e migrantes rural-urbanos (coluna 2). Entre os homens, a maior parcela do diferencial é explicada pelos atributos observados, em média 89,9% e, para as mulheres, percebe-se o contrário; em média, 65,7% do diferencial é explicado pela condição de migrante. A desvantagem nos atributos pode ser atribuída às diferenças entre os mercados de trabalho urbano e rural, bem como à qualificação educacional e às oportunidades de capacitação profissional.

Entre os migrantes, os resultados apontam que os pais e mães migrantes rural-urbanos são negativamente selecionados em relação aos migrantes urbano-urbanos. O peso dos atributos observados (ver coluna 3), em média 78%, justifica o diferencial pelos hiatos de capital humano acumulado e diferenças na infraestrutura rural-urbana, principalmente no sistema educacional. Pouco mais de 20% do diferencial de salário entre as categorias em análise são explicados por fatores não-observados, a despeito do gênero. Portanto, os pais e mães migrantes urbano-urbanos estão em posição vantajosa quanto ao diferencial de salário em relação aos migrantes rural-urbanos.

Apesar da relevância dos resultados anteriores, vale ressaltar que existem evidências na literatura indicando que o migrante, com o passar do tempo no local de destino, melhora suas condições socioeconômicas, chegando até a ultrapassar os nativos em termos de rendimento, seja através da acumulação de capital humano, investimento em educação, contato com redes sociais etc. (CHISWICK, 1978; BORJAS,

21 A respeito das evidências até então reportadas, vale ressaltar que, para Oliveira e Jannuzzi (2004), a motivação para migrar pode ser diferente, de acordo com o gênero. Entre os homens, o principal motivo, geralmente, refere-se às questões de trabalho e, no caso das mulheres, há a tendência de acompanhar os cônjuges e/ou a família. Portanto, o maior peso relativo dos atributos observados na formação dos salários dos homens representa um investimento em capital humano realizado, como escolaridade e experiência no mercado de trabalho, ao contrário das mulheres cônjuges, que geralmente migram como agregadas.

1994). Dessa forma, é importante verificar o comportamento do diferencial de salários entre migrantes e nativos, considerando o tempo de residência na cidade.

A Tabela 13, a seguir, apresenta a decomposição do diferencial de salários considerando amostras de migrantes separadas por tempo de migração: (i) recém-chegado (migrante com menos de 1 ano de residência da cidade); (ii) experiente (migrante com 4 anos completos de residência). O primeiro bloco (1) e (2) apresenta a comparação de rendimentos entre os migrantes urbano-urbanos e a nativos urbanos (categoria-base), enquanto, no segundo bloco (3) e (4), estão os resultados da comparação entre migrantes rural-urbanos e migrantes nativos urbanos (categoria de referência). A tabela em foco pode ser interpretada da mesma forma que a Tabela 12.

Os resultados mostram que o tempo de residência tem importância considerável na explicação do diferencial de salários entre migrantes e nativos, sobretudo, para os homens. No caso do migrante homem (mulher) urbano-urbano, as evidências são mais regulares no sentido de que o tempo ajuda a aumentar (diminuir) a diferença em relação ao nativo. Note-se que, no caso dos homens migrantes urbano-urbanos, os recém-chegados ganham relativamente mais, em média, e essa diferença é ampliada com o tempo. Já entre as mulheres, quando chegam ao local de destino, têm um diferencial desfavorável em relação às nativas, mas essa diferença diminui com o tempo.

Nota-se ainda que o peso dos atributos não-observáveis na formação dos rendimentos das mulheres migrantes urbano-urbanos aumenta com o tempo, provocando uma redução no diferencial de salário, embora ainda haja desvantagem em relação às nativas. No caso dos homens, aumentam o peso dos atributos observados e o diferencial de salário em favor dos migrantes.

Entre os migrantes rural-urbanos, os recém-chegados têm um salário bem inferior ao dos nativos; contudo, com o tempo de vida na cidade, os homens diminuem a diferença, embora muito pouco, comparado ao migrante urbano-urbano. O peso maior dos atributos observados (80%) revela que a baixa escolaridade do migrante rural-urbano pode ser um dos fatores explicativos mais importantes para essa diferença. Já para as

mulheres, a diferença de salários aumenta devido à piora em atributos não-observados. O peso elevado refere-se aos atributos não-observados (65%); portanto, a condição de migração, possivelmente enquanto agregada familiar, é o principal fator determinante da diferença de salários.

Tabela 13 – Brasil Urbano: Decomposição de Oaxaca – Diferencial de Salários entre Nativos Urbanos e Migrantes por Gênero e Tempo de Residência na Cidade²²

Diferença imputável a:	(1) Nativo urbano* versus Migrante urbano-urbano recém-chegado				(2) Nativo urbano* versus Migrante urbano-urbano com 4 anos de residência			
	Pai	%	Mãe	%	Pai	%	Mãe	%
Atributos	-7,4	52,4	-2,1	-4,9	-11,6	54,3	-6,4	-17,5
Coeficientes	-6,6	47,6	45,3	104,9	-9,8	45,7	43,0	117,5
Total	-14,0	100	43,2	100	-21,4	100	36,6	100
Diferença imputável a:	(3) Nativo urbano* versus Migrante rural-urbano recém-chegado				(4) Nativo urbano* versus Migrante rural-urbano com 4 anos de residência			
	Pai	%	Mãe	%	Pai	%	Mãe	%
Atributos	49,6	80,2	38,7	34,5	44,8	86,8	38,7	30,4
Coeficientes	12,2	19,8	73,7	65,5	6,8	13,2	88,5	69,6
Total	61,8	100	112,4	100	51,6	100	127,2	100

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados de Censo Demográfico de 2000.

Notas: *Categoria-base. Valores positivos indicam vantagem para a categoria-base. Valores negativos, ao contrário.

Em linhas gerais, os pais/mães migrantes rural-urbanos estão em pior situação no mercado de trabalho, dados os menores níveis de rendimento. Essa situação pode aumentar a incidência de trabalho infantil, visto que o nível de renda da família é um importante determinante desse último fenômeno.

4.5 – Considerações Finais

Nesse capítulo foi possível observar que a alocação do tempo das crianças entre trabalho e estudo varia consideravelmente com a condição de migração dos pais. De forma geral, os filhos de pais migrantes estão

²² Essa estratégia é restrita, pois a base de dados disponível não permite que os mesmos indivíduos sejam observados ao longo tempo. Nesse caso, os resultados poderiam ser mascarados por diferentes qualidades de coortes migratórias. No entanto, considerando constantes as características observáveis dos migrantes, os resultados observados podem ser atribuídos ao tempo de residência na cidade.

mais propensos a trabalhar, frequentam menos a escola, têm maiores taxas de abandono e atraso escolar, do que os filhos de pais nativos. Entre os migrantes, aqueles que se encontram em pior situação são os filhos dos migrantes rural-urbanos. Quando considerada a estrutura familiar, as crianças menos favorecidas são as inseridas em famílias monoparentais, chefiadas pela mãe, com condição de migração rural-urbana. O trabalho infantil tem impacto negativo sobre a frequência escolar, podendo conduzir ao atraso e até ao abandono escolar.

No tocante aos rendimentos, destaca-se a educação como um dos principais determinantes da probabilidade de trabalhar e do diferencial de salário dos pais e mães. O diferencial de salário é favorável aos pais migrantes urbano-urbanos em vários aspectos, enquanto os pais com piores níveis de rendimento são os migrantes rural-urbanos. Os resultados da decomposição de Oaxaca-Blinder apontaram que o diferencial de salário dos pais (homens) migrantes urbano-urbanos em relação aos nativos é explicado, principalmente, pelas características observadas. De forma geral, os pais migrantes urbano-urbanos são positivamente selecionados em atributos observados e não-observados, enquanto os migrantes rural-urbanos são negativamente selecionados. Destaca-se que o tempo de residência dos migrantes na cidade é um importante determinante na explicação do diferencial de salários entre migrantes e nativos.

Portanto, dada a importância da condição de migração da família na formação do rendimento dos pais no meio urbano brasileiro, esta pode ser considerada como um determinante da oferta de trabalho infantil, característica que será mais bem explorada no próximo capítulo.

Capítulo 5

MIGRAÇÃO FAMILIAR INTERSETORIAL E DETERMINANTES DA ESCOLHA ENTRE ESTUDO E TRABALHO INFANTIL DAS CRIANÇAS

5.1 – Introdução

Neste capítulo será feita uma análise empírica dos determinantes da alocação do tempo das crianças de 10 a 14 anos entre trabalho infantil e frequência escolar no Brasil urbano, destacando-se o impacto da condição de migração dos pais sob essa decisão. Para tanto, faz-se necessário o uso de um instrumental econométrico apropriado. Neste estudo, optou-se pela estimativa de um modelo *probit* bivariado, consoante vários trabalhos na literatura (KASSOUF, 2005; FERREIRA; CACCIAMALI, 2007; DURYEYEA; ARENDS-KUENNING, 2003).

O capítulo é composto por quatro seções incluindo esta introdução. A segunda trata da descrição da estratégia empírica utilizada e da base de dados. A terceira apresenta os resultados empíricos e, por fim, a quarta é reservada às conclusões.

5.2 – Estratégia Empírica

5.2.1 – Determinantes de frequência escolar e trabalho infantil

Assumindo que a decisão de alocação do tempo das crianças entre escola e trabalho é feita pelos pais, mas de maneira separada, isto é,

não ordenada e/ou simultânea, utiliza-se o modelo *probit* bivariado. Ao contrário dos modelos multinomiais e dos ordenados, o modelo em foco apresenta duas vantagens: (i) não impõe um formato específico para a tomada de decisão e; (ii) admite a existência de uma relação entre as duas decisões a partir da correlação entre variáveis não-observadas (CAMERON; TRIVEDI, 2005).

O *probit* bivariado pode ser resumido pelo seguinte sistema de equações:

$$Y_1^* = \beta_1 X_1 + \epsilon_1 \quad \therefore \quad Y_1 = \begin{cases} 1 & \Leftrightarrow Y_1^* > 0 \\ 0 & \Leftrightarrow Y_1^* \leq 0 \end{cases} \quad (32)$$

$$Y_2^* = \beta_2 X_2 + \epsilon_2 \quad \therefore \quad Y_2 = \begin{cases} 1 & \Leftrightarrow Y_2^* > 0 \\ 0 & \Leftrightarrow Y_2^* \leq 0 \end{cases} \quad \therefore \quad \rho \equiv cor(\epsilon_1, \epsilon_2) \quad (33)$$

Onde Y_1^* e Y_2^* são variáveis latentes que medem, respectivamente, o benefício da frequência escolar e do trabalho infantil; Y_1 é uma variável binária que recebe o valor 1 se a criança estiver devidamente matriculada na escola e o valor 0 caso contrário; Y_2 é uma variável binária que assumirá o valor 1 se a criança estiver inserida em alguma atividade de trabalho remunerada ou não e valor 0 caso contrário; β_1 e β_2 são vetores de parâmetros incluindo o intercepto; X_1 e X_2 são vetores de variáveis explicativas; ϵ_1 e ϵ_2 são termos de erro aleatórios correlacionados a partir do coeficiente $\rho = cor(\epsilon_1, \epsilon_2)$.

Mais especificamente, o coeficiente ρ mensura o grau de correlação entre os componentes não-explicados do modelo. No caso de $\rho = 0$, a estimação de um *probit* bivariado seria inconsistente, pois com não haveria relação entre as escolhas de estudar e trabalhar (equações (32) e (33)). Caso contrário ($\rho \neq 0$), as referidas decisões seriam interdependentes e a especificação apropriada seria o *probit* bivariado (GREENE, 2002).

A escolha dos parâmetros do modelo acima permite calcular quatro diferentes probabilidades conjuntas: (a) a probabilidade de a criança frequentar a escola e trabalhar $p(Y_1 = 1, Y_2 = 1)$; (b) a probabilidade de a criança apenas frequentar a escola $p(Y_1 = 1, Y_2 = 0)$; (c) a probabilidade de a criança apenas trabalhar $p(Y_1 = 0, Y_2 = 1)$; e (d) a probabilidade de

a criança estar na ociosidade $p(Y_1 = 0 \text{ e } Y_2 = 0)$ (GREENE, 2002; CAMERON; TRIVEDI, 2005). Conforme será exposto a seguir, essas probabilidades podem ser usadas para avaliar o impacto da condição de migração dos pais sobre a frequência escolar e trabalho infantil.

5.2.2 – Estimando o efeito da condição de migração dos pais

Esse estudo busca descobrir como a condição de migração dos pais (nativo urbano, migrante urbano-urbano e migrante rural-urbano) afeta a probabilidade de participação dos filhos no mercado de trabalho e na escola. Dessa forma, optou-se por produzir evidências a partir de um exercício contrafactual após a estimativa do modelo *probit* bivariado.

Com base nas probabilidades estimadas para as quatro combinações possíveis entre trabalho e estudo da criança, foram efetuados os cálculos dos diferenciais de probabilidade, devido à condição de migração dos pais, após considerar o efeito de diversos atributos. Para tanto, utilizou-se uma modificação técnica na decomposição de Oaxaca-Blinder com o intuito de avaliar a parcela de variação nas probabilidades devido aos atributos observados e aquela explicada por atributos não-observados (CABRAL; PORTELA, 2007; FERREIRA; CACCIAMALI, 2007).

A aplicação do procedimento em foco obedeceu às seguintes etapas: (i) estimou-se o modelo *probit* bivariado para amostras separadas de acordo com a condição de migração dos pais; e (ii) calcularam-se as probabilidades preditas dentro e fora de cada amostra. Logo, foi possível aplicar a decomposição modificada de Oaxaca-Blinder para os diferenciais de probabilidade $\bar{P}_{j,m} - \bar{P}_{j,n}$:

$$\bar{P}_{j,m} - \bar{P}_{j,n} = \left[\sum_{i=1}^{T_m} \frac{P(y = j/X_{i,m} \hat{\beta}_m)}{T_m} - \sum_{i=1}^{T_n} \frac{P(y = j/X_{i,n} \hat{\beta}_m)}{T_n} \right] + \left[\sum_{i=1}^{T_n} \frac{P(y = j/X_{i,n} \hat{\beta}_m)}{T_n} - \sum_{i=1}^{T_n} \frac{P(y = j/X_{i,n} \hat{\beta}_n)}{T_n} \right] \quad (34)$$

Onde n indexa as crianças com pais nativos urbanos e m , aquelas cujos pais são migrantes (urbano-urbanos ou rural-urbanos); T_n e T_m são, respectivamente, o tamanho da amostra de filhos de nativos e de filhos de

migrantes; $X_{i,n}$ e $X_{i,m}$ são vetores de características das crianças, pais e da família; $\hat{\beta}_n$ e $\hat{\beta}_m$, vetores de coeficientes estimados a partir de regressões *probit* feitas segundo à condição de migração dos pais. Por fim, $j = 1,2,3,4$ indexa as quatro diferentes combinações de probabilidades conjuntas entre frequência escolar e trabalho infantil.

O primeiro termo da equação (34) mede a variação de probabilidades, explicada exclusivamente pela diferença de dotações entre pais migrantes e nativos. Portanto, pode indicar como a autosseleção dos pais em atributos observados afeta a distribuição do tempo dos filhos entre estudo e trabalho. Por outro lado, a última parcela quantifica a parte da variação de probabilidade devido às mudanças nos parâmetros estimados. Isto é, sugere como a autosseleção dos pais em atributos não-observados (condição de migrante) altera a decisão de enviar os filhos para a escola e/ou ao mercado de trabalho.

Essa última parcela de (34) equivale, por exemplo, a tomar um filho típico de pais nativos urbanos como categoria de referência e computar a diferença entre a probabilidade predita para o filho daquela família e a probabilidade computada, caso essa criança estivesse em um lar constituído por pais migrantes (urbano-urbanos ou rural-urbanos) com mesmas dotações médias de instrução, idade etc. Nesse caso, a diferença de probabilidades de frequência escolar e/ou trabalho infantil seria explicada pela condição de migração dos pais.²³

5.2.3 – Base de dados e tratamentos

Os dados empregados nesse estudo foram obtidos através do IBGE, a partir dos microdados do Censo Demográfico brasileiro de 2000. Apesar da defasagem dos dados, para os fins desse estudo, o Censo é a base de dados mais adequada, uma vez que possibilita a identificação direta do migrante intersetorial (rural-urbano, urbano-urbano), o que outras pesquisas mais recentes, como, por exemplo, a PNAD, não permitem.

23 Há também outra forma de cálculo para a decomposição modificada de Oaxaca-Blinder: $\hat{\beta}_{j,m} - \hat{\beta}_{j,n} = \left[\sum_{i=1}^{T_m} \frac{P(y=j/X_{i,m}\hat{\beta}_m)}{T_m} - \sum_{i=1}^{T_m} \frac{P(y=j/X_{i,m}\hat{\beta}_n)}{T_m} \right] + \left[\sum_{i=1}^{T_m} \frac{P(y=j/X_{i,m}\hat{\beta}_n)}{T_m} - \sum_{i=1}^{T_n} \frac{P(y=j/X_{i,n}\hat{\beta}_n)}{T_n} \right]$. Nesse caso, o primeiro termo representa a diferença de probabilidades explicada por componentes não observáveis (condição de migrante) e o segundo a parcela da variação de probabilidade explicada por fatores observáveis. Em linhas gerais, esse método alternativo fornece estimativas qualitativamente próximas às representadas pela equação (34). Para maiores detalhes, vide Cabral e Portela (2007).

Considerando os dados do Brasil urbano, como visto no capítulo 4, este estudo classifica os migrantes em três categorias: o migrante rural-urbano, o migrante urbano-urbano e o nativo urbano. A partir da identificação do domicílio, município e setor recenseados foi possível reordenar o banco de dados de acordo com os atributos dos filhos e de seus pais (inclusive condição de migrante). Esse procedimento permitiu identificar, para cada filho, as correspondentes características dos pais e do domicílio. Vale ressaltar que foram considerados apenas filhos (crianças) com idade entre 10 e 14 anos, que representam a faixa etária com maior número de crianças trabalhando no ano de 2000. Tal recorte também foi empregado no estudo pioneiro de Ferreira e Cacciamali (2007) e pode ser justificado pelas seguintes razões: (a) em média, a maioria das crianças naquela faixa etária estaria concluindo o ensino fundamental e (b) a decisão de distribuição do tempo dos filhos entre frequência escolar e/ou trabalho deve-se, naquela faixa, apenas à situação econômica (adaptação) dos pais; sendo assim, os filhos não têm poder de decisão sobre suas escolhas, dada a completa dependência dos pais.

Com o intuito de se investigar como as diferentes estruturas familiares afetam a alocação do tempo das crianças entre escola e trabalho, foi conveniente efetuar um controle a partir das tipologias de famílias mais observadas na amostra segundo a condição de migração do responsável, conforme a Tabela 9 do capítulo anterior. Na referida tabela, verificou-se que as famílias biparentais chefiadas por homens (constituídas pela presença de chefe e cônjuge no domicílio) representam 93,9% das famílias biparentais, enquanto as famílias monoparentais sob responsabilidade da mãe (formada pela presença de chefe mulher e ausência do cônjuge no domicílio), 91,6% do total.

Todavia, ao se observar a amostra de famílias biparentais, foi possível constatar que a maior parte destas é formada por pais com a mesma condição de migração (ver Tabela B.1 em apêndice). Portanto, as estimativas econométricas foram feitas a partir da classificação dos filhos em dois grupos de família cujos pais registram a mesma condição de migrante: (i) a biparental chefiada pelo pai e (ii) a monoparental sob responsabilidade da mãe.

Após as referidas filtragens, a amostra final ficou composta por 1.352.373 crianças residentes no Brasil urbano, sendo 48,7% meninas e 51,3% meninos. No tocante à estrutura familiar, a maior parte pertence a

famílias biparentais chefiadas pelo pai (85,3%) e apenas 14,7% estão em famílias monoparentais tendo a mãe como responsável.

Para avaliação dos determinantes da escolha entre trabalho infantil e frequência escolar, foram consideradas enquanto variáveis explicativas²⁴ as seguintes características: cor da pele e idade da criança; escolaridade e raça dos pais; renda do não-trabalho; número de irmãos; região de residência da família; entre outras (ver Tabela B.2 em apêndice). Vale ressaltar que a escolha dessas variáveis é consoante a literatura empírica pertinente (KASSOUF, 2005; FERREIRA; CACCIAMALI, 2007).

As estatísticas descritivas para as crianças de 10 a 14 anos (Tabelas B.3 e B.4 em apêndice) apontam que a proporção de crianças não-brancas é maior nas famílias monoparentais, principalmente entre os filhos de migrantes rural-urbanos. A média de idade é maior para os filhos inseridos em famílias monoparentais. No tocante à educação, os pais e mães com maior escolaridade são migrantes urbano-urbanos, enquanto os migrantes rural-urbanos registram menor nível de instrução. O número de filhos é maior em famílias biparentais de migrantes rural-urbanos. Já a renda do não-trabalho é maior nas famílias monoparentais compostas por nativos e migrantes urbano-urbanos, ao passo que os menores valores estão entre as famílias de migrantes rural-urbanos. Por fim, quanto à região, a maior proporção de filhos de migrantes rural-urbanos está na região Nordeste.

5.3 – Resultados Empíricos

5.3.1 – Determinantes de frequência escolar e trabalho infantil

Nesta subseção são apresentados os resultados do modelo *probit* bivariado para avaliação dos determinantes da alocação do tempo das crianças entre trabalho e estudo. Assume-se, *a priori*, que o sexo da criança, a estrutura da família e a condição de migração dos pais alteram significativamente os parâmetros do modelo. Portanto, seguindo o procedimento-padrão na literatura, optou-se por estimar o modelo por amostras separadas segundo as referidas categorias.

²⁴ As estatísticas descritivas das variáveis utilizadas na avaliação dos determinantes da escolha entre trabalho infantil e frequência escolar estão em apêndice (Tabelas B.3 e B.4).

A Tabela 14, abaixo, apresenta os coeficientes estimados a partir das regressões *probit* bivariado por condição de migração dos pais e gênero da criança em famílias biparentais sob responsabilidade do pai. Ao todo, a tabela em análise registra seis regressões. O primeiro bloco de cada regressão se refere à equação de decisão sobre a frequência escolar da criança, enquanto o segundo, à equação de seleção para o trabalho infantil.

Tabela 14 – Probit Bivariado: Regressões por Condição de Migração dos Pais e Gênero da Criança – Famílias Biparentais Chefiadas pelo Pai

	Nativo urbano		Migrante urbano-urbano		Migrante rural-urbano	
	(1) Menino	(2) Menina	(3) Menino	(4) Menina	(5) Menino	(6) Menina
Estudar						
Branco	0,0365*	0,0367	0,0335	0,0150	-0,0386	0,1188*
Idade	-0,1214***	-0,1402***	-0,1481***	-0,1375***	-0,1381***	-0,1361***
Pai.branco	-0,0002	0,0095	0,0410	0,1111***	0,1300**	0,0133
Pai.Estudo1a4	0,2303***	0,1970***	0,2193***	0,1756***	0,1166**	0,1225**
Pai.Estudo5a8	0,4076***	0,3167***	0,4409***	0,3092***	0,1947**	0,1159
Pai.Estudo9a11	0,5276***	0,4679***	0,7052***	0,5091***	0,4609***	0,5487***
Pai.Estudo11m	0,5903***	0,3981***	0,7200***	0,7079***	0,1777	0,3134
Mãe.branco	0,0301	0,0212	0,0811**	0,0907**	-0,0453	0,1067*
Mãe.Estudo1a4	0,3298***	0,3151***	0,3096***	0,2307***	0,2603***	0,1711***
Mãe.Estudo5a8	0,5548***	0,5601***	0,5365***	0,4656***	0,4337***	0,5339***
Mãe.Estudo9a11	0,6734***	0,7367***	0,6102***	0,6251***	0,6211***	0,5341***
Mãe.Estudo11m	0,8557***	0,8439***	0,5923***	0,4157***	0,4470	0,0782
RNTPC	-0,0001***	-0,0001	0,0002	0,0001	-0,0003	0,0002
Irmãos0a9	-0,0590***	-0,0797***	-0,0874***	-0,0860***	-0,0675***	-0,1010***
Irmãos15a17	-0,0539***	-0,0367***	-0,1099***	-0,0452*	-0,0394	-0,0844***
Desempregados	-0,1414	-0,4624***	0,0063	0,2009	0,1521	-0,1307
Informalidade	0,1878***	0,3306***	-0,0547	0,0511	-0,3680*	-0,1669
Metrópole	-0,0178	-0,0317	-0,0572*	-0,0309	-0,1505**	-0,0697
Nordeste	-0,0560***	0,0275	-0,1067***	0,0014	-0,1020	0,0107
Norte	-0,0802***	-0,0265	-0,1736***	-0,0072	-0,1797**	-0,0393
Sul	0,0061	-0,0299	-0,0579	-0,0622	0,0962	0,0173
Centro-Oeste	-0,0445	0,0372	-0,0538	0,1362***	0,0479	0,0332
Intercepto	2,5743***	2,9378***	2,9974***	2,8712***	3,1716***	3,0576***
Trabalhar						

Continua

Tabela 14 – Probit Bivariado: Regressões por Condição de Migração dos Pais e Gênero da Criança – Famílias Biparentais Chefiadas pelo Pai

Conclusão

	Nativo urbano		Migrante urbano-urbano		Migrante rural-urbano	
	(1) Menino	(2) Menina	(3) Menino	(4) Menina	(5) Menino	(6) Menina
Branco	-0,0032	0,0392	0,0003	-0,0156	0,0332	-0,0513
Idade	0,2485***	0,2521***	0,2842***	0,2496***	0,2906***	0,3048***
Pai.branco	0,0224	-0,0396*	0,0347	-0,0279	-0,0131	0,0572
Pai.Estudo1a4	-0,0727***	-0,0532**	-0,0996**	0,0006	-0,0419	-0,0224
Pai.Estudo5a8	-0,1728***	-0,0982***	-0,1465***	-0,1085*	-0,0890	-0,1758*
Pai.Estudo9a11	-0,2284***	-0,1408***	-0,2561***	-0,1900***	-0,0901	-0,1545
Pai.Estudo11m	-0,3957***	-0,3609***	-0,6033***	-0,3647***	-0,6693**	-4,5605***
Mãe.branco	-0,0538***	-0,0113	-0,0404	-0,0089	-0,0024	-0,0742
Mãe.Estudo1a4	0,0437**	-0,0267	-0,0561	-0,1434***	0,0846*	0,0312
Mãe.Estudo5a8	-0,0165	-0,1204***	-0,1184**	-0,1816***	-0,0180	0,0310
Mãe.Estudo9a11	-0,1586***	-0,2512***	-0,1739***	-0,1706***	-0,0094	-0,1058
Mãe.Estudo11m	-0,2867***	-0,3764***	-0,3318***	-0,2577***	-0,0384	-0,4137
RNTPC	0,0000	-0,0001	-0,0010***	-0,0007***	-0,0008	-0,0014
Irmãos0a9	0,0431***	0,0426***	0,0215*	0,0118	0,0428***	0,0218
Irmãos15a17	-0,0069	0,0559***	-0,0007	0,0731***	0,0376	0,0514
Desempregados	-1,6896***	-1,4713***	-1,8421***	-0,8456***	-1,1060***	-0,5053
Informalidade	0,8272***	0,5650***	0,5147***	0,3998**	0,9749***	0,6957***
Metrópole	-0,1778***	-0,1107***	-0,1292***	-0,1636***	-0,3115***	-0,1221
Nordeste	-0,0242	-0,1364***	-0,0017	-0,0456	0,1771***	-0,0242
Norte	-0,1803***	-0,1904***	0,0939**	0,0327	0,0339	-0,0114
Sul	0,0398*	0,0178	-0,0240	0,0137	0,1653**	-0,0318
Centro-Oeste	0,1068***	0,1892***	0,1724***	0,1652***	0,2198***	-0,0254
Intercepto	-4,8764***	-5,0813***	-4,9996***	-4,8810***	-5,4724***	-5,6733***
ρ	-0,2489***	-0,1964***	-0,2588***	-0,1698***	-0,2671***	-0,1644***
Pvalor X ²	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Observações	133.101	128.103	36.466	34.531	8.389	7.972

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados de Censo Demográfico de 2000.

Notas: Desvios-padrão robustos à heterocedasticidade entre parênteses. *** Estatisticamente significativa a 1%. ** Estatisticamente significativa a 5%. * Estatisticamente significativa a 10%. Para o coeficiente de correlação ρ , a significância foi testada a partir do teste de razão de verossimilhança. Os resultados completos estão no apêndice B (Tabela B.5).

Em geral, os resultados são consoantes aqueles encontrados na literatura especializada (BRASIL, 1998; KASSOUF, 2005; FERREIRA; CACCIAMALI, 2007). No tocante às características das crianças, por exemplo, nota-se que a idade apresenta correlação positiva com a probabilidade de trabalhar e negativa com a probabilidade de frequência escolar. Há evidências, em estudos feitos para o Brasil, que relacionam o aumento do trabalho infantil com a idade. Tal fato geralmente é associado a melhores oportunidades de emprego e de remuneração e, por conseguinte, ao alto custo de oportunidade da dedicação exclusiva da criança aos estudos (WAHBA, 1998; BRASIL, 1998).

A raça (cor da pele) da criança só parece ter efeito na propensão à frequência escolar. Observa-se que meninos de cor branca, filhos de pais nativos, têm maior probabilidade de estudar comparados aos meninos não-brancos (categoria omitida), ao passo que meninas de cor branca, filhas de migrantes rural-urbanos, também registram correlação positiva à frequência escolar.

Quanto maior o nível de educação dos pais, menor (maior) a probabilidade de trabalhar (estudar). Ou seja, pais mais instruídos tendem a priorizar os estudos dos filhos e a não encaminhá-los ao mercado de trabalho (KASSOUF, 2005; FERREIRA; CACCIAMALI, 2007).

Outro resultado interessante diz respeito ao número de irmãos no domicílio. Nota-se que o maior número de irmãos reduz a probabilidade de estudo e eleva a probabilidade de trabalho da criança, a despeito da condição de migração dos pais. Em termos de propensão ao trabalho infantil, o efeito da variável em destaque é mais significativo para a presença de irmãos com idade inferior a 10 anos. Com efeito, o tamanho da família é um importante fator determinante do trabalho infantil. Estudos apontam que existe uma relação positiva entre trabalho infantil e tamanho da família e que a presença de irmãos mais novos aumenta a probabilidade de trabalhar dos mais velhos (KASSOUF, 2005; EMERSON; PORTELA, 2002).

Em relação aos fatores relacionados à demanda do mercado de trabalho, a taxa de desemprego para adultos de baixa instrução²⁵ (atra-

25 A variável “desempregados” representa a taxa de desemprego municipal para adultos de baixa instrução. Ela foi criada dividindo o número de desempregados no município de residência da criança (aqueles que não trabalham e estavam procurando emprego na semana de referência) pelo número de indivíduos economicamente ativos (aqueles que trabalham em atividades remuneradas ou não), considerando, na amostra, adultos do sexo masculino com idade entre 30 e 35 anos e escolaridade

tividade do mercado) tem uma correlação negativa com o trabalho infantil. Espera-se que, quanto maior for essa taxa de desemprego, menor seja a atratividade do mercado para o trabalho infantil. Desse modo, as evidências encontradas se revelaram consistentes (DUREYA e ARENDS-KUENNING, 2003). O nível de informalidade do mercado de trabalho também pode ser um importante condicionante do trabalho infantil. As evidências mostraram que a taxa de informalidade²⁶ tem uma correlação positiva com o trabalho infantil. Dado que, no Brasil, o trabalho infantil é legalizado apenas para maiores de 16 anos, os setores informais podem oferecer maiores oportunidades de emprego para as crianças. Neves e Menezes (2010), por exemplo, inseriram a variável taxa de formalidade como um determinante do trabalho infantil; os resultados apontaram que, quanto maior essa taxa, menor a probabilidade de a criança trabalhar.

Por fim, vale ressaltar a significância estatística e sinal negativo do coeficiente de correlação ρ em todas as regressões. Isso sugere que fatores não-observados que influenciam diretamente a frequência escolar das crianças afetam inversamente a entrada destas no mercado de trabalho. Portanto, as decisões de frequência escolar e trabalho infantil são interdependentes e a especificação do modelo bivariado revelou-se uma estratégia consistente.

A Tabela 15, abaixo, apresenta os coeficientes estimados a partir das regressões do *probit* bivariado por condição de migração dos pais e gênero da criança em famílias monoparentais sob responsabilidade da mãe. Assim como na Tabela 14, o primeiro bloco de cada regressão se refere à equação de decisão sobre a frequência escolar da criança, enquanto o segundo, à equação de seleção para o trabalho infantil.

entre 0 e 4 anos de estudo. Supõe-se que os adultos com essas características competem com as crianças no mercado de trabalho. A intuição é que, quando a taxa de desemprego está alta, os adultos terão preferência na ocupação desses postos de trabalho em relação às crianças, reduzindo o trabalho infantil. O trabalho de Dureya e Arends-Kuennning (2003) utiliza uma variável semelhante – a única diferença é faixa de escolaridade (4 anos completos) – para criar uma aproximação do salário/hora das crianças.

26 A variável “informalidade” representa a taxa de informalidade no mercado de trabalho local. Esta foi criada dividindo o número de trabalhadores em atividade informais no município de residência da criança (trabalhador doméstico e empregado sem carteira de trabalho assinada, aprendiz ou estagiário sem remuneração, não-remunerado em ajuda a membro do domicílio, conta-própria e trabalhador na produção para o próprio consumo, todos sem contribuição previdenciária) pelo número de total de trabalhadores maiores de 16 anos. Considerando que o trabalho infantil no Brasil é proibido para menores de 16 anos, supõe-se que o trabalho de crianças é mais comum no setor informal da economia; portanto, quanto maior a taxa de informalidade no mercado de trabalho maior a demanda por esses trabalhadores.

Tabela 15 – Probit Bivariado: Regressões por Condição de Migração da Mãe e Gênero da Criança – Famílias Monoparentais Chefiadas pela Mãe

	Nativo urbano		Migrante urbano-urbano		Migrante rural-urbano	
	(1) Menino	(2) Menina	(3) Menino	(4) Menina	(5) Menino	(6) Menina
Estudar						
Branco	0,0831***	0,0533*	0,0575	0,0735	0,2455*	0,0332
Idade	-0,1533***	-0,1734***	-0,1559***	-0,1517***	-0,2099***	-0,1807***
Mãe.branco	0,0193	-0,0085	-0,0737	-0,0047	-0,1118	0,0600
Mãe.Estudo1a4	0,3433***	0,2627***	0,1658**	0,4043***	0,4334***	0,2394**
Mãe.Estudo5a8	0,5918***	0,5612***	0,3470***	0,6684***	0,4618***	0,5126***
Mãe.Estudo9a11	0,8913***	0,8019***	0,7605***	0,7948***	0,9338***	0,9460***
Mãe.Estudo11m	0,9467***	1,0011***	0,8373***	1,0339***	4,3927***	0,5381
RNTPC	0,0009***	0,0008***	0,0012***	0,0020***	0,0037**	0,0023
Irmãos0a9	-0,0909***	-0,0873***	-0,0916***	-0,0937***	0,0276	-0,0603
Irmãos15a17	-0,0874***	-0,0328*	-0,1341***	-0,0477	-0,0741	0,1447**
Desempregados	0,1783	-0,1295	0,5504	-0,0484	-0,1742	-1,4124
Informalidade	0,0493	-0,0015	-0,2509	0,2313	0,3328	0,5606
Metrópole	0,0083	-0,0372	-0,1287**	-0,0372	-0,1411	-0,1913
Nordeste	-0,0739**	-0,0439	-0,1748**	-0,1033	-0,2115	-0,3417**
Norte	0,0994**	-0,0002	-0,0155	0,0273	0,1172	-0,5906***
Sul	0,0430	0,0102	0,0683	0,0514	0,1874	-0,0903
Centro-Oeste	0,0391	0,0401	-0,0873	0,0354	0,0407	-0,1835
Intercepto	2,9445***	3,5147***	3,3634***	2,8500***	3,4180***	3,3308***
Trabalhar						
Branco	-0,0098	-0,0224	0,0406	0,0763	-0,0231	0,0495
Idade	0,2537***	0,2565***	0,2339***	0,2556***	0,3158***	0,2402***
Mãe.branco	-0,0573*	0,0086	-0,0097	-0,0798	-0,0243	-0,1028
Mãe.Estudo1a4	-0,0622**	-0,0674*	-0,1823**	-0,1253	-0,0239	0,1371
Mãe.Estudo5a8	-0,1870***	-0,2033***	-0,1674**	-0,2478***	0,1287	0,0651
Mãe.Estudo9a11	-0,3518***	-0,2799***	-0,3675***	-0,4762***	-0,9540**	0,0373
Mãe.Estudo11m	-0,5952***	-0,4583***	-0,3977***	-0,3560***	0,0570	-0,0665
RNTPC	-0,0004**	-0,0004*	-0,0010***	-0,0004	-0,0031**	-0,0014
Irmãos0a9	0,0409***	0,0452***	0,0741***	0,0168	0,0234	0,0339
Irmãos15a17	-0,0005	0,0620***	0,0335	0,0634	-0,0961	0,0454
Desempregados	-1,1909***	-0,9017***	0,3150	-0,6172	-0,4714	-0,1669

Continua

Tabela 15 – Probit Bivariado: Regressões por Condição de Migração da Mãe e Gênero da Criança – Famílias Monoparentais Chefiadas pela Mãe

Conclusão

	Nativo urbano		Migrante urbano-urbano		Migrante rural-urbano	
	(1) Menino	(2) Menina	(3) Menino	(4) Menina	(5) Menino	(6) Menina
Informalidade	0,5853***	0,6318***	0,6307***	0,6207**	0,9500**	0,0933
Metrópole	-0,1489***	-0,1707***	-0,1823***	-0,1364**	-0,1393	-0,2120
Nordeste	0,0172	-0,0726**	-0,0511	-0,1371	0,2884**	-0,1664
Norte	-0,0487	-0,1379**	0,0496	0,0570	0,3558**	-0,1888
Sul	0,0326	-0,0628	-0,1258*	-0,0508	0,0875	-0,0845
Centro-Oeste	0,1197**	0,1773***	0,2149***	0,2404***	-0,1939	-0,0589
Intercepto	-4,7449***	-5,0791***	-4,5512***	-4,9746***	-5,7285***	-4,5112***
ρ	-0,2031***	-0,2311***	-0,2198***	-0,2867***	-0,3095***	-0,1246
Pvalor χ^2	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Observações	38.666	39.275	8.207	8.606	1.431	1.547

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados de Censo Demográfico de 2000.

Notas: Desvios-padrão robustos à heterocedasticidade entre parênteses. *** Estatisticamente significativa a 1%. ** Estatisticamente significativa a 5%. * Estatisticamente significativa a 10%. Para o coeficiente de correlação ρ , a significância foi testada a partir do teste de razão de verossimilhança. Os resultados completos estão no apêndice B (Tabela B.6).

A raça da criança tem efeito apenas na propensão à frequência escolar, destacando-se que só à significância nos filhos de nativos e meninos rural-urbanos. Quanto à educação da mãe, há uma correlação positiva com a probabilidade de estudar e negativa com a de trabalhar, destacando-se que o efeito é maior sobre a probabilidade de estudar. Na faixa de maior escolaridade, o impacto sobre a probabilidade de estudar é maior sobre as meninas, exceto para as filhas migrantes rural-urbanos, enquanto, na probabilidade de trabalhar, é maior para os meninos.²⁷

O número de irmãos no domicílio, por um lado, reduz a probabilidade de estudo, exceto para as meninas filhas de mãe migrante rural-urbano no que se refere à presença de irmãos mais velhos (entre 15 e 17 anos) e, por outro, eleva a probabilidade de trabalho da criança, destacando-se que o efeito é significativo apenas para os filhos de nativos e meninos filhos de migrante urbano-urbano.

²⁷ Vide efeitos marginais em apêndice (Tabelas B.7 e B.8).

Quanto aos fatores relacionados à demanda do mercado de trabalho, a taxa de desemprego para adultos de baixa instrução apresenta influência apenas com a decisão de trabalhar, correlação negativa, e apenas para os filhos de nativos. A taxa de informalidade do mercado de trabalho aumenta a probabilidade de trabalho das crianças, exceto para as meninas filhas de mãe migrante rural-urbano, onde o parâmetro estimado não apresenta significância estatística.

Por fim, é importante destacar a significância estatística e sinal negativo do coeficiente de correlação ρ nas regressões, exceto na de meninas filhas de chefe migrante rural-urbano. Como dito anteriormente, isso indica que atributos não-observados têm influência sobre a frequência escolar das crianças e afetam inversamente a entrada destas no mercado de trabalho. Portanto, existe uma relação entre as duas decisões que justifica a utilização do modelo *probit* bivariado.

A Tabela 16, abaixo, apresenta as probabilidades previstas das quatro combinações possíveis entre frequência escolar e trabalho da criança obtidas a partir das regressões já reportadas.

Tabela 16 – Probabilidade de Trabalhar/Estudar por Condição de Migração dos Pais e Gênero da Criança

Probabilidades	Nativo urbano		Migrante urbano-urbano		Migrante rural-urbano	
	Menino	Menina	Menino	Menina	Menino	Menina
Famílias Biparentais (chefe pai)						
Estuda e trabalha	0,0443	0,0237	0,0397	0,0233	0,0853	0,0489
Só estuda	0,9156	0,9474	0,9217	0,9438	0,8397	0,8805
Só trabalha	0,0065	0,0025	0,0062	0,0025	0,0185	0,0088
Ociosidade	0,0335	0,0263	0,0324	0,0304	0,0566	0,0618
Famílias Monoparentais (chefe mãe)						
Estuda e trabalha	0,0473	0,0312	0,0535	0,0319	0,0792	0,0519
Só estuda	0,8841	0,9213	0,8819	0,9127	0,8237	0,8552
Só trabalha	0,0103	0,0056	0,0108	0,0073	0,0256	0,0095
Ociosidade	0,0583	0,0419	0,0539	0,0481	0,0715	0,0834

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados de Censo Demográfico de 2000.

As probabilidades de cada combinação variam significativamente de acordo com a condição de migração dos pais e a estrutura da família. Nas famílias biparentais, por exemplo, os filhos de migrantes rural-urbanos estão em pior situação em relação aos demais, dado que a probabilidade de estudar e trabalhar, de só trabalhar e de ociosidade são relativamente maiores, enquanto a probabilidade de apenas estudar é menor. O mesmo acontece entre as famílias monoparentais, destacando-se que a situação dos meninos é desfavorável em relação à das meninas. Entre os mais favorecidos, estão os filhos de migrantes urbano-urbanos em famílias biparentais e os filhos de nativos urbanos nas famílias monoparentais.

As probabilidades calculadas permitem avaliar a diferença entre as combinações de estudar e trabalhar das crianças após considerar o efeito de vários atributos; no entanto, não possibilitam a identificação do efeito da condição de migração dos pais. A decomposição, realizada a seguir possibilitará explorar melhor essa questão.

5.3.2 – Frequência escolar e trabalho infantil: o efeito da condição de migrante

Conforme já discutido na subseção 5.2.2, o procedimento de Oaxaca-Blinder modificado permite decompor a diferença de probabilidade em duas parcelas: a parte explicada pela diferença de atributos observáveis e parcela devido às características não-observáveis (não-explicada). No primeiro caso, o diferencial de probabilidade resulta do hiato entre as variáveis explicativas, ou seja, do efeito das diferentes características da criança, da família e da localização sobre a alocação do tempo das crianças entre trabalhar e estudar. Essa parcela é calculada a partir da diferença entre o vetor de variáveis explicativas para filhos de nativos e de migrantes, mantendo fixo o vetor de coeficientes estimado para a categoria-base, que, para este estudo, são os filhos de nativos urbanos.

Na segunda parcela, o procedimento consiste em atribuir aos filhos dos migrantes os mesmos atributos dos filhos de nativos, ou seja, considerar que as duas categorias têm, em média, as mesmas características individuais, familiares e de localidade para, então, verificar as diferenças atribuídas exclusivamente à condição de migração dos pais. Esse diferencial é oriundo da mudança nos vetores de coeficientes, que podem variar entre as diferentes amostras. Portanto, o intuito desta subseção é fornecer

evidências acerca do favorecimento (desfavorecimento) das crianças de acordo com a condição de migração dos seus pais.

A Tabela 17, a seguir, apresenta os resultados da decomposição do diferencial de probabilidade de trabalho/estudo para crianças inseridas em famílias biparentais chefiadas pelo pai.²⁸ Para simplificar a análise, foram utilizadas as probabilidades marginais de trabalhar, $(p(Y_1 = 1, Y_2 = 1) + p(Y_1 = 0, Y_2 = 1))$, e de estudar, $(p(Y_1 = 1, Y_2 = 1) + p(Y_1 = 1, Y_2 = 0))$, a partir da soma das probabilidades preditas, desconsiderando a probabilidade de ociosidade, $(p(Y_1 = 0, Y_2 = 0))$. A análise dessa tabela obedece à seguinte intuição: diferenças com sinais positivos indicam que a probabilidade é maior para os filhos de migrantes, enquanto aquelas com sinais negativos, que a probabilidade é maior para filhos de nativos (categoria-base).

Os resultados observados para os filhos de migrantes urbano-urbanos variam consideravelmente com a estrutura familiar e com o gênero da criança. Enquanto, nas famílias biparentais, os meninos trabalham menos e estudam mais que os filhos de nativos, as meninas estão condicionadas a trabalhar um pouco menos e reduzir a frequência escolar. No caso das meninas, vale ressaltar, a menor probabilidade de trabalhar não representa maior frequência escolar, ou seja, é possível que as meninas utilizem seu tempo em atividades domésticas. Já nas famílias monoparentais onde a mãe é migrante urbano-urbano, meninos/meninas trabalham mais que nas famílias com mãe nativa. Portanto, aqui parece predominar o efeito da estrutura familiar. Em termos de frequência escolar, nota-se que os meninos filhos de migrantes estudam mais que os filhos de nativos, embora as meninas estudem menos.

Em relação aos filhos de migrantes rural-urbanos, os resultados são regulares não obstante o sexo da criança e a estrutura da família. Percebe-se que as referidas crianças trabalham mais e estudam menos que os filhos de nativos. Nesse sentido, ainda é importante destacar que a condição de migrantes dos pais (ou da mãe, no caso monoparental) contribui diretamente para esse resultado. A única diferença quanto ao

28 Os resultados apresentados na tabela em foco resultam da aplicação da equação (34). No entanto, conforme foi mencionado na subseção 5.2.2, há uma forma alternativa de cálculo para a decomposição. Esses últimos resultados se acham em apêndice, na Tabela B.9. O leitor pode notar que os resultados sofrem algumas alterações quando a magnitude dos valores calculados, mais o sinal e a intensidade de cada parcela de atributos são bem regulares em relação aos apresentados na presente seção.

gênero é o fato de o aumento na probabilidade de trabalho ser maior para os meninos e a redução na de estudo para as meninas. Observa-se ainda que a condição de migrante do pai/mãe rural-urbano (diferencial de probabilidade não-explicado) tem peso mais importante para o aumento da probabilidade de trabalho que a diferença relativa aos atributos. Esse resultado pode estar relacionado à desvantagem salarial dos pais migrantes rural-urbanos em relação aos nativos, que, conforme visto no capítulo anterior, pode estar relacionado a uma seleção negativa dos primeiros em atributos não-observados.

Tabela 17 – Efeito da Condição de Migração dos Pais sobre as Probabilidades de Trabalho e Estudo das Crianças segundo a Estrutura Familiar

	Pai/mãe Migrante urbano-urbano		Pai/mãe Migrante rural-urbano	
	Menino	Menina	Menino	Menina
Biparentais				
Trabalhar	-0,50	-0,06	5,29	3,13
Explicada	-1,07	-0,55	1,73	1,03
Não-explicada	0,58	0,49	3,56	2,10
Estudar	0,15	-0,42	-3,50	-4,19
Explicada	1,21	0,79	-2,06	-2,12
Não-explicada	-1,07	-1,21	-1,44	-2,06
Monoparentais				
Trabalhar	0,67	0,24	4,72	2,45
Explicada	-0,55	-0,22	2,14	0,61
Não-explicada	1,22	0,45	2,58	1,84
Estudar	0,39	-0,79	-2,86	-4,54
Explicada	0,94	0,89	-2,37	-1,87
Não-explicada	-0,55	-1,69	-0,49	-2,68

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados de Censo Demográfico de 2000.

Notas: Categoria-base: filhos de nativos urbanos. Para a melhor leitura, as diferenças absolutas de probabilidade foram multiplicadas por 100. Todas as diferenças de probabilidades médias são estatisticamente significativas para o teste t-student a 1%.

Em relação aos filhos de migrantes rural-urbanos, os resultados são regulares não obstante o sexo da criança e a estrutura da família. Percebe-se que as referidas crianças trabalham mais e estudam menos que os filhos de nativos. Nesse sentido, ainda é importante

destacar que a condição de migrantes dos pais (ou da mãe, no caso monoparental) contribui diretamente para esse resultado. A única diferença quanto ao gênero é o fato de o aumento na probabilidade de trabalho ser maior para os meninos e a redução na de estudo para as meninas. Observa-se ainda que a condição de migrante do pai/mãe rural-urbano (diferencial de probabilidade não-explicado) tem peso mais importante para o aumento da probabilidade de trabalho que a diferença relativa aos atributos. Esse resultado pode estar relacionado à desvantagem salarial dos pais migrantes rural-urbanos em relação aos nativos, que, conforme visto no capítulo anterior, pode estar relacionado a uma seleção negativa dos primeiros em atributos não-observados.

De forma geral, os filhos de migrantes urbano-urbanos são mais sensíveis à estrutura familiar; por um lado e por outro, se acham em melhor situação que os filhos de nativos, sobretudo em núcleos biparentais. A situação econômica dos pais migrantes urbano-urbanos é, em média, superior à dos nativos, como mostrado no capítulo 4. Logo, a alocação do tempo das crianças pode favorecer os estudos, principalmente nas biparentais.

É interessante ainda observar que o diferencial de probabilidade não-explicado (condição de migrante) sempre aumenta a probabilidade de trabalho e reduz a de estudo, seja para filhos de migrantes urbano-urbanos ou rural-urbanos, com a ressalva de que os efeitos são bem mais fortes para os filhos desses últimos. Essas evidências, possivelmente, estão associadas aos custos iniciais de absorção dos pais no mercado, dado que a análise, até o momento, não considerou o tempo de residência da família na cidade.

A diferença de atributos observados entre as famílias favorece a redução da probabilidade de trabalho e aumento da probabilidade de estudo para os filhos de migrantes urbano-urbanos, comparados aos filhos de nativos. Já para os filhos de migrantes rural-urbanos, os resultados são inversos.

Apesar da relevância dos resultados anteriores, caberia observar como as diferenças de probabilidade mudam a partir do tempo de vida da família na cidade. Ou seja, um tempo maior na cidade permite aos

migrantes acumular capital humano específico ao local, ou passar a ter acesso a redes sociais, entre outros fatores que reduzem os custos de procura por emprego. Dessa forma, o tempo de residência do migrante no local de destino pode ter um papel decisivo sobre a alocação do tempo das crianças entre trabalho e estudo.

As Tabelas 18 e 19, a seguir, apresentam a decomposição do diferencial de probabilidades de estudo/trabalho das crianças segundo a estrutura familiar e por condição de migração dos pais atrelada ao tempo de residência do chefe de família na cidade. A Tabela 18 compara os filhos de migrantes urbano-urbanos aos filhos de nativos, enquanto a Tabela 19, os filhos de migrantes rural-urbanos aos filhos de nativos. A decomposição foi refeita considerando regressões *probit* para amostras separadas, a saber: crianças cujos pais (chefe) têm menos de 1 ano de residência na cidade (recém-chegadas) e crianças cujos pais (chefe) têm 4 anos de residência. A análise dessas tabelas segue a mesma intuição da Tabela 17.

Os resultados da Tabela 18 mostram que, nas famílias biparentais, a experiência de vida da família na cidade aumenta o diferencial de probabilidade de estudo em favor dos filhos de migrantes urbano-urbanos. Note-se, nas famílias de migrantes recém-chegados, que os filhos estudam menos que os filhos de nativos; isso, contudo, tende a se reverter após 4 anos completos no meio urbano. A probabilidade de trabalho para os meninos filhos de migrantes fica relativamente menor com o maior tempo, comparados às crianças nativas. Para as filhas dos migrantes, o efeito observado é o contrário, isto é, a probabilidade de trabalho aumenta.

Nas famílias monoparentais formadas por mães migrantes urbano-urbanos, a probabilidade de estudo das meninas é relativamente maior que as filhas das mães nativas, ao passo que aquela verificada para os meninos é menor. O tempo de vida na cidade aumenta a probabilidade de trabalho e reduz a de estudo, sobretudo para os meninos. Aqui, fica perceptível que o efeito da estrutura familiar é mais forte que o efeito da condição de migrante ou até mesmo do tempo de migração.

Tabela 18 – Efeito da Condição de Migração dos Pais sobre as Probabilidades de Trabalho e Estudo das Crianças segundo a Estrutura Familiar e por Tempo de Vida na Cidade

	Pai/mãe Migrante urbano-urbano		Pai/mãe Migrante urbano-urbano	
	menos de 1 ano na cidade		4 anos completos na cidade	
	Menino	Menina	Menino	Menina
Biparentais				
Trabalhar	-0,15	-0,43	-0,64	0,18
Explicada	-0,72	-0,30	-1,03	-0,76
Não-explicada	0,57	-0,13	0,39	0,95
Estudar	-2,68	-2,34	1,12	0,37
Explicada	1,99	1,35	0,89	0,71
Não-explicada	-4,68	-3,69	0,23	-0,33
Monoparentais				
Trabalhar	-0,37	0,57	0,56	0,05
Explicada	-0,47	-0,66	-0,13	-0,03
Não-explicada	0,10	1,24	0,70	0,08
Estudar	-2,48	1,60	-5,17	0,77
Explicada	1,20	0,80	1,73	0,75
Não-explicada	-3,68	0,80	-6,90	0,02

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados de Censo Demográfico de 2000.

Notas: Categoria-base: filhos de nativos urbanos. Para a melhor leitura, as diferenças absolutas de probabilidade foram multiplicadas por 100. Todas as diferenças de probabilidades médias são estatisticamente significativas para o teste t-student a 1%.

Na Tabela 19, a seguir, são apresentados os resultados da decomposição do diferencial de probabilidades para os filhos de migrantes rural-urbanos tendo por base os filhos de nativos urbanos.

Os resultados mostram que o diferencial de probabilidade de estudar em favor dos filhos de nativos é reduzido com o passar do tempo da família migrante rural-urbana na cidade, embora os filhos desses migrantes permaneçam em desvantagem em relação às crianças nativas. Observa-se também que a redução na probabilidade de trabalhar devido ao tempo de migração é maior para os meninos, comparados às meninas.

Tabela 19 – Efeito da Condição de Migração dos Pais sobre as Probabilidades de Trabalho e Estudo das Crianças segundo a Estrutura Familiar e por Tempo de Vida na Cidade

	Pai/mãe migrante rural-urbano		Pai/mãe migrante rural-urbano	
	menos de 1 ano na cidade		4 anos completos na cidade	
	Menino	Menina	Menino	Menina
Biparentais				
Trabalhar	6,50	2,84	5,74	2,83
Explicada	2,00	1,24	2,71	1,27
Não-explicada	4,51	1,61	3,03	1,56
Estudar	-9,11	-11,21	-1,49	-1,56
Explicada	-4,45	-5,53	-0,88	-1,43
Não-explicada	-4,65	-5,68	-0,60	-0,13
Monoparentais				
Trabalhar	12,02	1,51	4,13	1,99
Explicada	3,56	1,46	2,65	-0,07
Não-explicada	8,46	0,05	1,48	2,05
Estudar	-13,88	-11,41	-0,97	-4,20
Explicada	-3,84	-2,92	-1,02	-0,18
Não-explicada	-10,04	-8,48	0,05	-4,02

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados de Censo Demográfico de 2000.

Notas: Categoria base: filhos de nativos urbanos. Para a melhor leitura, as diferenças absolutas de probabilidade foram multiplicadas por 100. Todas as diferenças de probabilidades médias são estatisticamente significativas para o teste t-student a 1%.

Nas famílias monoparentais, o tempo de residência na cidade reduz significativamente a probabilidade de trabalhar dos meninos. Já a das meninas sofre um aumento, mas em pequena proporção. Quanto à probabilidade de estudar, verifica-se um aumento para ambos os sexos. Embora, nas famílias biparentais, o tempo de residência também reduza (aumente) a probabilidade de trabalhar (estudar) das crianças, o efeito é maior nas famílias monoparentais.

Outro aspecto observado é que, nas famílias recém-chegadas, especialmente nas monoparentais sob chefia da mãe migrante rural-urbana, percebe-se, por um lado, a alta probabilidade de trabalho dos meninos em relação aos filhos de nativos e, por outro, as baixas probabilidades de frequência escolar de meninos e meninas. Conforme ainda constatado, o

tempo de residência da família migrante na cidade contribui para reduzir (aumentar) a probabilidade de trabalho (estudo); contudo, não o bastante para deixar os filhos de mãe migrante em situação vantajosa.

5.4 – Considerações Finais

Este capítulo teve como objetivo a análise empírica dos determinantes da alocação do tempo das crianças de 10 a 14 anos entre trabalho infantil e frequência escolar no Brasil urbano, com a preocupação especial de identificar o efeito da condição de migração dos pais sobre a referida distribuição.

Entre os determinantes da alocação do tempo das crianças, a educação dos pais é a principal variável para melhoria no bem-estar. Constatou-se que, quanto maior a escolaridade dos pais (pai/mãe), menor a probabilidade de trabalhar e maior a frequência escolar das crianças, destacando-se que a educação da mãe tem maior impacto sobre a probabilidade de estudar que a do pai. Entre os fatores que afetam a demanda por trabalho infantil, destacam-se a relação direta desse fenômeno com a demanda por trabalho infantil e com o grau de informalidade do mercado de trabalho local.

As crianças em famílias biparentais cujos pais são migrantes urbano-urbanos encontram-se em melhor situação que as de migrantes rural-urbanos, quanto à alocação do tempo entre trabalho e estudo e, em alguns casos, melhor até que as de nativos. Por exemplo, os meninos têm uma probabilidade menor de trabalhar e maior de estudar que os filhos de nativos. As melhores condições salariais dos migrantes urbano-urbanos favorecem as crianças apenas nas famílias biparentais; nas monoparentais, o efeito da estrutura familiar encobre essa provável vantagem, prejudicando a alocação do tempo da criança em favor do trabalho infantil. Os filhos de migrantes rural-urbanos estão em situação desfavorável em relação aos nativos, a probabilidade de trabalhar é maior e a de estudar menor, sendo ainda mais frágil a situação nas famílias monoparentais. Os resultados estimados a partir da observação do tempo de residência dos migrantes na cidade reforçam os resultados anteriores, sobretudo, por aumentarem a probabilidade de frequência escolar dos filhos dos migrantes. Enfim, os resultados apontam que a condição de migração tem efeito sobre a alocação do tempo da criança e, conseqüentemente, sobre o seu bem-estar e progresso econômico.

Capítulo 6

CONCLUSÃO

O trabalho infantil é um problema presente no Brasil desde a época da escravidão e causa impactos sociais até os dias de hoje. A inserção precoce no mercado de trabalho tem efeitos negativos sobre a frequência escolar e acúmulo de capital humano das crianças no presente, podendo influenciar na inserção no mercado de trabalho, na qualidade dos empregos e no nível de rendimentos no futuro, quando chegam à idade adulta. Do ponto de vista macro, o trabalho infantil tem efeitos negativos sobre o desenvolvimento econômico de um país a partir da geração de um ciclo intergeracional de pobreza. Nesse cenário, esta dissertação teve como objetivo principal analisar empiricamente como os pais alocam o tempo dos filhos de 10 a 14 anos entre trabalho e estudo no Brasil urbano, destacando o impacto da condição de migração dos pais sobre essa decisão, a partir de diferentes origens setoriais.

Na literatura econômica, existe uma série de estudos teóricos e empíricos que tratam dos determinantes do trabalho infantil. Dentre os estudos teóricos, destacam-se a pobreza, concentração de renda e dificuldades de acesso ao crédito como principais determinantes (BASU; VAN, 1998; SWINNERTON; ROGERS, 1999; BALAND; ROBINSON, 2000). Do ponto de vista empírico, os principais determinantes do trabalho infantil são o nível de renda e as características dos pais, principalmente a escolaridade (WAHBA, 1998; SANTOS et al., 2000; BASU; TZANNATOS, 2003; KASSOUF, 2005).

A condição de migração dos pais entra nesse contexto a partir da relação entre trabalho infantil e o nível de rendimentos da família. A literatura aponta que a migração familiar tem efeitos significativos sobre o

trabalho e renda de seus membros; portanto, os custos (benefícios) desse processo são distribuídos entre cônjuges e filhos. Dessa forma, a depender do sucesso (fracasso) da estratégia de migrar, os resultados positivos (negativos) têm um reflexo na alocação do tempo das crianças entre lazer, trabalho e estudo.

O capítulo três dessa pesquisa apresentou um panorama da evolução do trabalho infantil e da frequência escolar no Brasil ao longo do tempo, destacando a trajetória de combate a esse problema no país. Os resultados apontaram que, nos últimos anos, o Brasil vem apresentando uma tendência de redução do trabalho infantil e universalização da frequência escolar no nível fundamental, destacando-se que a redução é mais intensa na zona rural. No tocante às políticas públicas, sobressaem os programas de transferência de renda com condicionalidades do governo federal, que atuam de forma direta na elevação da frequência escolar e redução da pobreza e, portanto, têm um impacto indireto sobre a inserção de crianças no mercado de trabalho. Por fim, observou-se uma relação inversa entre renda *per capita* estadual e trabalho infantil no Brasil. Os estados das regiões Norte e Nordeste, com menor renda *per capita*, são os que apresentam maior proporção de crianças trabalhando, ao contrário do que ocorre nas regiões mais ricas, como Sudeste e Sul.

O quarto capítulo teve como objetivo investigar, inicialmente, como a distribuição do tempo dos filhos varia de acordo com a condição de migração dos pais; em um segundo momento, analisar o diferencial de salários entre pais migrantes e não-migrantes, com o intuito de identificar a importância dos atributos produtivos observados e não-observados na formação dos rendimentos. Os resultados apontaram que condição de migração dos pais tem impacto significativo sobre a alocação do tempo das crianças. De forma geral, os filhos de migrantes trabalham mais e estudam menos que os filhos de nativos e, entre os migrantes, os que se encontram em pior situação são os filhos dos migrantes rural-urbanos, principalmente aqueles inseridos em famílias monoparentais. Quanto à determinação da probabilidade de trabalhar e dos rendimentos dos pais, destaca-se a educação como principal variável determinante. Os pais com piores níveis de rendimentos são os migrantes rural-urbanos. Já os resultados da decomposição do diferencial de salários apontaram seletividade positiva dos pais (homens) migrantes urbano-urbanos em relação aos nativos, destacando que esse resultado é explicado principalmente pelos

atributos observados, enquanto os pais e mães migrantes rural-urbanos são negativamente selecionados.

No quinto capítulo e mais importante para o cumprimento do objetivo geral, foi feita a análise empírica dos determinantes da alocação do tempo das crianças, destacando o efeito da condição de migração dos pais no Brasil urbano. Os resultados mostraram que o principal determinante da alocação do tempo das crianças é a educação dos pais: quanto maior a escolaridade, menor a probabilidade de trabalhar e maior a frequência escolar das crianças.

Por outro lado, chamaram atenção para a importância da condição de migração dos pais e do tempo de residência na cidade sobre alocação do tempo das crianças entre trabalho e estudo no Brasil urbano. As crianças em pior situação têm pais migrantes rural-urbanos, principalmente aquelas inseridas em famílias monoparentais chefiadas pela mãe. Esse fato pode estar relacionado à média baixa de anos de estudo dos pais migrantes rural-urbanos e, conseqüentemente, a um menor nível de rendimentos em relação às demais categorias estudadas. A estrutura familiar tem maior impacto entre os migrantes urbano-urbanos, principalmente sobre a probabilidade de trabalhar: nas biparentais os filhos trabalham menos que os filhos de nativos, o contrário ocorre nas monoparentais.

Para erradicar o trabalho infantil de forma efetiva, os resultados deste estudo apontam para a necessidade de políticas de combate à pobreza no longo prazo, como geração de emprego e renda. Apesar de as políticas públicas de distribuição de renda terem promovido redução da pobreza nos últimos anos, trata-se de uma medida de curto prazo. Outras frentes de atuação seriam investimentos em educação e qualificação profissional dos pais, fiscalização e punição efetiva para os empresários que empregam crianças menores de 16 anos, políticas para reduzir o grau de informalização do mercado de trabalho e a conscientização da sociedade quanto aos impactos do trabalho infantil sobre a educação, saúde e nível de renda futuro das crianças. No intuito de reduzir os efeitos da condição de migração dos pais sobre o trabalho infantil, sugerem-se políticas de equalização da infraestrutura e da qualidade do ensino entre regiões rurais e urbanas, assim como oportunidades de qualificação profissional a

baixos custos para os migrantes recém-chegados nas cidades, de modo a reduzir as diferenças de dotações em relação aos nativos.

Por fim, a utilização de uma base de dados que possibilite avaliar o efeito do tempo de residência do migrante na cidade em um horizonte maior de anos pode permitir uma identificação mais completa do impacto da condição de migração dos pais sobre o trabalho infantil. Sugere-se também, para futuros estudos, considerar amostras separadas por perfil de renda das famílias para captar melhor o impacto do nível de renda (pobreza) sobre a alocação do tempo das crianças e avaliar o efeito da estratégia de migração familiar sobre o bem-estar dos filhos, fazendo uma comparação entre a situação anterior (local de origem) e posterior (local de destino) à migração.

REFERÊNCIAS

- AZEVEDO, J. S. G.; MENEZES, W. F.; FERNANDES, C. M. **Fora do lugar: crianças e adolescentes no mercado de trabalho da Região Metropolitana de Salvador**. Salvador: ABET, 2000.
- BALAND, J. M.; ROBINSON, J. A. Is child labor inefficient? **Journal of Political Economy**, v. 104, n. 4, p. 663-679, 2000.
- BANERJEE, A.; NEWMAN, A. Occupational choice and the process of development. **Journal of Political Economy**, v. 101, p. 274-298, 1993.
- BARHAM, V. et al. Education and the poverty trap. **European Economic Review**, v. 39, n. 7, p. 1257-75, 1995.
- BARROS, R. P.; MENDONÇA, R. S. P. **Determinantes da participação de menores na força de trabalho**. Rio de Janeiro: IPEA, 1990. (Texto para discussão, 200).
- BASU, K. The intriguing relationship between adult minimum wage and child labor. **Economic Journal**, v. 110, n. 46, p. 50-61, 2000.
- BASU, K.; VAN, P. H. The economics of child labor. **American Economic Review**, v. 88, n. 3, p. 412-427, 1998.
- BASU, K.; TZANNATOS, Z. The global child labor problem: what do we know and what can we do? **World Bank Economic Review**, v. 17, n. 2, p. 147-173, 2003.
- BEZERRA, M. E. G. O trabalho infantil afeta o desempenho escolar no Brasil? **Dissertação** (Mestrado em Ciências Econômicas) – Instituto de Pesquisas Econômicas da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade – Universidade de São Paulo, São Paulo, 2006.
- BHALOTRA, S.; HEADY, C. Child farm labor: the weath paradox. **The World Bank Economic Review**, v. 17, n. 2, p. 197-227, 2003.
- BORJAS, G. J. The economics of immigration. **Journal of Economic Literature**, v. 32, n. 4, p. 1.167-1.717, 1994.
- BRASIL. Ministério do Trabalho e Emprego. **Política e ações para o combate ao trabalho infantil no Brasil**. Brasília, 2001.

_____. Presidência da República. Secretaria de Comunicação Social. **Trabalho infantil no Brasil: questões e políticas.** Brasília, 1998.

CABRAL, F. S.; PORTELA, A. F. A redução do trabalho infantil e o aumento da frequência escolar na década de 90 no Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DA ANPEC, 35., 2007, Pernambuco. **Anais...** Recife: ANPEC, 2007.

CACCIAMALI, M. C.; TATEI, F.; FERREIRA, N. Impactos do programa Bolsa Família federal sobre o trabalho infantil e a frequência escolar. **Revista Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 14, n. 2, p. 269-301, 2010.

CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. **Microeconometrics: methods and applications.** New York: Cambridge University Press, 2005.

CARDOSO, E.; PORTELA, A. The impact of cash transfers on child labor and school attendance in Brazil. **Working Papers.** Nashville: Vanderbilt University, v. 407, 2004.

CHISWICK, B. The effect of americanization on the earnings of foreign-born men. **Journal of Political Economy**, v. 86, p. 897-921, 1978.

_____. Are immigrants favorably self-selected? **American Economic Review**, v. 89, n. 2, p. 181-185, 1999.

COLE, W. E.; SANDERS, R. D. Internal migration and urban employment in the third world. **American Economic Review**, v. 75, p. 481-494, 1985.

COULON, A.; PIRANCHA, M. Self-selection and the performance of return migrants: the source country perspective. **Journal of Population Economics**. v. 18, p. 779-807, 2005.

DA VANZO, J. The determinants of family formation in Chile, 1960. **The RAND Corporation R-830, AID.** Santa Monica, CA, 1972.

DA VANZO, L. Does unemployment affect migration? Evidence from micro data. **The Review of Economics and Statistics**, v. 60, p. 504-514, 1978.

DUARTE, G. B.; SILVEIRA NETO, R. M. Avaliando o impacto do programa Bolsa Família sobre a frequência escolar: o caso da agricultura

familiar no Nordeste do Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DA ANPEC, 36., 2008, Bahia. **Anais...** Salvador: ANPEC, 2008.

DURYEA, S.; ARENDS-KUENNING, M. School attendance, child labor and local labor market fluctuations in urban Brazil. **World Development**, v. 31, n. 7, 2003.

EDMONDS, E. V. Child Labor. **NBER Working Paper n. 12926**. Cambridge, 2007.

EDMONDS, E. V.; SCHADY, N. Poverty alleviation and child labor. **NBER Working Paper n. 15345**, 2009.

EMERSON, P. M.; PORTELA, A. F. S. From childhood to adulthood: the effects of child labor activities on adult earnings in Brazil. **Latin American Economics Association**, Madrid, 2002.

_____. Is there a child labor trap? intergenerational persistence of child labor in Brazil. **Economic Development and Cultural Change**, University of Chicago Press, v. 51, n. 2, p. 375-398, jan. 2003.

FAN, C. S. Relative wage, child labor, and human capital. **Oxford Economic Papers**, v. 56. p. 687-700, 2004.

FERNANDES, R.; PORTELA, A. A. S. **Redução do trabalho infantil e o aumento da frequência a escola: uma análise de decomposição para o Brasil dos anos 90**. São Paulo, 2003. Disponível em: <<http://www.econ.fea.usp.br/seminarios/artigos/portela.pdf>>. Acesso em: 20 set. 2010.

FERREIRA, N. N. Batista **Trabalho infantil e migração no Estado de São Paulo**. 2006. Tese (Doutorado) – Instituto de Pesquisas Econômicas da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade – Universidade de São Paulo, São Paulo, 2006.

FERREIRA, N. N. B.; CACCIAMALI, M. C. Migração familiar, trabalho infantil e ciclo intergeracional da pobreza no Estado de São Paulo. In: ENCONTRO REGIONAL DA ABET, 6., 2007, Paraíba. **Anais...** João Pessoa: ABET, 2007, p. 1-25.

FIESS, N. M.; VERNER, D. Migration and human capital in Brazil during 1990s. **World Bank Policy Research Working Paper**, v. 3.093, p. 1-39, 2003.

FORASTIERI, V. **Children at work, health and safety risks**. Geneva: International Labour Office, 1997.

GLEWWE, P.; KASSOUF, A. L. The impact of the Bolsa Escola/Família conditional cash transfer program on enrollment, grade promotion and drop out rates in Brazil. In: ENCONTRO NACIONAL DA ANPEC, 36., 2008, Bahia. **Anais...** Salvador, 2008.

GOBILLON, L.; LEBLANC, D. Migrations, incomes and unobserved heterogeneity. **CREST Working Paper**, n. 2003-47, p. 1-32, 2003.

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 5. ed. New Jersey: Prentice Hall, 2002.

GREENWOOD, M. J. Human migration: theory, models and empirical studies. **Journal of Regional Science**, v. 25, p. 521-544, 1985.

GRIFFITHS, W.; HILL, C.; JUDGE, G. Modelos com variáveis dependentes qualitativas e limitadas. In: _____. **Econometria**. 2. ed., São Paulo: Saraiva, 2003, cap. 18, p. 426-443.

GROOTAERT, C.; KANDUR, R. Child labor: an economic perspective. **International Labour Review**, v. 132, n. 2, p. 187-203, 1995.

GUNNARSSON, V.; ORAZEM, P. F.; SANCHEZ, M. A. Child labor and school achievement in Latin America. **The World Bank Economic Review**, v. 20, n. 1, p. 31-54, 2006.

HALL, B. H. **Notes on sample selection models**. 2002. Disponível em: <<http://elsa.berkeley.edu/~bhhall/e244/sampsel.pdf>>. Acesso em: 8 jan. 2011.

HEADY, C. The effect of child labor on learning achievement. **World Development**, v. 31, n. 2, p. 385-398, fev. 2003.

HECKMAN, J. Sample selection bias as specification error. **Econometrica**, v. 47, n. 1, p. 153-161, 1979.

HOW to get children out of jobs and into school: the limits of Brazil's much admired and emulated anti-poverty programme. **Journal The Economist**, 2010. Disponível em: <<http://www.economist.com/node/16690887>>. Acesso em: 30 nov. 2010.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa nacional por amostra de domicílios 1993**. Rio de Janeiro: IBGE, 1994. 1 CD-ROM.

_____. **Pesquisa nacional por amostra de domicílios 2009**. Rio de Janeiro: IBGE, 2010. 1 CD-ROM.

_____. **Censo demográfico 2000**. Rio de Janeiro: IBGE, 2001.

ILAHY, N. P.; ORAZEM, P. F.; SEDLACEK, G. The implications of child labor for adult wages, income and poverty: retrospective evidence from Brazil. **Unpublished Working Paper**, Washington D. C.: The World Bank, 2000.

JAFAREY, S.; LAHIRI, S. Education, child labour and development. In: JOHNES, G.; JOHNES J. **International Handbook on the Economics of Education**. Edward Elgar Publishers, 2005, p. 743-786.

JAFAREY, S.; LAHIRI, S. Will trade sanctions reduce child labour? The role of credit markets. **Journal of Development Economics**, v. 68, p. 137-56, 2002.

KASSOUF, A. L. Trabalho infantil no Brasil. **Tese** (Livre Docência) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz da Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1999.

KASSOUF, A. L. MCKEE, M.; MOSSIALOS, E. Early entrance to the job market and its effect on adult health: evidence from Brazil. **Health Policy and Planning**, v. 16, n. 1, p. 21-28, fev. 2001.

KASSOUF, A. L. Aspectos sócio-econômicos do trabalho infantil no Brasil. In: ENCONTRO DA ABEP, 13., 2002, Minas Gerais, **Anais...** Belo Horizonte, ABEP, 2002, p.1-13.

KASSOUF, A. L. **Trabalho infantil**: causas e consequências. Estudo realizado para apresentação no concurso de Professor Titular – Departamento de Economia, Administração e Sociologia da ESALQ, USP, São Paulo, 2005.

KASSOUF, A. L. O que conhecemos sobre o trabalho infantil? **Revista Nova Economia**. Belo Horizonte, v. 17, n. 2, p. 323-350, 2007.

KLEIN, A. Did children`s education matter? Family migration as a mechanism of human capital investment: evidence from nineteenth century Bohemia. **Warwick Economic Research Papers**, v. 923, 2009.

LEE, Lung-Fei. Unionism and wage rates: a simultaneous equations model with qualitative and limited dependent variables. **International Economic Review**, v. 19, n. 2, p. 415-433, 1978.

LEE, Lung-Fei. Identification and estimation in binary choice models with limited (censored) dependent variables. **Econometrica**, v. 47, n. 4, p. 977-966, 1979.

LEON, F. L. L. de; MENEZES-FILHO, N. A. Reprovação, avanço e evasão escolar no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico (PPE)**, Ipea, v. 32, n. 3, p. 417-452, 2002.

LOKSHIN, M.; SAJAIA, Z.. Maximum likelihood estimation of endogenous switching regression models. **The Stata Journal**, v. 4, n. 3, p. 282-289, 2004.

LONG, L. H. The influence of number and ages of children on residential mobility. **Demography**, v. 9, 1972.

LONG, L. H. Women`s labour force participation and the residential mobility of families. **Social Forces**, v. 52, p. 342-348, 1974.

LOPES, J. L.; PONTILI, R. M. Inserção precoce no mercado de trabalho e baixo nível de escolaridade como condicionantes do nível de renda no futuro: análise e aplicações de um modelo probit para o Nordeste brasileiro. In: FÓRUM BNB, **Anais...** Fortaleza, 2010.

MADDALA, G. **Limited-dependent and qualitative variables in Econometrics**. Cambridge: Cambridge University Press, 1983.

MADEIRA, M. C. C. **Trabalho infantil e política pública: uma avaliação do programa de erradicação do trabalho infantil (Peti) no município de João Pessoa**, João Pessoa, 2009. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa, 2009.

MARTINE, G. Adaptação dos migrantes ou sobrevivência dos mais fortes? In: MOURA, H. (Coord.). **Migração interna: textos selecionados**, Fortaleza: BNB – ETENE, 1980.

MINCER, J. Family migrations decisions. **Journal of Political Economy**, v. 86, n. 5, p. 749-773, 1978.

MONTALI, L. Família, trabalho e migração. In: PATARRA, N. (Org.), **Migração, condições de vida e dinâmica urbana: São Paulo 1980-1993**, Campinas: UNICAMP, 1997.

NELSON, F. D. Efficiency of the two-step estimator for models with endogenous sample selection. **Journal of Econometrics**, v. 24, p. 181-196, 1984.

NERI, M. Motivos da evasão escolar. **Movimento Todos pela Educação: Fundação Educar Dpaschoal, FGV e Instituto Unibanco**, São Paulo, 2009.

NEVES, E. C. J.; MENEZES, T. A. de. Bolsa Família, crises econômicas e trabalho infantil: diferentes impactos no Nordeste e Sudeste. In: ENCONTRO NACIONAL DA ENABER, 13., 2010, Minas Gerais. **Anais...** Belo Horizonte: ENABER, 2010.

NIVALAINEN, S. Determinants of family migration: short moves vs. long moves. **Journal of Population Economics**, v. 17, p. 157-175, 2004.

NURWITA, E. Poverty as child labor internal migration's determinant. **Working paper in economics and development studies n. 200912**, 2009.

OIT. **Combatendo o trabalho infantil: guia para educadores**. Brasília: IPEC, 2001. Cap. 1.

OLIVEIRA, C. W. A.; ELLERY JUNIOR, R. G.; PINHEIRO, D. S. Migração e diferenciais de renda: teoria e evidência empírica. In: YWATA, A.; OLIVEIRA, C. W. A.; MOTA, J. A.; PIANCASTELLI, M. (Org.). **Ensaio de economia regional e urbana**. 1. ed. Brasília: IPEA, v. 1, p. 177-213, 2007.

OLIVEIRA, K. F.; JANNUZI, P. M. Motivos para migração no Brasil: padrões etários, por sexo e origem/destino. ENCONTRO NACIONAL DA ABEP, 14., 2004, Minas Gerais. **Anais...** Caxambu: ABEP, 2004.

PONTILI, R. M.; LOPES, J. L.; SOUZA, E. L. C. Trabalho infantil e sua influência sobre a renda e a escolaridade da população trabalhadora do Paraná. In: SEMINÁRIO DO TRABALHO, 6., Trabalho, Economia e Educação no século XXI, 2008, São Paulo. **Anais...** Marília, 2008.

QUEIROZ, V. S. Migração de retorno, diferenciais de salários e autoseleção: evidências para o Brasil, João Pessoa, 2010. **Dissertação** (Mestrado em Ciências Econômicas) – Programa de Pós-graduação em Economia, Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa, 2010.

RAMALHO, H. M.; SILVEIRA NETO, R. M. A importância do setor informal na migração rural-urbana: evidências para o Brasil. In. XXXVIII Encontro Nacional Economia, 38. 2010. **Anais...** Salvador: Anpec, 2010.

RAMALHO, H. M.; SILVEIRA NETO, R. M. Capital humano e retorno à migração: o caso da migração rural-urbana no Nordeste do Brasil. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 38, n. 3, p. 343-364, 2007.

RANJAN, P. Credit constraints and the phenomenon of child labor. **Journal of Development Economics**, v. 64, p. 81-102, 2001.

RAY, R. The determinants of child labour and child schooling in Ghana. **Journal of African Economies**, v. 11, n. 4, p. 561-590, 2003.

SANDELL, S. H. Women and the economics of family migration. **The Review of Economics and Statistics**, v. 59, p. 406-414, 1977.

SANTOS JÚNIOR, E. R.; MENEZES-FILHO, N; FERREIRA, P. C. Migração, seleção e diferenças regionais de renda no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 35, n. 3, p. 299-331, 2005.

SANTOS, C. F.; PORTELA SOUZA, A. F. A redução do trabalho infantil e o aumento da frequência escolar na década de 90 no Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DA ANPEC 2007, Recife. **Anais...** Recife: ANPEC, 2007.

SANTOS, C; FERREIRA, P. C. Migração e distribuição regional de renda no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 37, n. 3, p. 405-426, 2007.

SANTOS, D.; BARROS, R. P. de; MENDONÇA, R.; QUINTAES, G. Determinantes do desempenho educacional do Brasil. ENCONTRO

NACIONAL DA ANPEC, 28., 2000, São Paulo. **Anais...** São Paulo: ANPEC, 2000.

SCHWARTZMAN, S; SCHWARTZMAN, F. F. **O trabalho infantil no Brasil.** Rio de Janeiro: Instituto de Estudos do Trabalho e Sociedade/ UFRJ, 2004. v. 2.

SILVEIRA, C.; AMARAL, C.; CAMPINEIRO, D. **Trabalho infantil:** examinando o problema, avaliando estratégias de erradicação. [S.l.]: NAPP/ UNICEF, 2000.

SWINNERTON, K. A.; ROGERS, C. A. A theory of exploitative child labor. **Oxford Economic Papers**, v. 60, p. 20-41, 2008.

_____. The economics of child labor: comment. **American Economic Review**, v. 99, n. 5, 1999.

TERVO, H. Long-distance migration and labour market adjustment: empirical evidence from Finland 1970-1990. University of Jyväskylä, **Working Paper**, n. 168, Jyväskylä, 1997.

TUNALI, I. A general structure for models of double-selection and an application to a joint migration/earnings process with remigration. **Research in Labor Economics**, v. 8, p. 235-28, 1986.

WAHBA, J. Child schooling and child labour evidence from Egypt. **Working Paper**, n. 9916. 1998.

APÊNDICE

Apêndice (A): Capítulo 4

Apêndice A1. Estimação conjunta por Máxima Verossimilhança

O método da Máxima Verossimilhança (MV) permite a obtenção de um estimador mais robusto e eficiente, comparado ao obtido pela estimação em dois estágios. No entanto, além de exigir um maior esforço computacional, outra dificuldade para utilização dessa técnica é o desenvolvimento da função de máxima verossimilhança. A seguir, será apresentado o desenvolvimento da função de máxima verossimilhança para o modelo de seleção de amostra a partir de Hall (2002). O modelo para fins desse estudo segue o formato abaixo:

$$\ln W_i = \begin{cases} \beta X_i + \varepsilon_i & \Leftrightarrow Y_i^* > 0 \\ \text{não observado} & \Leftrightarrow Y_i^* \leq 0 \end{cases}$$

$$Y_i^* = \theta Z_i + u_i \quad \therefore \quad Y_i = \begin{cases} 1 & \Leftrightarrow Y_i^* > 0 \\ 0 & \Leftrightarrow Y_i^* \leq 0 \end{cases}$$

Assume-se a seguinte distribuição conjunta para os erros:

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_i \\ u_i \end{pmatrix} \sim N \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma^2 & \sigma\rho \\ \sigma\rho & 1 \end{pmatrix} \right]$$

A equação para $\ln W_i$ é uma regressão simples, que relaciona o log do salário/hora dos indivíduos a um vetor de características X_i ; no entanto, só existem valores para $\ln W_i$ na amostra de trabalhadores ocupados. Portanto, os valores observados de $\ln W_i$ são função de outra equação de regressão (a equação de seleção), que relaciona uma variável latente Y_i^* a um vetor de características observadas Z_i , para determinar a probabilidade de ocupação dos indivíduos. Y_i é uma variável *dummy* que assume valor 1 para indivíduos ocupados e 0 para desempregados.

No segundo momento, dividem-se as observações em dois grupos, de acordo com o tipo de dado observado. O primeiro é quando $Y_i^* > 0$ e,

portanto, $\ln W_i$ é observado. Para esse grupo a função de verossimilhança será a probabilidade do evento conjunto $\ln W_i$ e $Y_i > 0$, como segue:

$$\Pr(\ln W_i, Y_i^* > 0 | X, Z) = f(\ln W_i) \Pr(Y_i^* > 0 | \ln W_i, X, Z) = f(\varepsilon_i) \Pr(u_i > -\theta Z_i | \varepsilon_i, X, Z)$$

Aplicando a função de distribuição condicional para a distribuição normal e algumas manipulações algébricas, tem-se o seguinte resultado:

$$\Pr(\ln W_i, Y_i^* > 0 | X, Z) = \frac{1}{\sigma} \phi \left(\frac{\ln W_i - \beta X_i}{\sigma} \right) \cdot \Phi \left(\frac{\theta Z_i + \frac{\rho}{\sigma} (\ln W_i - \beta X_i)}{\sqrt{1 - \rho^2}} \right)$$

A probabilidade do evento conjunto é dada pela função de densidade no ponto $\ln W_i$ multiplicada pela distribuição de probabilidade condicional para Y_i^* , dado que o valor de $\ln W_i$ foi observado.

O segundo grupo são os casos onde $Y_i^* \leq 0$ e $\ln W_i$ é não-observado; nesse caso, a função de verossimilhança será a probabilidade marginal de $Y_i^* \leq 0$, escrita como segue:

$$\Pr(Y_i^* \leq 0) = \Pr(u_i \leq -\theta Z_i) = \Phi(-\theta Z_i) = 1 - \Phi(\theta Z_i)$$

Dessa forma, a função de máxima verossimilhança para a amostra total tem o seguinte formato:

$$\log L(\beta, \theta, \rho, \sigma; \text{thedata})$$

$$= \sum_{i=1}^{N_0} \log[1 - \Phi(\theta Z_i)] + \sum_{i=N_0+1}^N \left[-\log \sigma + \log \phi \left(\frac{\ln W_i - \beta X_i}{\sigma} \right) + \log \Phi \left(\frac{\theta Z_i + \frac{\rho}{\sigma} (\ln W_i - \beta X_i)}{\sqrt{1 - \rho^2}} \right) \right]$$

Onde $N = N_0 + N_1$ é a amostra total, N_0 são as observações em que $\ln W_i$ não é observado e N_1 onde é observado.

As estimativas dos parâmetros para o modelo de seleção da amostra podem ser obtidas através da maximização da função de verossimilhança com seus argumentos. Segundo Hall (2002), essas estimativas são assintoticamente consistentes e eficientes sob as suposições de normalidade e heterocedasticidade dos desvios não-censurados.

Tabela A.1 – Descrição das Variáveis Explicativas para o Modelo de Salários

Variável	Definição
Branco	1 - branco e 0 – não-branco
Idade	Idade em anos
Experiência	Experiência no mercado de trabalho
Experiência2	Experiência no mercado de trabalho ao quadrado
Educação1a4	1 – 1 a 4 anos de estudo e 0 – menos de um ano de estudo
Educação5a8	1 – 5 a 8 anos de estudo e 0 – menos de um ano de estudo
Educação9a11	1 – 9 a 11 anos de estudo e 0 – menos de um ano de estudo
Educação11m	1 – 11 ou mais anos de estudo e 0 – menos de um ano de estudo
Casado	1 – Casado e 0 – caso contrário
Número de filhos	Número de filhos no domicílio
Emp. Sem Carteira	1 – Empregado sem carteira e 0 – Empregado com carteira
Autônomo	1 – Autônomo e 0 – Empregado com carteira
Empregador	1 – Empregador e 0 – Empregado com carteira
Funcionário público	1 – Funcionário público e 0 – Empregado com carteira
Indústria	1 – Indústria e 0 – Agricultura
Serviços	1 – Serviços e 0 - Agricultura
Adm. Pública	1 – Administração pública 0 – Agricultura
Social	1 – Social e 0 – Agricultura
Metrópole	1 – Região metropolitana e 0 – caso contrário
Nordeste	1 – Nordeste e 0 – Sudeste
Norte	1 – Norte e 0 – Sudeste
Sul	1 – Sul e 0 – Sudeste
Centro-Oeste	1 – Centro-Oeste e 0 – Sudeste

Fonte: Elaboração própria.

Tabela A.2 – Estatísticas Descritivas das Variáveis Utilizadas nas Regressões de Salários dos Pais

	Nativo urbano			Migrante urbano-urbano			Migrante rural-urbano				
	Pai		Mãe	Pai		Mãe	Pai		Mãe		
	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	
Log Salário/hora	2,30	1,06	1,96	1,02	2,54	1,06	1,00	1,75	0,86	1,41	0,88
Trabalha	0,83	0,38	0,60	0,49	0,82	0,39	0,49	0,80	0,40	0,49	0,50
Branco	0,53	0,50	0,46	0,50	0,56	0,50	0,50	0,46	0,50	0,41	0,49
Idade	41,50	7,76	39,89	7,81	40,81	7,64	7,25	41,94	8,59	40,44	8,53
Experiência	30,33	9,41	28,75	9,56	29,04	9,08	8,82	33,73	9,72	32,06	9,88
Experiência2	1008,27	651,13	918,18	633,02	925,70	603,03	560,16	1231,94	728,05	1125,18	695,76
Educação1a4	0,35	0,48	0,33	0,47	0,32	0,47	0,47	0,52	0,50	0,48	0,50
Educação5a8	0,26	0,44	0,26	0,44	0,27	0,45	0,45	0,16	0,37	0,17	0,38
Educação9a11	0,19	0,40	0,20	0,40	0,21	0,40	0,40	0,05	0,21	0,06	0,25
Educação11m	0,09	0,28	0,09	0,28	0,12	0,32	0,30	0,01	0,11	0,02	0,13
Casado	0,98	0,14	0,24	0,43	0,98	0,14	0,41	0,98	0,14	0,21	0,41
Número de filhos	2,49	1,28	2,29	1,27	2,48	1,18	1,16	2,98	1,55	2,64	1,46
Emp. s/carteira	0,17	0,38	0,30	0,46	0,18	0,39	0,47	0,28	0,45	0,49	0,50
Autônomo	0,34	0,47	0,19	0,39	0,29	0,46	0,40	0,32	0,47	0,19	0,40
Empregador	0,05	0,22	0,02	0,13	0,05	0,21	0,15	0,02	0,13	0,00	0,07
Func. Público	0,06	0,23	0,11	0,31	0,06	0,24	0,27	0,02	0,15	0,04	0,19
Indústria	0,26	0,44	0,06	0,24	0,28	0,45	0,27	0,27	0,44	0,05	0,23
Serviços	0,37	0,48	0,36	0,48	0,41	0,49	0,49	0,26	0,44	0,34	0,47
Adm. Pública	0,07	0,26	0,05	0,22	0,06	0,24	0,18	0,02	0,15	0,02	0,13

Continua

Tabela A.2 – Estatísticas Descritivas das Variáveis Utilizadas nas Regressões de Salários dos Pais

	Conclusão											
	Nativo urbano				Migrante urbano-urbano				Migrante rural-urbano			
	Pai	Mãe	Pai	Mãe	Pai	Mãe	Pai	Mãe	Pai	Mãe	Pai	Mãe
	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão
Social	0,03	0,18	0,13	0,33	0,03	0,16	0,09	0,29	0,01	0,10	0,04	0,19
Metrópole	0,34	0,47	0,42	0,49	0,41	0,49	0,44	0,50	0,23	0,42	0,26	0,44
Nordeste	0,05	0,22	0,07	0,25	0,08	0,27	0,08	0,27	0,11	0,32	0,13	0,33
Norte	0,29	0,45	0,33	0,47	0,19	0,39	0,21	0,41	0,27	0,45	0,32	0,46
Sul	0,15	0,36	0,12	0,33	0,19	0,39	0,17	0,37	0,20	0,40	0,15	0,36
Centro-Oeste	0,04	0,20	0,05	0,22	0,11	0,32	0,11	0,32	0,10	0,30	0,10	0,30
Obs. censuradas	48.788		31.884		11.054		6.672		2.624		1.390	
Obs. totais	280.587		78.356		59.957		16.651		12.726		2.682	

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados de Censo Demográfico de 2000.

Nota: * Para as variáveis binárias, as médias referem-se às taxas de participação segundo cada categoria (inclusive omitidas).

Apêndice (B): Capítulo 5

Tabela B.1 – Brasil – Famílias Biparentais – Cruzamento da Condição de Migração de Pai e da Mãe

Pai (chefe)	Mãe (cônjuge)			
	Nativo urbano	Urbano-urbano	Rural-urbano	Total
Nativo urbano	261.204 97,9%	4.114 5,4%	966 5,4%	266.284 73,8%
Urbano-urbano	4.446 1,7%	70.997 93,4%	740 4,1%	76.183 21,1%
Rural-urbano	1.063 0,4%	947 1,3%	16.361 90,6%	18.371 5,1%
Total	266.713 100%	76.058 100%	18.067 100%	360.838 100%

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados de Censo Demográfico de 2000.

Tabela B.2 – Descrição das Variáveis Explicativas do Probit Bivariado

Variável	Definição
Branco	1 - branco e 0 - não-branco
Idade	Idade da criança em anos
Pai.Branco	1 - branco e 0 - não-branco
Pai.Educação1a4	1 - pai possui de 1 a 4 anos de estudo e 0 - menos de um ano
Pai.Educação5a8	1 - pai possui de 5 a 8 anos de estudo e 0 - menos de um ano
Pai.Educação9a11	1 - pai possui de 9 a 11 anos de estudo e 0 - menos de um ano
Pai.Educação11m	1 - pai possui de 11 ou mais anos de estudo e 0 - menos de um ano
Mãe.branco	1 - branco e 0 - não-branco
Mãe.Educação1a4	1 - mãe possui de 1 a 4 anos de estudo e 0 - menos de um ano
Mãe.Educação5a8	1 - mãe possui de 5 a 8 anos de estudo e 0 - menos de um ano
Mãe.Educação9a11	1 - mãe possui de 9 a 11 anos de estudo e 0 - menos de um ano
Mãe.Educação11m	1 - mãe possui de 11 ou mais anos de estudo e 0 - menos de um ano
RNTPC	Renda domiciliar per capita não-proveniente do trabalho
Irmãos0a9	Número de irmãos no domicílio com idade menor ou igual a 9 anos
Irmãos15a17	Número de irmãos no domicílio com idade entre 15 e 17 anos

Continua

Tabela B.2 – Descrição das Variáveis Explicativas do Probit Bivariado

Conclusão

Variável	Definição
Desempregados	Taxa de desemprego municipal para adultos de baixa instrução - o número de desempregados no município de residência da criança (aqueles que não trabalham e estavam procurando emprego na semana de referência) pelo número de indivíduos economicamente ativos (aqueles que trabalham em atividades remuneradas ou não), considerando na amostra adultos do sexo masculino com idade entre 30 e 35 anos e escolaridade entre 0 e 4 anos de estudo.
Informalidade	Taxa de informalidade do mercado de trabalho - número de trabalhadores em atividade informais no município de residência da criança (trabalhador doméstico e empregado sem carteira de trabalho assinada, aprendiz ou estagiário sem remuneração, não-remunerado em ajuda a membro do domicílio, conta-própria e trabalhador na produção para o próprio consumo, todos sem contribuição previdenciária) dividido pelo número de total de trabalhadores maiores de 16 anos.
Metrópole	1 - Região metropolitana e 0 - caso contrário
Nordeste	1 - Nordeste e 0 – Sudeste
Norte	1 - Norte e 0 – Sudeste
Sul	1 - Sul e 0 – Sudeste
Centro-Oeste	1 - Centro-Oeste e 0 – Sudeste

Fonte: Elaboração própria.

Tabela B.3 – Estatísticas Descritivas das Variáveis Utilizadas nas Regressões por Condição de Migração dos Pais e Estrutura Familiar – Meninos

	Nativo urbano				Migrante urbano-urbano				Migrante rural-urbano			
	Monoparental		Biparental		Monoparental		Biparental		Monoparental		Biparental	
	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão
Branco	0,44	0,50	0,52	0,50	0,53	0,50	0,58	0,49	0,38	0,49	0,44	0,50
Idade	12,10	1,41	11,98	1,41	12,06	1,42	11,92	1,41	12,11	1,42	11,96	1,41
Pai.Branco			0,50	0,50			0,56	0,50			0,43	0,50
Pai.Educação1a4			0,37	0,48			0,33	0,47			0,52	0,50
Pai.Educação5a8			0,24	0,43			0,27	0,44			0,14	0,34
Pai.Educação9a11			0,17	0,38			0,20	0,40			0,04	0,20
Pai.Educação11m			0,08	0,26			0,12	0,32			0,01	0,10
Mãe.branco	0,44	0,50	0,52	0,50	0,53	0,50	0,58	0,49	0,38	0,49	0,45	0,50
Mãe.Educação1a4	0,35	0,48	0,36	0,48	0,33	0,47	0,32	0,46	0,46	0,50	0,56	0,50
Mãe.Educação5a8	0,25	0,43	0,26	0,44	0,28	0,45	0,30	0,46	0,17	0,38	0,17	0,37
Mãe.Educação9a11	0,18	0,39	0,20	0,40	0,19	0,39	0,22	0,41	0,06	0,23	0,05	0,21
Mãe.Educação11m	0,08	0,27	0,07	0,26	0,09	0,29	0,08	0,28	0,01	0,12	0,01	0,10
RNTPC	50,15	136,50	21,37	144,71	70,56	174,24	34,20	190,64	26,92	53,29	10,41	46,25
Irmãos0a9	0,62	0,95	0,86	1,08	0,60	0,89	0,84	1,01	0,77	1,07	1,16	1,27
Irmãos15a17	0,38	0,60	0,39	0,61	0,35	0,58	0,33	0,56	0,48	0,65	0,49	0,69
Desempregados	0,12	0,06	0,10	0,06	0,11	0,06	0,11	0,06	0,10	0,06	0,09	0,06
Informalidade	0,54	0,15	0,56	0,16	0,52	0,13	0,51	0,13	0,58	0,15	0,58	0,15
Metrópole	0,39	0,49	0,30	0,46	0,41	0,49	0,40	0,49	0,23	0,42	0,22	0,41
Nordeste	0,34	0,47	0,33	0,47	0,22	0,41	0,18	0,39	0,36	0,48	0,30	0,46

Continua

Tabela B.3 – Estatísticas Descritivas das Variáveis Utilizadas nas Regressões por Condição de Migração dos Pais e Estrutura Familiar – Meninos

	Nativo urbano						Migrante urbano-urbano						Migrante rural-urbano					
	Monoparental		Biparental		Monoparental		Biparental		Monoparental		Biparental		Monoparental		Biparental			
	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão		
Norte	0,07	0,25	0,06	0,24	0,08	0,27	0,09	0,28	0,12	0,33	0,12	0,33	0,12	0,33	0,12	0,33		
Sul	0,11	0,32	0,13	0,34	0,16	0,37	0,18	0,39	0,13	0,34	0,18	0,38	0,18	0,38	0,18	0,38		
Centro-Oeste	0,05	0,22	0,04	0,20	0,12	0,32	0,12	0,32	0,11	0,31	0,10	0,30	0,10	0,30	0,10	0,30		
Observações	38.666		133.101		8.207		36.466		1.431		8.389		8.389		8.389			

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados de Censo Demográfico de 2000.

Nota: * Para as variáveis binárias as médias referem-se às taxas de participação segundo cada categoria (inclusive omitidas).

Tabela B.4 – Estatísticas Descritivas das Variáveis Utilizadas nas Regressões por Condição de Migração dos Pais e Estrutura Familiar – Meninas

	Nativo urbano			Migrante urbano-urbano			Migrante rural-urbano					
	Monoparental		Biparental	Monoparental		Biparental	Monoparental		Biparental			
	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão		
Branco	0,46	0,50	0,53	0,50	0,54	0,50	0,59	0,49	0,41	0,49	0,47	0,50
Idade	12,12	1,41	11,98	1,40	12,10	1,40	11,93	1,40	12,08	1,42	11,96	1,41
Pai.Branco			0,49	0,50			0,55	0,50			0,43	0,50
Pai.Educação1a4			0,37	0,48			0,32	0,47			0,52	0,50
Pai.Educação5a8			0,24	0,43			0,27	0,44			0,14	0,35
Pai.Educação9a11			0,17	0,38			0,20	0,40			0,04	0,19
Pai.Educação11m			0,08	0,26			0,12	0,32			0,01	0,10
Mãe.branco	0,44	0,50	0,52	0,50	0,53	0,50	0,58	0,49	0,39	0,49	0,45	0,50
Mãe.Educação1a4	0,35	0,48	0,36	0,48	0,33	0,47	0,32	0,47	0,49	0,50	0,55	0,50
Mãe.Educação5a8	0,25	0,43	0,25	0,44	0,28	0,45	0,30	0,46	0,16	0,37	0,17	0,38
Mãe.Educação9a11	0,18	0,39	0,19	0,39	0,20	0,40	0,21	0,41	0,06	0,24	0,05	0,21
Mãe.Educação11m	0,08	0,27	0,07	0,26	0,09	0,29	0,09	0,28	0,01	0,12	0,01	0,10
RNTPC	50,49	142,59	20,77	99,67	67,23	165,64	33,23	128,24	26,60	60,47	9,55	40,82
Irmãos0a9	0,62	0,95	0,86	1,09	0,59	0,88	0,84	1,01	0,85	1,15	1,17	1,28
Irmãos15a17	0,38	0,60	0,39	0,61	0,33	0,56	0,33	0,56	0,49	0,65	0,47	0,67
Desempregados	0,12	0,06	0,10	0,06	0,11	0,06	0,11	0,06	0,10	0,06	0,09	0,06
Informalidade	0,54	0,15	0,56	0,16	0,51	0,13	0,51	0,13	0,58	0,15	0,58	0,15
Metrópole	0,38	0,49	0,30	0,46	0,43	0,49	0,41	0,49	0,26	0,44	0,23	0,42
Nordeste	0,34	0,47	0,33	0,47	0,22	0,41	0,19	0,39	0,33	0,47	0,30	0,46

Continua

Tabela B.4 – Estatísticas Descritivas das Variáveis Utilizadas nas Regressões por Condição de Migração dos Pais e Estrutura Familiar – Meninas

	Nativo urbano						Migrante urbano-urbano						Migrante rural-urbano					
	Monoparental		Biparental		Monoparental		Biparental		Monoparental		Biparental		Monoparental		Biparental			
	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão		
Norte	0,07	0,25	0,06	0,24	0,08	0,27	0,08	0,28	0,12	0,32	0,12	0,32	0,12	0,32	0,12	0,32		
Sul	0,11	0,32	0,13	0,33	0,16	0,36	0,18	0,38	0,14	0,35	0,19	0,39	0,19	0,39	0,19	0,39		
Centro-Oeste	0,05	0,21	0,04	0,19	0,11	0,32	0,12	0,33	0,10	0,30	0,10	0,30	0,10	0,30	0,10	0,30		
Observações	39.275		128.103		8.606		34.531		1.547		7.972		7.972					

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados de Censo Demográfico de 2000.

Nota: * Para as variáveis binárias, as médias referem-se às taxas de participação segundo cada categoria (inclusive omitidas).

Tabela B.5 – Probit Bivariado: Regressões por Condição de Migração dos Pais e Gênero da Criança – Famílias Biparentais Chefiadas pelo Pai

	Nativo urbano		Migrante urbano-urbano		Migrante rural-urbano	
	(1) Menino	(2) Menina	(3) Menino	(4) Menina	(5) Menino	(6) Menina
Estudar						
Branco	0,0365*	0,0367	0,0335	0,0150	-0,0386	0,1188*
	(0,0214)	(0,0238)	(0,0392)	(0,0395)	(0,0633)	(0,0661)
Idade	-0,1214***	-0,1402***	-0,1481***	-0,1375***	-0,1381***	-0,1361***
	(0,0050)	(0,0058)	(0,0100)	(0,0106)	(0,0157)	(0,0166)
Pai.Branco	-0,0002	0,0095	0,0410	0,1111***	0,1300**	0,0133
	(0,0182)	(0,0209)	(0,0331)	(0,0348)	(0,0555)	(0,0579)
Pai.Estudo1a4	0,2303***	0,1970***	0,2193***	0,1756***	0,1166**	0,1225**
	(0,0175)	(0,0203)	(0,0370)	(0,0411)	(0,0489)	(0,0515)
Pai.Estudo5a8	0,4076***	0,3167***	0,4409***	0,3092***	0,1947**	0,1159
	(0,0235)	(0,0267)	(0,0439)	(0,0478)	(0,0815)	(0,0828)
Pai.Estudo9a11	0,5276***	0,4679***	0,7052***	0,5091***	0,4609***	0,5487***
	(0,0315)	(0,0361)	(0,0602)	(0,0623)	(0,1550)	(0,2125)
Pai.Estudo11m	0,5903***	0,3981***	0,7200***	0,7079***	0,1777	0,3134
	(0,0535)	(0,0568)	(0,0884)	(0,1004)	(0,2778)	(0,3584)
Mãe.Branco	0,0301	0,0212	0,0811**	0,0907**	-0,0453	0,1067*
	(0,0191)	(0,0213)	(0,0355)	(0,0356)	(0,0567)	(0,0618)
Mãe.Estudo1a4	0,3298***	0,3151***	0,3096***	0,2307***	0,2603***	0,1711***
	(0,0176)	(0,0201)	(0,0375)	(0,0416)	(0,0493)	(0,0519)
Mãe.Estudo5a8	0,5548***	0,5601***	0,5365***	0,4656***	0,4337***	0,5339***
	(0,0229)	(0,0262)	(0,0436)	(0,0481)	(0,0776)	(0,0866)
Mãe.Estudo9a11	0,6734***	0,7367***	0,6102***	0,6251***	0,6211***	0,5341***
	(0,0296)	(0,0349)	(0,0563)	(0,0622)	(0,1514)	(0,1589)
Mãe.Estudo11m	0,8557***	0,8439***	0,5923***	0,4157***	0,4470	0,0782
	(0,0565)	(0,0616)	(0,0926)	(0,0965)	(0,3149)	(0,2917)
RNTPC	-0,0001***	-0,0001	0,0002	0,0001	-0,0003	0,0002
	(0,0000)	(0,0000)	(0,0002)	(0,0002)	(0,0003)	(0,0006)
Irmãos0a9	-0,0590***	-0,0797***	-0,0874***	-0,0860***	-0,0675***	-0,1010***
	(0,0056)	(0,0063)	(0,0117)	(0,0122)	(0,0161)	(0,0162)

Continua

Tabela B.5 – Probit Bivariado: Regressões por Condição de Migração dos Pais e Gênero da Criança – Famílias Biparentais Chefiadas pelo Pai

Continuação

	Nativo urbano		Migrante urbano-urbano		Migrante rural-urbano	
	(1) Menino	(2) Menina	(3) Menino	(4) Menina	(5) Menino	(6) Menina
Irmãos15a17	-0,0539*** (0,0103)	-0,0367*** (0,0118)	-0,1099*** (0,0204)	-0,0452* (0,0233)	-0,0394 (0,0297)	-0,0844*** (0,0319)
Desempregados	-0,1414 (0,1139)	-0,4624*** (0,1315)	0,0063 (0,2572)	0,2009 (0,2755)	0,1521 (0,3477)	-0,1307 (0,3804)
Informalidade	0,1878*** (0,0675)	0,3306*** (0,0771)	-0,0547 (0,1313)	0,0511 (0,1434)	-0,3680* (0,1963)	-0,1669 (0,2121)
Metrópole	-0,0178 (0,0193)	-0,0317 (0,0215)	-0,0572* (0,0333)	-0,0309 (0,0361)	-0,1505** (0,0609)	-0,0697 (0,0635)
Nordeste	-0,0560*** (0,0197)	0,0275 (0,0222)	-0,1067*** (0,0411)	0,0014 (0,0443)	-0,1020 (0,0675)	0,0107 (0,0703)
Norte	-0,0802*** (0,0291)	-0,0265 (0,0340)	-0,1736*** (0,0494)	-0,0072 (0,0550)	-0,1797** (0,0757)	-0,0393 (0,0831)
Sul	0,0061 (0,0235)	-0,0299 (0,0257)	-0,0579 (0,0414)	-0,0622 (0,0425)	0,0962 (0,0739)	0,0173 (0,0751)
Centro-Oeste	-0,0445 (0,0362)	0,0372 (0,0435)	-0,0538 (0,0448)	0,1362*** (0,0504)	0,0479 (0,0840)	0,0332 (0,0859)
Intercepto	2,5743*** (0,0793)	2,9378*** (0,0923)	2,9974*** (0,1587)	2,8712*** (0,1670)	3,1716*** (0,2422)	3,0576*** (0,2449)
Trabalhar						
Branco	-0,0032 (0,0201)	0,0392 (0,0250)	0,0003 (0,0364)	-0,0156 (0,0447)	0,0332 (0,0591)	-0,0513 (0,0693)
Idade	0,2485*** (0,0049)	0,2521*** (0,0064)	0,2842*** (0,0100)	0,2496*** (0,0123)	0,2906*** (0,0150)	0,3048*** (0,0201)
Pai.Branco	0,0224 (0,0172)	-0,0396* (0,0214)	0,0347 (0,0311)	-0,0279 (0,0379)	-0,0131 (0,0507)	0,0572 (0,0621)
Pai.Estudo1a4	-0,0727*** (0,0176)	-0,0532** (0,0227)	-0,0996** (0,0416)	0,0006 (0,0511)	-0,0419 (0,0481)	-0,0224 (0,0586)
Pai.Estudo5a8	-0,1728*** (0,0221)	-0,0982*** (0,0282)	-0,1465*** (0,0454)	-0,1085* (0,0562)	-0,0890 (0,0751)	-0,1758* (0,0927)

Continua

Tabela B.5 – Probit Bivariado: Regressões por Condição de Migração dos Pais e Gênero da Criança – Famílias Biparentais Chefiadas pelo Pai

Continuação

	Nativo urbano		Migrante urbano-urbano		Migrante rural-urbano	
	(1) Menino	(2) Menina	(3) Menino	(4) Menina	(5) Menino	(6) Menina
Pai.Estudo9a11	-0,2284*** (0,0278)	-0,1408*** (0,0350)	-0,2561*** (0,0530)	-0,1900*** (0,0656)	-0,0901 (0,1197)	-0,1545 (0,1618)
Pai.Estudo11m	-0,3957*** (0,0461)	-0,3609*** (0,0620)	-0,6033*** (0,0796)	-0,3647*** (0,0932)	-0,6693** (0,3384)	-4,5605*** (0,0913)
Mãe.Branco	-0,0538*** (0,0178)	-0,0113 (0,0225)	-0,0404 (0,0329)	-0,0089 (0,0400)	-0,0024 (0,0536)	-0,0742 (0,0629)
Mãe.Estudo1a4	0,0437** (0,0190)	-0,0267 (0,0238)	-0,0561 (0,0436)	-0,1434*** (0,0526)	0,0846* (0,0513)	0,0312 (0,0614)
Mãe.Estudo5a8	-0,0165 (0,0224)	-0,1204*** (0,0284)	-0,1184** (0,0468)	-0,1816*** (0,0570)	-0,0180 (0,0723)	0,0310 (0,0846)
Mãe.Estudo9a11	-0,1586*** (0,0270)	-0,2512*** (0,0343)	-0,1739*** (0,0540)	-0,1706*** (0,0659)	-0,0094 (0,1175)	-0,1058 (0,1480)
Mãe.Estudo11m	-0,2867*** (0,0439)	-0,3764*** (0,0574)	-0,3318*** (0,0855)	-0,2577*** (0,0983)	-0,0384 (0,2470)	-0,4137 (0,4401)
RNTPC	0,0000 (0,0001)	-0,0001 (0,0001)	-0,0010*** (0,0002)	-0,0007*** (0,0003)	-0,0008 (0,0005)	-0,0014 (0,0009)
Irmãos0a9	0,0431*** (0,0056)	0,0426*** (0,0069)	0,0215* (0,0122)	0,0118 (0,0151)	0,0428*** (0,0154)	0,0218 (0,0189)
Irmãos15a17	-0,0069 (0,0100)	0,0559*** (0,0123)	-0,0007 (0,0213)	0,0731*** (0,0244)	0,0376 (0,0280)	0,0514 (0,0332)
Desempregados	-1,6896*** (0,1248)	-1,4713*** (0,1552)	-1,8421*** (0,2566)	-0,8456*** (0,3180)	-1,1060*** (0,3715)	-0,5053 (0,4382)
Informalidade	0,8272*** (0,0606)	0,5650*** (0,0781)	0,5147*** (0,1246)	0,3998** (0,1563)	0,9749*** (0,1900)	0,6957*** (0,2195)
Metrópole	-0,1778*** (0,0199)	-0,1107*** (0,0242)	-0,1292*** (0,0328)	-0,1636*** (0,0396)	-0,3115*** (0,0664)	-0,1221 (0,0746)
Nordeste	-0,0242 (0,0187)	-0,1364*** (0,0241)	-0,0017 (0,0427)	-0,0456 (0,0521)	0,1771*** (0,0652)	-0,0242 (0,0781)
Norte	-0,1803*** (0,0296)	-0,1904*** (0,0373)	0,0939** (0,0476)	0,0327 (0,0598)	0,0339 (0,0747)	-0,0114 (0,0878)

Continua

Tabela B.5 – Probit Bivariado: Regressões por Condição de Migração dos Pais e Gênero da Criança – Famílias Biparentais Chefiadas pelo Pai

Conclusão

	Nativo urbano		Migrante urbano-urbano		Migrante rural-urbano	
	(1) Menino	(2) Menina	(3) Menino	(4) Menina	(5) Menino	(6) Menina
Sul	0,0398*	0,0178	-0,0240	0,0137	0,1653**	-0,0318
	(0,0204)	(0,0253)	(0,0371)	(0,0462)	(0,0650)	(0,0770)
Centro-Oeste	0,1068***	0,1892***	0,1724***	0,1652***	0,2198***	-0,0254
	(0,0306)	(0,0357)	(0,0386)	(0,0472)	(0,0735)	(0,0910)
Intercepto	-4,8764***	-5,0813***	-4,9996***	-4,8810***	-5,4724***	-5,6733***
	(0,0774)	(0,1001)	(0,1584)	(0,1947)	(0,2352)	(0,3076)
ρ	-0,2489***	-0,1964***	-0,2588***	-0,1698***	-0,2671***	-0,1644***
	(0,0119)	(0,0155)	(0,0220)	(0,0298)	(0,0312)	(0,0395)
P-val (qui-quadrado)	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Observações	133.101	128.103	36.466	34.531	8.389	7.972

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados de Censo Demográfico de 2000.

Notas: Desvios-padrão robustos à heterocedasticidade entre parênteses. *** Estatisticamente significativa a 1%. ** Estatisticamente significativa a 5%. * Estatisticamente significativa a 10%. Para o coeficiente de correlação ρ , a significância foi testada a partir do teste de razão de verossimilhança.

Tabela B.6 – Probit Bivariado: Regressões por Condição de Migração da Mãe e Gênero da Criança – Famílias Monoparentais Chefiadas pela Mãe

	Nativo urbano		Migrante urbano-urbano		Migrante rural-urbano	
	(1) Menino	(2) Menina	(3) Menino	(4) Menina	(5) Menino	(6) Menina
Estudar						
Branco	0,0831***	0,0533*	0,0575	0,0735	0,2455*	0,0332
	(0,0301)	(0,0313)	(0,0593)	(0,0604)	(0,1355)	(0,1213)
Idade	-0,1533***	-0,1734***	-0,1559***	-0,1517***	-0,2099***	-0,1807***
	(0,0079)	(0,0091)	(0,0175)	(0,0180)	(0,0387)	(0,0348)
Mãe.Branco	0,0193	-0,0085	-0,0737	-0,0047	-0,1118	0,0600
	(0,0299)	(0,0316)	(0,0582)	(0,0605)	(0,1299)	(0,1262)
Mãe.Estudo1a4	0,3433***	0,2627***	0,1658**	0,4043***	0,4334***	0,2394**
	(0,0268)	(0,0297)	(0,0674)	(0,0640)	(0,1075)	(0,1051)

Continua

Tabela B.6 – Probit Bivariado: Regressões por Condição de Migração da Mãe e Gênero da Criança – Famílias Monoparentais Chefiadas pela Mãe

Continuação

	Nativo urbano		Migrante urbano-urbano		Migrante rural-urbano	
	(1) Menino	(2) Menina	(3) Menino	(4) Menina	(5) Menino	(6) Menina
Mãe.Estudo5a8	0,5918*** (0,0324)	0,5612*** (0,0370)	0,3470*** (0,0732)	0,6684*** (0,0715)	0,4618*** (0,1570)	0,5126*** (0,1573)
Mãe.Estudo9a11	0,8913*** (0,0420)	0,8019*** (0,0465)	0,7605*** (0,0939)	0,7948*** (0,0886)	0,9338*** (0,3161)	0,9460*** (0,3082)
Mãe.Estudo11m	0,9467*** (0,0670)	1,0011*** (0,0844)	0,8373*** (0,1412)	1,0339*** (0,1528)	4,3927*** (0,1518)	0,5381 (0,4601)
RNTPC	0,0009*** (0,0002)	0,0008*** (0,0002)	0,0012*** (0,0004)	0,0020*** (0,0004)	0,0037** (0,0017)	0,0023 (0,0016)
Irmãos0a9	-0,0909*** (0,0100)	-0,0873*** (0,0111)	-0,0916*** (0,0239)	-0,0937*** (0,0243)	0,0276 (0,0473)	-0,0603 (0,0379)
Irmãos15a17	-0,0874*** (0,0160)	-0,0328* (0,0181)	-0,1341*** (0,0366)	-0,0477 (0,0407)	-0,0741 (0,0707)	0,1447** (0,0715)
Desempregados	0,1783 (0,1925)	-0,1295 (0,2154)	0,5504 (0,4242)	-0,0484 (0,4888)	-0,1742 (0,9002)	-1,4124 (0,8764)
Informalidade	0,0493 (0,1077)	-0,0015 (0,1189)	-0,2509 (0,2400)	0,2313 (0,2450)	0,3328 (0,4663)	0,5606 (0,4516)
Metrópole	0,0083 (0,0282)	-0,0372 (0,0311)	-0,1287** (0,0562)	-0,0372 (0,0592)	-0,1411 (0,1422)	-0,1913 (0,1274)
Nordeste	-0,0739** (0,0290)	-0,0439 (0,0324)	-0,1748** (0,0702)	-0,1033 (0,0697)	-0,2115 (0,1385)	-0,3417** (0,1414)
Norte	0,0994** (0,0492)	-0,0002 (0,0518)	-0,0155 (0,0952)	0,0273 (0,0970)	0,1172 (0,1887)	-0,5906*** (0,1637)
Sul	0,0430 (0,0376)	0,0102 (0,0412)	0,0683 (0,0725)	0,0514 (0,0769)	0,1874 (0,1960)	-0,0903 (0,1691)
Centro-Oeste	0,0391 (0,0527)	0,0401 (0,0599)	-0,0873 (0,0765)	0,0354 (0,0807)	0,0407 (0,1856)	-0,1835 (0,1709)
Intercepto	2,9445*** (0,1252)	3,5147*** (0,1411)	3,3634*** (0,2734)	2,8500*** (0,2796)	3,4180*** (0,5876)	3,3308*** (0,5293)
Trabalhar						

Continua

Tabela B.6 – Probit Bivariado: Regressões por Condição de Migração da Mãe e Gênero da Criança – Famílias Monoparentais Chefiadas pela Mãe

Continuação

	Nativo urbano		Migrante urbano-urbano		Migrante rural-urbano	
	(1) Menino	(2) Menina	(3) Menino	(4) Menina	(5) Menino	(6) Menina
Branco	-0,0098 (0,0315)	-0,0224 (0,0346)	0,0406 (0,0602)	0,0763 (0,0677)	-0,0231 (0,1324)	0,0495 (0,1312)
Idade	0,2537*** (0,0088)	0,2565*** (0,0105)	0,2339*** (0,0177)	0,2556*** (0,0223)	0,3158*** (0,0386)	0,2402*** (0,0424)
Mãe.Branco	-0,0573* (0,0313)	0,0086 (0,0344)	-0,0097 (0,0594)	-0,0798 (0,0663)	-0,0243 (0,1312)	-0,1028 (0,1313)
Mãe.Estudo1a4	-0,0622** (0,0305)	-0,0674* (0,0346)	-0,1823** (0,0717)	-0,1253 (0,0797)	-0,0239 (0,1110)	0,1371 (0,1265)
Mãe.Estudo5a8	-0,1870*** (0,0354)	-0,2033*** (0,0410)	-0,1674** (0,0756)	-0,2478*** (0,0864)	0,1287 (0,1497)	0,0651 (0,1717)
Mãe.Estudo9a11	-0,3518*** (0,0418)	-0,2799*** (0,0468)	-0,3675*** (0,0854)	-0,4762*** (0,1067)	-0,9540** (0,4515)	0,0373 (0,2696)
Mãe.Estudo11m	-0,5952*** (0,0688)	-0,4583*** (0,0789)	-0,3977*** (0,1169)	-0,3560*** (0,1365)	0,0570 (0,4945)	-0,0665 (0,4825)
RNTPC	-0,0004** (0,0002)	-0,0004* (0,0002)	-0,0010*** (0,0004)	-0,0004 (0,0005)	-0,0031** (0,0015)	-0,0014 (0,0016)
Irmãos0a9	0,0409*** (0,0113)	0,0452*** (0,0126)	0,0741*** (0,0239)	0,0168 (0,0295)	0,0234 (0,0447)	0,0339 (0,0488)
Irmãos15a17	-0,0005 (0,0178)	0,0620*** (0,0198)	0,0335 (0,0382)	0,0634 (0,0439)	-0,0961 (0,0774)	0,0454 (0,0769)
Desempregados	-1,1909*** (0,2226)	-0,9017*** (0,2508)	0,3150 (0,4989)	-0,6172 (0,5208)	-0,4714 (0,8451)	-0,1669 (1,0941)
Informalidade	0,5853*** (0,1112)	0,6318*** (0,1269)	0,6307*** (0,2380)	0,6207** (0,2751)	0,9500** (0,4783)	0,0933 (0,5239)
Metrópole	-0,1489*** (0,0309)	-0,1707*** (0,0361)	-0,1823*** (0,0580)	-0,1364** (0,0670)	-0,1393 (0,1505)	-0,2120 (0,1512)
Nordeste	0,0172 (0,0321)	-0,0726** (0,0369)	-0,0511 (0,0731)	-0,1371 (0,0842)	0,2884** (0,1420)	-0,1664 (0,1573)

Continua

Tabela B.6 – Probit Bivariado: Regressões por Condição de Migração da Mãe e Gênero da Criança – Famílias Monoparentais Chefiadas pela Mãe

Conclusão

	Nativo urbano		Migrante urbano-urbano		Migrante rural-urbano	
	(1) Menino	(2) Menina	(3) Menino	(4) Menina	(5) Menino	(6) Menina
Norte	-0,0487 (0,0494)	-0,1379** (0,0571)	0,0496 (0,0896)	0,0570 (0,1068)	0,3558** (0,1723)	-0,1888 (0,1857)
Sul	0,0326 (0,0383)	-0,0628 (0,0457)	-0,1258* (0,0757)	-0,0508 (0,0851)	0,0875 (0,1845)	-0,0845 (0,1688)
Centro-Oeste	0,1197** (0,0500)	0,1773*** (0,0546)	0,2149*** (0,0702)	0,2404*** (0,0797)	-0,1939 (0,1997)	-0,0589 (0,1864)
Intercepto	-4,7449*** (0,1392)	-5,0791*** (0,1638)	-4,5512*** (0,2827)	-4,9746*** (0,3319)	-5,7285*** (0,6463)	-4,5112*** (0,6590)
ρ	-0,2031*** (0,0176)	-0,2311*** (0,0216)	-0,2198*** (0,0377)	-0,2867*** (0,0411)	-0,3095*** (0,0704)	-0,1246 (0,0871)
P-val (qui-quadrado)	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Observações	38.666	39.275	8.207	8.606	1.431	1.547

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados de Censo Demográfico de 2000.

Notas: Desvios-padrão robustos à heterocedasticidade entre parênteses. *** Estatisticamente significativa a 1%. ** Estatisticamente significativa a 5%. * Estatisticamente significativa a 10%. Para o coeficiente de correlação ρ a significância foi testada a partir do teste de razão de verossimilhança.

Tabela B.7 – Probit Bivariado: Efeitos Marginais por Condição de Migração dos Pais e Gênero da Criança em Famílias Biparentais Chefiadas pelo Pai

	Pai/Mãe Nativo urbano		Pai/Mãe Migrante urbano-urbano		Pai/Mãe Migrante rural-urbano	
	(1) Menino	(2) Menina	(3) Menino	(4) Menina	(5) Menino	(6) Menina
Estudar						
Branco	0,0029* (0,0017)	0,0022 (0,0014)	0,0025 (0,0029)	0,0010 (0,0027)	-0,0051 (0,0084)	0,0150* (0,0084)
Idade	-0,0095*** (0,0004)	-0,0085*** (0,0004)	-0,0110*** (0,0008)	-0,0092*** (0,0007)	-0,0184*** (0,0021)	-0,0172*** (0,0021)
Pai.Branco	-0,0000 (0,0014)	0,0006 (0,0013)	0,0031 (0,0025)	0,0075*** (0,0023)	0,0173** (0,0074)	0,0017 (0,0073)

Continua

Tabela B.7 – Probit Bivariado: Efeitos Marginais por Condição de Migração dos Pais e Gênero da Criança em Famílias Biparentais Chefiadas pelo Pai

Continuação

	Pai/Mãe Nativo urbano		Pai/Mãe Migrante urbano-urbano		Pai/Mãe Migrante rural-urbano	
	(1) Menino	(2) Menina	(3) Menino	(4) Menina	(5) Menino	(6) Menina
Pai.Estudo1a4	0,0232*** (0,0019)	0,0147*** (0,0017)	0,0237*** (0,0044)	0,0159*** (0,0041)	0,0164** (0,0070)	0,0162** (0,0070)
Pai.Estudo5a8	0,0360*** (0,0022)	0,0215*** (0,0019)	0,0406*** (0,0046)	0,0253*** (0,0043)	0,0259** (0,0102)	0,0154 (0,0106)
Pai.Estudo9a11	0,0426*** (0,0024)	0,0281*** (0,0020)	0,0538*** (0,0048)	0,0356*** (0,0045)	0,0512*** (0,0130)	0,0540*** (0,0140)
Pai.Estudo11m	0,0455*** (0,0030)	0,0253*** (0,0029)	0,0543*** (0,0055)	0,0425*** (0,0049)	0,0239 (0,0332)	0,0363 (0,0329)
Mãe.Branco	0,0024 (0,0015)	0,0013 (0,0013)	0,0060** (0,0026)	0,0061** (0,0024)	-0,0060 (0,0076)	0,0135* (0,0078)
Mãe.Estudo1a4	0,0373*** (0,0023)	0,0288*** (0,0021)	0,0336*** (0,0047)	0,0222*** (0,0045)	0,0398*** (0,0081)	0,0248*** (0,0079)
Mãe.Estudo5a8	0,0535*** (0,0025)	0,0424*** (0,0023)	0,0496*** (0,0048)	0,0376*** (0,0046)	0,0593*** (0,0099)	0,0609*** (0,0089)
Mãe.Estudo9a11	0,0597*** (0,0026)	0,0489*** (0,0024)	0,0536*** (0,0052)	0,0448*** (0,0048)	0,0752*** (0,0129)	0,0609*** (0,0132)
Mãe.Estudo11m	0,0667*** (0,0030)	0,0517*** (0,0026)	0,0527*** (0,0066)	0,0348*** (0,0069)	0,0606* (0,0310)	0,0121 (0,0429)
RNTPC	-0,0000*** (0,0000)	-0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)	-0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0001)
Irmãos0a9	-0,0046*** (0,0004)	-0,0048*** (0,0004)	-0,0065*** (0,0009)	-0,0058*** (0,0008)	-0,0090*** (0,0021)	-0,0128*** (0,0021)
Irmãos15a17	-0,0042*** (0,0008)	-0,0022*** (0,0007)	-0,0082*** (0,0015)	-0,0030* (0,0016)	-0,0053 (0,0040)	-0,0107*** (0,0040)
Desempregados	-0,0111 (0,0090)	-0,0280*** (0,0080)	0,0005 (0,0192)	0,0135 (0,0185)	0,0202 (0,0463)	-0,0165 (0,0481)
Informalidade	0,0148*** (0,0053)	0,0200*** (0,0047)	-0,0041 (0,0098)	0,0034 (0,0096)	-0,0490* (0,0261)	-0,0211 (0,0268)

Continua

Tabela B.7 – Probit Bivariado: Efeitos Marginais por Condição de Migração dos Pais e Gênero da Criança em Famílias Biparentais Chefiadas pelo Pai

Continuação

	Pai/Mãe Nativo urbano		Pai/Mãe Migrante urbano-urbano		Pai/Mãe Migrante rural-urbano	
	(1) Menino	(2) Menina	(3) Menino	(4) Menina	(5) Menino	(6) Menina
Metrópole	-0,0014 (0,0015)	-0,0019 (0,0013)	-0,0043* (0,0025)	-0,0021 (0,0024)	-0,0200** (0,0081)	-0,0088 (0,0080)
Nordeste	-0,0044*** (0,0015)	0,0016 (0,0013)	-0,0079** (0,0031)	0,0001 (0,0030)	-0,0138 (0,0091)	0,0014 (0,0089)
Norte	-0,0064*** (0,0024)	-0,0017 (0,0022)	-0,0136*** (0,0042)	-0,0005 (0,0038)	-0,0256** (0,0112)	-0,0051 (0,0109)
Sul	0,0005 (0,0018)	-0,0019 (0,0016)	-0,0041 (0,0030)	-0,0044 (0,0031)	0,0113 (0,0085)	0,0022 (0,0094)
Centro-Oeste	-0,0035 (0,0029)	0,0022 (0,0025)	-0,0038 (0,0033)	0,0082*** (0,0029)	0,0058 (0,0101)	0,0041 (0,0106)
Trabalhar						
Branco	-0,0003 (0,0019)	0,0022 (0,0014)	0,0000 (0,0031)	-0,0009 (0,0025)	0,0053 (0,0095)	-0,0054 (0,0073)
Idade	0,0233*** (0,0005)	0,0141*** (0,0004)	0,0244*** (0,0009)	0,0138*** (0,0007)	0,0466*** (0,0024)	0,0319*** (0,0022)
Pai.Branco	0,0021 (0,0016)	-0,0022* (0,0012)	0,0030 (0,0027)	-0,0015 (0,0021)	-0,0021 (0,0081)	0,0060 (0,0065)
Pai.Estudo1a4	-0,0076*** (0,0019)	-0,0032** (0,0014)	-0,0102** (0,0044)	0,0000 (0,0033)	-0,0069 (0,0079)	-0,0025 (0,0065)
Pai.Estudo5a8	-0,0169*** (0,0022)	-0,0058*** (0,0017)	-0,0145*** (0,0047)	-0,0064* (0,0035)	-0,0142 (0,0118)	-0,0173** (0,0087)
Pai.Estudo9a11	-0,0215*** (0,0026)	-0,0080*** (0,0019)	-0,0234*** (0,0051)	-0,0104*** (0,0037)	-0,0144 (0,0184)	-0,0154 (0,0148)
Pai.Estudo11m	-0,0330*** (0,0032)	-0,0169*** (0,0024)	-0,0429*** (0,0052)	-0,0172*** (0,0041)	-0,0761*** (0,0239)	-0,0619*** (0,0051)
Mãe.Branco	-0,0050*** (0,0017)	-0,0006 (0,0013)	-0,0035 (0,0028)	-0,0005 (0,0022)	-0,0004 (0,0086)	-0,0078 (0,0066)

Continua

Tabela B.7 – Probit Bivariado: Efeitos Marginais por Condição de Migração dos Pais e Gênero da Criança em Famílias Biparentais Chefiadas pelo Pai

Continuação

	Pai/Mãe Nativo urbano		Pai/Mãe Migrante urbano-urbano		Pai/Mãe Migrante rural-urbano	
	(1) Menino	(2) Menina	(3) Menino	(4) Menina	(5) Menino	(6) Menina
Mãe.Estudo1a4	0,0044** (0,0019)	-0,0017 (0,0015)	-0,0054 (0,0043)	-0,0091** (0,0036)	0,0135* (0,0080)	0,0033 (0,0064)
Mãe.Estudo5a8	-0,0016 (0,0022)	-0,0071*** (0,0017)	-0,0109** (0,0045)	-0,0112*** (0,0038)	-0,0027 (0,0109)	0,0032 (0,0089)
Mãe.Estudo9a11	-0,0137*** (0,0023)	-0,0133*** (0,0018)	-0,0154*** (0,0049)	-0,0106** (0,0042)	-0,0014 (0,0177)	-0,0100 (0,0133)
Mãe.Estudo11m	-0,0225*** (0,0030)	-0,0179*** (0,0023)	-0,0262*** (0,0061)	-0,0149*** (0,0053)	-0,0057 (0,0361)	-0,0313 (0,0236)
RNTPC	0,0000 (0,0000)	-0,0000 (0,0000)	-0,0001*** (0,0000)	-0,0000*** (0,0000)	-0,0001 (0,0001)	-0,0001 (0,0001)
Irmãos0a9	0,0040*** (0,0005)	0,0024*** (0,0004)	0,0018* (0,0011)	0,0007 (0,0008)	0,0069*** (0,0025)	0,0023 (0,0020)
Irmãos15a17	-0,0007 (0,0009)	0,0031*** (0,0007)	-0,0001 (0,0018)	0,0040*** (0,0013)	0,0060 (0,0045)	0,0054 (0,0035)
Desempregados	-0,1586*** (0,0117)	-0,0822*** (0,0087)	-0,1584*** (0,0222)	-0,0467*** (0,0176)	-0,1772*** (0,0595)	-0,0529 (0,0460)
Informalidade	0,0777*** (0,0057)	0,0316*** (0,0044)	0,0443*** (0,0107)	0,0221** (0,0086)	0,1562*** (0,0305)	0,0729*** (0,0230)
Metrópole	-0,0167*** (0,0019)	-0,0062*** (0,0014)	-0,0111*** (0,0028)	-0,0090*** (0,0022)	-0,0499*** (0,0106)	-0,0128 (0,0078)
Nordeste	-0,0023 (0,0018)	-0,0074*** (0,0013)	-0,0001 (0,0035)	-0,0023 (0,0026)	0,0276*** (0,0102)	-0,0025 (0,0082)
Norte	-0,0151*** (0,0023)	-0,0099*** (0,0018)	0,0083* (0,0044)	0,0018 (0,0033)	0,0049 (0,0108)	-0,0012 (0,0093)
Sul	0,0039* (0,0020)	0,0011 (0,0016)	-0,0019 (0,0030)	0,0007 (0,0025)	0,0256** (0,0103)	-0,0033 (0,0080)
Centro-Oeste	0,0110*** (0,0033)	0,0136*** (0,0029)	0,0162*** (0,0038)	0,0102*** (0,0031)	0,0351*** (0,0123)	-0,0027 (0,0095)

Continua

Tabela B.7 – Probit Bivariado: Efeitos Marginais por Condição de Migração dos Pais e Gênero da Criança em Famílias Biparentais Chefiadas pelo Pai

Continuação

	Pai/Mãe		Pai/Mãe		Pai/Mãe	
	Nativo urbano		Migrante urbano-urbano		Migrante rural-urbano	
	(1) Menino	(2) Menina	(3) Menino	(4) Menina	(5) Menino	(6) Menina
Trabalhar e Estudar						
Branco	0,0001 (0,0017)	0,0022* (0,0013)	0,0003 (0,0028)	-0,0007 (0,0023)	0,0036 (0,0081)	-0,0031 (0,0063)
Idade	0,0197*** (0,0004)	0,0124*** (0,0004)	0,0205*** (0,0008)	0,0121*** (0,0007)	0,0365*** (0,0021)	0,0260*** (0,0020)
Pai.Branco	0,0019 (0,0015)	-0,0020* (0,0011)	0,0031 (0,0024)	-0,0009 (0,0019)	0,0016 (0,0070)	0,0054 (0,0057)
Pai.Estudo1a4	-0,0038** (0,0017)	-0,0020 (0,0013)	-0,0059 (0,0038)	0,0010 (0,0030)	-0,0026 (0,0068)	-0,0004 (0,0056)
Pai.Estudo5a8	-0,0108*** (0,0020)	-0,0038** (0,0015)	-0,0077* (0,0041)	-0,0043 (0,0031)	-0,0072 (0,0103)	-0,0135* (0,0076)
Pai.Estudo9a11	-0,0143*** (0,0023)	-0,0055*** (0,0018)	-0,0144*** (0,0045)	-0,0076** (0,0034)	-0,0022 (0,0167)	-0,0084 (0,0138)
Pai.Estudo11m	-0,0249*** (0,0029)	-0,0141*** (0,0022)	-0,0328*** (0,0046)	-0,0137*** (0,0038)	-0,0610*** (0,0204)	-0,0516*** (0,0045)
Mãe.Branco	-0,0042*** (0,0015)	-0,0005 (0,0012)	-0,0024 (0,0025)	-0,0001 (0,0020)	-0,0015 (0,0074)	-0,0054 (0,0057)
Mãe.Estudo1a4	0,0082*** (0,0016)	0,0004 (0,0014)	-0,0006 (0,0036)	-0,0067** (0,0032)	0,0190*** (0,0066)	0,0052 (0,0054)
Mãe.Estudo5a8	0,0049*** (0,0019)	-0,0038** (0,0016)	-0,0036 (0,0038)	-0,0078** (0,0034)	0,0086 (0,0094)	0,0092 (0,0080)
Mãe.Estudo9a11	-0,0057*** (0,0021)	-0,0093*** (0,0017)	-0,0073* (0,0043)	-0,0068* (0,0039)	0,0131 (0,0164)	-0,0031 (0,0122)
Mãe.Estudo11m	-0,0134*** (0,0028)	-0,0136*** (0,0021)	-0,0174*** (0,0054)	-0,0114** (0,0048)	0,0061 (0,0332)	-0,0252 (0,0191)
RNTPC	0,0000 (0,0000)	-0,0000 (0,0000)	-0,0001*** (0,0000)	-0,0000*** (0,0000)	-0,0001* (0,0001)	-0,0001 (0,0001)

Continua

Tabela B.7 – Probit Bivariado: Efeitos Marginais por Condição de Migração dos Pais e Gênero da Criança em Famílias Biparentais Chefiadas pelo Pai

Conclusão

	Pai/Mãe		Pai/Mãe		Pai/Mãe	
	Nativo urbano		Migrante urbano-urbano		Migrante rural-urbano	
	(1) Menino	(2) Menina	(3) Menino	(4) Menina	(5) Menino	(6) Menina
Irmãos0a9	0,0030*** (0,0005)	0,0019*** (0,0004)	0,0008 (0,0009)	0,0002 (0,0008)	0,0041* (0,0021)	0,0007 (0,0017)
Irmãos15a17	-0,0011 (0,0008)	0,0027*** (0,0006)	-0,0011 (0,0016)	0,0035*** (0,0012)	0,0041 (0,0039)	0,0036 (0,0030)
Desempregados	-0,1442*** (0,0105)	-0,0779*** (0,0081)	-0,1419*** (0,0199)	-0,0420*** (0,0161)	-0,1488*** (0,0517)	-0,0478 (0,0401)
Informalidade	0,0718*** (0,0052)	0,0305*** (0,0040)	0,0391*** (0,0096)	0,0205*** (0,0079)	0,1250*** (0,0265)	0,0613*** (0,0200)
Metrópole	-0,0152*** (0,0017)	-0,0058*** (0,0012)	-0,0105*** (0,0025)	-0,0084*** (0,0020)	-0,0471*** (0,0092)	-0,0120* (0,0068)
Nordeste	-0,0026* (0,0016)	-0,0067*** (0,0012)	-0,0011 (0,0031)	-0,0021 (0,0024)	0,0211** (0,0088)	-0,0021 (0,0072)
Norte	-0,0143*** (0,0020)	-0,0092*** (0,0016)	0,0057 (0,0039)	0,0016 (0,0031)	-0,0002 (0,0091)	-0,0016 (0,0081)
Sul	0,0036* (0,0018)	0,0009 (0,0015)	-0,0022 (0,0027)	0,0004 (0,0023)	0,0248*** (0,0091)	-0,0027 (0,0070)
Centro-Oeste	0,0095*** (0,0030)	0,0128*** (0,0027)	0,0141*** (0,0035)	0,0101*** (0,0029)	0,0320*** (0,0108)	-0,0019 (0,0083)

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados de Censo Demográfico de 2000.

Notas: Resultados robustos à heterocedasticidade. *** Estatisticamente significativa a 1%. ** Estatisticamente significativa a 5%. * Estatisticamente significativa a 10%.

Tabela B.8 – Probit Bivariado: Efeitos Marginais por Condição de Migração dos Pais e Gênero da Criança em Famílias Monoparentais Chefiadas pela Mãe

Continuação

	Pai/Mãe		Pai/Mãe		Pai/Mãe	
	Nativo urbano		Migrante urbano-urbano		Migrante rural-urbano	
	(1) Menino	(2) Menina	(3) Menino	(4) Menina	(5) Menino	(6) Menina
Estudar						
Branco	0,0101*** (0,0036)	0,0049* (0,0029)	0,0067 (0,0069)	0,0075 (0,0062)	0,0378* (0,0209)	0,0050 (0,0184)
Idade	-0,0185*** (0,0010)	-0,0159*** (0,0009)	-0,0181*** (0,0021)	-0,0156*** (0,0019)	-0,0323*** (0,0059)	-0,0275*** (0,0054)
Mãe.Branco	0,0023 (0,0036)	-0,0008 (0,0029)	-0,0086 (0,0068)	-0,0005 (0,0062)	-0,0172 (0,0200)	0,0091 (0,0192)
Mãe.Estudo1a4	0,0604*** (0,0052)	0,0359*** (0,0044)	0,0268** (0,0115)	0,0646*** (0,0116)	0,0751*** (0,0195)	0,0423** (0,0192)
Mãe.Estudo5a8	0,0898*** (0,0054)	0,0626*** (0,0045)	0,0500*** (0,0116)	0,0909*** (0,0115)	0,0788*** (0,0244)	0,0775*** (0,0218)
Mãe.Estudo9a11	0,1127*** (0,0053)	0,0760*** (0,0045)	0,0839*** (0,0113)	0,1000*** (0,0118)	0,1220*** (0,0256)	0,1105*** (0,0223)
Mãe.Estudo11m	0,1157*** (0,0059)	0,0830*** (0,0048)	0,0879*** (0,0123)	0,1123*** (0,0124)	0,1504*** (0,0166)	0,0801 (0,0493)
RNTPC	0,0001*** (0,0000)	0,0001*** (0,0000)	0,0001*** (0,0001)	0,0002*** (0,0000)	0,0006** (0,0003)	0,0004 (0,0002)
Irmãos0a9	-0,0110*** (0,0012)	-0,0080*** (0,0010)	-0,0107*** (0,0028)	-0,0096*** (0,0025)	0,0042 (0,0073)	-0,0092 (0,0057)
Irmãos15a17	-0,0106*** (0,0019)	-0,0030* (0,0017)	-0,0156*** (0,0043)	-0,0049 (0,0042)	-0,0114 (0,0109)	0,0220** (0,0110)
Desempregados	0,0216 (0,0233)	-0,0119 (0,0197)	0,0640 (0,0494)	-0,0050 (0,0501)	-0,0268 (0,1385)	-0,2146 (0,1340)
Informalidade	0,0060 (0,0130)	-0,0001 (0,0109)	-0,0292 (0,0279)	0,0237 (0,0251)	0,0512 (0,0719)	0,0852 (0,0684)
Metrópole	0,0010 (0,0034)	-0,0034 (0,0028)	-0,0150** (0,0066)	-0,0038 (0,0061)	-0,0217 (0,0219)	-0,0291 (0,0193)

Continua

Tabela B.8 – Probit Bivariado: Efeitos Marginais por Condição de Migração dos Pais e Gênero da Criança em Famílias Monoparentais Chefiadas pela Mãe

Continuação

	Pai/Mãe Nativo urbano		Pai/Mãe Migrante urbano-urbano		Pai/Mãe Migrante rural-urbano	
	(1) Menino	(2) Menina	(3) Menino	(4) Menina	(5) Menino	(6) Menina
Nordeste	-0,0092** (0,0036)	-0,0041 (0,0030)	-0,0216** (0,0090)	-0,0112 (0,0077)	-0,0349 (0,0225)	-0,0490** (0,0205)
Norte	0,0110** (0,0052)	-0,0000 (0,0046)	-0,0017 (0,0106)	0,0027 (0,0095)	0,0159 (0,0249)	-0,0989*** (0,0308)
Sul	0,0050 (0,0042)	0,0009 (0,0036)	0,0071 (0,0074)	0,0050 (0,0073)	0,0243 (0,0240)	-0,0109 (0,0211)
Centro-Oeste	0,0045 (0,0060)	0,0035 (0,0051)	-0,0102 (0,0092)	0,0035 (0,0078)	0,0058 (0,0261)	-0,0237 (0,0234)
Trabalhar						
Branco	-0,0010 (0,0033)	-0,0017 (0,0026)	0,0047 (0,0070)	0,0059 (0,0053)	-0,0037 (0,0210)	0,0056 (0,0150)
Idade	0,0266*** (0,0010)	0,0189*** (0,0008)	0,0272*** (0,0021)	0,0199*** (0,0018)	0,0502*** (0,0062)	0,0274*** (0,0050)
Mãe.Branco	-0,0060* (0,0033)	0,0006 (0,0025)	-0,0011 (0,0069)	-0,0062 (0,0052)	-0,0039 (0,0209)	-0,0117 (0,0150)
Mãe.Estudo1a4	-0,0078** (0,0039)	-0,0059* (0,0031)	-0,0247** (0,0104)	-0,0124 (0,0083)	-0,0039 (0,0180)	0,0154 (0,0137)
Mãe.Estudo5a8	-0,0214*** (0,0042)	-0,0160*** (0,0033)	-0,0229** (0,0109)	-0,0224*** (0,0085)	0,0225 (0,0267)	0,0069 (0,0185)
Mãe.Estudo9a11	-0,0359*** (0,0043)	-0,0208*** (0,0035)	-0,0441*** (0,0109)	-0,0363*** (0,0087)	-0,0892*** (0,0226)	0,0039 (0,0286)
Mãe.Estudo11m	-0,0512*** (0,0047)	-0,0296*** (0,0041)	-0,0468*** (0,0128)	-0,0297*** (0,0106)	0,0096 (0,0856)	-0,0064 (0,0443)
RNTPC	-0,0000** (0,0000)	-0,0000* (0,0000)	-0,0001*** (0,0000)	-0,0000 (0,0000)	-0,0005** (0,0002)	-0,0002 (0,0002)
Irmãos0a9	0,0043*** (0,0012)	0,0033*** (0,0009)	0,0086*** (0,0028)	0,0013 (0,0023)	0,0037 (0,0071)	0,0039 (0,0056)

Continua

Tabela B.8 – Probit Bivariado: Efeitos Marginais por Condição de Migração dos Pais e Gênero da Criança em Famílias Monoparentais Chefiadas pela Mãe

Continuação

	Pai/Mãe		Pai/Mãe		Pai/Mãe	
	Nativo urbano		Migrante urbano-urbano		Migrante rural-urbano	
	(1) Menino	(2) Menina	(3) Menino	(4) Menina	(5) Menino	(6) Menina
Irmãos15a17	-0,0001 (0,0019)	0,0046*** (0,0015)	0,0039 (0,0044)	0,0049 (0,0034)	-0,0153 (0,0123)	0,0052 (0,0088)
Desempregados	-0,1249*** (0,0234)	-0,0666*** (0,0186)	0,0366 (0,0579)	-0,0480 (0,0405)	-0,0750 (0,1344)	-0,0190 (0,1248)
Informalidade	0,0614*** (0,0117)	0,0467*** (0,0094)	0,0733*** (0,0277)	0,0483** (0,0215)	0,1511** (0,0756)	0,0106 (0,0598)
Metrópole	-0,0156*** (0,0032)	-0,0126*** (0,0027)	-0,0212*** (0,0067)	-0,0106** (0,0052)	-0,0222 (0,0240)	-0,0242 (0,0173)
Nordeste	0,0018 (0,0033)	-0,0054** (0,0027)	-0,0057 (0,0081)	-0,0096* (0,0057)	0,0455** (0,0221)	-0,0193 (0,0182)
Norte	-0,0048 (0,0048)	-0,0096*** (0,0037)	0,0059 (0,0110)	0,0047 (0,0089)	0,0583* (0,0299)	-0,0216 (0,0202)
Sul	0,0034 (0,0041)	-0,0047 (0,0033)	-0,0133* (0,0077)	-0,0038 (0,0062)	0,0123 (0,0265)	-0,0104 (0,0202)
Centro-Oeste	0,0134** (0,0059)	0,0159*** (0,0054)	0,0289*** (0,0100)	0,0227*** (0,0082)	-0,0228 (0,0222)	-0,0074 (0,0228)
Trabalhar e Estudar						
Branco	0,0003 (0,0028)	-0,0010 (0,0022)	0,0050 (0,0060)	0,0058 (0,0045)	0,0048 (0,0174)	0,0053 (0,0129)
Idade	0,0205*** (0,0008)	0,0152*** (0,0007)	0,0211*** (0,0019)	0,0154*** (0,0016)	0,0341*** (0,0050)	0,0211*** (0,0044)
Mãe.Branco	-0,0049* (0,0028)	0,0005 (0,0022)	-0,0021 (0,0060)	-0,0053 (0,0044)	-0,0067 (0,0172)	-0,0093 (0,0128)
Mãe.Estudo1a4	0,0008 (0,0031)	-0,0017 (0,0026)	-0,0168** (0,0085)	-0,0033 (0,0063)	0,0117 (0,0142)	0,0164 (0,0114)
Mãe.Estudo5a8	-0,0078** (0,0034)	-0,0085*** (0,0028)	-0,0122 (0,0091)	-0,0094 (0,0066)	0,0353 (0,0225)	0,0123 (0,0162)

Continua

Tabela B.8 – Probit Bivariado: Efeitos Marginais por Condição de Migração dos Pais e Gênero da Criança em Famílias Monoparentais Chefiadas pela Mãe

Conclusão

	Pai/Mãe Nativo urbano		Pai/Mãe Migrante urbano-urbano		Pai/Mãe Migrante rural-urbano	
	(1) Menino	(2) Menina	(3) Menino	(4) Menina	(5) Menino	(6) Menina
Mãe.Estudo9a11	-0,0188*** (0,0036)	-0,0118*** (0,0030)	-0,0272*** (0,0093)	-0,0212*** (0,0069)	-0,0556*** (0,0193)	0,0126 (0,0269)
Mãe.Estudo11m	-0,0330*** (0,0041)	-0,0197*** (0,0037)	-0,0293*** (0,0113)	-0,0140 (0,0090)	0,0457 (0,0851)	0,0004 (0,0404)
RNTPC	-0,0000 (0,0000)	-0,0000 (0,0000)	-0,0001** (0,0000)	-0,0000 (0,0000)	-0,0003 (0,0002)	-0,0001 (0,0002)
Irmãos0a9	0,0023** (0,0010)	0,0022*** (0,0008)	0,0060** (0,0024)	0,0002 (0,0019)	0,0039 (0,0056)	0,0025 (0,0048)
Irmãos15a17	-0,0013 (0,0016)	0,0037*** (0,0013)	0,0013 (0,0038)	0,0037 (0,0029)	-0,0148 (0,0101)	0,0064 (0,0076)
Desempregados	-0,1042*** (0,0201)	-0,0595*** (0,0163)	0,0402 (0,0503)	-0,0414 (0,0341)	-0,0664 (0,1091)	-0,0357 (0,1074)
Informalidade	0,0532*** (0,0100)	0,0409*** (0,0083)	0,0595** (0,0240)	0,0435** (0,0183)	0,1332** (0,0608)	0,0168 (0,0515)
Metrópole	-0,0132*** (0,0028)	-0,0114*** (0,0023)	-0,0203*** (0,0058)	-0,0094** (0,0044)	-0,0225 (0,0196)	-0,0234 (0,0150)
Nordeste	0,0004 (0,0029)	-0,0051** (0,0024)	-0,0076 (0,0069)	-0,0090* (0,0048)	0,0296* (0,0175)	-0,0214 (0,0159)
Norte	-0,0029 (0,0042)	-0,0085*** (0,0033)	0,0050 (0,0096)	0,0043 (0,0077)	0,0527** (0,0257)	-0,0268 (0,0165)
Sul	0,0036 (0,0035)	-0,0040 (0,0029)	-0,0108 (0,0067)	-0,0028 (0,0053)	0,0148 (0,0222)	-0,0104 (0,0180)
Centro-Oeste	0,0122** (0,0052)	0,0146*** (0,0049)	0,0236*** (0,0088)	0,0201*** (0,0071)	-0,0176 (0,0179)	-0,0090 (0,0203)

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados de Censo Demográfico de 2000.

Notas: Resultados robustos à heterocedasticidade. *** Estatisticamente significativa a 1%. ** Estatisticamente significativa a 5%. * Estatisticamente significativa a 10%.

Tabela B.9 – Efeito da Condição de Migração dos Pais sobre as Probabilidades de Trabalho e Estudo das Crianças Segundo a Estrutura Familiar – Método Alternativo

	Pai/mãe Migrante urbano-urbano		Pai/mãe Migrante rural-urbano	
	Menino	Menina	Menino	Menina
Biparentais				
Trabalhar	-0,50	-0,06	5,28	3,13
Explicada	-1,12	-0,39	1,33	0,81
Não-explicada	0,62	0,33	3,96	2,32
Estudar	0,15	-0,41	-3,50	-4,19
Explicada	0,74	0,36	-2,29	-1,66
Não-explicada	-0,59	-0,77	-1,20	-2,53
Monoparentais				
Trabalhar	0,67	0,24	4,72	2,45
Explicada	-0,56	-0,33	1,74	1,08
Não-explicada	1,23	0,56	2,97	1,38
Estudar	0,39	-0,79	-2,85	-4,55
Explicada	1,03	0,56	-2,76	-1,71
Não-explicada	-0,63	-1,36	-0,10	-2,83

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados de Censo Demográfico de 2000.

Notas: Categoria-base: filhos de nativos urbanos. Para a melhor leitura, as diferenças absolutas de probabilidade foram multiplicadas por 100. Todas as diferenças de probabilidades médias são estatisticamente significativas para o teste t-student a 1%.



ÁREA DE LOGÍSTICA
Ambiente de Gestão dos Serviços de Logística
Célula de Produção Gráfica
OS 2012-03/5.689 - Tiragem: 1.000

978.85.7791.184.4



9 788577 911844



Banco do
Nordeste

GOVERNO FEDERAL

BRASIL

PAÍS RICO É PAÍS SEM POBREZA