

Universidade Federal da Paraíba  
Centro de Ciências Sociais Aplicadas  
Programa de Pós-Graduação em Economia

**Ensaio sobre Trabalho Infantil**

Shirley Pereira de Mesquita

João Pessoa - PB  
2015

Shirley Pereira de Mesquita

## **Ensaio sobre Trabalho Infantil**

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba - UFPB, em cumprimento às exigências do Curso de Doutorado em Economia.

Universidade Federal da Paraíba  
Centro de Ciências Sociais Aplicadas  
Programa de Pós-Graduação em Economia

Orientador: Dr. Hilton Martins de Brito Ramalho  
Coorientador: Dr. Luiz Renato Regis de Oliveira Lima

João Pessoa - PB

2015

Shirley Pereira de Mesquita

Ensaio sobre Trabalho Infantil/ Shirley Pereira de Mesquita. – João Pessoa - PB, 2015-

147 p. : il. ; 30 cm.

Orientador: Dr. Hilton Martins de Brito Ramalho

Tese (Doutorado) – Universidade Federal da Paraíba

Centro de Ciências Sociais Aplicadas

Programa de Pós-Graduação em Economia, 2015.

1. Trabalho Infantil. 2. Regressão Quantílica. 2. Estrutura Familiar. I. Hilton Martins de Brito Ramalho. II. Universidade Federal da Paraíba. III. Ensaio sobre trabalho infantil.

**Universidade Federal da Paraíba**  
**Centro de Ciências Sociais Aplicadas**  
**Programa de Pós-Graduação em Economia**

Comunicamos à Coordenação do Curso de Pós-Graduação em Economia que a tese de doutorado da aluna Shirley Pereira de Mesquita, matrícula 111100340, intitulada **Ensaio sobre Trabalho Infantil** foi submetida à apreciação da comissão examinadora elencada abaixo; no dia \_\_\_/\_\_\_/\_\_\_\_\_, às \_\_\_\_\_.

A tese foi \_\_\_\_\_ pela comissão examinadora.  
Reformulações sugeridas: Sim (  ) Não (  )

---

Dr. Hilton Martins de Brito Ramalho  
**Orientador**

---

Dr. Erik Alencar de Figueiredo  
**Examinador Interno**

---

Dr. Paulo Aguiar do Monte  
**Examinador Interno**

---

Dr. Raul da Mota Silveira Neto  
**Examinador Externo**

---

Dr. Jorge Luiz Mariano da Silva  
**Examinador Externo**

João Pessoa - PB  
2015

*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, me ajudando 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 Júnior e todos os meus amigos, pelo apoio e paciência durante toda a construção desse trabalho.

Aos professores do departamento de economia da UFPB, em especial, Luciano Sampaio, Ivan Targino, Hilton Martins, Ignácio Tavares, Fernanda Santos e Rejane Gomes, pela contribuição em minha formação acadêmica e profissional.

Aos professores Luiz Renato Lima, Marianne Wanamaker e Erik Figueiredo pelos conhecimentos transmitidos e pela amizade durante o tempo em que estive na University of Tennessee – Knoxville.

A University of Tennessee – Knoxville por me receber e a Capes por financiar a minha experiência de doutorado sanduíche.

Ao departamento de economia da Universidade Federal da Paraíba pelo apoio e liberação das minhas atividades acadêmicas para desenvolvimento dessa tese.

Ao Programa de Pós Graduação em Economia da UFPB e a secretária Risomar.

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

*“... para que o coração deles seja confortado  
e vinculado juntamente em amor,  
e eles tenham toda a riqueza da forte convicção do entendimento,  
para compreenderem plenamente o mistério de Deus,  
Cristo, em quem todos os tesouros da sabedoria  
e do conhecimento estão ocultos.”  
(Colossenses: 2: 2 e 3)*

# Resumo

Esta tese compreende 3 capítulos sobre o tema Trabalho Infantil. Abaixo seguem-se os resumos individuais de cada capítulo.

## *Capítulo 1: Trabalho infantil, paradoxo da riqueza e altruísmo: o caso do Paquistão*

Utilizando dados do Paquistão e as técnicas de regressão quantílica, esse capítulo analisa o efeito da riqueza familiar na utilização de trabalho infantil. As evidências apontam uma relação positiva entre riqueza da terra e trabalho infantil apenas nas crianças que estão no quantil superior da distribuição de horas trabalhadas. Dessa forma, a hipótese derivada desse estudo é de que o chamado “paradoxo da riqueza” do trabalho infantil documentado na literatura é impulsionado por preferências dos pais.

## *Capítulo 2: Trabalho infantil e riqueza familiar: uma análise para o Brasil rural*

O capítulo investiga o efeito da riqueza familiar sobre o trabalho infantil no meio rural do Brasil. Para tanto, foram utilizados dados da PNAD 2012 e o *Censored Quantile Instrumental Variable* (CQIV), que permite captar heterogeneidades ao longo da distribuição de horas trabalhadas, e, ainda, lida com os problemas de censura e endogeneidade nos dados. Os resultados mostraram uma relação negativa entre riqueza, medida pelo tamanho da terra, e trabalho infantil no quantil inferior de horas de trabalho infantil, enquanto nos quantis médio e superior, uma relação não linear, corroborando a hipótese do “U invertido”. Destaca-se que o *turning point* é maior no quantil superior, onde as famílias tem menor nível de altruísmo. Em geral, os resultados apontam as preferências dos pais como principal determinante do trabalho infantil.

## *Capítulo 3: Trabalho infantil no Brasil urbano: qual a importância da estrutura familiar?*

O capítulo investiga a importância da estrutura familiar na determinação do trabalho infantil no Brasil urbano. Para tanto, foram utilizados dados do Censo Demográfico de 2010 e modelos de determinação da probabilidade de trabalhar (*Probit*, *IV-Probit* e *Probit Bivariado*) e a decomposição de Yun para captar o diferencial de probabilidade de trabalho infantil atribuído à diferença de comportamento entre os tipos de famílias. Os resultados mostraram que meninos, com 15 anos de idade e cujo pai (mãe) não tem instrução são mais propensos à entrada precoce no mercado de trabalho. Também foram achadas evidências que crianças em lares monoparentais têm maior chance de trabalhar quando comparadas com crianças em domicílios biparentais sob responsabilidade do pai, destacando que o cenário de maior vulnerabilidade para a criança é viver em um lar monoparental com mãe

não viúva. E, ainda, a diferença de probabilidade de trabalho infantil entre os grupos de análise é explicada principalmente por diferenças de comportamento entre os tipos de família.

**Palavras-chave:** trabalho infantil. regressão quantílica. paradoxo da riqueza. "U-invertido". estrutura familiar.

# Abstract

This dissertation encompasses three chapters that study Child Labor. Below are the individual abstracts for each chapter.

## *Chapter 1: Child labor and the wealth paradox: the role of Altruistic Parents*

Using data from Pakistan and quantile regression techniques, we study the effect of family wealth on the utilization of child labor. We find evidence of a positive relationship between land wealth and child labor only for children in the upper quantiles of the distribution. We hypothesize that the so-called "Wealth Paradox" in child labor documented elsewhere in the literature is driven by parental preferences.

## *Chapter 2: Child labor and household wealth: an analysis for rural Brazil*

This chapter studies the effect of family wealth on the utilization of child labor in rural areas of Brazil. We use data from PNAD 2012 and the Censored Quantile Instrumental Variable (CQIV) which captures heterogeneity across the distribution of hours worked, and it deals with the problems of censorship and endogeneity in the data. We find evidence of a negative relationship between land wealth and child labor only for children in the lower quantiles of the distribution. On the other hand, at the median and upper quantiles we find a non-linear relationship, supporting the hypothesis of "U-inverted". We need to highlight that the turning point is bigger at the upper quantile, where families have a lower level of altruism. In general, the results indicate that the preferences of the parents are the primary determinant of child labor.

## *Chapter 3: Child labor in urban Brazil: what is the role of the family structure?*

The aim of this chapter is to investigate the role of single parents on child labor in urban Brazil. We use data provided by the Brazilian Demographic Census of 2010 and the models to determine the probability of working (Probit, IV-Probit and Bivariate Probit) and the Yun's decomposition to capture the differences in the probability of child labor attributed to the difference in behavior between single-parent families, headed by the mother, and two-parent, headed by his father. The results show that boys, age 15 whose parents have a low level of education are more likely to work. We also found evidence that children in single-parent homes are more likely to work when compared with children in two-parent households in the father's responsibility, noting that the most vulnerable scenario for the child is to live in a single parent home with no widowed mother. And the difference in child labor between the two groups of families is mainly due to their unobserved behaviors.

**Keywords:** child labor. quantile regression. wealth paradox. "U-inverted". single parents.

# Lista de tabelas

Tabela 1 – Paquistão: Taxa de participação do trabalho infantil por tamanho da propriedade de terra . . . . .	40
Tabela 2 – Paquistão: Estatísticas descritivas da amostra (média e desvio padrão) por gênero e condição de trabalho das crianças . . . . .	41
Tabela 3 – Paquistão: Coeficientes do Modelo de Regressão <i>Quantílica</i> - Trabalho Infantil 10 a 14 anos . . . . .	43
Tabela 4 – Paquistão - Análise de Robustez: Coeficientes do Modelo de Regressão <i>Quantílica</i> - Trabalho Infantil 10 a 14 anos . . . . .	46
Tabela 5 – Brasil: Estatísticas descritivas da amostra (média e desvio padrão) por condição de trabalho das crianças . . . . .	60
Tabela 6 – Brasil: Coeficientes do Modelo de Regressão <i>Quantílica</i> - Trabalho Infantil 10 a 15 anos . . . . .	61
Tabela 7 – Brasil - Análise de Robustez: Coeficientes do Modelo de Regressão <i>Quantílica</i> - Trabalho Infantil 10 a 15 anos . . . . .	64
Tabela 8 – Brasil: Distribuição percentual das famílias por estrutura familiar e estado civil do responsável pelo domicílio – 2010 . . . . .	82
Tabela 9 – Brasil: Estatísticas descritivas da amostra (média e desvio padrão) por condição de trabalho das crianças . . . . .	84
Tabela 10 – Brasil - Efeitos marginais nas médias das covariadas: probabilidade da criança trabalhar (regressões Probit e IV-Probit) . . . . .	87
Tabela 11 – Brasil - Famílias monoparentais: Efeitos marginais nas médias das covariadas - Modelo com interações de família e estado civil do responsável pelo domicílio (regressões Probit e IV-Probit) . . . . .	89
Tabela 12 – Brasil - Efeitos marginais nas médias das covariadas: probabilidade da criança trabalhar (regressões IV-Probit) por tipo de família . . . . .	91
Tabela 13 – Decomposição de diferença de probabilidade da criança trabalhar por tipo de família . . . . .	96
Tabela 14 – Brasil - Regressões: Determinantes do trabalho infantil (probabilidade da criança trabalhar), estrutura familiar (probabilidade de ruptura nuclear) e renda domiciliar - 2010 . . . . .	99
Tabela 15 – Efeito Médio de Tratamento (ATE) - Impacto da Ruptura Familiar sobre o Trabalho Infantil . . . . .	103
Tabela 16 – Paquistão: Coeficientes do Modelo de Regressão <i>Quantílica</i> - Trabalho Infantil 10 a 14 anos . . . . .	119

Tabela 17 – Paquistão - Análise de Robustez: Coeficientes do Modelo de Regressão <i>Quantílica</i> - Trabalho Infantil 10 a 14 anos (Estimação sem controle para endogeneidade) . . . . .	121
Tabela 18 – Brasil: Coeficientes do Modelo de Regressão <i>Quantílica</i> - Trabalho Infantil 10 a 15 anos . . . . .	126
Tabela 19 – Brasil - Análise de Robustez: Coeficientes do Modelo de Regressão <i>Quantílica</i> - Trabalho Infantil 10 a 14 anos (Estimação sem controle para endogeneidade) . . . . .	128
Tabela 20 – Coeficientes: probabilidade da criança trabalhar (regressões Probit e IV-Probit) . . . . .	131
Tabela 21 – Coeficientes: probabilidade da criança trabalhar (regressões Probit e IV-Probit Bloco 2) . . . . .	134
Tabela 22 – Efeitos marginais: probabilidade da criança trabalhar (regressões IV-probit) por tipo de família (Parte 1) . . . . .	139
Tabela 23 – Efeitos marginais: probabilidade da criança trabalhar (regressões IV-probit) por tipo de família (Parte 2) . . . . .	142

# Lista de ilustrações

Figura 1 – Relação ótima entre tempo dedicado ao trabalho infantil e tamanho da propriedade de terra . . . . .	56
-------------------------------------------------------------------------------------------------------------------	----

# Sumário

	<b>INTRODUÇÃO</b>	<b>17</b>
<b>1</b>	<b>TRABALHO INFANTIL, PARADOXO DA RIQUEZA E ALTRUÍSMO: O CASO DO PAQUISTÃO</b>	<b>23</b>
<b>1.1</b>	<b>Introdução</b>	<b>23</b>
<b>1.2</b>	<b>Revisão da literatura</b>	<b>25</b>
1.2.1	Fatos observados sobre trabalho infantil e riqueza familiar	26
1.2.2	Axioma do luxo, paradoxo da riqueza e trabalho infantil	28
<b>1.3</b>	<b>Estratégia empírica</b>	<b>33</b>
1.3.1	Especificação do modelo empírico	35
1.3.2	Método de estimação	37
<b>1.4</b>	<b>Base de dados e tratamentos</b>	<b>38</b>
<b>1.5</b>	<b>Resultados</b>	<b>42</b>
1.5.1	Determinantes do trabalho infantil	42
1.5.2	Análise de sensibilidade	45
<b>1.6</b>	<b>Considerações finais</b>	<b>47</b>
<b>2</b>	<b>TRABALHO INFANTIL E RIQUEZA FAMILIAR: UMA ANÁLISE PARA O BRASIL RURAL</b>	<b>50</b>
<b>2.1</b>	<b>Introdução</b>	<b>50</b>
<b>2.2</b>	<b>Revisão da literatura</b>	<b>53</b>
2.2.1	Trabalho infantil e riqueza familiar: a teoria do U invertido	54
<b>2.3</b>	<b>Estratégia de estimação</b>	<b>57</b>
<b>2.4</b>	<b>Base de dados e tratamentos</b>	<b>58</b>
<b>2.5</b>	<b>Resultados</b>	<b>60</b>
2.5.1	Determinantes do trabalho infantil	61
2.5.2	Análise de sensibilidade	63
<b>2.6</b>	<b>Considerações finais</b>	<b>65</b>
<b>3</b>	<b>TRABALHO INFANTIL NO BRASIL: QUAL A IMPORTÂNCIA DA ESTRUTURA FAMILIAR?</b>	<b>68</b>
<b>3.1</b>	<b>Introdução</b>	<b>68</b>
<b>3.2</b>	<b>Revisão da literatura</b>	<b>71</b>
<b>3.3</b>	<b>Estratégia de estimação</b>	<b>74</b>
3.3.1	Modelagem econométrica	74
3.3.2	Estimação do efeito da estrutura familiar	77

3.3.2.1	Decomposição de efeitos diretos e indiretos da estrutura familiar . . . . .	77
3.3.2.2	Efeito médio do tratamento . . . . .	79
<b>3.4</b>	<b>Base de dados e tratamentos . . . . .</b>	<b>79</b>
<b>3.5</b>	<b>Resultados . . . . .</b>	<b>85</b>
3.5.1	Determinantes do Trabalho Infantil: Há diferenças por estrutura familiar? .	86
3.5.2	Impacto da estrutura familiar sobre o trabalho infantil: decomposição de efeitos diretos e indiretos . . . . .	90
3.5.3	Impacto da estrutura familiar sobre o trabalho infantil: evidências para ruptura nuclear não aleatória . . . . .	97
<b>3.6</b>	<b>Considerações finais . . . . .</b>	<b>104</b>
<b>4</b>	<b>CONCLUSÃO . . . . .</b>	<b>106</b>
	<b>REFERÊNCIAS . . . . .</b>	<b>110</b>
	<b>APÊNDICE A – TRABALHO INFANTIL E O PARADOXO DA RI- QUEZA: O PAPEL DO ALTRUÍSMO DOS PAIS .</b>	<b>116</b>
<b>A.1</b>	<b>Modelo de regressão quantílica com censura e endogeneidade . . .</b>	<b>116</b>
<b>A.2</b>	<b>Estimação: comandos no STATA . . . . .</b>	<b>117</b>
<b>A.3</b>	<b>Tabelas . . . . .</b>	<b>119</b>
	<b>APÊNDICE B – TRABALHO INFANTIL E RIQUEZA FAMILIAR: UMA ANÁLISE PARA O BRASIL RURAL . . . .</b>	<b>123</b>
<b>B.1</b>	<b>A teoria do "U invertido" do trabalho infantil . . . . .</b>	<b>123</b>
<b>B.2</b>	<b>Tabelas . . . . .</b>	<b>126</b>
	<b>APÊNDICE C – TRABALHO INFANTIL NO BRASIL: QUAL A IMPORTÂNCIA DA ESTRUTURA FAMILIAR? .</b>	<b>131</b>
<b>C.1</b>	<b>Tabelas . . . . .</b>	<b>131</b>
	<b>ANEXO A – TRABALHO INFANTIL E O PARADOXO DA RI- QUEZA: O PAPEL DO ALTRUÍSMO DOS PAIS . . .</b>	<b>146</b>
	<b>Índice Remissivo . . . . .</b>	<b>147</b>

# Introdução

O trabalho infantil é um problema social de grande relevância no mundo, sobretudo, por se tratar de uma violação dos direitos humanos. Estudos recentes indicam efeitos perversos do trabalho infantil sobre o desenvolvimento físico, mental e social das crianças, obstrução da acumulação de capital humano, e, conseqüentemente, menor mobilidade econômica na fase adulta (EMERSON; SOUZA, 2005; UNICEF, 2012; OIT, 2013).

A Organização Internacional do Trabalho (OIT) estima que, entre os anos de 2000 e 2012, o percentual de crianças trabalhando diminuiu em 31%, aproximadamente. Não obstante, em 2012, ainda existiam cerca de 168 milhões de crianças e adolescentes entre 5 e 17 anos trabalhando no mundo, sendo a maior incidência em países subdesenvolvidos<sup>1</sup>. Desse total, aproximadamente, 59% estavam empregadas no setor agrícola, e, em sua maioria, em atividades familiares (EDMONDS; PAVCNIK, 2005; OIT, 2013). Nesse contexto, compreender a causa subjacente do trabalho infantil nos países em desenvolvimento é uma questão de grande importância, principalmente para oferecer soluções que ajudem a atenuar este problema constante.

No Brasil, a inserção de crianças no mercado trabalho tem sido foco de discussões políticas nos anos recentes, principalmente devido ao compromisso firmado pelo Ministério do Trabalho e Emprego (MTE) com a Organização Internacional do Trabalho (OIT), que foi reafirmado em 2014, para eliminar as piores de formas de trabalho infantil, até 2016, e a erradicação total até 2020. No entanto, segundo dados do Censo 2010, apesar do quadro de redução, apresentado nos últimos 10 anos, 3,82% das crianças entre 10 e 15<sup>2</sup> anos ainda trabalham, cerca de 454.138. A agricultura é o setor de maior concentração do problema, com destaque para as atividades familiares. Segundo dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), do ano de 2012, entre as famílias que operam terras agrícolas, na condição de proprietário ou não, o percentual de trabalho infantil é de 39%. Destaca-se, também, que 70% das crianças trabalhadoras do país estão na zona urbana, principalmente em atividades informais e ilícitas. Quanto às regiões, a maior concentração está no Sudeste (34,57%) e Nordeste (26,05%).

Quanto ao combate<sup>3</sup> do trabalho infantil, as medidas se intensificaram no Brasil a partir de 1992, através da integração do país no Programa Internacional para a Erradicação

<sup>1</sup> Segundo o estudo OIT para o grupo etário de 5-17 anos, as regiões com maior percentagem de trabalho infantil no mundo são: África Subsaariana (21,4%); Ásia Pacífico (9,3%); América Latina e Caraíbas (8,8%) e Médio oriente e Norte da África (8,4%) (OIT, 2013).

<sup>2</sup> No Brasil 94% das crianças trabalhadores está na faixa etária de 10 a 15 anos de idade

<sup>3</sup> No Brasil, a responsabilidade pelas políticas públicas federais de combate ao trabalho infantil é do Ministério de Desenvolvimento Social (MDS) e do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE).

do Trabalho Infantil (IPEC)<sup>4</sup>, um dos mais importantes instrumentos de cooperação da OIT com os países membros. No cenário recente, o Plano Nacional de Prevenção e Erradicação do Trabalho Infantil e Proteção ao Adolescente Trabalhador do governo federal, para 2011-2015, aborda políticas de combate a informalidade, mecanismos de emancipação e inclusão social de famílias em situação de vulnerabilidade econômica, o desenvolvimento de estratégias que possibilitem a redução significativa da ocorrência de trabalho infantil nas atividades agrícolas, entre outras.

Diante desse contexto, esta tese busca contribuir com a literatura sobre trabalho infantil, com o objetivo de fornecer informações para a elaboração de políticas públicas de combate a esse problema. Para tanto se destacam duas questões importantes. A primeira é a discussão sobre a existência de uma relação não linear entre o tamanho da propriedade de terra e trabalho infantil, indicando que o crescimento da área agrícola familiar provocaria uma elevação imediata nas horas de trabalhadas das crianças em áreas rurais. Uma implicação desse resultado é que o estímulo ao crescimento da pequena propriedade rural aumenta a incidência de trabalho infantil. Este resultado pode colocar em discussão as políticas de investimento e desenvolvimento da agricultura familiar, como uma estratégia de redução da pobreza. No entanto, o resultado dessa hipótese pode estar mais relacionado ao nível de altruísmos dos pais, do que propriamente ao aumento na propriedade agrícola, indicando que a promoção de ações de comunicação e mobilização social contra o trabalho infantil no meio rural pode ser uma estratégia de maior impacto.

Outra questão está relacionada ao efeito da estrutura familiar sobre o trabalho infantil. Alguns estudos mostram que crianças em famílias chefiadas pela mãe e sem a presença do cônjuge a probabilidade de trabalho infantil é maior. Em um cenário onde esse resultado é provocado por diferenças em fatores comportamentais não observados entre as estruturas familiares, uma política de distribuição de renda direcionada para famílias monoparentais, desconsiderando outras vulnerabilidades sociais e psicológicas que podem estar relacionadas a esse comportamento, pode não ser eficiente no combate ao trabalho infantil.

As discussões que serão apresentadas nos capítulos desta tese abordam questões recentes sobre os determinantes do trabalho infantil. Em primeiro lugar, considerando novos achados empíricos que lançam dúvida sobre a hipótese de que o trabalho infantil é causado pela pobreza (BHALOTRA; HEADY, 2003; BASU; DAS; DUTTA, 2010), apresentam-se evidências sobre o “paradoxo da riqueza” para os casos do Paquistão e do Brasil. Tal abordagem teórica defende a existência de uma relação não linear entre o tamanho da propriedade de terra e trabalho infantil no formato de um "U-invertido". Nesse contexto, as preferências dos pais são elencadas como um dos principais determinantes da

---

<sup>4</sup> A iniciativa trata-se de um programa mundial de cooperação técnica contra o trabalho infantil, cujo objetivo é estimular, orientar e apoiar iniciativas nacionais na formulação de políticas e ações diretas que coíbam a exploração da infância.

decisão de trabalho infantil (FAN, 2011), considerando a validade do “axioma do luxo” e o “axioma da substituição”, pioneiramente adotados no modelo Basu e Van (1998). Segundo, a literatura empírica sobre a temática em destaque aplica modelos econométricos que não tratam de alguns problemas importantes, a saber: heterocedasticidade, censura e endogeneidade. Esse estudo procura superar tais lacunas ao fazer uso de um modelo de Regressão Quantílica Censurada com Variáveis Instrumentais (*Censored Quantile Instrumental Variable - CQIV*), desenvolvido por Chernozhukov, Fernández-Val e Kowalski (2011), que além de lidar conjuntamente com os problemas de censura e endogeneidade, permite relaxar os pressupostos de normalidade e de homocedasticidade.

Em segundo lugar, considera-se a questão da monoparentalidade feminina como um importante determinante do trabalho infantil, tema explorado superficialmente na literatura brasileira. Para explorar com maior propriedade o papel da estrutura familiar no trabalho infantil, será utilizado o método de estimação *IV-probit* e *Probit* bivariado, a fim de verificar a existência de efeitos diretos da estrutura familiar sobre o trabalho infantil, bem como verificar a sua possível endogeneidade na equação de oferta de trabalho das crianças. Além disso será utilizada a análise de decomposição das diferenças estatísticas em fatores observados e não-observados, que permite captar a importância das diferenças comportamentais entre os tipos de família sobre a decisão dos pais quanto a oferta de trabalho dos filhos. Portanto, essa tese aprofunda-se na produção de novas evidências empíricas sobre os determinantes do trabalho infantil, aplicando novas técnicas econométricas na abordagem de questões pouco exploradas, especialmente, no Brasil.

A tese está organizada em três ensaios, intitulados como: i. Trabalho Infantil e o Paradoxo da Riqueza: O papel do altruísmo dos pais<sup>5</sup>; ii. Trabalho Infantil e Riqueza Familiar: Uma análise para o Brasil Rural<sup>6</sup> e iii. Trabalho infantil no Brasil urbano: Qual a importância da estrutura familiar?<sup>7</sup>

No primeiro ensaio, o objetivo é analisar o efeito da riqueza familiar, medida pelo tamanho da propriedade agrícola, sobre o tempo de trabalho infantil, considerado-se toda a distribuição de horas trabalhadas pelas crianças. Para tanto, foram utilizados dados do *Pakistan Integrated Household Survey - 1991*, a mesma base de informações empregadas no estudo seminal de Bhalotra e Heady (2003) sobre o “paradoxo da riqueza”. Dessa forma, pode-se comparar os novos achados com aqueles já reportados na literatura a partir da substituição do estimador *Tobit* com Variáveis Instrumentais (*IV-Probit*) pelo o estimador *CQIV* (*Censored Quantile Instrumental Variable*), sugerido como inovação metodológica nesse estudo.

<sup>5</sup> Esse ensaio foi desenvolvido sob a orientação do professor Dr. Luiz Renato Regis de Oliveira Lima e da professora Dr<sup>a</sup>. Marianne H. Wanamaker durante o período de estágio doutoral na University of Tennessee - Knoxville.

<sup>6</sup> Esse ensaio foi desenvolvido sob a orientação do professor Dr. Luiz Renato Regis de Oliveira Lima durante o período de estágio doutoral na University of Tennessee - Knoxville.

<sup>7</sup> Esse ensaio foi desenvolvido sob a orientação do professor Dr. Hilton Martins de Brito Ramalho.

Os resultados sugerem que o efeito do tamanho da terra (uma *proxy* para a riqueza) sobre o trabalho infantil é negativo entre as crianças que são inicialmente expostas a uma pequena carga de trabalho (*quantis* inferiores da distribuição horas trabalhadas) e positivo sobre os com uma alta carga de trabalho (*quantis* superiores). Devido aos efeitos da riqueza ao longo da distribuição de horas de trabalho serem condicionados às despesas familiares per capita e outras características observáveis da família, eles não refletem simplesmente diferenças de renda familiar ou de consumo ao longo dos *quantis* condicionais. Assim, pode-se interpretar o significado do efeito do “paradoxo da riqueza” como uma manifestação do comportamento de um subconjunto de pais não altruístas.

No segundo ensaio, o objetivo é analisar o papel das preferências dos pais na determinação do *turning point* derivado da hipótese do “U invertido” para o caso do Brasil. Para tanto, foram utilizados dados do Brasil rural, a partir de informações da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) do ano 2012. Ademais, os problemas de censura na variável de horas trabalhadas, presença de variáveis endógenas e heterocedasticidade foram considerados em um modelo empírico estimado por CQIV.

Os resultados encontrados captam uma heterogeneidade no comportamento dos pais entre ao longo da distribuição de horas trabalhadas das crianças. O efeito do tamanho da terra sobre o trabalho infantil assume o formato de “U invertido” no *quantil* médio e superior. No entanto, o valor do *turning point* entre as crianças que são inicialmente expostas a uma carga de trabalho mais intensa (*quantis* superiores) é maior em relação àquelas que estão na mediana. Por outro lado, entre aquelas com uma menor carga de trabalho inicial (*quantis* inferiores), não existem evidências do “U invertido”. Tal resultado indica que o aumento no tamanho da terra reduz o trabalho infantil. E, ainda, pode-se interpretar que a relação entre trabalho infantil e riqueza em sociedades agrícolas é influenciada pelas preferências dos pais em relação a alocação do tempo dos filhos.

No terceiro ensaio, o objetivo é analisar o papel da estrutura familiar na determinação do trabalho infantil na zona urbana do Brasil. Para tanto serão utilizados dados do Censo Demográfico do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), do ano 2010. O modelo *IV-probit* com a renda domiciliar per capita entre as covariadas do modelo sob a hipótese de endogeneidade dessa variável na determinação da probabilidade de trabalho infantil. A inclusão dessa variável tem como objetivo verificar se existe um efeito direto da estrutura familiar líquido da renda domiciliar. Será estimado, também, um modelo estrutural, *IV-probit*, para testar a hipótese de endogeneidade da estrutura familiar na equação de trabalho das crianças. E a técnica de decomposição em atributos observáveis e não observáveis desenvolvida por Yun (2004) e Yun (2005), a fim de captar o efeito das diferenças comportamentais entre as famílias monoparentais, chefiadas pela mãe, e biparentais, chefiadas pelo pai.

---

Os resultados encontrados indicam que a probabilidade média da criança ingressar no mercado de trabalho é relativamente maior em lares monoparentais femininos, principalmente quando o motivo da ruptura familiar é não natural, tais como, quando a mãe solteira ou divorciada, entre outros. Quase a totalidade dessa diferença é explicada por distintos comportamentos entre os grupos de família. Destaca-se que as evidências apontam para a hipótese de endogeneidade da estrutura familiar, isto é, fatores não observados que influenciam na decisão de ruptura do núcleo familiar também estariam relacionados à decisão de trabalho infantil. Nesse contexto desconsiderar essa questão pode gerar resultados viesados nos modelos de estimação do efeito do tipo de família na decisão de trabalho infantil.

# Capítulo 1

# 1 Trabalho infantil, paradoxo da riqueza e altruísmo: o caso do Paquistão

## 1.1 Introdução

A causa subjacente do trabalho infantil nos países em desenvolvimento é uma questão de grande importância para os formuladores de políticas públicas. Na literatura econômica existe uma série de discussões sobre os determinantes desse fenômeno. Uma ampla parte dos estudos teóricos e empíricos sugere a pobreza como a causa primária do trabalho infantil. O trabalho seminal de Basu e Van (1998) introduziu o primeiro modelo de tomada de decisão sobre trabalho infantil e mostrou a existência de dois equilíbrios no mercado de trabalho. Em um equilíbrio, existe trabalho infantil, enquanto no outro, o salário dos adultos é alto e as crianças não trabalham. Ademais, conforme o chamado “axioma do luxo”<sup>1</sup>, *ceteris paribus*, os pais preferem que seus filhos não trabalhem, isto é, lazer infantil ou, mais precisamente, o não trabalho das crianças é um bem de luxo no consumo das famílias no sentido de que a família pobre não pode se dar ao luxo de consumi-lo, mas assim que a renda familiar sobe suficientemente para garantir a sobrevivência da família, os pais passam a consumi-lo (BASU; VAN, 1998). Uma consequência direta é que a inserção precoce no mercado de trabalho pode diminuir quando os recursos da família aumentam, resultado corroborado por outros estudos (GROOTAERT; KANDUR, 1995; BASU; TZANNATOS, 2003; EDMONDS, 2005)

No entanto, evidências empíricas frequentemente revelam um resultado oposto ao reportado, dando origem ao que atualmente é chamado de “paradoxo da riqueza”. Por exemplo, Nardinelli (1990) mostrou que na Grã-Bretanha, durante o século XIX, apesar de grandes variações de salários, não houve correlação entre os salários de adultos e as taxas de participação do trabalho infantil. Mais recentemente, Bhalotra e Heady (2003), utilizando o tamanho da propriedade agrícola como *proxy* da riqueza familiar, mostraram que em áreas rurais do Paquistão, na década de 1990, as crianças pertencentes às famílias mais ricas têm maior probabilidade de trabalhar quando comparadas às mais pobres. Achados similares em outros países em desenvolvimento são reportados em Kambhampati e Rajan (2006), Dumas (2007), Kruger (2007). Na presença mercados de terras com baixa liquidez, a riqueza da terra difere da riqueza em geral. Em particular, quando a riqueza advinda da propriedade aumenta, existem duas forças de compensação que afetam a decisão do trabalho infantil. Por um lado, esse aumento incentiva o consumo de bens

<sup>1</sup> Segundo Basu e Van (1998), a suposição do “axioma do luxo” é de que os pais direcionam as crianças para o mercado de trabalho apenas se a renda domiciliar, exceto a renda gerada pelos filhos, estiver em um nível muito baixo, de modo que não garanta a sobrevivência.

normais, incluindo lazer e escolaridade das crianças, através de um efeito renda. Esta é uma generalização do “axioma do luxo” de Basu e Van (1998). Por outro lado, uma vez que a riqueza também se caracteriza como um insumo produtivo, o custo de oportunidade do lazer também é elevado. Assim, existe um efeito substituição em que o aumento da riqueza da terra encoraja mais trabalho.

Em um artigo recente, Fan (2011) desenvolveu um modelo teórico que explica o “paradoxo da riqueza” a luz dos axiomas do luxo e da substituição, destacando o papel da produtividade relativa do trabalho infantil, na determinação da escolha dos pais quanto ao tempo dos filhos. Um resultado que pode ser derivado da análise de Fan (2011) é que as preferências das famílias afetam a decisão de enviar as crianças para o mercado de trabalho. Em linhas gerais, quanto maior o gosto dos pais pelo lazer das crianças (altruísmo), mais forte o efeito da renda e menos provável é o trabalho infantil. Destarte, dadas duas crianças com as mesmas características observáveis, a criança de uma família altruísta iria trabalhar menos horas do que aquela que vive com pais que apresentam menor nível de altruísmo. Considerando-se que o “altruísmo” não pode ser diretamente observado, a distribuição condicional do trabalho infantil tende a registrar uma grande dispersão.

Essa característica, por sua vez, motiva a aplicação do método de regressão *quantílica* para separar o efeito médio ou efeito na média da distribuição (onde existe um “paradoxo da riqueza”, de acordo com a literatura) do efeito da riqueza das famílias sobre o trabalho infantil em vários pontos da distribuição das horas de trabalho infantil.

A regressão *quantílica* permite identificar se o efeito renda ou substituição é maior ao longo da distribuição de trabalho das crianças, e, sob a suposição de que os *quantis* condicionais da distribuição de trabalho infantil refletem diferenças nas preferências das famílias, atribui-se “o paradoxo da riqueza” aos pais com preferências peculiares. A técnica em destaque tem sido fundamental para identificação de questões importantes em outros ambientes com agentes heterogêneos, a exemplo do impacto da reforma da segurança social sobre o lucro (BITLER; GELBACH; HOYNES, 2006), retornos da educação (ARIAS; HALLOCK; SOSA-ESCUADERO, 2001) e determinantes do peso ao nascer (ABREVAYA; DAHL, 2008).

Diante desse contexto, o objetivo desse estudo é analisar o efeito da riqueza familiar, medida pelo tamanho da propriedade agrícola, sobre o tempo de trabalho infantil, levando em consideração toda a distribuição de horas trabalhadas pelas crianças. De forma mais específica, pretende-se analisar a validade da hipótese do “paradoxo da riqueza”, expandida na literatura pelo trabalho de Bhalotra e Heady (2003), por meio de uma metodologia mais robusta do que utilizada pelos autores. Nesse intuito, foi utilizado o mesmo conjunto de dados do trabalho seminal de Bhalotra e Heady (2003), o banco de dados *Pakistan Integrated Household Survey - 1991*<sup>2</sup>. No entanto, ao invés do estimador *IV-Tobit* padrão,

<sup>2</sup> O trabalho de Bhalotra e Heady (2003) também utiliza a amostra da área rural de Gana, através de

empregado pelos referidos autores, foi aplicado o estimador de Regressão *Quantílica Censurada com Variáveis Instrumentais* (*Censored Quantile Instrumental Variable - CQIV*), desenvolvido por Chernozhukov, Fernández-Val e Kowalski (2011). Essa nova técnica possibilita a incorporação conjunta de problemas de censura e endogeneidade, sem assumir os pressupostos lineares clássicos de normalidade e homocedasticidade.

Os principais resultados desse ensaio apontam que o efeito da riqueza é diferente ao longo da distribuição de horas trabalhadas pelas crianças, isto é, existe uma heterogeneidade no comportamento dos pais. A hipótese do “paradoxo da riqueza” só é válida na parte superior da distribuição de horas trabalhadas - *quantil* 0,75. Já na parte inferior e na mediana da distribuição, respectivamente, nos *quantis* 0,25 e 0,5, um aumento no tamanho da propriedade agrícola reduz o trabalho infantil, com resultados significativos para meninos e meninas. Nesse sentido, essa pesquisa avança em relação ao trabalho de Bhalotra e Heady (2003) que considera apenas a análise do efeito na média da distribuição e conclui a validade da hipótese do “paradoxo da riqueza” na decisão de trabalho infantil. A utilização do estimador CQIV permitiu a separação do efeito da riqueza, medida pelo tamanho da terra, sobre o trabalho infantil por *quantis*, o que, por sua vez, possibilitou a produção de evidências acerca de uma relação entre “o paradoxo da riqueza” e as preferências dos pais.

Além desta introdução, o presente capítulo está organizado da seguinte forma. A seção 1.2 apresenta a revisão da literatura. A seção 1.3 descreve a estratégia empírica utilizada nesse ensaio. Na parte 1.4, faz-se um detalhamento da estratégia empírica e da base de dados. Na seção 1.5, são discutidos os resultados empíricos e a seção 1.6 é reservada às conclusões.

## 1.2 Revisão da literatura

O trabalho infantil é um fenômeno há muito tempo presente nas sociedades desde a época da escravidão<sup>3</sup>. A partir da revolução industrial, esse fenômeno registrou agravamento e passou a apresentar sinais de redução desde o século XX e até os dias atuais (KASSOUF, 2005). A subseção 1.2.1 traz uma breve apresentação de alguns fatos observados na literatura sobre trabalho infantil e riqueza familiar, enquanto a 1.2.2 apresenta o modelo teórico desenvolvido por Fan (2011).

---

dados da pesquisa *Ghana Living Standards Survey* (GLSS) para 1991/92, no entanto não foi possível a realização de testes para esse país, pois a base de dados utilizada pelos autores não foi disponibilizada.

<sup>3</sup> Atualmente, a Organização Internacional do Trabalho (OIT) considera como trabalho infantil 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 138 e 182 sobre trabalho infantil da OIT, o termo criança aplica-se a toda pessoa menor de 18 anos.

### 1.2.1 Fatos observados sobre trabalho infantil e riqueza familiar

A literatura econômica documenta uma série de estudos acerca do tema em destaque, englobando aspectos teóricos e empíricos. Um dos modelos mais difundidos é o de Basu e Van (1998), que apresenta um quadro geral para a determinação da decisão familiar quanto à oferta de mão de obra dos filhos, destacando a relação entre pobreza dos adultos e o trabalho infantil. Os autores argumentam que o trabalho infantil, apesar de ser um fenômeno presente em todas as sociedades, alcança maior abrangência em países menos desenvolvidos. Destarte, esse comportamento não refletiria uma diferença na atitude dos pais, mas seria um resultado da condição de pobreza, que favorece a inserção dos filhos no mercado de trabalho.

No modelo de Basu e Van (1998), os pais valorizam o não trabalho dos filhos. Entretanto, as crianças podem ser direcionadas ao mercado de trabalho por meio de uma estratégia para reduzir a pobreza e garantir a sobrevivência da família. Os referidos autores consideram que o não trabalho das crianças é um “bem de luxo”, e, portanto, o seu consumo aumenta com a renda familiar. Ademais, conforme o axioma da substituição, o trabalho infantil e o trabalho adulto são substitutos. Logo, o resultado obtido é que a economia pode estar em equilíbrio com ou sem existência do trabalho infantil, dependendo do nível de salário dos adultos. Se os salários são baixos, o equilíbrio ocorre com a incidência de trabalho infantil, caso contrário, só há oferta de trabalho adulto. A conclusão principal indica que o aumento da renda familiar estimula a substituição do trabalho infantil por lazer e estudo, ou seja, o trabalho infantil só ocorre devido à condição de pobreza familiar. Uma série de outros trabalhos corrobora esse resultado teórico (GROOTAERT; KANDUR, 1995; RAY, 2000; BASU; TZANNATOS, 2003; KASSOUF, 2005; EMERSON; SOUZA, 2005; EDMONDS, 2005)

No entanto, há evidências empíricas que revelam uma relação positiva entre renda familiar e oferta de trabalho infantil, resultado que ficou conhecido como “paradoxo da riqueza”. O trabalho de Bhalotra e Heady (2003), por exemplo, difundiu essa discussão na literatura. Os autores apresentaram um modelo de dois períodos para examinar como imperfeições nos mercados de terra, trabalho e crédito afetam o trabalho infantil. Ademais, procuram verificar se, em média, as crianças de famílias ricas em propriedade de terra têm maior probabilidade de trabalhar e menor chance de frequentar a escola em comparação às crianças de famílias pobres em terra. Nesse intuito, Bhalotra e Heady (2003) utilizaram dados da área rural de Gana e do Paquistão para testar a hipótese do “paradoxo da riqueza” e o tamanho da propriedade rural como *proxy* da riqueza familiar.

Em resumo, a hipótese do “paradoxo da riqueza” sugere que falhas nos mercados de terra e de trabalho, reforçados por imperfeições no mercado de crédito, constituem um incentivo à utilização de mão de obra familiar infantil entre os proprietários de terra nos países em desenvolvimento (BHALOTRA; HEADY, 2003; MENON, 2005; DUMAS, 2007).

Ou seja, falhas de mercado, tais como, escassez de mão de obra, problemas de risco moral e baixa liquidez da terra, estimulam a contratação de membros da família<sup>4</sup>. Por outro lado, a produtividade marginal do trabalho aumenta com o tamanho da propriedade no meio rural, tornando a mão de obra familiar mais atrativa financeiramente em relação aos trabalhadores externos.

Os resultados de Bhalotra e Heady (2003) indicam que um aumento no tamanho da propriedade de terra de posse da família aumenta o número de horas trabalhadas pelas crianças, principalmente entre as meninas. Uma vez que em sociedades agrárias a terra é considerada uma medida da riqueza, esse resultado contradiz a hipótese da pobreza como principal determinante do trabalho infantil. De fato, alguns trabalhos tem mostrado uma relação positiva entre trabalho infantil e riqueza familiar. Canagarajah e Coulombe (1999) e Edmonds (2005), por exemplo, encontraram evidências de que famílias que começam seu próprio negócio tem uma maior probabilidade de enviar seus filhos para o mercado de trabalho no Vietnã e em Gana, respectivamente. Já Menon (2005), avalia o efeito do crédito sobre o trabalho infantil com dados do Paquistão. Seus resultados apontam que, quando as famílias pobres obtêm empréstimos para fins de investimento produtivo, este não tem nenhum efeito sobre a probabilidade de estudar entre as crianças que trabalham em atividades familiares. De forma geral, os empréstimos para investimento aumentam a produtividade do trabalho infantil, e, conseqüentemente, o custo de oportunidade da frequência escolar.

Kambhampati e Rajan (2006) analisam o efeito do crescimento econômico sobre trabalho e estudo das crianças com dados da Índia. Os resultados apontam que o crescimento, ao invés de reduzir, aumenta o trabalho infantil. Isso ocorre devido ao aumento na demanda por mão de obra das crianças, provocada pela expansão no mercado de trabalho. Já Kruger (2007), com dados de regiões de plantação de café no Brasil, mostra que o crescimento no valor do nível da produção de café eleva a chance de trabalhar entre meninos e meninas de renda média. Por outro lado, seus achados indicam que as crianças mais pobres foram retiradas da escola, enquanto as mais crianças ricas não foram afetadas.

O estudo de Dumas (2007) aponta que, em áreas rurais de *Burkina Faso*, as crianças não trabalham para atender às necessidades de subsistência da família e que o lazer infantil é um bem normal<sup>5</sup>, isto é, quando a renda da família aumenta os pais optam por alocar

<sup>4</sup> Essa conclusão resulta do seguinte mecanismo: o mercado de terra tem baixa liquidez. Dessa forma, a família pode ser motivada a utilizá-la de forma produtiva ao invés de vendê-la, criando ou aumentando a necessidade de contratação de trabalhadores. No entanto, em sociedades agrícolas pode ser oneroso trabalhar fora das atividades familiares, o que reduz a oferta de trabalho. Ademais, a contratação de um trabalhador membro da família reduz o problema de risco moral, dado que esse trabalhador seria mais confiável que um trabalhador externo (BASU; DAS; DUTTA, 2010).

<sup>5</sup> A hipótese do lazer infantil como um bem de luxo sugere que o trabalho das crianças reduz apenas quando a família alcança um determinado montante de renda (nível de subsistência). Por outro lado, considerá-lo com um bem normal indica que a renda tem um efeito negativo sobre a oferta de trabalho infantil.

mais tempo para o lazer das crianças e menos para o trabalho. As evidências sugerem que as imperfeições do mercado de trabalho são uma das principais razões para a utilização de trabalho infantil. Os autores destacam o papel das imperfeições no mercado de crédito. Dado que a propriedade de terra pode ser usada como garantia para as famílias adquirirem empréstimos, quando o tamanho da área aumenta, o efeito renda pode reduzir o trabalho infantil. No entanto, se a família usar o dinheiro proveniente do crédito para aumentar a área de produção, o investimento adicional pode aumentar a produtividade marginal do trabalho e, assim, aumentar a oferta de trabalho.

Já a pesquisa recente de Fan (2011), desenvolve um modelo em que as preferências da família afetam a decisão trabalho infantil. O referido autor explica o “paradoxo da riqueza” à luz dos axiomas do luxo e da substituição incorporando lazer, trabalho, educação das crianças e a restrição de subsistência da família em uma única estrutura. Seus resultados mostram os determinantes do grau de substituição entre trabalho infantil e adulto. Ou seja, se a produtividade relativa do trabalho infantil está abaixo de certo limiar, as crianças só trabalham se o salário dos adultos estiver abaixo do nível de subsistência. Nesse caso, o axioma do luxo explica o trabalho infantil, de modo que o efeito renda supera o efeito substituição. Por outro lado, dependendo do valor do limiar de produtividade, o efeito substituição pode se sobrepor ao efeito renda, indicando que o nível da produtividade pode importar mais do que a renda absoluta dos pais na decisão de participação no mercado de trabalho. No entanto, o valor do referido limiar depende de parâmetros que medem o grau de altruísmo dos pais. Destarte, quanto mais os pais valorizam o tempo de não trabalho dos filhos (comportamento altruísta), menor a probabilidade das crianças serem enviadas para o mercado de trabalho. Portanto, destaca-se que o resultado desse modelo aponta as preferências dos pais como fator determinante do trabalho infantil. A subseção, a seguir, apresenta maiores detalhes sobre o modelo de Fan (2011).

### 1.2.2 Axioma do luxo, paradoxo da riqueza e trabalho infantil

O modelo de Fan (2011) considera as seguintes hipóteses gerais: (i) os indivíduos vivem por dois períodos - fase de criança e de adulto; (ii) cada família tem dois indivíduos, uma criança e um adulto e (iii) o responsável pelas tomadas de decisão na família é o pai.

Assume-se que cada criança é dotada de uma unidade de tempo, que é dividida em três partes, tempo de trabalho ( $e$ ), de estudo ( $s$ ) e de lazer ( $l$ ). Dessa forma, tem-se:

$$e + s + l = 1 \tag{1.1}$$

O capital humano do filho é determinado pelos recursos financeiros investidos em sua educação ( $x$ ) e pelo tempo dedicado aos estudos. Especificamente, os autores

assumem que a função de produção de capital humano de uma criança assume o formato *Cobb-Douglas*:

$$h = x^\lambda s^\beta \quad (1.2)$$

Onde  $\lambda$  e  $\beta$  são ambos parâmetros positivos.

A função de utilidade da família depende do consumo ( $c$ ), do estoque de capital humano do filho ( $h$ ) e do tempo de lazer ( $l$ )<sup>6</sup>. Considerando a equação (1.2) na forma log-linear, a função de utilidade assume o seguinte formato:

$$V \equiv \ln(c) + \lambda\delta\ln(x) + \beta\delta(s) + \theta l \quad (1.3)$$

Onde  $\delta$  e  $\theta$  são parâmetros positivos que medem o nível de altruísmo dos pais.  $\delta$  e  $\theta$  estão associados à valoração marginal do capital humano e do lazer da criança, indicando que o investimento em  $s$  e  $l$  aumentam a utilidade dos pais.

Em um cenário com economia aberta, apenas um bem e mercados perfeitamente competitivos a função de produção é dada por:

$$Y = F(K, L) \equiv Lf(k) \quad (1.4)$$

Onde  $k \equiv \frac{K}{L}$ ,  $Y$ ,  $K$  e  $L$  são o produto total, a quantidade de capital e a quantidade de trabalho, respectivamente. Dado que a economia é perfeitamente competitiva e as empresas buscam a maximização de seus lucros, a taxa de juros de capital físico,  $r$ , e a taxa de salário de mão de obra qualificada,  $w$ , são determinados como segue,  $r = f'(k)$ ,  $w = f(k) - kf'(k)$ . Assumindo que as transações internacionais de empréstimos são irrestritas tem-se ( $\bar{r}$ ). Portanto, a relação entre capital físico e mão de obra qualificada nesta economia é constante e igual a  $f'^{-1}(\bar{r}) \equiv (\bar{k})$ , onde  $f'$  é produto marginal do capital por trabalho e  $f'^{-1}$  é a inversa da função de produto marginal. Assim a taxa de salário,  $w$  é constante ao nível de  $f(\bar{k}) - \bar{k}f'(\bar{k})$ .

A renda do adulto e a taxa de salário da criança são  $w$  (salário real) e  $\gamma w$ <sup>7</sup>, respectivamente. E  $\gamma$ , parâmetro exógeno,<sup>8</sup> mede a substitutibilidade entre o trabalho infantil e do trabalho adulto ou a produtividade relativa do trabalho infantil, ( $\gamma \geq 0$ ).

<sup>6</sup> A função de utilidade inicial é dada por  $V = \ln(c) + \delta\ln(h) + \theta l$ . Essa função é consistente com o axioma do luxo de Basu e Van (1998).

<sup>7</sup> Esse resultado indica que o salário da criança é proporcional a sua produtividade.

<sup>8</sup>  $\gamma$  é o parâmetro principal do modelo desenvolvido por Fan (2011).

A restrição orçamentária dos adultos assume o seguinte formato:

$$c + x = w + e\gamma w \quad (1.5)$$

Onde a lado esquerdo da equação é a soma das despesas com consumo e investimento em educação da criança, que é igual ao salário do adulto e da criança.

Substituindo a restrição temporal da criança, (1.1), na restrição orçamentária, tem-se

$$c + x + \gamma ws + \gamma wl = w + \gamma w, \quad (1.6)$$

Onde  $c \geq \Phi$ ,  $\Phi$  é o valor mínimo de consumo para garantir a subsistência da família.

A solução do problema de maximização da função de utilidade (1.3) sujeito a restrição orçamentária (1.6 depende das condições estabelecidas para  $l$  e  $c^g$ . Quando o consumo é igual ao nível de subsistência,  $c = \Phi$ , tem-se as seguintes alocações para  $e$  quando  $l > 0$  e  $l = 0$ , respectivamente,

$$e = \frac{\lambda\delta}{\theta} + \frac{\phi}{\gamma w} - \frac{1}{\gamma}, \quad (1.7)$$

$$e = \frac{\lambda}{\lambda + \beta} + \left( \frac{\beta}{\lambda + \beta} \right) \left( \frac{1}{\gamma} \right) \left( \frac{\phi}{w} - 1 \right) \quad (1.8)$$

A partir de um exercício de estática comparativa o autor apresenta a proposição 1, onde ambas os valores de  $e$  geram o mesmo resultado.

**Proposição 1.1.** Para maiores detalhes sobre o a prova da proposição 1 ver o apêndice de Fan (2011). Quando o consumo é igual ao nível de subsistência,  $c = \Phi$ , então:

- (i) O trabalho infantil diminui com o aumento na renda dos pais  $\frac{de}{dw} < 0$ .
- (ii) Quando  $w < \Phi$ , sempre vai existir trabalho infantil e  $\frac{de}{d\gamma} < 0$ .

Esse resultado indica que o trabalho infantil é causado principalmente pela necessidade de subsistência da família. Assim, o tempo de trabalho de uma criança tende a aumentar à medida que diminui a renda de seu pai ( $\frac{de}{dw} < 0$ ). Entretanto, se a produtividade relativa do trabalho infantil,  $\gamma$ , sobe, a criança precisa trabalhar menos para que

<sup>9</sup> Para maiores detalhes ver o Apêndice de Fan (2011) a partir da página 36.

sua família consiga atender ao seu nível de subsistência de consumo, dado que  $\gamma w$ . Por conseguinte, neste caso, com o aumento de  $\gamma$ , o tempo de trabalho da criança tende a diminuir.

Para o caso em que o consumo familiar supera o nível de subsistência  $c > \Phi$ , o fator determinante do tempo de trabalho e lazer das crianças é a produtividade relativa do trabalho,  $\gamma$ . De forma geral, com uma produtividade do trabalho infantil alta, a criança tende a trabalhar mais e gozar menos tempo de lazer. Nesse caso têm-se as seguintes alocações para  $e$  quando  $l > 0$  e  $l = 0$ , respectivamente,

$$e = \frac{1 + \lambda\delta}{\theta} - \frac{1}{\gamma}, \quad (1.9)$$

$$e = \frac{\gamma + \lambda\gamma\delta - \beta\delta}{\gamma(1 + \lambda\delta + \beta\delta)}, \quad (1.10)$$

Considerando esses resultados tem-se a proposição 2, a seguir

**Proposição 1.2.** Se  $w > \max\left(\frac{\theta}{\gamma}\Phi, \frac{1 + \lambda\delta + \beta\delta}{1 + \gamma}\Phi\right)$ , só existe trabalho infantil se, e somente se:

(i) A produtividade relativa do trabalho infantil for maior que um limiar de produtividade ( $\gamma > \bar{\gamma}$ ). Onde o limiar de produtividade é dado por  $\bar{\gamma} = \frac{\min(\beta\delta, \theta)}{1 + \lambda\delta}$ . Note-se que esse limiar depende de parâmetros que capturam o altruísmo dos pais, isto é, o seu grau de valoração ao capital humano e lazer dos filhos.

(ii) O tempo de trabalho infantil vai aumentar se a produtividade relativa do trabalho infantil,  $\gamma$ , crescer.

(iii) O tempo de trabalho das crianças é independente da renda de seus pais,  $\frac{de}{dw} = 0$ .

O resultado (iii) pode ser explicado a partir do seguinte mecanismo, por um lado, quando a taxa de salário dos adultos,  $w$ , aumenta, a renda da família cresce, e, portanto, o efeito renda vai promover um aumento no tempo de não trabalho (lazer e estudo) das crianças. Por outro lado, mantendo constante a produtividade relativa do trabalho  $\gamma$ , a taxa de salário da criança,  $\gamma w$ , vai aumentar com o aumento de  $w$ . Logo, o custo de oportunidade do tempo de estudo das crianças vai aumentar e o efeito substituição vai atuar elevando o tempo de trabalho das crianças. Quando o rendimento do agregado familiar típico está além do nível de subsistência, a produtividade relativa do trabalho infantil,  $\gamma$ , ou seja, a substitutibilidade entre o trabalho infantil e o trabalho adulto, pode ser mais decisiva do que a renda dos pais na determinação da participação no mercado de trabalho infantil.

Com o objetivo de compreender melhor as interações entre os axiomas do luxo e da substituição de Basu e Van (1998)<sup>10</sup>, considere o caso em que a desigualdade ( $\gamma < \bar{\gamma}$ ) é válida (oposto da Proposição 1.2), isto é, a produtividade relativa do trabalho infantil é menor que o limiar de produtividade.

Nesse caso, há trabalho infantil se, e somente se, a taxa de salário do adulto é baixa de modo que  $c = \Phi$ . Portanto, se  $\gamma < \bar{\gamma}$ , a renda do adulto determina o trabalho infantil (axioma do luxo é mantido). Ou seja, se a produtividade relativa (taxa de substituição entre trabalho da criança e trabalho do adulto) estiver abaixo de um nível limiar, o trabalho infantil é puramente um fenômeno resultante da pobreza.

O nível limiar produtividade,  $\bar{\gamma}$ , aumenta com  $\beta$  e  $\theta$ , e diminui com  $\lambda$ . Primeiro, quando  $\beta$ <sup>11</sup> aumenta, a taxa de retorno do acúmulo de capital humano por dedicar mais tempo aos estudos aumenta, o que tende a reduzir o incentivo dos pais em mandar os filhos para trabalhar. Segundo,  $\theta$  é um indicador do gosto dos pais por lazer dos filhos. Quando  $\theta$ , valoração marginal da família ao lazer da criança, aumenta, a probabilidade de enviar os filhos para o mercado de trabalho, também reduz. Terceiro, quando  $\lambda$  aumenta, a taxa de retorno do investimento em recursos na educação das crianças aumenta. Considerando que o trabalho infantil aumenta a renda da família, o que leva a mais recursos financeiros para a educação das crianças, um aumento em  $\lambda$  pode induzir os pais a enviar os filhos para trabalhar<sup>12</sup>

Em resumo, os resultados de Fan (2011) apontam que quando o salário dos adultos é baixo de modo que a família enfrenta uma restrição de consumo de subsistência, a renda é o principal determinantes do trabalho infantil. Neste cenário o “axioma do luxo” se mantém e o tempo de trabalho das crianças diminui à medida que aumenta a renda dos pais. Por outro lado, quando a taxa de salário é relativamente alta, a produtividade relativa do trabalho infantil se torna mais importante na determinação da participação infantil no mercado de trabalho do que a renda dos pais. Assim, esta análise apresenta uma explicação para “o paradoxo da riqueza”, à luz do axioma de luxo e da substituição, destacado o papel da produtividade relativa do trabalho infantil.

<sup>10</sup> O axioma do luxo sugere que a família envia a criança para o mercado de trabalho se, e somente se, a sua renda sem os recursos advindo do trabalho dos filhos está abaixo do nível de seu subsistência. Já o axioma da substituição diz que, do ponto de vista da empresa, o trabalho infantil e adulto são substitutos.

<sup>11</sup> Um valor maior de  $\beta$  indica que a criança é mais sensível ao tempo de estudo, isto é, um pequeno aumento no tempo de estudo gera um aumento maior sobre o capital humano, quando comparada a outra criança com  $\beta$  menor.

<sup>12</sup> Esses resultados também podem ser interpretados por outros ângulo, considere as seguintes relações derivadas a partir do limiar de produtividade, no caso 1  $(\theta/1 + \lambda\delta) \leftrightarrow \beta < \theta/\delta$ , esse cenário é caracterizado por baixa elasticidade do capital humano ao tempo de estudo e/ou alta valoração do lazer frente ao capital humano, nesse caso o valor do limiar de produtividade aumenta com  $\theta$  e reduz com  $\delta$ . No caso 2  $(\beta/(1/\delta) + \lambda) \leftrightarrow \beta > \theta/\delta$  tem-se alta elasticidade do capital humano ao tempo de estudo e ou/baixa valoração do lazer frente ao capital humano, nesse cenário  $\bar{\gamma}$  varia positivamente com  $\delta$ .

Destaca-se, também, a relação entre os axiomas do luxo e da substituição. Quando a produtividade relativa do trabalho infantil está abaixo de um certo limiar, a criança só trabalha se a taxa de salário dos adultos é muito baixa, de modo que,  $c = \Phi$ . Ou seja, o axioma do luxo é válido para explicar trabalho infantil se, e somente se, o axioma da substituição se mantém fracamente. Dessa forma, tem-se que os dois axiomas de Basu e Van (1998) estão intrinsecamente ligados. Além disso, mostra que quanto maior é o gosto dos pais pelo lazer dos filhos ou maior é a taxa de retorno da criança ao dedicar mais tempo aos estudos, menos a chance dos pais enviarem as crianças para o mercado de trabalho.

Um observação interessante dos resultados de Fan (2011) é que a determinação do tempo de trabalho e não trabalho das crianças, em todos os cenários de salário e restrição orçamentária, varia de acordo com o valor do limiar de produtividade que, por sua vez, varia com o valor dos parâmetros  $\delta$  e  $\theta$  que medem o nível de altruísmo dos pais, onde,  $\delta$  está associado a valoração marginal da produção de capital humano  $h$  e  $\theta$  associado ao lazer,  $l$ .

Em suma, tal resultado sugere que as preferências dos pais tem um papel determinante na decisão de trabalho infantil. Supõe-se que o grau de altruísmo dos pais determinam os valores desses parâmetros, de modo que, quando maior esse nível maiores os valores de  $\delta$  e  $\theta$  menor o nível de trabalho infantil. Conforme já reportado, o “altruísmo” não pode ser diretamente observado. Logo, a distribuição condicional das horas de trabalho infantil pode apresentar uma grande dispersão. A seção, a seguir, apresenta detalhadamente a estratégia empírica empregada na investigação dessa hipótese.

### 1.3 Estratégia empírica

Este estudo investiga o efeito da riqueza, em termos de tamanho da propriedade agrícola, na decisão de trabalho infantil, mensurado através das horas de trabalho das crianças em atividades agrícolas familiares. Para tanto, faz-se necessário o uso de um instrumental econométrico apropriado.

Alguns trabalhos empíricos sugerem algumas técnicas. Por exemplo, Menon (2005) analisa a relação entre crédito para investimento, trabalho infantil e estudo, através de um modelo *logit* para o Paquistão. Kambhampati e Rajan (2006) utilizam um *probit* bivariado para estudar o impacto do crescimento econômico sobre a probabilidade de trabalho e estudo das crianças na Índia. Dumas (2007) avalia a relação entre o tamanho da terra e lazer dos filhos através do método de mínimos quadrados de 2 estágios, em *Burkina Faso* no oeste da África. Basu, Das e Dutta (2010) estimam uma regressão linear para horas de trabalho infantil com o tamanho da terra entre as variáveis explicativas, controlando por efeito fixo as diferenças entre aldeias nos *Himalaias*. Com dados do Brasil,

Kassouf e Santos (2010) aplica um *Probit* considerando o tamanho da terra e seu quadrado entre as covariadas no modelo de decisão de trabalho infantil. Em geral, a principal vantagem da técnica utilizada nesse estudo sobre os demais procedimentos de regressão padrão, empregados frequentemente na literatura, é que ela permite uma caracterização da distribuição condicional da variável dependente em função de co-variáveis. Essa seção apresenta com detalhes esse procedimento metodológico.

A princípio, os dados empregados nesse estudo apresentam três problemas econométricos importantes, que, caso não abordados no procedimento de estimação, poderiam gerar parâmetros tendenciosos. Em primeiro lugar, os dados têm heterocedasticidade. Em segundo, há muitas observações sobre o trabalho infantil iguais a zero, uma censura que reflete a escolha dos pais em não encaminhar as crianças para o mercado de trabalho (uma solução de canto ou censura comportamental). Terceiro, deseja-se investigar a relação entre a riqueza e o trabalho das crianças líquida da renda familiar. Para tanto, não se pode ignorar a variável de despesa per capita com consumo, a qual é potencialmente endógena na oferta de trabalho infantil.

A censura e a endogeneidade são problemas comuns em análises econômicas. Contudo, nessas circunstâncias, o modelo de regressão tradicional por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) fornece estimativas inconsistentes dos parâmetros de interesse, devido à correlação entre os regressores e o termo de erro estocástico. O trabalho de Bhalotra e Heady (2003) aborda parcialmente essas questões de identificação por meio de um modelo de regressão censurada. Os autores utilizam a abordagem de variável de controle desenvolvida por Smith e Blundell (1986) para lidar com a endogeneidade. No entanto, a metodologia utilizada não permite capturar heterogeneidades ao longo da distribuição de horas trabalhadas e assume os pressupostos de normalidade e de homocedasticidade.

Para lidar com os problemas acima mencionados, foi empregado estimador de Regressão *Quantílica* Censurada com Variável Instrumental (*Censored Quantile Instrumental Variable* - CQIV), desenvolvido por Chernozhukov, Fernández-Val e Kowalski (2011). Esta técnica combina a abordagem de regressão quantílica censurada semi-paramétrica, desenvolvida por Powell (1986), com a técnica de variável de controle<sup>13</sup>, para permitir a incorporação de regressores endógenos. Ela é mais adequada do que o procedimento

<sup>13</sup> Existem alguns exemplos na literatura de utilização da abordagem de variável de controle para lidar com endogeneidade em modelo sem censura. Newey, Powell e Vella (1999) descreveram a utilização desta abordagem em sistemas não-paramétricos triangulares de equações para a média condicional, mas limitando-se a análise de modelos com erros aditivos no primeiro e segundo estágios. Ma e Koenker (2006) consideram a estimação e identificação de efeitos *quantílicos* sem censura utilizando usando uma variável de controle paramétrica. Imbens e Newey (2009) estendem a análise para modelos triangulares não separáveis com termos de erro não aditivos nos primeiro e segundo estágios. Eles se concentraram na identificação e na estimação não paramétrica de estimativas para a média, quantis e efeitos de política. Para dados censurados o trabalho pioneira é o de Smith e Blundell (1986) que utilizam essa abordagem para estimar um modelo triangular paramétrico aditivo para a média condicional. O estimador CQIV permite a inferência com dados censurados e uma especificação não aditiva para o primeiro estágio mais flexível.

padrão *Tobit* ou *IV Tobit*, por exemplo, pois permite a caracterização de toda a distribuição condicional da variável dependente como uma função de co-variáveis. Deste modo, é possível obter um mapeamento completo do impacto de uma mudança no tamanho do terreno sobre o trabalho infantil, bem como outras variáveis explicativas, captando a heterogeneidade no comportamento dos pais em relação ao trabalho infantil. Ademais, não é necessário assumir os pressupostos de normalidade e de homocedasticidade. Para facilitar a comparação, foram utilizados os mesmos dados para o Paquistão, conforme o trabalho de Bhalotra e Heady (2003). As especificações do modelo foram replicadas segundo aquelas usadas no estudo reportado. As subseções a seguir apresentam mais detalhes sobre o modelo empírico e o estimador CQIV.

### 1.3.1 Especificação do modelo empírico

Nessa subseção, faz-se uma apresentação da aplicação prática do estimador CQIV<sup>14</sup> para esse estudo. Inicialmente, o modelo empírico de determinação das horas de trabalho infantil ( $H$ ) pode ser escrito como:

$$H_i = W_i\eta + \varphi D_i + \varepsilon_i \quad (1.11)$$

Onde  $i = 1, \dots, N$  indexa cada uma das  $N$  observações;  $H_i$  mensura as horas de trabalho infantil (variável dependente censurada);  $W_i$  é uma matriz de variáveis exógenas (atributos das crianças, pais, variáveis de localização, infraestrutura da comunidade, entre outras) e  $D_i$  é a variável endógena (a despesa com consumo per capita)<sup>15</sup>,  $\eta$  é o vetor de parâmetros da uma matriz de variáveis exógenas  $W$ ,  $\varphi$  é o parâmetro da variável endógena  $D$  e  $\varepsilon_i$  é o termo de erro aleatório.

Nesse modelo, as preferências dos pais são captadas dentro do termo randômico  $\varepsilon_i$ . Dessa forma, supõe-se que choque no termo de erro é determinado por meio de uma loteria social ou de um sorteio. Ou seja, os filhos não tem poder de escolha sobre a família em que irão nascer. Em geral, eles têm chances iguais de nascer em uma família com pais altruístas ou não altruístas. Isso será determinado por meio de um sorteio natural no nascimento, no qual crianças com as mesmas características observadas podem estar inseridas em famílias cujas preferências dos pais por lazer e estudo dos filhos é diferente.

Sob tal hipótese, a determinação das horas trabalhadas pelas crianças é dada pela distribuição condicional do erro aleatório. Portanto, o cálculo do *quantil* condicional,  $Q_H(\tau|\varepsilon_i)$ , é influenciado por uma loteria social. É razoável supor que acima da mediana

<sup>14</sup> Para maiores detalhes teóricos, ver Apêndice A.1

<sup>15</sup> Nesse estudo, não será considerada a determinação da oferta de trabalho dos pais. Apesar de alguns estudos apontarem que a oferta de trabalho dos adultos depende de habilidades produtivas não observadas, que podem estar correlacionadas com a oferta de trabalho dos filhos, podendo gerar problemas de autosseleção amostral dos pais em não observadas.

(*quantil* superior) de horas trabalhadas devem se encontrar as crianças que nasceram em famílias não altruístas, e no *quantil* inferior, aquelas que nasceram em famílias altruístas.

A função *quantílica* de  $H_i$ , condicionada nas variáveis observadas  $W_i$  e  $D_i$ , é dada por:

$$Q_\tau(H_i|W_i, D_i) = W_i\eta(\tau) + \varphi D_i(\tau) \quad (1.12)$$

Onde os *quantis* de ordem  $\tau \in (0, 1)$ .

Por exemplo, considerando que as horas de trabalho para crianças de famílias com um menor nível de altruísmo estão, provavelmente, acima da média, pode-se estimar  $Q_{0.75}(H_i|W_i, D_i)$  para identificar o efeito da riqueza sobre essas crianças. Por outro lado, o efeito da riqueza sobre os filhos de pais mais altruístas poderia ser capturado estimando  $Q_{0.25}(H_i|W_i, D_i)$ . Por esta razão, a abordagem de regressão *quantílica* torna-se uma ferramenta poderosa no estudo do efeito da riqueza sobre o trabalho considerando toda a estrutura de preferências das famílias.

De acordo com Chernozhukov, Fernández-Val e Kowalski (2011), a ideia básica do estimador CQIV é adicionar uma variável na regressão principal (1.11) de tal forma que, uma vez que o modelo é condicionado nesta variável, os regressores e o termo de erro tornam-se independentes. O estimador CQIV é obtido em dois estágios que são não aditivos nas variáveis observáveis.

A variável adicional é chamada de variável de controle e é geralmente não observável. Por isso, ela deve ser estimada no primeiro estágio. Define-se uma equação auxiliar que descreve  $D_i$  em função de variáveis exógenas  $Z_i$ , onde  $Z_i$  inclui uma matriz de variáveis instrumentais para a despesa com consumo per capita e  $W_i$ , e  $\pi$  é o vetor de parâmetros de  $Z_i$ :

$$D_i = Z_i\pi + u_i \quad (1.13)$$

Considerando:

$$\varepsilon_i = \alpha u_i + \epsilon_i \quad (1.14)$$

Substituindo  $\mu_i$  em (1.11):

$$H_i = W_i\eta + \varphi D_i + \alpha u_i + \epsilon_i \quad (1.15)$$

A equação condicional (1.15) pode ser estimada no segundo estágio, utilizando método de regressão *quantílica* censurada e incluindo a variável de controle  $u_i$  estimada

no primeiro estágio 1.13 para lidar com a questão da endogeneidade<sup>16</sup>. Uma vantagem da metodologia de variável de controle em relação a método de variável instrumental é a possibilidade de testar a validade da hipótese de endogeneidade da variável  $D_i$ . Para tanto, foi considerado o teste de exogeneidade desenvolvido por Smith e Blundell (1986), onde a hipótese nula é que  $D_i$  é exógena, isto é,  $\alpha = 0$ .

Conforme discutido por Bhalotra e Heady (2003),  $Z_i$  é uma matriz de variáveis instrumentais para a despesa per capita com consumo. Essa matriz inclui a taxa de desemprego da comunidade junto com outros indicadores do nível de desenvolvimento da infraestrutura local, quais sejam, presença de ferrovia, mercado e estrada, e a interação de algumas dessas variáveis com a educação do chefe do domicílio, com o objetivo de não perder o efeito da variação na renda dentro das comunidades. Seguindo outros estudos, assume-se que a riqueza, medida pelo tamanho da terra, é exógena e geralmente hereditária, sendo o mercado de terra nos países em desenvolvimento altamente ilíquido<sup>17</sup>.

### 1.3.2 Método de estimação

A estimação da regressão *quantílica* censurada é feita através da minimização do seguinte função critério, formulada primeiramente por Powell (1986):

$$\min_{\eta, \varphi, \psi} \sum_{i=1}^N \rho_{\tau}(H_i - \max(0, W_i\eta + \varphi D_i + \alpha u_i)) \quad (1.16)$$

Onde  $\rho_{\tau}(u) = u(\tau - I(u < 0))$  é a função de verificação de Koenker e Bassett (1978). Desta forma, os zeros entram na estimação da equação estrutural.

O estimador de *Powell* fornece inferências válidas em modelos do tipo *Tobin-Amemiya*, sem assumir suposições a respeito da distribuição e com heterocedasticidade de forma desconhecida. No entanto, como observado em Buchinsky (2004) e Fitzenberger (1997), esse estimador sofre de dificuldades de implementação computacional devido à não convexidade na função objetivo e à instabilidade quando o número de parâmetros a ser estimado é grande, o que é exatamente o caso desse estudo, devido à grande quantidade de variáveis explicativas.

Uma solução robusta para a otimização computacional da função (1.16) é dada por Chernozhukov e Hong (2003). Esses autores usam o método de Cadeia de *Markov* com Simulação de Monte Carlo (*Markov Chain Monte Carlo* - MCMC) para estimá-la<sup>18</sup>. Em geral, o MCMC é um algoritmo rápido e que sempre encontra o mínimo global da função objetivo (1.16).

<sup>16</sup> Essa equação estimado por regressão *quantílica*.

<sup>17</sup> Ver Rosenzweig e Woplin (1985).

<sup>18</sup> Os comandos utilizadas para estimação desses resultados estão no Apêndice A.2

Chernozhukov e Hong (2003) desenvolveram uma classe de estimadores<sup>19</sup> chamados de “Estimadores do tipo *Laplace* (LTEs)” ou “*Quase-Bayesianos* (QBEs)”, que são definidos de forma semelhante aos estimadores *Bayesianos*, mas usam funções critério gerais no lugar da função de probabilidade paramétrica.

Por meio da formulação acima, é possível contornar o problema de dimensionalidade inerente ao cálculo dos estimadores extremos clássicos. Os estimadores resultantes e os procedimentos de inferência possuem um número de boas propriedades teóricas e computacionais. Essas estimativas são tão eficientes quanto às estimativas extremas, mas não sofrem do problema de dimensionalidade computacional, e, em muitos casos, os procedimentos de inferência baseados nos *quantis* da distribuição quase-posterior produzem intervalos de confiança assintoticamente válidos, que também funcionam bem em amostras finitas. Por exemplo, na configuração de regressão *quantílica*, esses intervalos produzem inferências válidas em grandes e pequenas amostras sem a necessidade de estimar não parametricamente a função densidade condicional (necessárias na abordagem padrão) (CHERNOZHUKOV; HONG, 2003).

Em geral, ao utilizar LTEs, que são funções de transformações integrais das funções critério, os coeficientes podem ser calculados utilizando o método de MCMC. Esse procedimento pode ser descrito como uma classe de técnicas de simulação de estatística *Bayesiana*. Em resumo, o processo computacional simula uma série (ou distribuição) de parâmetros de modo que a distribuição marginal dessa série é (aproximadamente) a distribuição quase posterior dos parâmetros. O estimador é, portanto, uma função dessa série, e pode ser dado explicitamente como a sua média ou *quantil*, ou implicitamente, como o minimizador de uma função global convexa suave. Utilizando o método MCMC, o cálculo do estimador extremo é baseado em um conjunto de algoritmos similares baseados em uma taxa não paramétrica  $(\frac{1}{B})^{\frac{p}{(d+2p)}}$ , onde  $B$  é o número de retiradas dessa distribuição (avaliações funcionais),  $d$  é a dimensão do parâmetro e  $p$  é o ordem de suavidade da função objetivo (CHERNOZHUKOV; HONG, 2003).

## 1.4 Base de dados e tratamentos

O banco de dados utilizado nesse estudo foi construído a partir do *Pakistan Integrated Household Survey* (PIHS) de 1991<sup>20</sup>. Essa pesquisa foi realizada pelo governo do Paquistão em cooperação com o Banco Mundial, como parte da série de pesquisas do

<sup>19</sup> De acordo com Chernozhukov e Hong (2003), a classe de estimadores do tipo LTE tem como objetivo explorar o uso da aproximação de *Laplace* fora das definições paramétricas de probabilidade. A abordagem baseia-se em outros critérios estatísticos da função de interesse, os transforma em distribuições próprias - quase posteriores - sobre um parâmetro de interesse e define vários momentos e *quantis* da distribuição, como as estimativas pontuais e intervalos de confiança, respectivamente. É importante salientar que as funções critério subjacentes são motivadas principalmente pelo princípio da analogia no lugar de princípio a probabilidade.

<sup>20</sup> O Anexo A contém a autorização para utilização da base de dados

*Living Standards Measurement Study* (LSMS), realizada em países em desenvolvimento com o objetivo de fornecer subsídio para os formuladores de políticas e pesquisadores. Os dados apresentam informações em nível de indivíduo, família e comunidade. No caso do Paquistão, as informações de emprego foram coletadas para indivíduos de 10 anos ou mais de idade.

Segundo Bhalotra e Heady (2003), se forem utilizados dados sobre todas as famílias rurais, uma *dummy* para propriedade da terra teria enorme poder explicativo de tal forma que todos os regressores seriam completamente insignificantes. Dado que propriedade da terra é um importante determinante de trabalho infantil em áreas rurais, a amostra selecionada nesse estudo é de 1.114<sup>21</sup> crianças com idade entre 10 e 14 anos, residentes na zona rural e cujos pais operavam propriedades agrícolas<sup>22</sup>, seja própria ou alugada (arrendatário ou meeiro). Essas famílias representam 49,8% do total, sendo 31% proprietárias da terra em que operavam. Do total de crianças dessa amostra, 31,7% e 39,1% de meninos e meninas estavam trabalhando, respectivamente. Entre os meninos a média de horas trabalhadas era de 25,7 horas e 14,9 horas no caso das meninas.

A variável que mensura o trabalho infantil são as horas semanais de trabalho infantil. O regressor principal do modelo (1.15) é o tamanho da terra agrícola, medido em acres. O termo quadrático dessa variável é incluído para permitir que o tamanho dos efeitos riqueza e substituição variem de acordo com o tamanho da terra (BHALOTRA; HEADY, 2003). Com relação ao uso da terra, foram incluídas *dummies* para representar as modalidades de “alugada” e “meação (*sharecropping*)”, que são as mais comuns no Paquistão. A Tabela 1 mostra a taxa de participação no trabalho infantil em relação à propriedade agrícola. De forma geral, o percentual de crianças trabalhadoras aumenta com o tamanho da propriedade de terra, e é maior entre as meninas. Ademais, a maior parte das famílias da amostra é formada por pequenos proprietários de terra.

O gasto com alimentação per capita da família é utilizado como *proxy* para a renda familiar<sup>23</sup>. Assume-se a hipótese de que as variáveis despesa com consumo per capita e área agrícola não apresentam correlação, dado que a maior parte da aquisição de terra por famílias no Paquistão se dá por meio de herança (BHALOTRA; HEADY, 2003). A educação dos pais também é incluída para o efeito dos recursos da família. Uma vez que o incentivo para colocar uma criança para trabalhar na fazenda poderia estar relacionado

<sup>21</sup> Todos os cortes amostrais descritos no texto de Bhalotra e Heady (2003) foram considerados nesse trabalho. No entanto, essa amostra corresponde a uma aproximação da utilizada pelos autores, que é de 907 crianças. Dado que o autor pode ter considerado algum corte adicional que não foi descrito no artigo original.

<sup>22</sup> São incluídas na amostra apenas as famílias que declararam tamanho da propriedade agrícola.

<sup>23</sup> Os estudos empíricos utilizam *proxies* para captar o efeito da produtividade dos pais, dado que essa variável é não observada. Nesse contexto, optou-se por utilizar uma variável que aproxima a renda familiar, que é a variável comumente utilizada na literatura de trabalho infantil e “paradoxo da riqueza” (KASSOUF; SANTOS, 2010; BHALOTRA; HEADY, 2003; BOUTIN, 2012), para capturar possíveis efeitos da produtividade dos pais

com o conjunto disponível de mão de obra familiar, tamanho e composição domiciliar também aparecem como regressores.

Tabela 1 – Paquistão: Taxa de participação do trabalho infantil por tamanho da propriedade de terra

	Meninos	Meninas	Número de famílias
Marginal	28,0%	35,7%	338
Pequena	38,0%	40,4%	178
Grande	31,4%	45,4%	154

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do PIHS de 1991.

Nota: A classificação das categorias de terra segue o sistema definido pelo Censo Indiano: Marginal - menos que 1 ha; Pequena - de 1 a 3 ha; Grande - mais de 3 ha (1 ha equivale a 2,7 acres).

De acordo com Bhalotra e Heady (2003), a religião da família é incluída no modelo para captar as diferenças de atitude quanto à valorização do trabalho. Nessa pesquisa, para a variável religião, a categoria de referência é muçulmana. Também foi incluída a relação da criança com o chefe da família, onde a categoria de referência é ser filho do chefe. Case, Lin e McLanahan (2000) encontraram evidências de que o altruísmo dos pais tem uma base biológica ou genética.

As equações estimadas (1.13)-(1.15) incluem um conjunto de *dummies* que identificam as províncias de residência da família e a taxa média de salário agrícola dos adultos por comunidade, os quais se espera que capturem algum efeito local de diferenças de salário e preços. Outras variáveis binárias foram incorporadas para identificar se as escolas primárias estão presentes na comunidade em que a criança vive, sendo consideradas *proxy* para os custos da escola. Nesse sentido, também foi considerado um indicador para o transporte público na comunidade, pois este pode afetar o acesso à escola. As variáveis estão agrupadas em características da criança, recursos da família, organização da fazenda, estrutura familiar, educação dos pais, variáveis de infraestrutura comunidade e religião. A Tabela 2 apresenta estatísticas descritivas das variáveis explicativas do modelo empírico por gênero e condição de trabalho da criança.

Tabela 2 – Paquistão: Estatísticas descritivas da amostra (média e desvio padrão) por gênero e condição de trabalho das crianças

Variáveis	Meninos		Meninas	
	Trabalham	Não trabalham	Trabalham	Não trabalham
Idade (anos)	12,24 (1,38)	11,58 (1,33)	12,05 (1,39)	11,76 (1,43)
Filho do chefe*	0,85 (0,36)	0,77 (0,42)	0,86 (0,35)	0,78 (0,42)
Desp. cons. per capita (log)	4,70 (0,65)	4,85 (0,62)	4,78 (0,54)	4,85 (0,58)
Área	6,90 (12,26)	7,90 (17,70)	7,85 (17,17)	5,58 (12,30)
Área ao quadrado	196,99 (980,49)	374,96 (2124,03)	354,72 (2006,44)	182,06 (1309,19)
Alugada*	0,12 (0,33)	0,14 (0,35)	0,16 (0,37)	0,14 (0,35)
Meação*	0,47 (0,50)	0,33 (0,47)	0,42 (0,49)	0,27 (0,44)
Tamanho da família	9,65 (3,74)	11,48 (6,55)	9,92 (4,37)	11,11 (5,49)
Chefe mulher*	0,02 (0,15)	0,01 (0,09)	0,04 (0,20)	0,01 (0,12)
Menino <9 anos*	0,77 (0,42)	0,78 (0,41)	0,74 (0,44)	0,78 (0,42)
Homem 15-19 anos*	0,40 (0,49)	0,51 (0,50)	0,45 (0,50)	0,49 (0,50)
Homem 20-59 anos*	0,97 (0,18)	0,97 (0,17)	0,95 (0,23)	0,98 (0,13)
Homem >60 anos*	0,25 (0,43)	0,30 (0,46)	0,29 (0,46)	0,27 (0,45)
Menina <9 anos*	0,80 (0,40)	0,77 (0,42)	0,81 (0,39)	0,76 (0,43)
Mulher 15-19 anos*	0,32 (0,47)	0,43 (0,50)	0,36 (0,48)	0,41 (0,49)
Mulher 20-59 anos*	0,99 (0,08)	0,99 (0,11)	0,98 (0,14)	0,98 (0,14)
Mulher >60 anos*	0,15 (0,36)	0,23 (0,42)	0,11 (0,32)	0,27 (0,45)
Mãe com ensino médio*	0,01 (0,11)	0,00 (0,00)	0,01 (0,07)	0,00 (0,05)
Pai com ensino*	0,07 (0,25)	0,04 (0,20)	0,05 (0,21)	0,07 (0,26)
Escola primária (meninos)*	0,77 (0,42)	0,83 (0,38)	0,76 (0,43)	0,81 (0,39)
Escola primária (meninas)*	0,89 (0,32)	0,91 (0,29)	0,92 (0,27)	0,92 (0,28)
Transporte Público*	0,68 (0,47)	0,63 (0,48)	0,62 (0,49)	0,64 (0,48)
Sal. médio (log) homens**	3,57 (0,32)	3,60 (0,30)	3,56 (0,30)	3,60 (0,29)
Religião*	0,94 (0,24)	0,97 (0,18)	0,92 (0,27)	0,98 (0,13)
Província 1*	0,50 (0,50)	0,47 (0,50)	0,44 (0,50)	0,48 (0,50)
Província 2*	0,31 (0,46)	0,27 (0,44)	0,40 (0,49)	0,21 (0,41)
Província 3*	0,16 (0,37)	0,20 (0,40)	0,14 (0,35)	0,23 (0,42)
Província 4*	0,03 (0,18)	0,05 (0,23)	0,02 (0,14)	0,08 (0,28)
Observações	177	401	188	348

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da pesquisa *Pakistan Integrated Household Survey* (PIHS) de 1991.

Nota: Desvio padrão entre parênteses. Entre as variáveis binárias, a média deve ser interpretada a proporção. \*Representa variável binária. \*\*Essa variável mensura a média de salários dos homens que trabalham na zona rural em propriedades de terra.

Os dados mostram que as crianças que trabalham são mais velhas (em idade). A média das despesas com alimentos per capita familiar, *proxy* da renda familiar, e o tamanho da família é maior entre as crianças que não trabalham. Destaca-se que mais de 90% da amostra de crianças é de religião muçulmana. Ademais, o tamanho médio da propriedade agrícola é maior entre as meninas e menor entre os meninos que trabalham. A presença de escola é ligeiramente menor, em média, em relação as crianças que trabalham, isso pode ser um indicador de que nesses casos o custo de estudar seria maior influenciando positivamente o trabalho infantil. O efeito dessas variáveis sobre trabalho infantil será melhor explorado na seção que discute os resultados desse ensaio, a seguir.

## 1.5 Resultados

Nesta seção, são discutidos os resultados do modelo empírico de determinação do trabalho infantil. O objetivo é verificar como os resultados relacionados a hipótese do “paradoxo da riqueza” encontrados por Bhalotra e Heady (2003) - trabalho que disseminou essa questão na literatura de trabalho infantil - se comportam considerando a estimação em diferentes *quantis* da distribuição das horas trabalhadas pelas crianças. Bhalotra e Heady (2003) assumem que o sexo da criança altera significativamente os parâmetros do modelo. Portanto, no intuito de facilitar a comparação de resultados, as estimações foram realizadas em amostras separadas por gênero. A primeira subseção discute os determinantes do trabalho infantil, com destaque para o efeito do tamanho da área agrícola ao longo da distribuição de horas trabalhadas. Na segunda, faz-se uma análise de robustez para os resultados encontrados.

### 1.5.1 Determinantes do trabalho infantil

A Tabela 3 apresenta os coeficientes do principal regressor desse estudo<sup>24</sup>, o tamanho da área agrícola, bem como o seu termo quadrado. Com relação à distribuição da variável de interesse (horas de trabalho), foram estimadas regressões para os *quantis* inferior ( $\tau = 0, 25$ ), mediana ( $\tau = 0, 50$ ) e superior ( $\tau = 0, 75$ ). As colunas (1), (2) e (3), apresentam os resultados para a amostra de meninas, enquanto as colunas (4), (5) e (6) para a amostra formada por meninos.

No trabalho de Bhalotra e Heady (2003), o principal resultado sugere que o tamanho da área agrícola apresenta efeito positivo sobre o trabalho infantil. Ou seja, os coeficientes estimados pelos referidos autores apontam que o tamanho da propriedade é diretamente relacionado com o trabalho infantil, embora o efeito dessa variável seja estatisticamente significativo a 12% apenas no caso das meninas e com valor do de 2,90. No caso dos meninos, Bhalotra e Heady (2003) estimaram um coeficiente de 1,60 para área agrícola, porém sem significância estatística. Nesse estudo, foi estimada a mesma forma funcional, porém utilizando a técnica de regressão *quantílica*, descrita na seção 1.3. O efeitos marginais reportados na Tabela 3 sugerem que, ao longo da distribuição de horas trabalhadas das crianças, as famílias respondem de forma diferente ao crescimento no tamanho da terra, com resultados estatisticamente significativos para meninos e meninas.

<sup>24</sup> A tabela completa dos coeficientes estimados está no Apêndice A.3

Tabela 3 – Paquistão: Coeficientes do Modelo de Regressão *Quantílica* - Trabalho Infantil 10 a 14 anos

	Meninos			Meninas		
	(1) $\tau = 0,25$	(2) $\tau = 0,50$	(3) $\tau = 0,75$	(4) $\tau = 0,25$	(5) $\tau = 0,50$	(6) $\tau = 0,75$
Área agrícola	-3,2693*** (0,9041)	-2,8035*** (0,5985)	0,1257** (0,0554)	-0,2685 (0,8210)	-4,2190* (2,2317)	0,1415*** (0,0298)
Área agrícola (quadrado)	-3,6532*** (1,2971)	-2,9393*** (0,6578)	-0,0078*** (0,0029)	-4,3261** (1,8629)	-3,0739* (1,7899)	-0,0012*** (0,0003)
Consumo per capita	-6,6548*** (2,1374)	-6,4580** (2,6511)	-6,4962*** (0,0624)	-0,3054 (0,9936)	-4,5968*** (1,6187)	-2,2008*** (0,0312)
Residual ( $u$ )	3,8335*** (0,8403)	3,8744*** (1,4446)	4,9105*** (0,1402)	2,8191** (1,2577)	4,3494*** (0,4385)	2,5487*** (0,0217)
Observações	578			536		
Obs. não censuradas	177			188		

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do PIHS de 1991.

Nota: Coeficientes estimados via regressão *quantílica* usando a especificação do modelo de Bhalotra e Heady (2003). \*\*\*Estatisticamente significante a 1%. \*\*Estatisticamente significante a 5%. \*Estatisticamente significante a 10%.

Para famílias onde a criança, inicialmente, trabalha um número menor de horas, condicionado nas variáveis observáveis ( $\tau = 0,25$  e  $\tau = 0,50$ ), o efeito renda (redução da condição de pobreza) parece superar o efeito substituição do trabalho infantil pelo adulto. Ou seja, um aumento do tamanho da propriedade reduz o tempo de trabalho das crianças nas atividades agrícolas da família. Embora outras características não observáveis da família possam levar a um menor nível de trabalho infantil, essas famílias, provavelmente, são “altruístas”, em razão da menor carga inicial de trabalho infantil condicionada em atributos observados. Por outro lado, as famílias “não altruístas”, provavelmente, são aquelas em que a criança está exposta a uma carga horária de trabalho mais intensa, mesmo considerando o efeito de várias características das famílias ( $\tau = 0,75$ ). Nas regressões apresentadas nas colunas (3) e (6), o coeficiente da variável “área agrícola” é positivo e estatisticamente significativo para meninos e meninas<sup>25</sup>.

Conforme os resultados da Tabela 3 nos  $\tau = 0,25$  e  $\tau = 0,50$ , é válido o “axioma do luxo”, isto é, a pobreza como principal determinante trabalho infantil. Já no  $\tau = 0,75$  o “paradoxo da riqueza” seria válido e um aumento no tamanho da área agrícola estimularia o trabalho infantil. Dado que os parâmetros de preferências são não observados, assume-se a hipótese de que o grau de altruísmo dos pais pode ser mensurado pela sua escolha quanto à carga horária de trabalho dos filhos. É razoável supor que, na parte superior da distribuição de horas de trabalho infantil,  $\tau = 0,75$ , os pais valorizam mais o trabalho em relação ao

<sup>25</sup> Fatores atrelados a restrições no mercado de crédito também poderiam estar influenciando na decisão dos pais quanto a oferta de trabalho infantil. No entanto, a base de dados disponível não permitiu a incorporação de variáveis que captassem o efeito do acesso ao crédito no modelo, bem como, a opção por seguir a mesma especificação do trabalho de Bhalotra e Heady (2003).

lazer e ao estudo. Portanto, a análise detalhada da distribuição da variável de horas de trabalho das crianças, permite inferir possíveis efeitos de diferenças de comportamento dos pais.

Pode-se discutir que as crianças que trabalham mais horas,  $\tau = 0,75$ , seriam as mais produtivas. No entanto, inicialmente, os pais as colocaram para trabalhar com uma carga horária mais elevada por causa de seu gosto pelo trabalho dos filhos (causa primária), dado o efeito de um conjunto de covariadas. Em um segundo momento, é razoável supor que elas se tornariam relativamente mais produtivas, porque teriam mais experiência no trabalho (causa secundária). Portanto, os resultados sugerem que assimetrias nas preferências dos pais podem ser causa primária do trabalho infantil, especialmente em sociedades agrícolas.

Os resultados acima reportados reforçam o uso do método de regressão *quantílica* na identificação da relação empírica entre o “paradoxo da riqueza” e as preferências da famílias, complementando a análise teórica iniciada por Fan (2011). Os achados desse estudo avançam na análise de Bhalotra e Heady (2003) indicando que domicílios com níveis iniciais elevados de trabalho infantil (famílias “não altruístas”) estão sujeitos ao chamado “paradoxo da riqueza”, o qual sugere que a substituição do trabalho adulto pelo infantil predomina a condição de riqueza familiar a partir de uma estrutura específica de preferências.

O coeficiente estimado da variável de controle - o resíduo da equação estimada no primeiro estágio ( $\alpha$ ) - é estatisticamente significativo em todas as regressões da tabela em análise, indicando que a hipótese de exogeneidade da despesa com consumo pode ser rejeitada. Outro resultado interessante é o efeito negativo do coeficiente associado à “área agrícola ao quadrado” no *quantil* 0,75 das horas trabalhadas. Para essas famílias, um aumento da propriedade resulta em uma redução de trabalho infantil somente quando o tamanho da terra é maior que 8,06<sup>26</sup> acres para os meninos e 58,96 para as meninas, correspondendo aos *quantis* superiores a 0,75 e a 0,90 da distribuição de terra, respectivamente. Assim, apenas em níveis muito elevados de riqueza é que o efeito renda ultrapassa o efeito substituição. Esse resultado não é destacado em Bhalotra e Heady (2003), no entanto, evidências empíricas recentes apontam para uma possível relação não linear entre tamanho da área agrícola e o trabalho infantil (BAR; BASU, 2009; BASU; DAS; DUTTA, 2010; KASSOUF; SANTOS, 2010)<sup>27</sup>.

A variável de consumo alimentar *per capita*, controlada para a endogeneidade<sup>28</sup>,

<sup>26</sup> Esse valor é resultado do cálculo do *turning point*, que corresponde a divisão de (-) o coeficiente estimado da variável área agrícola por duas vezes o coeficiente estimado de área agrícola ao quadrado do quantil 0,75.

<sup>27</sup> O segundo ensaio dessa tese explora com mais detalhes a discussão acerca da possível relação não linear entre tamanho da área agrícola e trabalho infantil para o caso do Brasil.

<sup>28</sup> Os instrumentos utilizados foram a taxa de desemprego da comunidade junto com outros indicadores do nível de desenvolvimento da infraestrutura local, quais sejam, presença de ferrovia, mercado e estrada, e a interação de algumas dessas variáveis com a educação do chefe do domicílio, conforme

apresentou efeito negativo sobre o trabalho infantil, como era previsto, dado que essa variável representa uma *proxy* da renda familiar. No tocante às características das crianças, nota-se que a idade da criança apresenta correlação positiva com as horas de trabalho. Há evidências, que relacionam o aumento do trabalho infantil com a idade (CACCIAMALI; BATISTA; TATEI, 2011; AQUINO et al., 2010; EDMONDS, 2005). 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). Já o efeito do nível de parentesco com o chefe da família muda com o sexo da criança. Ser filho do chefe reduz o número de horas de trabalho entre os meninos e aumenta entre as meninas<sup>29</sup>.

O modo de operação da terra apresentou efeito significativo sobre o trabalho infantil. Ou seja, as horas de trabalho são maiores para uma determinada área cultivada, principalmente entre os meninos. A chefia domiciliar feminina aumenta significativamente o trabalho infantil, no caso dos meninos, enquanto o tamanho da família reduz em todos os casos, exceto para as meninas no *quantil* 0,75. A educação do pai reduz o trabalho de meninos e meninas, ao passo que a instrução da mãe tende a aumentar as horas de trabalho da criança. Vale ressaltar que esse resultado pode estar enviesado, dado que na amostra, apenas 0,3% das mães têm exatamente o nível de educação considerado nessa variável, que é o ensino médio. De forma geral, quanto maior o nível de educação dos pais, maior a intensidade de trabalho infantil. Ou seja, pais mais instruídos tendem a priorizar os estudos dos filhos e não encaminhá-los ao mercado de trabalho (KASSOUF, 2005; BATISTA; CACCIAMALI, 2007). A presença de escola primária reduz a probabilidade das meninas trabalharem e aumenta a dos meninos, resultado inesperado, dado que a presença de escola na comunidade pode reduzir o custo do estudo, podendo aumentar a frequência escolar. Esse resultado pode estar relacionado às diferenças na definição do papel de meninos e meninas na cultura muçulmana. Os dados apontam que ser de religião muçulmana reduz significativamente a probabilidade de trabalhar das meninas. Em geral, os resultados das covariadas do modelo são similares aos encontrados em Bhalotra e Heady (2003).

### 1.5.2 Análise de sensibilidade

Essa seção tem como objetivo verificar a robustez dos resultados discutidos nesse ensaio. Para tanto, foram estimados modelos com diferentes especificações. A Tabela 4 destaca os resultados das variáveis de área agrícola e seu termo quadrático em um conjunto de 3 modelos. Partindo da especificação mais parcimoniosa, o modelo 1 inclui as variáveis de características das crianças, dos pais e da família. No segunda especificação, são adicionadas as características da fazenda, da comunidade e a variável de controle

---

discutido por Bhalotra e Heady (2003)

<sup>29</sup> A tabela completa dos coeficientes estimados está no Apêndice A.3

para religião da criança. Por fim, o modelo 3 inclui a variável de despesa com consumo per capita como *proxy* da renda familiar, mesma variável utilizada no modelo principal, mas sem considerar a abordagem de variável de controle para lidar com o problema de endogeneidade.

Tabela 4 – Paquistão - Análise de Robustez: Coeficientes do Modelo de Regressão *Quantílica* - Trabalho Infantil 10 a 14 anos

	Meninos		Meninas	
	Área agrícola	Área agr. (quadrado)	Área agrícola	Área agr. (quadrado)
<b>Modelo 1</b>				
0,25	4,0846 (6,0542)	-5,5639 (7,5862)	n.c n.c	n.c n.c
0,50	0,0959 (2,0890)	-4,0481 (3,3267)	6,5510* (3,8361)	-4,7302 (5,0057)
0,75	0,9286** (0,3744)	-0,0302** (0,0140)	0,1376*** (0,0171)	-0,0005 (0,0004)
<b>Modelo 2</b>				
0,25	0,0806 (1,7889)	-2,2476** (0,9252)	3,3070*** (1,0931)	-3,4506*** (0,5068)
0,50	-0,8744 (2,4137)	-1,3163 (1,3320)	2,3018 (1,8226)	-3,0070*** (0,4897)
0,75	0,5011*** (0,0845)	-0,0176*** (0,0037)	0,4831*** (0,0584)	-0,0116** (0,0047)
<b>Modelo 3</b>				
0,25	-2,0650 (1,7604)	-3,0132 (2,1604)	-0,4886 (1,0819)	-3,1289*** (0,6867)
0,50	-3,3296*** (1,1165)	-3,3377* (1,8093)	-0,2008 (0,9375)	-0,6098 (0,8253)
0,75	0,1529** (0,0641)	-0,0046 (0,0041)	0,1471*** (0,0395)	-0,0011*** (0,0004)
Observações	578		536	
Obs. não censuradas	177		188	

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do PIHS de 1991.

Nota: \*\*\*Estatisticamente significativa a 1%. \*\*Estatisticamente significativa a 5%.

\*Estatisticamente significativa a 10%. n.c - o modelo não convergiu para a amostra.

Os resultados dos modelos 1 e 2 diferem do modelo apresentado na Tabela 3 quanto aos sinais e significância dos parâmetros. Nota-se que nas especificações 1 e 2, o “paradoxo da riqueza” é válido no *quantil* 0,75 da distribuição de horas trabalhadas para ambos os gêneros, e no *quantil* 0,50 e 0,25 no caso das meninas, em 1 e 2, respectivamente. No entanto, esses resultados podem ser tendenciosos devido ao problema de viés de omissão de variáveis, dado que esses modelos não inclui uma variável que controle o nível de renda da família, importante determinante do trabalho infantil na literatura especializada.

Em termos de inferência, os coeficientes do modelo 3 mostram que os resultados<sup>30</sup> reportados são significativamente alterados em termos de valor dos parâmetros. Também

<sup>30</sup> A tabela completa de coeficientes encontra-se do Apêndice A.3

há mudanças importantes na significância estatística quando o problema de endogeneidade é ignorado, indicando a importância da utilização do método de variáveis instrumentais para avaliar o impacto dos recursos da família sobre o trabalho infantil<sup>31</sup>.

Por fim, os resultados em todas as especificações apresentam heterogeneidades ao longo da distribuição e a validade do “paradoxo da riqueza” no quantil 0,75 na maior parte das especificações, reforçando os resultados discutidos nesse ensaio.

## 1.6 Considerações finais

O trabalho infantil é um problema de grande importância no cenário mundial, embora se manifeste com maior intensidade nos países em desenvolvimento. A literatura teórica e empírica sobre o tema é ampla e trata principalmente dos estudos de seus determinantes, no intuito de fornecer subsídios para os formuladores de política econômica e social. O trabalho de Bhalotra e Heady (2003) difundiu na literatura a hipótese do “paradoxo da riqueza”. Essa hipótese contesta a suposição da pobreza como principal determinante do trabalho infantil e sugere uma relação positiva entre tamanho da propriedade familiar e trabalho infantil. Segundo os autores, esse comportamento é explicado por imperfeições nos mercados de terra e trabalho, principalmente.

No entanto, os resultados de Bhalotra e Heady (2003) não consideram a possibilidade de heterogeneidade no comportamento dos pais quanto ao trabalho dos filhos ao longo da distribuição de horas trabalhadas pelas crianças. Nesse ensaio, os resultados gerados a partir da utilização do método de regressão *quantílica* permitiu a produção de evidências sobre uma nova abordagem de determinação do trabalho infantil no meio rural. A principal constatação é que a pobreza e as falhas de mercado, muitas vezes discutidas na literatura padrão como a principal causa do trabalho infantil, podem ser causas secundárias sobre as sociedades agrárias, onde uma das mais importantes formas de riqueza é a terra. Procurou-se averiguar se a hipótese de que as preferências iniciais dos pais afetam a decisão sobre a alocação de horas de trabalho dos filhos. Os resultados mostraram que, se os pais são altruístas, um aumento no tamanho da terra reduz o trabalho infantil. Por outro lado, em famílias não são altruístas, a escala da propriedade torna-se um incentivo para aumentar a demanda do trabalho infantil. Os resultados apontam para a existência de uma relação entre a hipótese do “paradoxo da riqueza” e as preferências dos pais, destacando-as como causa primária do trabalho infantil.

Dado que parte considerável das crianças que trabalham em países em desenvolvimento estão em atividades relacionadas a agricultura familiar, o estudo desse tema é importante para a elaboração de políticas públicas de combate ao trabalho infantil.

<sup>31</sup> Não foram encontrados testes disponíveis para testar a exogeneidade dos instrumentos para o estimador utilizado nesse estudo.

Bhalotra e Heady (2003) sugerem que políticas atuantes no funcionamento dos mercados de trabalho e de terra nas zonas rurais poderiam reduzir o trabalho infantil. No entanto, considerando que as preferências dos pais tem um papel determinante na decisão de ofertar mão de obra dos filhos, esse tipo de ação deve ser acompanhada por políticas de conscientização quanto aos efeitos nocivos do trabalho precoce sobre as crianças, com o objetivo de alterar comportamento dos pais quanto a decisão de alocação do tempo dos filhos. No tocante a pesquisas futuros, a sugestão é testar a validade desses resultados incluindo no modelo variáveis que mensurem o efeito do acesso ao crédito sobre a decisão de trabalho infantil. Esse teste não foi possível nesse trabalho devido a falta de dados sobre essas variáveis.

## Capítulo 2

## 2 Trabalho infantil e riqueza familiar: uma análise para o Brasil rural

### 2.1 Introdução

O trabalho infantil<sup>1</sup> no Brasil atinge aproximadamente 1,2 milhões de crianças e adolescentes, exercendo atividades remuneradas ou não. Desse total, 94% estão na faixa de 10 a 15 anos de idade, de acordo com a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD) de 2012.

Segundo informações do Ministério do Emprego e do Trabalho (MTE), 41,4% dos trabalhadores infantis no país dedicam-se a atividades agrícolas (BRASIL, 2011). Diante desse contexto, o plano do Governo Federal para combate ao trabalho infantil no período de 2011 a 2015 destaca como uma das metas a redução do trabalho de crianças em atividades familiares, especialmente agrícolas. É importante destacar, que no meio rural, esse tipo de trabalho, não está atrelado apenas à fatores econômicos, mas à questões culturais. Em geral, o envolvimento na economia familiar é visto de forma positiva pelos pais, atuando como uma forma de transmissão de valores e de ofício entre gerações (MARIN et al., 2012). Destarte, uma das principais estratégias de combate ao fenômeno em destaque tem sido a disseminação de informações, com o objetivo de conscientização sobre a importância da erradicação do trabalho infantil no meio rural (BRASIL, 2011).

A literatura empírica sobre trabalho infantil no Brasil destaca a sua ampla presença na agricultura familiar. Entre os principais fatores determinantes estariam à condição de pobreza, a necessidade de mão de obra, a elevação nos custos de produção com contratação de mão de obra externa, a presença de infraestrutura escolar inadequada e a menor taxa de inovação tecnológica, que favorece as atividades informais (KASSOUF, 2007; KASSOUF; FERRO, 2004; SCHNEIDER, 2005). Já no cenário internacional, há evidências empíricas que revelam a existência de um “paradoxo da riqueza” em relação ao trabalho infantil. Segundo essa hipótese o aumento da riqueza familiar estimula a contratação de mão de obra infantil, sobretudo em sociedades agrárias, (NARDINELLI, 1990; BHALOTRA; HEADY, 2003; DUMAS, 2007; KRUGER, 2007). No Brasil essa discussão é incorporada no trabalho de Kassouf e Santos (2010). Através de dados da PNAD 2006 os autores encontram evidências de que a probabilidade de uma criança trabalhar aumenta em função do tamanho da propriedade agropecuária, no entanto essa relação é não linear. Os

<sup>1</sup> No Brasil o artigo 7, inc. XXXIII da Constituição Federal de 1988 afirma que é proibido o trabalho noturno, perigoso ou insalubre a menores de dezoito e de qualquer trabalho a menores de dezesseis anos, salvo na condição de aprendiz, a partir de quatorze anos (Redação dada pela Emenda Constitucional nº 20, de 1998).

resultados mostram que com o aumento da propriedade familiar o trabalho infantil cresce até atingir um determinado limiar a partir do qual ocorre uma redução.

Considerando achados empíricos que lançam dúvida sobre a hipótese de que o trabalho infantil é causado pela pobreza (BHALOTRA; HEADY, 2003; MENON, 2005; DUMAS, 2007), o trabalho de Basu, Das e Dutta (2010) sugere a possibilidade da relação entre propriedade de terra e trabalho infantil assumir o formato de um “U invertido”. A partir da discussão das hipóteses do “paradoxo da riqueza” e do “axioma do luxo”, o modelo desenvolvido por Basu, Das e Dutta (2010) mostra que um incremento inicial no tamanho da propriedade familiar incentiva o trabalho infantil. No entanto, se a atividade continuar crescendo o comportamento dos pais reverte-se quando o montante de terra assume um determinado valor, isto é, o chamado *turning point*. A partir desse ponto, a família já não necessita mais da renda proveniente das crianças e os pais começam a substituir trabalho infantil por estudo e lazer. Portanto, a hipótese do “paradoxo da riqueza” só seria válida até um determinado incremento no tamanho da propriedade de terra. Segundo Basu, Das e Dutta (2010), o principal condicionante desse resultado seriam as imperfeições no mercado de trabalho, tais como presença de risco moral e escassez de mão de obra (JACOBY, 1993; FOSTER; ROSENZWEIG, 1994). Os trabalhos de Bar e Basu (2009), Kassouf e Santos (2010) e Boutin (2012) corroboram essa hipótese.

Diante do panorama anterior, surgem questões importantes que carecem de maior exploração para o caso do Brasil rural. Primeiro, existe, empiricamente, uma relação não linear entre trabalho infantil e propriedade de terra? Segundo, se existe um ponto de inflexão (*turning point*) na relação uso de terra e trabalho infantil, o montante de terra que determina a mudança de comportamento dos pais quanto à alocação de tempo dos filhos seria o mesmo entre famílias “altruístas” e “não altruístas”?<sup>2</sup> O modelo Fan (2011)<sup>3</sup>, por exemplo, sugere que o trabalho infantil pode ser explicado por diferenças no grau de altruísmo dos pais. Assim, o montante de terra que proporciona a substituição de trabalho por lazer e estudo poderia ser menor para aquelas crianças que vivem em famílias com pais mais “altruístas”. Portanto, é provável que preferências assimétricas dos pais possam alterar o valor do *turning point* derivado no modelo de Basu, Das e Dutta (2010), indicando uma relação entre a hipótese do “U invertido” e o grau de altruísmo dos pais na decisão de trabalho infantil.

Apesar de essa discussão ser introduzida no ensaio 1, essa etapa da pesquisa explora com maior profundidade teórica e empírica a questão da não linearidade na relação entre riqueza familiar e trabalho infantil no meio rural, com foco para a realidade do Brasil. Dado que o país assumiu um compromisso com a Organização Internacional do Trabalho (OIT) para a erradicação do trabalho infantil até 2016 e um dos principais focos desse

<sup>2</sup> Considera-se como uma família “altruísta” é aquela onde os pais valorizam mais o lazer e o estudo dos filhos em relação ao trabalho.

<sup>3</sup> Maiores detalhes sobre o modelo de Fan (2011) estão disponíveis na seção 1.2 do ensaio 1.

fenômeno é em atividades familiares no meio rural explorar de forma mais profunda essa nova nuance sobre os determinantes do trabalho infantil pode contribuir para a elaboração de políticas públicas de combate específicas para a zona rural.

A discussão sobre esse tema no Brasil ainda é pouco explorada. Apesar de Kassouf e Santos (2010) introduzir essa discussão na literatura nacional, o trabalho apresenta limitações principalmente no tocante a metodologia de análise empírica. Os autores não exploram a possibilidade de efeitos heterogêneos da riqueza familiar, medida pelo tamanho da propriedade de terra, ao longo da distribuição de trabalho infantil e os resultados podem estar viesados devido à inclusão da variável de renda familiar sem controle para problema de endogeneidade. Este ensaio apresenta de forma detalhada um modelo teórico para formalizar a relação não linear (“U invertido”) e testa a sua validade através de uma metodologia mais robusta para lidar com os problemas estatísticos dos dados.

Nesse âmbito, o objetivo dessa pesquisa é analisar o papel das preferências dos pais na determinação do *turning point* derivado da hipótese do “U invertido”. Para tanto, esse estudo procura preencher lacunas existentes na literatura ao tentar identificar assimetrias do efeito do tamanho da terra em toda a distribuição das horas trabalhadas pelas crianças.

As evidências empíricas foram produzidas a partir de dados recentes da PNAD de 2012 para o Brasil rural e do uso da técnica de regressão *quantílica*<sup>4</sup>. Foi considerado o estimador *Censored Quantile Instrumental Variable* (CQIV), que foi desenvolvido por Chernozhukov, Fernández-Val e Kowalski (2011) e a técnica de estimação de *Markov Chain Monte Carlo* (MCMC) apresentado em Chernozhukov e Hong (2003). Destarte, foi possível incorporar tratar problemas de identificação causal e de inferência gerados por censura na variável dependente, presença de regressores endógenos, heterocedasticidade e não normalidade.

Os achados sugerem que há uma heterogeneidade no comportamento dos pais quanto à alocação de tempo dos filhos no Brasil rural. Em geral, entre os pais mais “altruístas”, um aumento no tamanho da propriedade de terra reduz o trabalho infantil. Já entre os pais “menos altruístas”, há evidências favoráveis à hipótese do “U invertido”, isto é, há uma relação não linear entre oferta de trabalho das crianças e a riqueza da família.

Além desta introdução, o presente capítulo está organizado da seguinte forma. A seção 2.2 apresenta a revisão da literatura, com destaque para o modelo do “U invertido” para o trabalho desenvolvido por Basu, Das e Dutta (2010). A seção 2.3 descreve resumidamente a estratégia empírica utilizada nesse ensaio, enquanto a 2.4, trás informações sobre a base de dados. Na parte 2.5, são reportados os resultados empíricos e a seção 2.6 é reservada às conclusões.

<sup>4</sup> O método de regressão *quantílica* é um método semiparamétrico, onde não é necessário especificar a função de distribuição do termo de erro e a presença de heterogeneidades não observadas é capturada pelos coeficientes estimados (KOENKER, 2005)

## 2.2 Revisão da literatura

Os estudos teóricos e empíricos sobre o tema trabalho infantil frequentemente discutem os possíveis determinantes desse fenômeno. No entanto, não há consenso dentro da literatura especializada sobre quais seriam os principais determinantes do trabalho infantil, dado que estes variam consideravelmente entre áreas rurais e urbanas, e ainda entre países e regiões (RAY, 2003). Apesar disso, existe uma parte da literatura que sugere a pobreza como a causa primária da inserção precoce no mercado de trabalho (BASU; VAN, 1998; BASU; TZANNATOS, 2003; EDMONDS, 2005), enquanto outros trabalhos contestam essa hipótese (BHALOTRA; HEADY, 2003; BASU; DAS; DUTTA, 2010; FAN, 2011).

A partir da discussão do “paradoxo da riqueza”, Bhalotra e Heady (2003), e do “axioma do luxo”<sup>5</sup>, Basu e Van (1998), trabalhos recentes sugerem que, em países em desenvolvimento, um aumento na propriedade rural ou expansão de um negócio familiar tem um efeito não linear sobre o trabalho infantil. Ou seja, sugerem a existência de uma relação côncava entre renda familiar e trabalho infantil. Dentro dessa literatura, destacam-se os trabalhos de Bar e Basu (2009) e Basu, Das e Dutta (2010), que apresentam uma formalização teórica para a hipótese do “U invertido”. Os resultados apontam que, no curto prazo, é provável que as crianças trabalhem mais. No entanto, se a atividade agrícola continuar crescendo, no longo prazo, a família já não necessita mais da renda proveniente das crianças. Dessa forma, os pais iniciam a substituição do trabalho infantil por estudo e lazer, reduzindo a inserção precoce no mercado de trabalho. Os principais condicionantes desse resultado seriam as imperfeições no mercado de trabalho, tais como presença de risco moral e escassez de mão de obra (JACOBY, 1993; FOSTER; ROSENZWEIG, 1994). No curto prazo, o efeito substituição supera o efeito da renda, isto é, em um cenário de mercado de trabalho imperfeito, a produtividade do trabalho infantil aumenta e a mão de obra das crianças se torna mais atrativa que a contratação de trabalhadores externos à família. Já no longo prazo, quando a família atinge um determinado nível de renda, o resultado se reverte e o efeito renda atua reduzindo a oferta de mão de obra infantil.

O exercício empírico feito por Basu, Das e Dutta (2010), com dados de regiões rurais na Índia, indica que o crescimento no tamanho da propriedade rural familiar provoca uma elevação imediata nas horas de trabalhadas das crianças, embora, no longo prazo, se a terra continuar crescendo, ocorra uma redução. Kassouf e Santos (2010), com dados da PNAD 2006, encontram que, no meio rural do Brasil, a probabilidade de uma criança trabalhar em função do tamanho da propriedade agrícola segue uma parábola com vértice para cima. Já Boutin (2012), com dados de Mali, sugerem que um aumento no tamanho

<sup>5</sup> Segundo Basu e Van (1998), a suposição do “axioma do luxo” é de que os pais direcionam as crianças para o mercado de trabalho apenas se a renda domiciliar, exceto a renda gerada pelos filhos, estiver em um nível muito baixo, de modo que não garanta a sobrevivência.

da propriedade estimula os pais a contratar seus próprios filhos, mas reduz a probabilidade da criança trabalhar fora da fazenda da família. Ademais, seus resultados apontam para uma relação não linear entre trabalho infantil e terra, corroborando com a hipótese do “U invertido”<sup>6</sup>.

Já Fan (2011)<sup>7</sup>, desenvolve um modelo que explica o “paradoxo da riqueza” à luz do “axioma do luxo”. Seus resultados indicam que as preferências dos pais são importantes na determinação do trabalho infantil. Incorporado lazer, trabalho e educação das crianças e a restrição de subsistência da família em uma única estrutura, o modelo em destaque mostra que, se o grau de substituição entre trabalho infantil e adulto, isto é, a produtividade relativa do trabalho infantil, está abaixo de certo limiar, as crianças só trabalham se o salário dos adultos estiver abaixo do nível de subsistência. Nesse caso, o axioma do luxo explica o trabalho infantil, ou seja, o efeito renda (condição de pobreza) supera o efeito substituição entre trabalho adulto e infantil. Por outro lado, dependendo do valor do referido limiar, o efeito substituição pode se sobrepor ao efeito renda, indicando que o nível da produtividade é mais relevante do que a renda absoluta dos pais no tocante ao ingresso das crianças no mercado de trabalho.

Cabe ainda ressaltar que, no modelo de Fan (2011), o valor do *threshold* da produtividade relativa depende de parâmetros que medem o grau de altruísmo dos pais, de modo que quanto mais eles valorizam o tempo de não trabalho dos filhos (comportamento altruísta), menor a probabilidade das crianças serem direcionadas para o mercado de trabalho.

### 2.2.1 Trabalho infantil e riqueza familiar: a teoria do U invertido

O modelo teórico de Basu, Das e Dutta (2010)<sup>8</sup> tem como objetivo formalizar a relação não linear entre as unidades de terra,  $k$ , *proxy* da renda familiar, e o montante de trabalho infantil na família,  $e \in [0, 1]$ . Assumindo a hipótese de mercado de trabalho imperfeito e mobilidade imperfeita do fator terra, um aumento no tamanho da propriedade gera possibilidades de emprego para a família, podendo estimular o trabalho infantil. Por outro lado, se  $k$  continuar a aumentar e atingir um determinado nível, as famílias podem obter recursos suficientes para acabar com a necessidade do trabalho infantil, e assim, a sua incidência diminui. Esse resultado é demonstrado a seguir.

As seguintes hipóteses adicionais são assumidas: (i) as crianças e os adultos têm o mesmo salário,  $w$ ; (ii) cada família tem sempre um adulto trabalhando e pode obter lucros  $\pi(k, w)$  a partir da terra,  $\pi_k(k, w) > 0$ , onde  $k$  e  $w$  são variáveis exógenas no modelo.

O problema microeconômico é estruturado de forma do padrão. Ou seja, há um

<sup>6</sup> A subseção 2.2.1 apresenta mais detalhes sobre o modelo de Basu, Das e Dutta (2010).

<sup>7</sup> Para maiores detalhes sobre o modelo de Fan (2011) ver subseção 1.2.1 no capítulo 1

<sup>8</sup> Para maiores detalhes sobre o modelo ver Apêndice B.1

indivíduo adulto, o responsável pela criança, que procura maximizar não apenas a sua utilidade individual, mas também a de seu filho, sujeito a uma restrição orçamentária.

Sejam a função utilidade e a restrição orçamentária da família, respectivamente:

$$u = \phi(x) - ce \quad (2.1)$$

$$x = \pi(k, w) + w + ew \quad (2.2)$$

Onde  $x$  é o consumo total da família que é igual ao lucro gerado pela terra, o salário do adulto e o da criança;  $\phi$  é uma função de  $x$ ;  $e \in [0, 1]$  é o montante de trabalho da criança;  $\phi'(x) \geq 0$  e  $\phi''(x) \leq 0$  para todo  $x$  com ambas as desigualdades estritas para todos os valores de  $x$  e  $c$  é um número real positivo. A função de utilidade é respeita o “axioma do luxo”<sup>9</sup>.

A função de produção da família,  $f$ , é dada como se segue:

$$q = f(k, e + 1) \quad (2.3)$$

Onde  $q$  é o resultado da produção da família que depende dos insumos terra e trabalho,  $e + 1$  é o montante de trabalho usado -  $e$  da criança e 1 do adulto. As suposições sobre a função de produção  $f$  são  $f_k, f_e > 0$ ;  $f_{kk}, f_{ee} \leq 0$  e  $f_{ek} > 0$ . O cerne da argumentação do modelo de Basu, Das e Dutta (2010) depende da última hipótese, onde um aumento na quantidade de terra também aumenta o trabalho infantil.

Considerando  $x = q$ , isto é, tudo que é produzido é consumido pela família, a solução do problema de maximização da utilidade determina a alocação ótima de trabalho infantil conforme a curva apresentada na Figura 1.

Por estática comparativa, é possível derivar a função de resposta ótima de  $e$  como:

$$e = \left[ A - \frac{C}{mk} \right] \frac{1}{Zmk} - 1 \quad (2.4)$$

Onde  $C$ ,  $A$ ,  $Z$ , e  $m$  são constantes.

<sup>9</sup>  $e$  e  $x$  são variáveis endógenas de escolha dos pai e a utilidade marginal do consumo é decrescente.

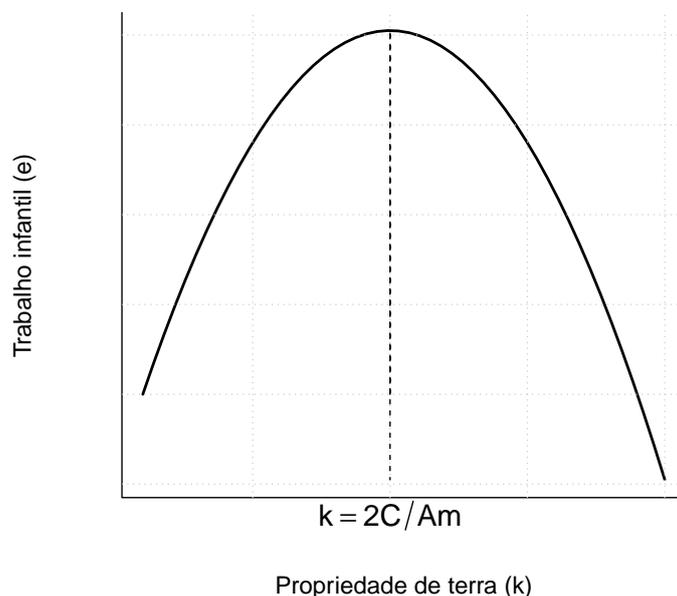


Figura 1 – Relação ótima entre tempo dedicado ao trabalho infantil e tamanho da propriedade de terra

Fonte: Elaboração própria a partir de Basu, Das e Dutta (2010)

A curva de alocação ótima de trabalho infantil assume uma relação não linear e côncava com a extensão de terra (riqueza da família) - forma de “U invertido”, conforme ilustrado reportada na Figura 1. Há, portanto, um *turning point* que ocorre quando a tamanho da terra assume o valor limiar<sup>10</sup>:

$$k = \frac{2C}{Am} \quad (2.5)$$

Fan (2011) supõe-se que as preferências dos pais alteram a decisão de alocação do tempo dos filhos entre trabalho, estudo e lazer<sup>11</sup>. Dessa forma, é razoável supor que a resposta dos pais, com relação ao trabalho dos filhos, aos acréscimos no tamanho da propriedade estão relacionadas ao seu nível de altruísmo. Portanto, considera-se que a curva acima e o valor do *turning point* seriam afetados pelas preferências dos pais. Em geral, entre os pais menos altruístas, ou seja, aqueles que inicialmente expõem os filhos a uma carga horária de trabalho mais intensa, o montante de terra que altera o seu comportamento com relação à alocação do tempo das crianças, *turning point*, será maior em relação aqueles com maior nível de altruísmo, quais sejam, aqueles que expõem os

<sup>10</sup> Ver detalhes no Apêndice B.1

<sup>11</sup> Para mais detalhes sobre o modelo de Fan (2011) ver seção 1.2.1 ou consultar o artigo original, mais especificamente a exposição desse resultado encontra-se nas páginas 34 e 35.

filhos a uma jornada de trabalho menos intensa,, isto é, valorizam menos o lazer. Em geral supõe-se que o valor do *turning point*, dado pela equação (2.5), pode variar ao longo da distribuição de horas trabalhadas pelas crianças, devido às diferenças nas preferências dos pais.

## 2.3 Estratégia de estimação

Nesse estudo, o objetivo é analisar a possível relação entre a hipótese do “U invertido” e as preferências dos pais na determinação do trabalho infantil no Brasil rural. A variável que mede a riqueza da família é o tamanho da propriedade da família<sup>12</sup> e o trabalho infantil é mensurado a partir das horas trabalhadas pelas crianças na semana. No tocante ao instrumental econométrico utilizado, é importante tratar questões como heterogeneidade na distribuição de horas trabalhadas, problema de censura na variável dependente e presença de possíveis regressores endógenos.

As questões mencionadas acima são consideradas através do Modelo de Regressão Quantílica Censurada com Variável Instrumental (*Censored Quantile Instrumental Variável* - CQIV) desenvolvido por Chernozhukov, Fernández-Val e Kowalski (2011). Esta técnica combina regressão semiparamétrica censurada, desenvolvida por Powell (1986), com uma abordagem de variável de controle para permitir a incorporação de covariadas endógenas sem a necessidade de considerar os pressupostos lineares de normalidade e de homocedasticidade. Mais detalhes estão disponíveis em Chernozhukov, Fernández-Val e Kowalski (2011), seção 1.3 e Apêndice A.1. Esse método é mais robusto que o modelo *Probit* utilizado por Kassouf e Santos (2010) com relação ao tratamento do problema de endogeneidade na variável renda familiar. Essa abordagem também permite uma análise mais completa do efeito do tamanho da propriedade familiar ao considerar os efeitos sobre todos os quantis da distribuição de trabalho infantil.

A estimação segue um processo de dois estágios. No primeiro, estima-se a variável de controle  $u$ , estimada por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), que em seguida é inserida na equação de horas trabalhadas estimada no segundo estágio, por regressão quantílica.

$$D_i = Z_i\pi + u_i \quad (2.6)$$

Considerando:

$$\mu_i = \psi u_i + \epsilon_i \quad (2.7)$$

<sup>12</sup> A área mensurada nessa variável refere-se a empreendimento de atividade da agricultura, silvicultura ou criação de bovinos, bubalinos, caprinos, ovinos ou suínos.

A função quantílica estimada será:

$$H_i = W_i\eta + \varphi D_i + \psi u_i + \xi_i \quad (2.8)$$

Onde  $W$  é o vetor de variáveis observadas exógenas (características das crianças, dos pais, da família e de localização) e  $D$  é a renda domiciliar per capita, (endógena),  $u$  é a variável de controle inserida no modelo para lidar com o problema de endogeneidade e  $Z$  é um vetor de variáveis instrumentais para a renda domiciliar per capita. Essas variáveis incluem a taxa de desemprego e a interação dessa variável com a educação do chefe de família, a fim de capturar o efeito da variação na renda dentro das comunidades (BHALOTRA; HEADY, 2003). Ademais, indicadores do nível de desenvolvimento da infraestrutura da região, quais sejam, a presença eletricidade, coleta de lixo e água encanada<sup>13</sup>. Assim como no capítulo 1, assume-se que a hipótese de mercado de terra ilíquido<sup>14</sup>.

## 2.4 Base de dados e tratamentos

A base de dados utilizada nesse ensaio foi construída a partir das informações da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), elaborada, anualmente, pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). O ano considerado é 2012, que era a PNAD mais recente disponível a época em o ensaio foi desenvolvido. A PNAD<sup>15</sup> fornece um leque considerável de informações socioeconômicas das pessoas entrevistadas. Ela abrange a população residente nas unidades domiciliares (domicílios particulares e unidades de habitação em domicílios coletivos) e permite a identificação das unidades federativas e dos meios rural e urbano do Brasil. Ademais, permite a identificação de cada domicílio entrevistado, tornando-se possível caracterizar a presença de crianças, suas características e aquelas referentes aos seus pais e à família. Apesar da menor abrangência, em relação ao Censo, essa base contém informações sobre o tamanho da propriedade rural da família, que será a *proxy* para riqueza familiar nesse estudo.

O foco de análise desse estudo é o trabalho infantil<sup>16</sup> no meio rural do Brasil. Dessa forma, o primeiro recorte aplicado à amostra foi a desconsideração de pessoas residentes na zona urbana. A amostra selecionada foi de 1.559 crianças entre 10 e 15 anos de idade<sup>17</sup>, que se caracterizam como filhos da pessoa responsável pelo domicílio e cujo pai/mãe ou cônjuge

<sup>13</sup> A especificação desse modelo segue a mesma estrutura do modelo estimado no ensaio 1, maiores detalhes seção 1.3 e Apêndice A.1

<sup>14</sup> Ver Rosenzweig e Woplin (1985) e Swain (2001).

<sup>15</sup> A PNAD é uma pesquisa cuja coleta de dados envolve um desenho amostral complexo, incluindo estratificação e conglomeração. Nesse trabalho não foi incluída correção para esse problema, dado que o pacote estatístico utilizado para a estimação do modelo empírico não fornece suporte para tais procedimentos.

<sup>16</sup> Quanto à definição de trabalho infantil, considera-se como criança trabalhadora aquela que na semana de referência da PNAD 2012 trabalhou ao menos 1 hora sendo remunerada em dinheiro, produtos, mercadorias ou benefícios.

<sup>17</sup> A faixa etária foi escolhida porque concentra cerca de 94% do trabalho infantil no Brasil.

do responsável trabalha por conta própria ou como empregador no setor agropecuário. Nessa amostra, o percentual de crianças trabalhando é de 39,17%, com uma média de 21,05 horas de trabalho semanal.

A especificação do modelo inclui um conjunto de variáveis selecionadas com base na literatura empírica, principalmente, nos trabalhos de Basu, Das e Dutta (2010) e Kassouf e Santos (2010), que também testam a hipótese do “U invertido” para uma região rural dos Himalaias e para a área rural do Brasil, respectivamente. A unidade de observação são as crianças e a variável que mensura o trabalho infantil são as horas trabalhadas semanalmente.

Para avaliar o efeito não linear da riqueza da família, o modelo econométrico inclui o tamanho da propriedade de terra da família (em acres) e seu termo quadrático. A variável renda domiciliar per capita (em logaritmo) também capta os recursos da família. Essa variável representa uma medida de recursos da família com características diferentes do tamanho da propriedade de terra, dado que representa não um ativo produtivo, e, portanto, não gera demanda de mão de obra que pode ser ocupada pelo membros da família. Inclui-se, também, o nível de escolaridade de cada um dos pais, a fim de captar o nível cultural da família.

No tocante às características da família, as variáveis explicativas incluem o tamanho da família, desagregado por idade e gênero, e o sexo do chefe. No intuito de captar alguns efeitos locais de diferenças de salários e preços, a equação estimada, (2.8), também inclui um conjunto de variáveis binárias que identificam o estado de residência da família. Vale ressaltar que a escolha dessas variáveis é consoante com a literatura empírica pertinente (BHALOTRA; HEADY, 2003; KASSOUF; SANTOS, 2010; BATISTA; CACCIAMALI, 2007). A tabela, abaixo, apresenta as estatísticas descritivas das covariadas do modelo empírico, exceto as de localização. A Tabela 5 apresenta estatísticas descritivas das variáveis explicativas do modelo empírico por condição de trabalho da criança.

Tabela 5 – Brasil: Estatísticas descritivas da amostra (média e desvio padrão) por condição de trabalho das crianças

Variáveis	Trabalha	Não Trabalha
Renda domiciliar per capita (log)	5,11 (0,81)	5,18 (0,80)
Gênero* (menino)	0,75 (0,43)	0,44 (0,50)
Idade	13,25 (1,55)	12,31 (1,69)
Área	2,81 (3,01)	2,39 (2,91)
Área ao quadrado	16,92 (43,27)	14,15 (75,88)
Número de crianças menores de 5 anos	0,41 (0,75)	0,29 (0,60)
Número de crianças entre 5 e 9 anos	0,52 (0,75)	0,42 (0,68)
Homens entre 16 a 19 anos	0,34 (0,56)	0,27 (0,53)
Homens entre 20 e 59 anos	1,10 (0,54)	1,09 (0,54)
Homens de 60 anos ou mais	0,06 (0,24)	0,05 (0,22)
Mulheres entre 16 a 19 anos	0,25 (0,46)	0,17 (0,41)
Mulheres entre 20 e 59 anos	1,07 (0,36)	1,08 (0,36)
Mulheres de 60 anos ou mais	0,04 (0,19)	0,02 (0,15)
Anos de estudo do chefe	3,10 (3,34)	3,87 (3,45)
Anos de estudo do cônjuge	3,60 (3,56)	4,49 (3,82)
Gênero do chefe (mulher)*	0,08 (0,27)	0,11 (0,32)
Observações	454	1.105

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da pesquisa PNAD de 2012.

Nota: Desvio padrão entre parênteses. Entre as variáveis binárias, a média deve ser interpretada como a proporção. \*Representa variável binária.

Os resultados mostram que em média, os meninos trabalham mais que as meninas e a educação média dos pais é maior entre as crianças que não trabalham, indicando uma possível relação negativa entre trabalho infantil e educação dos pais. Em geral, o tamanho médio da família é maior entre aquelas que estão no mercado de trabalho, destacando o número de crianças com idade menor que 5 e entre 5 e 9 anos de idade, onde a diferença média entre os dois grupos é maior em comparação as outras faixas etárias de membros da família.

## 2.5 Resultados

Nesta seção, são apresentados os resultados empíricos. Foram estimadas regressões considerando os seguintes *quantis* da distribuição de horas de trabalho infantil: inferior ( $\tau = 0, 25$ ), mediana ( $\tau = 0, 50$ ) e superior ( $\tau = 0, 75$ ), no intuito de capturar possíveis heterogeneidades na relação entre intensidade do trabalho infantil e riqueza da família, medida pelo tamanho da propriedade de terra. Na primeira subseção, são apresentados os resultados do modelo estimado com destaque para os coeficientes da variável tamanho da propriedade de terra e seu termo quadrático. Na segunda, são destacados os resultados dessas variáveis sob diferentes especificações com o objetivo de testar a robustez/sensibilidade dos resultados.

### 2.5.1 Determinantes do trabalho infantil

A Tabela 6<sup>18</sup> mostra os coeficientes das variáveis chave desse estudo, tamanho da propriedade familiar e seu termo quadrático. As colunas (1), (2) e (3) apresentam os resultados para os quantis estimados, respectivamente, ( $\tau = 0, 25$ ), ( $\tau = 0, 50$ ) e ( $\tau = 0, 75$ ).

Tabela 6 – Brasil: Coeficientes do Modelo de Regressão *Quantílica* - Trabalho Infantil 10 a 15 anos

	(1) $\tau = 0,25$	(2) $\tau = 0,50$	(3) $\tau = 0,75$
Tamanho da propriedade de terra	-0,5671 (1,0300)	1,0036*** (0,2144)	1,0462*** (0,3071)
Tamanho da propriedade de terra ao quadrado	-0,8822* (0,4907)	-0,0408** (0,0171)	-0,0340* (0,0198)
Renda domiciliar per capita	-2,9496*** (0,6777)	-3,8950*** (0,1604)	-3,8254*** (0,4219)
Residual ( $u$ )	3,4499*** (0,1124)	2,6847*** (0,1597)	3,1198*** (0,1367)
Observações		1.559	
Obs. Censuradas		454	

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD 2012.

Nota:\*\*\*Estatisticamente significativa a 1%. \*\*Estatisticamente significativa a 5%.

\*Estatisticamente significativa a 10%.

Os resultados indicam que a riqueza, medida pelo tamanho da terra, tem um efeito significativo sobre o trabalho infantil no Brasil rural. No entanto, ao longo da distribuição de horas trabalhadas das crianças é possível observar uma heterogeneidade no comportamento dos pais. Entre as crianças que já trabalhavam um número menor de horas, condicionado às observáveis, ( $\tau = 0, 25$ ), o efeito do tamanho da propriedade de terra é negativo, embora significativo apenas no termo quadrático, o que pode indicar que um aumento expressivo no tamanho da propriedade reduz o trabalho infantil. Esse efeito negativo corrobora a hipótese do “axioma do luxo”, isto é, o efeito renda domina a decisão e um aumento no tamanho da propriedade reduz o montante de tempo de trabalho das crianças. Nesse estudo, essas famílias são caracterizadas como “altruístas”, embora possam existir outras características não observáveis da família que podem levar a um menor nível de (condicional) trabalho infantil.

Por outro lado, os coeficientes das variáveis de riqueza da terra relatados na Tabela 6 corroboram a hipótese do “U invertido”, discutida na subseção 2.2.1, na mediana e *quantil* superior. Isto é, apesar do aumento no tamanho da terra estimular o trabalho infantil, se a atividade continuar crescendo as famílias alteram a regra de decisão sobre a alocação do tempo dos filhos em direção à substituição do tempo de trabalho por não

<sup>18</sup> A tabela completa de coeficientes encontra-se no Apêndice B.2. Os resultados para o Brasil não foram apresentados por gênero da criança, pois não foram registradas diferenças significativas por gênero em testes realizados preliminarmente.

trabalho, possivelmente, lazer e estudo. Dado que nesses *quantis* a jornada de trabalho inicial é mais intensa que no *quantil* superior, nesse estudo, essas famílias são classificadas como “não altruístas”.

No Brasil, o trabalho de Kassouf e Santos (2010) encontra evidências sobre a hipótese do “U invertido” no meio rural. Seus resultados apontam que o crescimento da propriedade agrícola, aumenta a probabilidade de trabalho infantil em atividades agrícolas e pecuárias até atingir o nível de 76 ha, onde inicia-se a redução da probabilidade de trabalhar. No entanto, o trabalho não considera a possibilidade de heterogeneidade na distribuição de horas trabalhadas e o modelo é estimado na mediana, *quantil* ( $\tau = 0,50$ ), através do método *probit*. Destaca-se, que a especificação inclui a variável “Logaritmo da renda familiar” entre as covariadas, desconsiderando o problema de regressores endógenos. Diante dessas questões, os resultados encontrados sugerem, por exemplo, que uma política de investimentos no setor agrícola por meio do crescimento das pequenas propriedades de terra provoca um aumento da probabilidade de trabalho infantil no meio rural do Brasil.

No entanto, os resultados encontrados nessa pesquisa apontam que a relação entre propriedade de terra e trabalho infantil assume uma dinâmica mais complexa, que deve ser interpretada com maior profundidade. No Brasil, existem mecanismos culturais que influenciam a manutenção do trabalho infantil dentro da economia agrícola familiar. Para algumas famílias, esse tipo de atividade é vista de forma positiva. Nesse estudo, esse cenário é caracterizado pela presença de pais não altruístas e crianças que, inicialmente, estariam expostas a uma carga horária de trabalho mais intensa, *quantis* 0,50 e 0,75 da distribuição de horas trabalhadas. Os resultados da Tabela 6 indicam que, nessas famílias, o efeito substituição supera o efeito renda e o trabalho infantil é mais atraente que as alternativas disponíveis. Nesses *quantis*, o aumento na terra que resulta em redução do trabalho infantil ocorre quando o tamanho da propriedade é maior que 12,3 e 15,4 acres, nos *quantis* 0,50 e 0,75<sup>19</sup>, respectivamente. Acima desse patamar de terra o efeito renda ultrapassa o efeito de substituição. Outras explicações possíveis para esse resultado seriam a possibilidade de que as crianças dessas famílias têm experiência na fazenda que os torna mais produtivos em relação aos novos empregados ou possíveis efeitos de acesso ao crédito.

De forma geral, fatores subjetivos que influenciam no comportamento dos pais quanto à alocação do tempo de trabalho dos filhos, as suas preferências, isto é, o gosto dos pais por lazer, estudo e trabalho dos filhos, seriam o principal determinante do trabalho infantil em áreas rurais. Em resumo, entre aqueles que valorizam mais o tempo de não trabalho do filhos ( $\tau = 0,25$ ), o efeito da riqueza sobre o trabalho infantil corrobora com a hipótese do “axioma do luxo” achados de Basu e Van (1998), o aumento na riqueza da família reduz o trabalho infantil, por outro lado, ( $\tau = 0,5$ ) e ( $\tau = 0,75$ ), é válida a

<sup>19</sup> Esse resultado é derivado do cálculo do valor do *turning point*, que é dado pela divisão de menor o valor do coeficiente da variável tamanho da propriedade por 2 vezes o valor do coeficiente do termo quadrático.

hipótese do “U invertido”.

O método de regressão *quantílica*, aplicado nesse estudo, permitiu a identificação dessa heterogeneidade no comportamento dos pais, e assim, constatou-se uma relação empírica entre a hipótese do “U invertido” e as preferências da família, complementando a análise teórica iniciada por Fan (2011).

Quanto aos demais resultados empíricos (ver Apêndice B.2), o idade da crianças e o fato de ser menino influencia positivamente nas horas de trabalho infantil, corroborando outras evidências presentes na literatura (EMERSON; SOUZA, 2005; AQUINO et al., 2010; CACCIAMALI; BATISTA; TATEI, 2011). Quanto a renda per capita da familiar o efeito é negativo, isto é, quanto maior o nível de renda menor a intensidade do trabalho das crianças. Em geral, pais mais instruídos tendem a não encaminhar os filhos para o mercado de trabalho<sup>20</sup>. No tocante à estrutura familiar, a chefia feminina reduz o trabalho infantil, enquanto que o número de crianças aumenta, exceto no *quantil* inferior. Nesse sentido, há vários estudos que sugerem uma relação positiva entre trabalho infantil e presença de irmãos mais novos (KASSOUF, 2005; EMERSON; SOUZA, 2005). Em geral, o número de adultos reduz, enquanto o número de idosos aumenta a probabilidade de trabalhar.

## 2.5.2 Análise de sensibilidade

Na Tabela 7, são apresentados os coeficientes das principais variáveis de interesse desse modelo, tamanho da propriedade de terra e seu termo quadrático, sob duas especificações diferentes e no terceiro modelo com a mesma especificação do modelo reportado na Tabela 1, porém desconsiderando o problema de endogeneidade da variável renda domiciliar per capita. A estimação desses modelos tem o objetivo de verificar a robustez dos resultados encontrados nessa pesquisa.

No modelo (1), a especificação considera apenas as características da criança, dos pais e da família. O modelo (2) inclui *dummies* estaduais para captar efeitos da localização de residência da criança. Por fim, no modelo (3), tem-se a inclusão da renda domiciliar per capita, uma variável que capta o efeito de recursos da família sobre o trabalho infantil. Dado que a renda do trabalho da criança contribui para a renda da família, supõe-se que essa variável é endógena na equação de determinação da oferta de trabalho infantil. A especificação (3) procura mostrar como os resultados se comportam quando esse problema é desconsiderado.

---

<sup>20</sup> Apesar da variável educação do chefe não apresentar significância estatística, o seu efeito pode estar sendo capturado indiretamente pela variável de renda per capita, que apresenta um efeito negativo sobre o trabalho das crianças

Tabela 7 – Brasil - Análise de Robustez: Coeficientes do Modelo de Regressão *Quantílica* - Trabalho Infantil 10 a 15 anos

	Tam. da prop. de terra	Tam. da prop.de terra ao quadrado
<b>Modelo 1</b>		
0,25	-5,2993 (4,0568)	-16,4979 (12,2060)
0,50	0,3536** (0,1484)	-0,0147 (0,0101)
0,75	0,5602** (0,2522)	-0,0283 (0,0211)
<b>Modelo 2</b>		
0,25	1,0067** (0,4301)	-0,2688 (0,3184)
0,50	0,6654*** (0,1023)	-0,0302** (0,0152)
0,75	1,1278*** (0,1979)	-0,0468** (0,0195)
<b>Modelo 3</b>		
0,25	4,2203*** (0,8401)	-2,1511*** (0,5029)
0,50	1,2300*** (0,3852)	-0,1252* (0,0670)
0,75	1,1529*** (0,4173)	-0,0471 (0,0316)
Observações		1.559
Obs. não censuradas		454

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD 2012.

Nota: \*\*\*Estatisticamente significativa a 1%. \*\*Estatisticamente significativa a 5%.

\*Estatisticamente significativa a 10%.

Na modelo (1), o mais parcimonioso, é possível verificar que os coeficientes das variáveis tamanho da propriedade e seu termo quadrático são, em sua maioria, não significantes estatisticamente, embora os sinais dos parâmetros sejam os mesmos do modelo principal. Em linhas gerais, os efeitos são heterogêneos ao longo da distribuição e a hipótese do “U invertido” do trabalho infantil é válida nos *quantis* 0, 50 e 0, 75. A ausência de significância estatísticas dos resultados pode estar sendo causada pela má especificação do modelo, dado que variáveis importantes da determinação da oferta de trabalho das crianças foram omitidas do modelo. Já no segundo modelo, os resultados são, em geral, significativos apontando uma relação não linear entre trabalho infantil e riqueza familiar nos *quantis* 0, 50 e 0, 75. No *quantil* 0, 25, o sinal da variável tamanho da propriedade de terra é positivo, resultado que diverge do modelo base, no entanto esse resultado pode estar enviesado, por exemplo, pela omissão da variável de renda familiar, um importante determinante da decisão de trabalho infantil.

O modelo (3) inclui a variável de renda domiciliar per capita, no entanto sem controle para o problema de endogeneidade dessa variável na equação de oferta de trabalho infantil. Em termos de inferência, a variável que captura o efeito da renda não apresenta

significância estatística e os resultados mostram mudanças no valor dos parâmetros, sinal e significância estatística das variáveis de tamanho da área. Apesar dos resultados mostrarem homogeneidade ao longo dos *quantis* da distribuição de horas trabalhadas, quanto à validade da hipótese do “U invertido”, o valor do ponto de inflexão muda entre os *quantis* e, em geral, subestima os valores encontrados na especificação de referência. Ou seja, aqui os valores são de 4,91 e 12,24 acres, nos *quantis* 0,50 e 0,75, respectivamente. Nesse modelo, a estratégia de estimação não considera o método de variável de controle para lidar com o problema de regressores endógenos. No entanto, a significância estatística do coeficiente estimado da variável de controle no modelo base, o ( $\alpha$ ), indica que a variável renda domiciliar per capita é um regressor endógeno no modelo de regressão.

## 2.6 Considerações finais

O trabalho infantil trata-se de um problema presente no Brasil desde a época da escravidão, causando impactos sociais até os dias de hoje. A inserção precoce no mercado de trabalho tem impactos 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. Por outro lado, o trabalho infantil tem impactos negativos sobre o desenvolvimento econômico de um país, a partir da geração de um ciclo intergeracional de pobreza. Nesse contexto, esse ensaio teve como objetivo principal analisar, empiricamente, o impacto da riqueza sobre o trabalho infantil em toda a distribuição de horas trabalhadas por crianças entre 10 e 15 anos no meio rural.

O trabalho de Basu, Das e Dutta (2010) mostrou que existe uma relação não linear entre trabalho infantil e riqueza, medida pelo tamanho da terra. Enquanto Fan (2011) sugere que, quanto maior o gosto dos pais para o lazer das crianças, menor a chance de enviar seus filhos para o trabalho. Com o objetivo de identificar uma possível relação entre a hipótese do “U invertido” e as preferências dos pais, esse trabalho introduziu a técnica de regressão *quantílica* nessa literatura. O método utilizado considera questões estatísticas envolvidas nos dados, incluindo observações iguais à zero na variável de resposta, heterocedasticidade e endogeneidade.

Os achados desse estudo reforçam um novo ponto de vista sobre os determinantes do trabalho infantil. A principal constatação é que a pobreza e as falhas de mercado, muitas vezes discutidas na literatura padrão como a principal causa do trabalho infantil, podem ser causas secundárias nas sociedades agrárias, onde uma das mais importantes fontes de riqueza é a terra. Os resultados empíricos sugerem que o “axioma do luxo” pode ser usado para explicar o trabalho infantil quando as famílias são “altruístas”, mas a hipótese do “U invertido” se mantém entre as famílias com menor nível de “altruísmo”,

identificadas pelos resultados obtidos para a mediana e *quantil* superior da distribuição de horas trabalhadas. Portanto, há evidências sugestivas de que assimetrias nas preferências dos pais podem ter um papel importante na determinação do trabalho infantil no meio rural do Brasil.

As políticas públicas destinadas a eliminar o trabalho infantil devem reconhecer a existência de heterogeneidade nas preferências das famílias. Em geral, medidas de sensibilização das famílias sobre os efeitos prejudiciais de trabalho sobre o futuro das crianças e da vida presente, com o objetivo de mudar as preferências dos pais em relação à alocação do tempo das crianças podem ser ações mais eficazes para a redução do trabalho infantil no meio rural.

Os resultados dessa pesquisa contribuem para o estudo dos determinantes do trabalho infantil, sobretudo, em sociedades rurais. Como sugestão para estudo futuros tem-se o desenvolvimento de um modelo teórico que combine os resultados de Fan (2011) e Basu, Das e Dutta (2010), de modo a formalizar teoricamente a relação empírica entre a hipótese do “U invertido” e as preferências dos pais. Outra questão a ser explorada é validade dessa hipótese em outro contexto, como por exemplo, no meio urbano, considerando outras variáveis que mensurem o efeito da riqueza familiar sobre a oferta de emprego de membros da família.

## Capítulo 3

## 3 Trabalho infantil no Brasil: qual a importância da estrutura familiar?

### 3.1 Introdução

A investigação sobre os determinantes do trabalho infantil é de grande importância do ponto de vista teórico, bem como para fornecer subsídios na elaboração de políticas públicas de combate a esse fenômeno. Vários estudos indicam que o trabalho infantil é prejudicial ao desenvolvimento presente e futuro das crianças (EDMONDS, 2005; ILAHI; ORAZEM; SEDLACEK, 2000).

Na literatura econômica sobre os determinantes do trabalho infantil, o papel do tipo de família (monoparental e biparental)<sup>1</sup> tem sido superficialmente explorado. Investigar tal questão pode fornecer novos parâmetros para políticas de combate ao trabalho infantil, haja vista a possibilidade de o referido fenômeno manifestar-se de forma diferenciada por tipo de família.

A estrutura familiar pode ter efeitos importantes sobre a escolha de alocação do tempo das crianças entre trabalho, estudo e lazer (BASU; VAN, 1998; BALAND; ROBINSON, 2000). Existe uma literatura que analisa de forma mais profunda, teórica e empiricamente, o papel da estrutura familiar sobre o trabalho infantil, com destaque para o efeito de rupturas no núcleo familiar sobre o bem estar da criança no presente e no futuro (MANSKI et al., 1992; MOEHLING, 2004; BIBLARZ; GOTTAINER, 2000). Com relação à infância, destacam-se efeitos sobre a educação (redução da frequência escolar), oferta de trabalho e desenvolvimento sócio-psicológico. Quanto à vida adulta, documentam-se possíveis efeitos intergeracionais relacionados, por exemplo, à condição econômica e à própria estrutura familiar, tais como, a manutenção da monoparentalidade e da condição de pobreza entre as gerações de pais e filhos (MANSKI et al., 1992; MOEHLING, 2004; BIBLARZ; GOTTAINER, 2000).

É fato observado na literatura especializada que crianças criadas em famílias monoparentais sob responsabilidade da mãe tem, em média, pior rendimento escolar, maior taxa de evasão, maior probabilidade de ter filhos fora do casamento e dificuldades no mercado de trabalho na fase adulta, em relação àquelas que vivem com os dois pais (MCLA-

<sup>1</sup> A família monoparental é formada pelo responsável (pai ou mãe) e filhos, sem a presença de cônjuge. No Brasil, esse tipo de estrutura só foi reconhecida como entidade familiar na Constituição Federal de 1988 (artigo 226, parágrafo 4o. Os dados do último Censo indicam dois padrões típicos de famílias no Brasil urbano: a família biparental sob responsabilidade masculina (61,2%) e a família monoparental chefiada por mulher (15,6%). Já a família biparental, é composta pelo responsável (pai ou mãe), o cônjuge e os filhos.

NAHAN S.AND BUMPASS, 1988; MANSKI et al., 1992; DEGRAFF; BILSBORROW, 1993; MCLANAHAN; SANDEFUR, 1994; MOEHLING, 2004; BIBLARZ; GOTTAJNER, 2000). No entanto, ainda há uma lacuna no tocante à exploração dos possíveis canais de transmissão dos efeitos reportados, em especial, sobre o trabalho infantil.

O primeiro mecanismo de transmissão pode estar relacionado à hipótese da privação econômica, isto é, restrições de renda advindas da ruptura familiar influenciam o bem estar da criança (efeito indireto da estrutura familiar). Por outro lado, há teorias enfatizam efeitos resultantes da ausência do pai no domicílio e o estresse envolvido na dissolução conjugal (efeitos diretos da estrutura familiar). Ao contrário das famílias monoparentais, as famílias nucleares (biparentais) podem se diferenciar por uma estrutura de valores familiares<sup>2</sup> que influencia positivamente o bem estar das crianças(MCLANAHAN; SANDEFUR, 1994; MOEHLING, 2004; BIBLARZ; GOTTAJNER, 2000).

É importante compreender os canais de transmissão dos efeitos negativos da ruptura familiar sobre o bem estar das crianças. No entanto, poucos estudos atentaram para a decomposição empírica desses efeitos em efeitos diretos e indiretos. Por exemplo, uma criança inserida em uma família monoparental pode estar mais vulnerável em razão de maiores restrições de renda. Assim, o efeito da estrutura familiar pode ser superestimado por incluir o efeito das diferenças de renda. Portanto, é importante considerar o efeito da ruptura familiar líquido do efeito da renda, com objetivo de verificar se existe um efeito direto sobre as crianças. Ademais, entre famílias monoparentais, a causa da ruptura do núcleo familiar, se por viuvez ou não (mãe divorciada ou solteira), pode explicar diferenças observadas nos resultados da criança (MCLANAHAN, 1985; MCLANAHAN; SANDEFUR, 1994).

Nesse contexto, faz-se necessário investigar se a composição da estrutura familiar pode influenciar as preferências dos pais quanto à alocação do tempo dos filhos entre trabalho, estudo e lazer. Destarte, a questão de interesse é averiguar se duas crianças com as mesmas características observáveis (gênero, idade e condições socioeconômicas), porém, que vivem com apenas um dos pais, podem registrar diferentes propensões ao ingresso precoce no mercado de trabalho. Em outras palavras, qual o efeito da ruptura familiar sobre a decisão de trabalho infantil no Brasil?

No caso do Brasil essa discussão torna-se bastante sugestiva no meio urbano, onde a presença de maiores incentivos econômicos (mercado de trabalho) e a dinâmica da vida cotidiana podem ser mais relevantes na determinação do trabalho infantil e na formação das famílias. Os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD) do

---

<sup>2</sup> Esses valores podem estar relacionados à importância do cuidado com os filhos, a maior valorização do núcleo familiar e de sua propagação, e a transmissão do valor da instituição familiar entre as gerações. A ausência do pai, por exemplo, pode influenciar negativamente na formação do caráter dos filhos, no desenvolvimento de habilidades para lidar com submissão a autoridade, o que pode influenciar no sucesso da criança no mercado de trabalho na fase adulta, entre outros aspectos.

Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) indicam que, em 2012, 56,9% do total de crianças trabalhadoras do país se achavam na zona urbana, sobretudo, atividades na categoria comércio e reparação (37,7%), serviços domésticos com (11,8%), indústria de transformação (11,5%), alojamento e alimentação (10,7%) entre outras<sup>3</sup>. Além disso, o nível médio de rendimento e a intensidade do trabalho infantil são maiores na zona urbana. Enquanto as crianças inseridas no mercado de trabalho urbano, em atividades remuneradas, recebem, em média, R\$ 309,00 mensais e trabalham 24,8 horas semanais, no meio rural, as médias de remuneração e horas trabalhadas são R\$ 214,00 e 19 horas, respectivamente.

Portanto, o objetivo desse estudo é analisar o papel da estrutura familiar na determinação do trabalho infantil na zona urbana do Brasil. Para tanto, foram utilizados dados recentes do Censo Demográfico de 2010<sup>4</sup>, providos pelo IBGE, em conjunto com uma análise empírica de diferenças de probabilidades de trabalho infantil por tipos de família, com controles para possíveis interdependências entre oferta de trabalho, renda familiar e ruptura familiar.

Vale destacar que esse estudo avança em questões importantes que não têm sido exploradas com profundidade na literatura, sobretudo, no Brasil. Primeiro, foram realizados esforços no sentido de isolar os efeitos diretos da ruptura familiar sobre trabalho infantil, incorporando ao método de decomposição de diferenças de probabilidade Yun (2004) e Yun (2005), controles para possível endogeneidade da renda familiar. Segundo, também foi empregado um modelo estrutural de determinação conjunta de oferta de trabalho infantil e ruptura familiar. O intuito foi de averiguar, em que medida, escolhas não aleatórias de convivência domiciliar entre pais (por uma série de razões pessoais e econômicas) podem impactar na determinação do trabalho infantil.

Os resultados encontrados reforçam a hipótese da estrutura familiar como importante determinante da decisão de oferta de trabalho infantil. Em geral crianças que vivem em famílias monoparentais sob responsabilidade da mãe tem maior probabilidade de trabalhar em relação àquelas que vivem em famílias biparentais chefiadas pelo pai. Destaca-se que entre os núcleos monoparentais os efeitos negativos sobre o bem estar da criança são menores quando o motivo da ruptura é por viuvez, em relação àquelas onde a mãe é divorciada, solteira ou desquitada. Além disso, as evidências empíricas destacam a importância da incorporação da renda na equação decisão de trabalho infantil, no entanto considerando o problema de endogeneidade. Por fim, a estratégia empírica empregada aponta para a validade da hipótese de endogeneidade da estrutura familiar no modelo de determinação de trabalho infantil.

<sup>3</sup> No meio rural, a maior parcela das crianças trabalhadoras está inserida em atividades na agricultura familiar, conforme dados da PNAD.

<sup>4</sup> O Censo tem dados recentes e permitem incorporar na análise variáveis contextuais de demanda de trabalho por municípios.

Além desta introdução, este ensaio está organizado da seguinte forma. A segunda seção apresenta uma breve revisão da literatura, reportando as principais evidências que relacionam o trabalho infantil à estrutura familiar. A terceira seção descreve a estratégia empírica. Na quarta seção, faz-se uma discussão sobre a base de dados. A quinta seção reporta os achados empíricos sobre os principais determinantes do trabalho infantil no Brasil e sua relação com a estrutura familiar. Por fim, a sexta seção é reservada às considerações finais.

## 3.2 Revisão da literatura

A estrutura familiar tem um papel central na determinação do trabalho infantil, dado que a escolha de alocação do tempo entre trabalho, estudo e lazer é feita pelos pais ou responsáveis pela criança (BASU; VAN, 1998; BALAND; ROBINSON, 2000).

Na literatura sobre o referido tema, essa questão tem sido abordada sob diferentes aspectos. Parte significativa dos estudos empíricos mais recentes, testa o efeito da estrutura familiar sobre a oferta de trabalho das crianças através da inclusão de variáveis explicativas na equação de determinação do trabalho infantil, tais como: o tamanho da família, número de irmãos mais novos e mais velhos, o gênero do chefe do domicílio e a presença de cônjuge. Em geral, os resultados sugerem uma relação positiva entre trabalho infantil e o tamanho da família e entre trabalho infantil e o número de irmãos mais novos (HILL; DUNCAN, 1987; GROOTAERT; PATRINOS, 2002; EMERSON; SOUZA, 2007; KASSOUF, 2005; KASSOUF; SANTOS, 2010; CHERNOZHUKOV; FERNÁNDEZ-VAL; KOWALSKI, 2011).

Outros estudos reportam evidências empíricas que o trabalho infantil é favorecido em famílias monoparentais chefiadas pela mãe, também por meio da inclusão de uma covariada que mensura o tipo de família no modelo de oferta de trabalho infantil. No Brasil, os resultados do estudo de Cacciamali e Tatei (2008) apontam que o gênero do chefe da família é importante para a incidência do trabalho infantil, principalmente quando se trata de uma mulher sem cônjuge. Já Barros, Mendonca e Velazco (1994) sugerem que a renda não é a única causa do trabalho infantil no Brasil, mas pertencer a famílias numerosas e chefiadas por mulheres são características que afetam diretamente o trabalho infantil. Ademais, também pode ser citado o estudo de Duryea et al. (2005) para o Brasil, Nicarágua e Peru, que destaca a maior probabilidade de trabalho infantil em domicílios chefiados por mulheres. Cacciamali, Batista e Tatei (2011), por outro lado, mostram que entre as crianças de famílias monoparentais, os filhos de mães migrantes têm maiores chances de trabalhar que os filhos de mães não migrantes.

Segundo Manski et al. (1992), viver em uma família não intacta, isto é, com a presença apenas de um dos pais, trás consequências adversas para as crianças, principalmente quando a responsável pelo domicílio é a mãe. Crianças que crescem em famílias

monoparentais chefiadas pela mãe têm, em média, pior rendimento escolar e maior taxa de evasão, são mais propensas à entrada precoce no mercado de trabalho, têm maior probabilidade de ter filhos fora do casamento, dificuldades no mercado de trabalho na fase adulta e, geralmente, níveis mais baixos bem estar psicológico (felicidade) em relação àquelas que vivem com os dois pais (MCLANAHAN S.AND BUMPASS, 1988; MANSKI et al., 1992; DEGRAFF; BILSBORROW, 1993; MCLANAHAN; SANDEFUR, 1994; BIBLARZ; GOTTAINER, 2000; MOEHLING, 2004).

Existem algumas hipóteses discutidas na literatura especializada para explicar porque famílias monoparentais chefiadas pela mulher afetam negativamente o bem estar das crianças. McLanahan (1985), por exemplo, destaca as duas principais. A primeira sugere que os efeitos negativos da família não nuclear (monoparental) sobre as crianças são resultados da maior privação econômica, enquanto segunda abordagem chama a atenção para efeitos comportamentais provocados pela ausência do pai no domicílio.

Segundo a hipótese da privação econômica, os efeitos negativos sobre o bem estar da criança criada em família monoparental são derivados da pobreza, isto é, da condição de maior vulnerabilidade socioeconômica desse tipo de família. Em geral, a ausência do pai pode comprometer a renda domiciliar, somando-se ao fato das diferenças salariais provocadas pela condição de gênero no mercado de trabalho e ao nível de educação, fatores que podem reduzir a renda domiciliar<sup>5</sup> (CARLOTO, 2005). Por essa hipótese, a estrutura familiar altera a estrutura econômica da família, que, por sua vez, produz efeitos negativos sobre o bem estar das crianças. Esse canal é denominado de “efeito indireto” da estrutura familiar.

O modelo de Ermisch e Francesconi (2001), por exemplo, apesar não explicitar a questão do trabalho infantil, sugere que em famílias monoparentais causadas por divórcio, onde não há cooperação entre os pais, o nível eficiente de investimento em capital humano das crianças não é alcançado; fato justificado pela elevada utilidade marginal do consumo. Diante desse cenário, uma estratégia para aumentar a renda familiar pode ser a substituição da frequência escolar pela inserção da criança no mercado de trabalho.

A segunda hipótese, trata dos chamados “efeitos diretos” da estrutura familiar, destacando que a ausência da figura do pai afeta diretamente medidas de bem estar das crianças, como por exemplo, a probabilidade de trabalhar. Biblarz e Gottainer (2000) citam a importância da estrutura familiar para o desempenho das crianças. Nock (1988) aponta que crianças criadas pelos dois pais aprendem mais sobre a estrutura das relações de autoridade e sobre a forma de interagir com as figuras de autoridade, fato que influencia positivamente no desempenho no mercado de trabalho durante a vida adulta. Fialho (2004) argumenta que a mãe pode enfrentar dificuldades ao tentar exercer as funções domésticas,

<sup>5</sup> Isso não significa que famílias monoparentais chefiadas pela mãe são mais pobres que famílias biparentais. Outros fatores como escolaridade e ocupação da mãe devem ser considerados.

trabalhar, chefiar a família e cuidar da educação e socialização dos filhos, simultaneamente. Esse cenário pode induzi-la a transferir parte da responsabilidade familiar para os filhos, como uma estratégia para suprir a ausência do cônjuge. Nesse contexto, as crianças podem ser inseridas precocemente no mercado de trabalho e/ou intensificadas as horas em afazeres domésticos a fim de dividir com a mãe as despesas da família (FIALHO, 2004; SORJ; FONTES, 2008). Além disso, Jersild (1973) enfatiza os possíveis efeitos emocionais, físicos e de aprendizado que a ausência do pai no domicílio pode acarretar sobre os filhos.

Biblarz e Gottainer (2000) destacam uma terceira hipótese: o efeito do estresse envolvido na dissolução conjugal. A hipótese da ausência do pai sugere que, independente do tipo de família monoparental, crescer nessa estrutura traz consequências negativas para as crianças. No entanto, a diferença de estado civil ou o motivo da ruptura pode explicar as diferenças observadas nos resultados da criança. Em comparação com os infantes criados por mãe solteira viúva, aquelas em famílias de mães solteiras por meio de divórcio têm significativamente maior chance de não concluir o ensino médio, menor chance de entrar e de se formar na faculdade, um menor *status* profissional, em média, e nível inferior de felicidade na vida adulta. Segundo essa hipótese, em famílias onde a ruptura conjugal foi causada por morte (evento “quase natural”), o comportamento dos pais quanto aos filhos é diferente daqueles onde eles escolheram a condição de monoparentalidade, seja quando a mãe é solteira ou divorciada. De acordo com Biblarz e Gottainer (2000), mães viúvas têm diferenças comportamentais e atitudes baseadas em valores e estilo de vida mais tradicionais que são mais benéficos para as crianças, tais como maior valorização do núcleo familiar e maior importância do cuidado com as crianças. Destaca-se também, que nessas famílias, as crianças não estariam expostas a conflitos e estresses causados pela ruptura conjugal.

Outra questão discutida na literatura especializada é a possível endogeneidade da estrutura familiar sobre as decisões de frequência escolar e trabalho infantil. Em geral, variáveis não observadas que predispõe a família a experimentar a dissolução ou não do núcleo familiar, também estariam relacionadas aos resultados das crianças. Por exemplo, pais que são menos comprometidos com suas famílias podem ser mais propensos ao divórcio e prover menos suporte para seus filhos Moehling (2004). Os resultados de Manski et al. (1992) e de McLanahan e Sandefur (1994) sugerem que o viés introduzido por tratar a estrutura familiar como exógena não se mostra estatisticamente relevante. No entanto, cabe ressaltar que esses resultados podem ser sensíveis à qualidade da restrição de exclusão empregada na análise empírica.

### 3.3 Estratégia de estimação

Este estudo investiga os determinantes do trabalho infantil no Brasil urbano, destacando o impacto da estrutura familiar sobre essa decisão. Para tanto, faz-se necessário o uso de um instrumental econométrico apropriado. A primeira subseção, apresenta os modelos utilizados para estimar equações de determinação da oferta de trabalho infantil e renda domiciliar por tipo de família e de determinação conjunta de trabalho infantil e ruptura familiar, respectivamente: um modelo *Probit* com variável instrumental (*IV-Probit*) e um modelo multivariado, que combina um *Probit* Bivariado Recursivo com uma equação linear de determinação da renda domiciliar. Na segunda subseção, faz-se uma descrição das técnicas usadas para a estimação do efeito da estrutura familiar sobre o trabalho infantil: (i) a decomposição da diferença de probabilidade infantil ao trabalho por tipo de família segundo atributos observados e não observados (modelo *IV-Probit*) e (ii) o Efeito Médio do Tratamento (ATE), calculado a partir dos coeficientes estimados para o modelo multivariado.

#### 3.3.1 Modelagem econométrica

Na primeira etapa da análise empírica, assume-se a hipótese de que a estrutura familiar é exógena à oferta de trabalho infantil, isto é, a chance da criança viver em um dado tipo de família é dada por um sorteio aleatório<sup>6</sup>. Contudo, considera-se a potencial endogeneidade da variável renda domiciliar. A renda domiciliar é reportada como um importante determinante do trabalho infantil em vários modelos teóricos na literatura especializada<sup>7</sup> (BASU; VAN, 1998; BALAND; ROBINSON, 2000; SWINNERTON; ROGERS, 1999). Portanto, tanto a exclusão dessa variável da equação de oferta de trabalho, quanto sua inclusão sem considerar uma possível interdependência, poderia gerar estimadores tendenciosos.

Nesse estudo, o modelo econométrico empregado para tratar a questão acima reportada foi o *Probit* com Variável Instrumental (*IV-Probit*), uma extensão do *Probit*, para problemas de escolha com variável dependente dicotômica e regressor endógeno (variável contínua). Para tanto, considere o seguinte modelo estrutural de determinação conjunta da oferta de trabalho infantil e renda domiciliar para distintos grupos de famílias:

$$Y_{ig}^* = X_{ig}\beta_g + \delta_g R_{ig} + \varepsilon_{ig} \quad (3.1)$$

$$R_{ig} = Z_{ig}\theta_g + u_{ig} \quad (3.2)$$

<sup>6</sup> Essa hipótese foi relaxada em outras estimações adiante.

<sup>7</sup> A renda domiciliar inclui os recursos gerados por meio do trabalho das crianças.

Onde  $i = 1, 2, \dots, T$  indexa o total de crianças;  $g = 1, 2, 3, 4$  indexa o tipo de família: 1 - família biparental nuclear (chefe de domicílio e cônjuge são, respectivamente, pai e mãe da criança), 2 - família biparental secundária (chefe de domicílio ou cônjuge é padastro/madastra); 3 - família monoparental por ruptura natural (chefe de domicílio é a mãe viúva) e 4 - família monoparental por ruptura voluntária (chefe de domicílio é a mãe solteira, divorciada ou desquitada)<sup>8</sup>. Ademais,  $X$  é uma matriz de variáveis explicativas (características da criança, da família, de educação, mercado de trabalho, religião, localização entre outras);  $R$  é a variável renda domiciliar per capita (endógena);  $Z$  é uma matriz de variáveis exógenas que inclui  $X$  e ao menos uma variável de exclusão relacionada apenas com a determinação da renda domiciliar (por exemplo, variáveis binárias para a cor do chefe de domicílio<sup>9</sup>);  $\beta$  e  $\theta$  são vetores de parâmetros;  $\delta$  é um parâmetro estrutural, relacionado ao efeito indireto da estrutura familiar;  $\varepsilon$  e  $u$  são termos de erro randômicos correlacionados.

Note-se que  $Y_{ig}^*$  é uma variável latente (contínua e não observada) que mede o ganho de utilidade da família  $g$  advindo da escolha de inserção precoce da criança no mercado de trabalho. Desse modo, os pais optam por ofertar trabalho infantil se o benefício esperado for positivo  $Y_{ig}^* > 0$ , e, por não ofertar, caso contrário  $Y_{ig}^* \leq 0$ . Assumido que  $\varepsilon_{ig}$  e  $u_{ig}$  seguem uma distribuição normal/bivariada de probabilidade, é possível estimar os parâmetros do modelo (3.1)-(3.2) e a probabilidade de cada criança trabalhar utilizando o método da Máxima Verossimilhança (WOOLDRIDGE, 2010). Nesse caso, estima-se a probabilidade  $Pr(Y_{ig} = 1|X, Z, R)$ , onde  $Y_{ig}$  é uma variável indicadora (binária) que assume o valor 1 se a criança trabalha, e 0 caso contrário<sup>10</sup>. Ou seja,  $Y_{ig} = 1 \leftrightarrow Y_{ig}^* > 0$  e  $Y_{ig} = 0 \leftrightarrow Y_{ig}^* \leq 0$ .

Cabe ressaltar que apesar de a criança não escolher o tipo de família ao nascer, é razoável supor que, na maioria dos casos, são os pais que escolhem viver juntos ou não por uma série de razões pessoais e econômicas. Portanto, o resultado da criança pode ser determinado por uma escolha passada dos pais que pode não ter sido aleatória. A fim de testar a possível endogeneidade da estrutura familiar, também foi estimado um modelo estrutural considerando a determinação conjunta do trabalho infantil, ruptura familiar e renda, conforme o seguinte sistema de equações:

$$Y_{1i}^* = X_{1i}\beta_1 + \delta_1 R_i + \alpha Y_{2i}^* + u_{1i} \quad (3.3)$$

<sup>8</sup> Maiores detalhes sobre essa classificação podem ser encontrados na seção seguinte. Vale ressaltar que a estimativa do modelo em destaque em amostras separadas por grupo de família permite decompor efeitos diretos e indiretos da estrutura familiar sobre a decisão de trabalho infantil.

<sup>9</sup> Assume-se que essa variável é um importante determinante da renda familiar, porém, não tem relação direta com a decisão de trabalho infantil. Por outro lado, é possível que exista uma relação indireta entre cor do chefe e o trabalho infantil, no entanto, por meio do canal da restrição de renda.

<sup>10</sup> A partir do modelo *IV-probit* é possível mensurar o impacto de pequenas mudanças em cada covariada sobre a probabilidade de trabalho infantil (efeito marginal), permitindo inferências sobre os principais fatores relacionados à entrada precoce de crianças no mercado de trabalho.

$$Y_{2i}^* = X_{2i}\beta_2 + \delta_2 R_i + \gamma N_i + u_{2i} \quad (3.4)$$

$$R_i = Z_i\theta + u_{3i} \quad (3.5)$$

Onde  $i = 1, 2, \dots, T$  indexa cada criança na amostra;  $Y_{1i}^*$  e  $Y_{2i}^*$  são variáveis latentes (não observadas) relacionadas à oferta de trabalho infantil e à decisão de ruptura familiar, respectivamente;  $R_i$  é a renda domiciliar per capita;  $X_{1i}$  é uma matriz de variáveis explicativas para a decisão de trabalho infantil;  $X_{2i}$  é uma matriz de variáveis explicativas para a decisão de convivência com o cônjuge;  $Z_i$  é uma matriz de variáveis que inclui  $X_{1i}$ ,  $X_{2i}$  e variáveis binárias para a cor da pele do chefe de domicílio (variáveis instrumentais para a renda domiciliar);  $N_i$  é o total de filhos nascidos mortos (restrição de exclusão);  $\beta_1$ ,  $\beta_2$  e  $\theta$  são vetores de parâmetros;  $\delta_1$ ,  $\delta_2$ ,  $\alpha$  e  $\gamma$  são parâmetros estruturais;  $u_{1i}$ ,  $u_{2i}$  e  $u_{3i}$  são termos aleatórios correlacionados<sup>11</sup>.

A equação (3.3) captura os determinantes da decisão de oferta de trabalho infantil, considerando sua interdependência com a renda domiciliar  $R_i$  e com a estrutura familiar  $Y_{2i}^*$ . Na equação (3.4), a decisão de ruptura do núcleo familiar também é determinada pela renda domiciliar de forma endógena. A especificação do modelo em destaque pode ser finalizada a partir da definição das seguintes variáveis binárias/indicadoras:  $Y_{1i}$  que assume o valor 1 se a família oferta trabalho infantil ( $Y_{1i}^* > 0$ ) e 0 caso contrário ( $Y_{1i}^* \leq 0$ ) e  $Y_{2i}$  que recebe o valor 1 se a família é monoparental por ruptura voluntária ( $Y_{2i}^* > 0$  - chefe de domicílio é a mãe solteira, divorciada ou desquitada) e 0 se a família é biparental nuclear ( $Y_{2i}^* \leq 0$  - chefe de domicílio e cônjuge são pai e mãe da criança, respectivamente)<sup>12</sup>.

Supondo que os termos estocásticos  $u_{1i}$ ,  $u_{2i}$  e  $u_{3i}$  seguem uma distribuição normal trivariada, o modelo (3.3)-(3.5) pode ser estimado de forma consistente em duas etapas. Primeiro, estima-se (3.5) por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e computa-se o vetor de resíduos  $\hat{u}_{3i} = R_i - Z_i\hat{\theta}$ , onde  $\hat{\theta}$  é um vetor de parâmetros estimados. Em seguida, esse

<sup>11</sup> No tocante as variáveis de exclusão do sistema trivariado assume-se as seguintes hipóteses, a cor da pele do chefe é uma variável importante na determinação da renda domiciliar, devido as diferenças de salário relacionadas a questões de gênero no Brasil, no entanto não existe um efeito direto dessa característica do responsável sobre a escolha de trabalho infantil, quando inserida na equação de oferta de trabalho das crianças captura efeitos de diferença de renda. Com relação ao número de filhos nascidos mortos é razoável supor que não existe relação entre essa variável e a decisão de colocar o filho para trabalhar, no entanto o fato de um filho nascer morto pode gerar estresse conjugal que por sua vez pode provocar uma ruptura do núcleo familiar.

<sup>12</sup> É importante destacar uma limitação estratégica do modelo estrutural de determinação conjunta do trabalho infantil, ruptura familiar e renda pode estar mal especificado no caso da hipótese de causalidade reversa entre estrutura familiar e renda ser verdadeira:  $Y_{2i}^*$  poderia ser regressor explícito de (3.5). Esse modelo pressupõe apenas um sentido de causalidade entre essas variáveis  $R \rightarrow Y_{2i}^*$  e não o contrário, embora  $u_{3i}$  e  $u_{2i}$  sejam considerados correlacionados. Essa limitação é relevante porque algumas teorias sugerem a possibilidade da causalidade reversa: a ruptura pode reduzir a renda (MOEHLING, 2004). O modelo empírico utilizado supõe apenas que a renda pode levar a ruptura.

vetor é imputado como regressor adicional nas equações (3.3) e (3.4) - *Probit* Bivariado Recursivo, que são regredidas conjuntamente por Máxima Verossimilhança (MV)<sup>13</sup>.

### 3.3.2 Estimação do efeito da estrutura familiar

A principal questão de interesse desse estudo é investigar a importância da estrutura da família na determinação do trabalho infantil no Brasil. Dada a estratégia econométrica reportada, essa pesquisa faz uso de dois métodos para análise de impacto: (a) a decomposição de diferenças de probabilidade de trabalho infantil por grupos de famílias, proposta por Yun (2004) e considerando estimativas do modelo (3.1)-(3.2) e (b) o Efeito Médio do Tratamento (ATE), calculado a partir dos parâmetros estimados pelo modelo (3.3)-(3.5). Essas técnicas são empregadas de forma complementar, no sentido de averiguar em que medida a hipótese de exogeneidade da estrutura familiar é consistente frente aos achados empíricos.

#### 3.3.2.1 Decomposição de efeitos diretos e indiretos da estrutura familiar

Uma técnica apropriada para mensurar o efeito em destaque é a decomposição de diferenças de probabilidade de trabalho infantil por grupos de família. Yun (2004) desenvolveu esse método para decompor diferenças de probabilidades entre grupos considerando a contribuição de diferenças entre covariadas (diferenças entre atributos observados) e de diferenças entre coeficientes (diferença imputadas aos comportamentos dos grupos). Essa técnica é uma extensão aplicada a modelos de resposta binária do tradicional método de decomposição de Blinder-Oaxaca<sup>14</sup>, considerando pesos consistentes para a contribuição de cada variável observada e cada efeito de coeficiente. Considere-se a diferença média de probabilidade de trabalho infantil para crianças de dois tipos de famílias A e B, dados os coeficientes estimados do modelo *IV-probit* (3.1)-(3.2) e imputados à equação abaixo.

$$\bar{Y}_A - \bar{Y}_B = \left[ \overline{\Phi(X_A \hat{\beta}_A)} - \overline{\Phi(X_B \hat{\beta}_A)} \right] + \left[ \overline{\Phi(X_B \hat{\beta}_A)} - \overline{\Phi(X_B \hat{\beta}_B)} \right] \quad (3.6)$$

Onde  $\bar{Y}_A$  e  $\bar{Y}_B$  são as médias de probabilidade para famílias do tipo A e B, respectivamente;  $\Phi$  é a função de densidade normal acumulada;  $\overline{\Phi(X_A \hat{\beta}_A)}$  é a média amostral de probabilidades individuais previstas considerando características do grupo A e parâmetros estimados para o mesmo grupo;  $\overline{\Phi(X_B \hat{\beta}_A)}$  é a média de probabilidade com características do grupo B e parâmetros estimados para o grupo A, isto é, a probabilidade contrafactual

<sup>13</sup> Essa estratégia de estimação compreende um processo de dois estágios, onde o primeiro é estimado por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) a fim de gerar uma amostra de resíduos que é incluída no segundo estágio. No segundo passo é utilizado o estimador de variáveis instrumentais de duas etapas (2SIV). Para mais detalhes sobre esse estimador ver Rivers e Vuong (1988). Esse estimador é assintoticamente eficiente.

<sup>14</sup> Blinder (1973) Oaxaca (1973)

de uma criança da família B trabalhar caso estivesse uma família do grupo A;  $\overline{\Phi(X_B \hat{\beta}_B)}$  é a média amostral de probabilidade predita levando em conta características do grupo B e parâmetros estimados para o referido grupo.

É importante ressaltar que a primeira parcela da equação (3.6) mensura a diferença de probabilidade de trabalho infantil explicada pelo hiato em características observadas - diferença justificada, enquanto a segunda parte da referida equação capta a parcela da diferença de probabilidade imputada à diferença entre características não observadas e relacionadas ao comportamento dos dois grupos, isto é, a parcela explicada pela diferença de preferências entre tipos distintos de núcleo familiar. Em outras palavras, enquanto a primeira parcela da equação em destaque pode capturar efeitos indiretos da estrutura familiar (diferença de probabilidade explicada por distinções em termos de renda domiciliar e outras características como ocupação), a última parcela é uma medida do efeito direto da estrutura familiar (diferença de comportamento entre grupos).

No intuito de se obter pesos apropriados para contribuição de cada atributo e coeficiente na diferença de probabilidade intergrupo, inclusive para as parcelas da equação (3.6), Yun (2004) primeiro avalia a função de densidade normal acumulada  $\Phi$  na média das características observadas por grupos e, em seguida, usa uma aproximação de *Taylor* de primeira ordem para obter a seguinte equação de decomposição com pesos específicos para cada atributo observado e coeficiente estimado:

$$\bar{Y}_A - \bar{Y}_B = \sum_{j=1}^{j=K} W_{\Delta x}^j \left[ \overline{\Phi(X_A \hat{\beta}_A)} - \overline{\Phi(X_B \hat{\beta}_A)} \right] + \sum_{j=1}^{j=K} W_{\Delta \beta}^j \left[ \overline{\Phi(X_B \hat{\beta}_A)} - \overline{\Phi(X_B \hat{\beta}_B)} \right] \quad (3.7)$$

Onde  $A$  e  $B$  são tipos de famílias.  $W_{\Delta x}^j = \frac{(\bar{x}_{Aj} - \bar{x}_{Bj})\hat{\beta}_{Aj}}{(\bar{X}_A - \bar{X}_B)\hat{\beta}_A}$  é o peso da característica  $j$  na explicação da diferença de probabilidade justificada pelo hiato de atributos observados entre os grupos;  $W_{\Delta \beta}^j = \frac{\bar{x}_{Bj}(\hat{\beta}_{Aj} - \hat{\beta}_{Bj})}{\bar{X}_B(\hat{\beta}_A - \hat{\beta}_B)}$  é a importância do coeficiente  $j$  na explicação da diferença de probabilidade atribuída à desigualdade de coeficientes estimados para os dois grupos;  $\sum_{j=1}^{j=K} W_{\Delta x}^j = \sum_{j=1}^{j=K} W_{\Delta \beta}^j = 1$  assegura que soma dos pesos totaliza 1;  $\hat{\beta}_A$  e  $\hat{\beta}_B$  são, respectivamente, vetores de parâmetros estimados para os grupos A e B;  $\bar{X}_A$  e  $\bar{X}_B$  são matrizes com características médias dos grupos A e B sequencialmente;  $\bar{x}_A^j$  e  $\bar{x}_B^j$  são médias do atributo  $j$  para os grupos em destaque;  $\hat{\beta}_{Aj}$  e  $\hat{\beta}_{Bj}$  são os coeficientes estimados para os grupos no tocante à característica  $j$ <sup>15</sup>.

<sup>15</sup> Cabe ressaltar que os resultados da decomposição podem ser sensíveis a escolha da categoria de referências quando há covariadas binárias para múltiplas categorias no modelo. Yun (2005) mostra que esse problema é resolvido por meio do cálculo de uma normalização que pode identificar o intercepto e os coeficientes de um conjunto de variáveis binárias, incluindo os grupos de referência. O cálculo é feito tomando-se a média das estimativas obtidas pela permuta entre os grupos de referência. Para maiores detalhes, vide (YUN, 2005).

### 3.3.2.2 Efeito médio do tratamento

A partir das estimativas de parâmetros no modelo multivariado (3.3)-(3.5), é possível calcular o impacto da ruptura familiar sobre o trabalho infantil (efeito direto). Para tanto, considere-se a equação de média amostral de diferença de probabilidades condicionais (individuais) a seguir.

$$ATE = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T [Pr(Y_{1i} = 1|Y_{2i} = 1, Z_i, R_i, N_i) - Pr(Y_{1i} = 1|Y_{2i} = 0, Z_i, R_i, N_i)] \quad (3.8)$$

Onde

$$Pr(Y_{1i} = 1|Y_{2i} = 1, Z_i, R_i, N_i) = \frac{\Phi_2(-X_{1i}\beta_1 - \delta_1 R_i - \alpha, -X_{2i}\beta_2 - \delta_2 R_i - \gamma N_i; \rho)}{\Phi(-X_{2i}\beta_2 - \delta_2 R_i - \gamma N_i)}$$

e

$$Pr(Y_{1i} = 1|Y_{2i} = 0, Z_i, R_i, N_i) = \frac{\Phi(-X_{1i}\beta_1 - \delta_1 R_i) - \Phi_2(-X_{1i}\beta_1 - \delta_1 R_i, -X_{2i}\beta_2 - \delta_2 R_i - \gamma N_i; \rho)}{1 - \Phi(-X_{2i}\beta_2 - \delta_2 R_i - \gamma N_i)}.$$

Ademais,  $T$  é o total de crianças na amostra;  $\Phi$  é a função de densidade normal acumulada;  $\Phi_2$  é a função de densidade acumulada normal bivariada;  $\rho \in [-1, 1]$  é o coeficiente de correlação linear entre  $u_{1i}$  e  $u_{2i}$  (ver equações (3.3) e (3.4)). Note-se que a  $Pr(Y_{1i} = 1|Y_{2i} = 1, Z_i, R_i, N_i)$  mensura a probabilidade da criança  $i$  trabalhar dado que ela se acha em uma família monoparental por ruptura voluntária (mãe solteira, desquita ou divorciada é a chefe do domicílio) e condicionada às covariadas observadas do modelo. Já  $Pr(Y_{1i} = 1|Y_{2i} = 0, Z_i, R_i, N_i)$  é a probabilidade da criança  $i$  trabalhar caso que ela se achasse em uma família nuclear intacta (contrafatual), isto é, uma família cujo responsável e o cônjuge vivem no mesmo domicílio e são, respectivamente, pai e mãe. Portanto, o  $ATE$  é uma média amostral das diferenças individuais de probabilidade fatural e contrafatural, ou seja, é uma métrica do impacto médio da condição de ruptura familiar sobre a propensão ao trabalho infantil.

## 3.4 Base de dados e tratamentos

Os dados utilizados na análise empírica desse estudo são oriundos do Censo Demográfico de 2010 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Ao contrário da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), o Censo abrange todos os municípios brasileiros e sua amostragem não se caracteriza por processos de conglomeração estratificação (amostra complexa). Por outro lado, os dados censitários permitem: (i) a criação de variáveis *proxies* referentes à demanda e à estrutura do mercado de trabalho de

cada município; (ii) maior discriminação de estruturas de família pelo detalhamento da posição da pessoa no domicílio e seu estado civil e (c) fornecem uma amostra bastante superior à PNAD. Tais características justificam o uso dos dados do Censo nessa pesquisa.

As questões do Censo Demográfico de 2010 abordam um conjunto de características socioeconômicas referentes aos entrevistados e aos domicílios. Em particular, a questão referente à posição do entrevistado no domicílio permite identifica-lo como responsável, cônjuge e filho ou com alguma relação de parentesco com o chefe do domicílio. Portanto, a partir da identificação de cada domicílio entrevistado, torna-se possível caracterizar a presença de crianças, suas características e aquelas referentes aos seus responsáveis.

O primeiro recorte aplicado à amostra censitária foi a desconsideração de pessoas residentes nas zonas rurais. O foco de análise desse estudo é o trabalho infantil no meio urbano. Em geral, o trabalho infantil no Brasil apresenta diferentes características entre as regiões rurais e urbanas. Em áreas rurais, fatores culturais parecem ser muito fortes na determinação do trabalho infantil, principalmente, na agricultura familiar (KASSOUF, 2007). Por outro lado, a infraestrutura escolar mais fraca e a menor taxa de inovação tecnológica podem desencorajar a frequência escolar e promover com maior facilidade a absorção das crianças em atividades informais demandantes de baixa qualificação.

Após o recorte por zona censitária, foram identificadas crianças entre 10 e 15 anos de idade, sem qualquer deficiência física e/ou mental e que apresentavam com alguma relação de parentesco com a pessoa responsável pelo domicílio<sup>16</sup>. Essa faixa etária foi escolhida porque concentra cerca de 94% do trabalho infantil no Brasil e por caracterizar maior dependência dos filhos em relação aos seus pais<sup>17</sup>. Ademais, trata-se de um corte comum em estudos empíricos sobre o tema (EMERSON; SOUZA, 2005; BATISTA; CACCIAMALI, 2007; AQUINO et al., 2010).

Outros cortes amostrais também foram convenientes. Primeiro, foram eliminados da amostra chefes de domicílio menores de 25 anos de idade, para evitar incluir crianças na condição de responsável pelo domicílio. Os responsáveis que não responderam as questões sobre cor da pele, escolaridade e renda domiciliar per capita também foram excluídos da amostra. Por fim, as crianças que não tinham informação sobre a condição de trabalho

<sup>16</sup> A criança trabalhadora é aquela que na semana de referência do Censo de 2010 trabalhou ao menos 1 hora sendo remunerada em dinheiro, produtos, mercadorias ou benefícios.

<sup>17</sup> Essa é uma faixa etária em que o trabalho infantil não é permitido por lei, exceto na condição de aprendiz a partir dos 14 anos de idade. A Organização Internacional do Trabalho (OIT) - na Convenção nº 138, de 1973, no artigo 2º, itens 3 e 4 - fixou como idade mínima recomendada para o trabalho, em geral, os 16 anos. No caso dos países-membros considerados muito pobres, a Convenção admite que seja fixada, inicialmente, uma idade mínima de 14 anos. No caso do Brasil, é proibido o trabalho noturno, perigoso ou insalubre aos menores de 18 anos e de qualquer forma de trabalho para os menores de 16 anos, exceto como aprendiz e apenas a partir dos 14 anos. Na condição de aprendiz, a criança ou adolescente deve ser submetida a uma jornada de no máximo 6 horas diárias, sendo proibido qualquer tipo de prorrogação ou compensação. Apenas nos casos em que o aprendiz já terminou o ensino fundamental, o limite aumenta para 8 horas diárias, desde que entre as atividades desenvolvidas estejam computadas horas destinadas à aprendizagem teórica.

(se trabalha ou não), também, foram excluídas da amostra. Após todas as filtragens, a amostra final geral ficou composta por 1.227.304 crianças residentes no Brasil urbano, sendo que 3,86% trabalhavam ao menos 1 hora sendo remunerada em dinheiro, produtos, mercadorias ou benefícios.

A classificação inicial dos tipos da família segue cinco categorias de acordo com o grau de parentesco entre o responsável pelo domicílio (cônjuge) e a criança:

- *Família biparental nuclear* - domicílio onde o chefe e o cônjuge são os pais da criança. Nesse estrutura, há duas subdivisões segundo o gênero do responsável: (a) família chefiada pelo pai e (b) família chefiada pela mãe.
- *Família biparental secundária* - domicílio em que o chefe e o cônjuge vivem juntos, no entanto, apenas um deles é pai ou mãe da criança. Nesse contexto, são possíveis quatro subdivisões segundo o gênero do responsável e sua relação de parentesco com a criança: (a) família chefiada pelo pai; (b) família chefiada pela mãe; (c) família chefiada pelo padastro e (d) família chefiada pela madastra.
- *Família monoparental primária* - domicílio onde o responsável (pai ou mãe) não vive com o cônjuge. Conforme o gênero do responsável, pode ser subdividida em: (a) família monoparental sob responsabilidade do pai e (b) família monoparental chefiada pela mãe.
- *Família monoparental secundária* - domicílio em que o responsável (padastro ou madastra) não vive com o cônjuge. É possível subdividi-la em: (a) família monoparental sob responsabilidade do padastro e (b) família monoparental chefiada pela madastra.
- *Família terciária* - domicílio onde o responsável (exceto pai, mãe, padastro ou madastra) possui alguma relação de parentesco com criança (tio, tia, irmão, avô, avó, bisavô, bisavó, etc). Nesse estudo, essa categoria foi subdividida em três subcategorias: (a) família terciária sob responsabilidade do avô/bisavô; (b) família terciária chefiada pela avó/bisavó e (c) família terciária sob responsabilidade de outro parente.

As categorias acima permitem uma exploração empírica mais geral acerca das diferenças de probabilidade de trabalho infantil por arranjo familiar. Na parte inicial da análise empírica, esses grupos de famílias também foram redimensionados de acordo com a condição de estado civil do responsável pelo domicílio, fornecendo maior detalhamento e discriminação dos dados. Os dados censitários permitem agrupar o estado civil do chefe de domicílio em cinco grupos: casado(a), desquitado(a) ou separado(a) judicialmente, divorciado(a), viúvo(a) e solteiro(a). Essa classificação expandida foi utilizada na estimação do primeiro bloco de modelos econométricos com a inclusão variáveis *dummies* para todas as categorias familiares já reportadas, *dummies* para o estado civil do responsável pelo

domicílio e *dummies* de interação entre essas duas dimensões. Desse modo, foi possível uma exploração mais detalhada sobre os diferentes riscos de trabalho infantil por tipo de família, motivo de ruptura ou introdução de um novo cônjuge<sup>18</sup>.

A Tabela 8 apresenta a distribuição amostral das crianças por estrutura familiar e estado civil do responsável pelo domicílio.

Tabela 8 – Brasil: Distribuição percentual das famílias por estrutura familiar e estado civil do responsável pelo domicílio – 2010

Famílias	Total	Estado Civil				
		Casado(a)	Desquitado(a)	Divorciado(a)	Viúvo(a)	Solteiro(a)
<b>Biparental nuclear</b>						
(a)	42,37	59,48	10,03	13,82	2,51	32,82
(b)	11,71	14,12	2,45	3,11	1,57	12,31
<b>Biparental secundária</b>						
(a)	2,17	2,12	2,23	2,77	1,08	2,40
(b)	5,26	2,69	7,28	8,96	4,10	8,48
(c)	5,38	3,38	7,19	8,66	1,65	8,40
(d)	0,33	0,21	0,40	0,52	0,26	0,48
<b>Monop. primária</b>						
(a)	1,72	0,55	6,35	5,00	4,00	2,08
(b)	15,60	4,29	48,40	42,43	26,71	23,05
<b>Monop. secundária</b>						
(a)	0,04	0,01	0,09	0,13	0,05	0,07
(b)	0,04	0,01	0,07	0,05	0,13	0,04
<b>Terciária</b>						
(a)	4,76	7,31	1,83	1,72	6,12	1,51
(b)	7,46	3,74	10,85	10,06	49,02	3,53
(c)	3,16	2,09	2,83	2,77	2,79	4,84
Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
Observações	1.227.304	612.652	35.381	57.769	89.168	432.334

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Censo 2010.

Nota: Família biparental nuclear: (a) família chefiada pelo pai e (b) família chefiada pela mãe; Família biparental secundária: (a) família chefiada pelo pai; (b) família chefiada pela mãe; (c) família chefiada pelo padastro e (d) família chefiada pela madastra; Família monoparental primária: (a) família monoparental sob responsabilidade do pai e (b) família monoparental chefiada pela mãe; Família monoparental secundária: (a) família monoparental sob responsabilidade do padastro e (b) família monoparental chefiada pela madastra; Família terciária: (a) família terciária sob responsabilidade do avô/bisavô; (b) família terciária chefiada pela avó/bisavó e (c) família terciária sob responsabilidade de outro parente.

Os dados permitem observar a maior presença de crianças em famílias biparentais nucleares chefiadas pelo pai (43,37%), seguida por crianças que vivem em famílias monoparentais primárias sob responsabilidade da mãe (15,60%) e aquelas em famílias biparentais nucleares chefiadas pelo pai (11,71%). Destacam-se as famílias terciárias, onde a criança está sob os cuidados de parentes que juntos somam 12,22% (4,76% sob a chefia do avô e

<sup>18</sup> O modelo empírico (3.1)-(3.2) foi inicialmente estimado para toda a amostra selecionada e com a inclusão de variáveis binárias para grupos de família e estado civil do responsável pelo domicílio. Ver detalhes na próxima seção.

7,46% da avó). Quanto ao estado civil, entre os casados a maioria é de biparentais com chefe pai e nas outras 4 categorias a presença mais expressiva é de monoparentais com chefe mãe e filho.

No segundo bloco de análise dessa pesquisa, o modelo empírico (3.1)-(3.2) foi estimado por grupos de famílias mais frequentes no Brasil, considerando estruturas com núcleo intacto e não intacto (com ou sem reintrodução de novo cônjuge): (a) família biparental nuclear chefiada pelo pai (520.043 crianças onde 3,50% trabalham); (b) família biparental secundária cujo padrasto ou a madrasta é responsável (161.239 crianças onde 4,38% trabalham); (c) família monoparental sob a responsabilidade de mãe viúva (23.818 crianças onde 5,97% trabalham) e (d) família monoparental sob a responsabilidade de mãe não viúva (solteira, desquitada ou divorciada)<sup>19</sup> (167.614 crianças onde 4,67% trabalham)<sup>20</sup>. A ruptura do núcleo familiar por motivo de viuvez é considerada um evento quase natural (quase aleatório), diferente da separação por escolha dos pais, onde a criança pode ficar exposta a um nível de estresse conjugal, que produz efeitos negativos sobre o seu bem estar (BIBLARZ; GOTTAINER, 2000).

O terceiro bloco de análise foi estimado considerando dois grupos de família: (a) a família biparental nuclear chefiada pelo pai (520.043 crianças onde 3,50% trabalham) e (b) família monoparental primária onde o motivo da ruptura familiar não é por viuvez (167.614 crianças onde 4,67% trabalham)<sup>21</sup>.

Para avaliar os determinantes do trabalho infantil foram consideradas, enquanto variáveis explicativas, as seguintes características: gênero e idade da criança; idade, instrução, religião e ocupação do responsável; número de irmãos por faixa etária; renda domiciliar per capita; taxa de desemprego municipal de homens adultos com baixa instrução<sup>22</sup> e taxa de informalidade municipal; um conjunto de variáveis binárias por região metropolitana, faixa de população urbana de cada município e regiões. Vale ressaltar que a escolha dessas variáveis é consoante com a literatura empírica pertinente (DURYEA; ARENDS-KUENNING, 2003; KASSOUF, 2005; BATISTA; CACCIAMALI, 2007). Já para a identificação dos modelos estruturais foram empregadas duas variáveis binárias. A primeira foi a cor da pele

<sup>19</sup> As famílias monoparentais onde o estado civil da mãe é casada foram excluídas dessa amostra, pois esse estado civil pode indicar que a ruptura é não definitiva.

<sup>20</sup> Segundo informações do IBGE, a taxa de divórcios no Brasil em 2010 foi de 1,8 casos para cada 1 mil pessoas de 20 anos ou mais, o maior nível desde 1984, primeiro ano dessa estatística. Entre 2009 e 2010, por exemplo, o número de divórcios cresceu 36,8%. É possível que fatores institucionais e culturais venham contribuindo significativamente para esse cenário.

<sup>21</sup> As famílias monoparentais onde o estado civil da mãe viúva não foram incluídas nessa amostra, pois, em geral, os fatores determinantes desse tipo de ruptura são aleatórios e não observados.

<sup>22</sup> A variável taxa de desemprego inserida nesse modelo é uma *proxy* para o desemprego infantil. A variável foi criada considerando os adultos do sexo masculino, com baixa instrução (sem instrução ou ensino fundamental incompleto) e com idade entre 30 e 35 anos. 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.

do responsável utilizada como restrição de exclusão e variável instrumental para controlar a endogeneidade da renda familiar. A outra é o número de filhos nascidos mortos cuja função, também, é de controlar a endogeneidade, mas da estrutura familiar.

A Tabela 9 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas nos blocos (2) e (3) da análise empírica desse estudo, considerando a amostra de 872.714 crianças.

Tabela 9 – Brasil: Estatísticas descritivas da amostra (média e desvio padrão) por condição de trabalho das crianças

	Trabalha	Não Trabalha
<i>Características da Criança</i>		
Menina*	0,38 (0,48)	0,49 (0,50)
Menino*	0,62 (0,48)	0,51 (0,50)
10 anos*	0,02 (0,15)	0,17 (0,38)
11 anos*	0,04 (0,20)	0,17 (0,37)
12 anos*	0,07 (0,25)	0,17 (0,37)
13 anos*	0,13 (0,33)	0,17 (0,37)
14 anos*	0,26 (0,44)	0,17 (0,37)
15 anos*	0,48 (0,50)	0,16 (0,36)
<i>Características do Chefe</i>		
Idade do Chefe	42,76 (8,37)	40,95 (8,23)
Sem instrução e fund. incompleto*	0,70 (0,46)	0,60 (0,49)
Fund. Completo e médio incompleto*	0,16 (0,36)	0,18 (0,38)
Médio completo e superior incomp.*	0,13 (0,34)	0,20 (0,40)
Superior Completo*	0,01 (0,12)	0,03 (0,17)
Não tem ou não respondeu*	0,08 (0,27)	0,09 (0,28)
Ateu ou agnóstico*	0,00 (0,06)	0,00 (0,05)
Católica*	0,65 (0,48)	0,64 (0,48)
Evangélica*	0,25 (0,43)	0,25 (0,43)
Espiritismo*	0,01 (0,09)	0,01 (0,10)
Africanas*	0,00 (0,04)	0,00 (0,05)
Orientais*	0,00 (0,03)	0,00 (0,03)
Outras*	0,01 (0,10)	0,01 (0,10)
Empregado (com carteira)*	0,33 (0,47)	0,38 (0,49)
Militares e Func. Públicos*	0,03 (0,17)	0,04 (0,20)
Empregados (sem carteira)*	0,24 (0,43)	0,18 (0,39)
Conta própria*	0,24 (0,42)	0,19 (0,39)
Empregadores*	0,02 (0,13)	0,01 (0,10)
Não remunerados*	0,00 (0,05)	0,00 (0,04)
Trabalhador produção (próprio consumo)*	0,01 (0,10)	0,01 (0,12)
Procurando emprego*	0,02 (0,15)	0,04 (0,20)
Inativo*	0,11 (0,32)	0,13 (0,34)
<i>Características da família</i>		
Irmãos 0 e 5 anos	0,04 (0,23)	0,05 (0,25)
Irmãos 6 e 9 anos	0,05 (0,24)	0,05 (0,25)
Irmãos 16 e 18 anos	0,04 (0,22)	0,03 (0,19)
Pessoas >60	0,08 (0,30)	0,07 (0,28)
Renda domiciliar per capita (log)	5,69 (0,67)	5,39 (0,84)
<i>Características do mercado de trabalho</i>		
Taxa de desemprego	0,04 (0,04)	0,05 (0,04)
Taxa de informalidade	0,30 (0,11)	0,29 (0,11)

Continua na próxima página...

Continuação da página anterior...

	Trabalha	Não Trabalha
<i>Características de localização</i>		
População de até 5.000*	0,08 (0,27)	0,06 (0,24)
População de 5.001 a 10.000*	0,14 (0,35)	0,11 (0,31)
População de 10.001 a 20.000*	0,21 (0,41)	0,17 (0,37)
População de 20.001 a 50.000*	0,18 (0,38)	0,15 (0,36)
População de 50.001 a 100.000*	0,11 (0,31)	0,12 (0,32)
População de 100.001 a 500.000*	0,20 (0,40)	0,27 (0,44)
População com mais de 500.000*	0,09 (0,28)	0,13 (0,34)
Não metrópole*	0,73 (0,44)	0,65 (0,48)
Metrópole*	0,27 (0,44)	0,35 (0,48)
Norte*	0,07 (0,26)	0,08 (0,28)
Nordeste*	0,23 (0,42)	0,27 (0,45)
Sudeste*	0,38 (0,48)	0,40 (0,49)
Sul*	0,21 (0,41)	0,16 (0,37)
Centro-Oeste*	0,11 (0,32)	0,08 (0,27)
<i>Variáveis instrumentais</i>		
Raça do chefe*	2,55 (1,45)	2,58 (1,45)
Filhos nasc. Mortos	0,12 (0,48)	0,09 (0,41)
Observações	34.514	838.200

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Censo 2010.

Nota: Desvio padrão entre parênteses. Entre as variáveis binárias, a média deve ser interpretada como a proporção. \*Representa variável binária.

Os dados apontam que entre as crianças trabalhadoras a maior parcela é de meninos. Por outro lado, o trabalho infantil aumenta consideravelmente com a idade da criança, sobretudo, aos 14 e 15 anos de idade. Nessa faixa etária, legalmente, a criança pode ser inserida no mercado de trabalho na forma de aprendiz. Quanto aos atributos do chefe, há uma forte concentração de trabalho infantil na faixa de educação sem instrução e fundamental incompleto, fato que chama atenção para o papel do capital humano dos pais na determinação da inserção da criança no mercado de trabalho. Destaca-se, também, o percentual significativo de crianças trabalhando quando status ocupacional do responsável pela família é conta própria.

No tocante à renda domiciliar per capita, a média parece ser maior nas famílias biparentais em que as crianças trabalham. No entanto, esse resultado pode não persistir quando controlado por outras características que influenciam na oferta de trabalho infantil. No que se refere à região de residência, o Sudeste tem a maior concentração de domicílios onde as crianças trabalham seguido, em geral, pela região Nordeste e Sul.

### 3.5 Resultados

Nesta seção, são apresentados os resultados empíricos acerca dos determinantes do trabalho infantil e do efeito da estrutura familiar na oferta de trabalho das crianças no meio urbano do Brasil. Na primeira subseção, são discutidos os resultados do modelo de

determinação do trabalho infantil e renda domiciliar (3.1)-(3.2) estimado para a amostra inicialmente selecionada (1.227.304 crianças) e considerando variáveis *dummies* para diversas categorias de famílias entre as covariadas. Na segunda subseção, são apresentadas evidências empíricas a partir de um enfoque sobre diferenças de trabalho infantil entre famílias com núcleo intacto e não intacto. Para tanto, o modelo empírico (3.1)-(3.2) foi estimado para amostras separadas por quatro tipos de famílias mais representativas na amostragem principal: (a) família biparental nuclear cujo responsável é o pai (520.043 crianças); (b) família biparental secundária cujo padrasto ou a madrasta é responsável (161.239 crianças); (c) família monoparental chefiada por mãe viúva (23.818 crianças) e (d) família monoparental sob a responsabilidade de mãe não viúva (solteira, desquitada ou divorciada) (167.614 crianças).

Assumindo-se que a decisão de não ruptura ou dissolução do núcleo familiar não se relaciona, em características não observadas, com a decisão de oferta de trabalho infantil (exogeneidade da estrutura familiar), as evidências reportadas nessa subseção representam um esforço de separar efeitos diretos e indiretos da ruptura familiar sobre o trabalho infantil, a partir da decomposição de diferenças de probabilidade de trabalho infantil por grupos de família. Na terceira subseção, os achados empíricos foram produzidos a partir da estimação de um modelo estrutural generalizado (3.3)-(3.5), que considera interdependências entre oferta de trabalho infantil, renda domiciliar e estrutura nuclear da família. Nessa análise, a hipótese de estrutura familiar exógena foi relaxada a partir da comparação entre dois grupos de famílias representantes de condição nuclear intacta e não intacta (ruptura voluntária - não aleatória), respectivamente: (a) família biparental nuclear sob responsabilidade do pai e (b) família monoparental sob a responsabilidade de mãe não viúva (solteira, desquitada ou divorciada).

### 3.5.1 Determinantes do Trabalho Infantil: Há diferenças por estrutura familiar?

Nesta subseção, é apresentado um primeiro conjunto de evidências em que se procura explorar a variabilidade do risco de trabalho infantil segundo uma discriminação ampla de arranjos familiares. A fim de se verificar como os resultados se comportam a partir de controles para os recursos da família (canal de efeito indireto da estrutura familiar), foram estimados três especificações baseadas no modelo empírico de referência (3.1)-(3.2). Na Tabela 10, a seguir, o modelo (1) e (2) são estimativas de *probit* padrão.

Tabela 10 – Brasil - Efeitos marginais nas médias das covariadas: probabilidade da criança trabalhar (regressões Probit e IV-Probit)

	(1) Probit sem controle de renda	(2) Probit com controle de renda	(3) IV-Probit com controle de renda
<i>Família biparental nuclear</i>			
Chefiada pelo pai (categoria base)			
<i>Família biparental nuclear</i>			
Chefiada pela mãe	0,0074*** (0,0005)	0,0053*** (0,0004)	0,1758*** (0,0098)
<i>Família biparental secundária</i>			
Chefiada pelo pai	0,0052*** (0,0009)	0,0047*** (0,0008)	0,0954*** (0,0160)
Chefiada pela mãe	0,0145*** (0,0008)	0,0110*** (0,0007)	0,2810*** (0,0119)
Chefiada pelo padastro	0,0049*** (0,0006)	0,0043*** (0,0005)	0,1021*** (0,0108)
Chefiada pela madastra	0,0150*** (0,0029)	0,0105*** (0,0024)	0,2930*** (0,0390)
<i>Família monoparental primária</i>			
Chefiada pelo pai	0,0041*** (0,0009)	0,0040*** (0,0009)	0,0782*** (0,0175)
Chefiada pela mãe	0,0131*** (0,0005)	0,0161*** (0,0005)	0,1959*** (0,0126)
<i>Família monoparental secundária</i>			
Chefiada pelo padastro	0,0218*** (0,0080)	0,0209*** (0,0076)	0,3255*** (0,0918)
Chefiada pela madastra	0,0126 (0,0083)	0,0115 (0,0075)	0,1876 (0,1160)
<i>Família terciária</i>			
Chefiada pelo avô/bisavô	-0,0051*** (0,0005)	-0,0051*** (0,0005)	-0,0982*** (0,0159)
Chefiada pelo avó/bisavó	-0,0002 (0,0006)	-0,0004 (0,0005)	0,0221 (0,0135)
Chefiada por outro parente	0,0205*** (0,0010)	0,0173*** (0,0009)	0,3272*** (0,0121)
Observações		1.227.304	

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do Censo Demográfico de 2010.

Nota: Desvios padrão robustos à heteroscedasticidade e ao agrupamento de crianças por domicílio entre parênteses. \*\*\*Estatisticamente significativa a 1%. \*\*Estatisticamente significativa a 5%. \*Estatisticamente significativa a 10%.

O primeiro não inclui a variável de renda domiciliar per capita entre as covariadas, enquanto o segundo inclui essa variável, mas desconsiderando a sua possível endogeneidade na equação de oferta de trabalho infantil. Já o modelo (3), é uma estimativa do *IV-Probit* que trata o problema de presença de regressor endógeno por meio da técnica de variável instrumental. Tabela 10 apresenta apenas os efeitos marginais das *dummies* de tipo de família (avaliados nas médias das covariadas), onde a categoria de referência é a família biparental chefiada pelo pai<sup>23</sup>.

<sup>23</sup> A tabela completa encontra-se no apêndice C.1.

Os resultados apontam que a estrutura familiar em que a criança está inserida afeta a decisão de trabalho infantil. Em geral, a probabilidade da criança trabalhar é maior em quase todos os tipos de família quando comparado à família biparental chefiada pelo pai (categoria de referência), isto é, crescer nesse tipo de lar parece melhorar o bem estar da criança quanto à condição de trabalho. Apenas na família chefiada pelo avô o efeito é inverso, indicando que se a criança morar sob os cuidados desse parente há uma redução de 9,82 p.p na probabilidade de trabalho infantil em relação à categoria base. Segundo Moehling (2004), viver com os dois pais é o cenário que promove maior bem estar para os filhos. No entanto, o efeito de conviver com outros parentes sobre as crianças, no caso do avô, por exemplo, é relativo e depende de características específicas da família original.

A partir dos resultados do modelo (3), é possível observar que a pior situação para a criança é viver em famílias monoparentais cujo chefe é o padrasto ou em famílias monoparentais sob responsabilidade de outro parente da criança (tios, irmãos, etc). Nesses casos, o risco da criança trabalhar aumenta em cerca de 32 p.p em relação à família biparental chefiada pelo pai. Entre as famílias biparentais, a estrutura menos favorável para as crianças é aquela em que o responsável pelo domicílio é a mulher, mãe (28,1 p.p a mais de risco de trabalho infantil) ou madrasta (29,3 p.p a mais de chance de trabalho infantil). O mesmo ocorre para crianças em famílias monoparentais sob os cuidados da mãe, cuja a probabilidade de trabalho infantil aumenta 19 p.p comparada à categoria omitida.

No tocante a renda familiar per capita<sup>24</sup> o coeficiente estimado no modelo (2) indica uma correlação positiva entre renda e probabilidade de trabalho infantil, já no modelo (3), as evidências mostram que quando a renda aumenta o trabalho infantil diminui. O modelo (3) foi estimado pelo método *IV-Probit* com a cor da pele do responsável como variável instrumental para lidar com endogeneidade da renda domiciliar per capita na equação de oferta de trabalho infantil. Portanto, ignorar essa questão produz resultados tendenciosos.

Os modelos estimados na Tabela 11 seguem a mesma estrutura daqueles reportados na tabela anterior. No entanto, ao invés de *dummies* por tipo de família, foram incluídas entre as covariadas *dummies* de interação da estrutura familiar com o estado civil do responsável pelo domicílio. Biblarz e Gottainer (2000) apontam que o motivo da ruptura familiar, se por morte ou escolha dos pais, pode influenciar de forma diferente na decisão de oferta de trabalho infantil. Em linhas gerais, quando a ruptura ocorre por motivo de viuvez, os efeitos negativos sobre o bem estar da criança são menores e o resultado para os filhos aproxima-se da estrutura familiar biparental.

A tabela Tabela 11 apresenta os efeitos marginais para crianças que vivem em famílias monoparentais chefiadas pelo pai ou pela mãe<sup>25</sup>, uma vez que a literatura especia-

<sup>24</sup> A tabela completa de coeficientes encontra-se no Apêndice C.1

<sup>25</sup> A tabela completa com os efeitos marginais de todas as covariadas encontra-se de apêndice C.1

lizada concentra a discussão do efeito do tipo de ruptura nesse tipo de família (BIBLARZ; GOTTAINER, 2000).

Tabela 11 – Brasil - Famílias monoparentais: Efeitos marginais nas médias das covariadas - Modelo com interações de família e estado civil do responsável pelo domicílio (regressões Probit e IV-Probit)

	(1) Probit sem controle de renda	(2) Probit com controle de renda	(3) IV-Probit com controle de renda
Família biparental nuclear Chefiada pelo pai casado (categoria base)			
<i>Monoparental chefiada pelo pai</i>			
Casado(a)	0,0103*** (0,0026)	0,0100*** (0,0024)	0,1689*** (0,0390)
Desquitado(a) ou separado(a) judicialmente	0,0043 (0,0034)	0,0032 (0,0031)	0,0822 (0,0667)
Divorciado(a)	0,0073*** (0,0028)	0,0058** (0,0025)	0,1375*** (0,0517)
Viúvo(a)	-0,0015 (0,0035)	-0,0030 (0,0032)	-0,0171 (0,0685)
Solteiro(a)	0,0029** (0,0014)	0,0019 (0,0013)	0,0671** (0,0285)
<i>Monoparental chefiada pela mãe</i>			
Casado(a)	0,0148*** (0,0011)	0,0197*** (0,0012)	0,2005*** (0,0205)
Desquitado(a) ou separado(a) judicialmente	0,0153*** (0,0025)	0,0172*** (0,0024)	0,2261*** (0,0496)
Divorciado(a)	0,0133*** (0,0017)	0,0145*** (0,0016)	0,2079*** (0,0349)
Viúvo(a)	0,0124*** (0,0031)	0,0078*** (0,0029)	0,2188*** (0,0578)
Solteiro(a)	0,0123*** (0,0007)	0,0161*** (0,0007)	0,1952*** (0,0148)
Observações		1.227.304	

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do Censo Demográfico de 2010.

Nota: Desvios padrão robustos à heteroscedasticidade e ao agrupamento de crianças por domicílio entre parênteses. \*\*\*Estatisticamente significativa a 1%. \*\*Estatisticamente significativa a 5%.

\*Estatisticamente significativa a 10%.

As diferenças por estado civil (indicador de causa de ruptura nuclear) são mais significativas para as famílias monoparentais sob responsabilidade da mãe. A princípio, independente do tipo de ruptura, nessas famílias, a chance de trabalho infantil é maior em relação às famílias biparentais chefiadas pelo pai com estado civil de casado (categoria omitida). Destaca-se que a situação de maior vulnerabilidade em relação ao trabalho infantil ocorre quando o motivo da dissolução do lar é escolha dos pais na categoria “desquitado(a) ou separado(a) judicialmente”. A criança que vive nesse tipo de família tem 20,79 p.p de chance trabalhar em relação à categoria de referência.

A partir desses dois blocos de estimativas econométricas, é possível observar que os resultados variam significativamente com relação à inclusão e tratamento da renda como

variável endógena, apontando que a desconsideração dessa questão pode gerar resultados tendenciosos. Já quanto à estrutura familiar, as evidências iniciais sugerem que tipo de família tem um papel importante na determinação do trabalho infantil no Brasil. Diante desse contexto, a próxima subseção apresenta evidências mais detalhadas sobre o impacto da estrutura familiar sobre o trabalho infantil a partir da decomposição de diferenças de probabilidade em variáveis observáveis e não observáveis.

### 3.5.2 Impacto da estrutura familiar sobre o trabalho infantil: decomposição de efeitos diretos e indiretos

Nessa subseção, os resultados apresentados partem da hipótese que diferenças geradas por estrutura familiar são capazes de alterar todos parâmetros do modelo, permitindo uma análise de decomposição de riscos de trabalho infantil. Portanto, o modelo empírico (3.1)-(3.2) foi estimado em amostras separadas por quatro grupos: (a) família biparental chefiada pelo pai (núcleo intacto); (b) família biparental cujo chefe é o padrasto ou a madrasta (núcleo re-estruturado); (c) família monoparental sob responsabilidade de mãe viúva (ruptura nuclear provocada por evento quase natural) e (d) família monoparental chefiada por mãe não viúva (solteira, desquitada ou divorciada - ruptura nuclear voluntária ou não aleatória). A Tabela 12 apresenta os efeitos marginais sobre a probabilidade de trabalho infantil estimados a partir das regressões *IV-Probit* por tipo de família e incorporando a potencial endogeneidade da variável de renda domiciliar per capita em relação à oferta de trabalho infantil.

Os coeficientes apresentam diferenças quanto ao sinal, nível de significância estatística e intensidade dos parâmetros entre os grupos de família analisados<sup>26</sup>. Em geral os resultados são consoantes com aqueles encontrados na literatura especializada (DURYEA; ARENDS-KUENNING, 2003; KASSOUF, 2005; EMERSON; SOUZA, 2005; BATISTA; CACCIAMALI, 2007; AQUINO et al., 2010).

<sup>26</sup> Os coeficientes da variável cor da pele do responsável, utilizada como instrumento para lidar com a endogeneidade da renda familiar, pode ser visto no apêndice C.1.

Tabela 12 – Brasil - Efeitos marginais nas médias das covariadas: probabilidade da criança trabalhar (regressões IV-Probit) por tipo de família

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Bip. nuclear chefe pai chefe pai	Bip. secundária chefe padastro (madastra)	Monoparental chefe mãe viúva	Monoparental chefe mãe não viúva
<i>Características da criança</i>				
Menina (base)				
Menino	0,2163*** (0,0081)	0,2421*** (0,0136)	0,2969*** (0,0290)	0,1694*** (0,0121)
10 anos (base)				
11 anos	0,2410*** (0,0205)	0,1986*** (0,0361)	0,4058*** (0,0943)	0,2043*** (0,0364)
12 anos	0,3921*** (0,0199)	0,3661*** (0,0338)	0,4472*** (0,0920)	0,4238*** (0,0345)
13 anos	0,6320*** (0,0204)	0,6545*** (0,0328)	0,6490*** (0,0874)	0,6615*** (0,0345)
14 anos	0,9387*** (0,0223)	0,9928*** (0,0336)	0,9632*** (0,0863)	1,0007*** (0,0357)
15 anos	1,2603*** (0,0248)	1,3016*** (0,0353)	1,2876*** (0,0858)	1,3320*** (0,0386)
<i>Características do Chefe</i>				
Idade do Chefe	0,0096*** (0,0007)	0,0019** (0,0010)	0,0079*** (0,0030)	0,0094*** (0,0016)
Sem inst. /Fund. inc. (base)				
Fund. Comp. e médio incomp.	-0,0153 (0,0207)	-0,0695* (0,0360)	-0,0775 (0,0781)	-0,0679** (0,0281)
Médio comp. e sup. incomp.	-0,0598* (0,0332)	-0,1742*** (0,0628)	-0,2252** (0,1147)	-0,1694*** (0,0484)
Superior Completo	-0,1574*** (0,0572)	-0,2875*** (0,1107)	-0,5389*** (0,2080)	-0,3677*** (0,0902)
Católica (base)				
Não tem/não respondeu	0,0155 (0,0153)	0,0023 (0,0226)	-0,0314 (0,0771)	-0,0220 (0,0238)
Ateu/agnóstico	0,1538** (0,0653)	0,0836 (0,1042)	0,4661* (0,2785)	0,0092 (0,1292)
Evangélica	0,0334*** (0,0092)	0,0507*** (0,0152)	0,0607* (0,0338)	0,0631*** (0,0139)
Espiritismo	-0,0330 (0,0497)	0,0047 (0,0686)	-0,0251 (0,1523)	0,0155 (0,0488)
Africanas	-0,1848 (0,1130)	0,0011 (0,1026)	-0,0520 (0,2863)	-0,2027* (0,1108)
Orientais	0,0717 (0,1300)	0,5468** (0,2335)	-0,0552 (0,4832)	0,2315* (0,1363)
Outras	0,0232 (0,0382)	0,1734*** (0,0593)	-0,0567 (0,1497)	0,0281 (0,0561)
Empregado c/ carteira (base)				
Militares e Func. Públicos	-0,0550** (0,0243)	-0,0674 (0,0422)	-0,0488 (0,1067)	-0,0462 (0,0334)
Empregados (sem carteira)	0,0526*** (0,0196)	0,1542*** (0,0346)	0,2142*** (0,0705)	0,0592* (0,0339)

Continua na próxima página...

Continuação da página anterior...

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Bip. nuclear chefe pai chefe pai	Bip. secundária chefe padastro (madastra)	Monoparental chefe mãe viúva	Monoparental chefe mãe não viúva
Conta própria	0,1094*** (0,0109)	0,1819*** (0,0227)	0,1399** (0,0621)	0,1681*** (0,0287)
Empregadores	0,4682*** (0,0314)	0,3863*** (0,0804)	0,1178 (0,3041)	0,3207*** (0,1108)
Não remunerados	-0,1323 (0,1194)	-0,1169 (0,1375)	0,3586 (0,2552)	0,1649 (0,1520)
Trab. próp. consumo	-0,6953*** (0,0819)	-0,2851* (0,1489)	-0,1101 (0,1615)	-0,3343*** (0,1203)
Procurando emprego	-0,6174*** (0,0808)	-0,2696** (0,1287)	-0,2595 (0,1735)	-0,3476*** (0,1022)
Inativo	-0,4576*** (0,0500)	-0,1760** (0,0859)	-0,1754* (0,1006)	-0,3012*** (0,0823)
<i>Características da família</i>				
Renda dom. per capita (log)	-0,2713*** (0,0702)	0,0334 (0,1545)	-0,0014 (0,2365)	-0,0827 (0,1011)
Irmãos 0 e 5 anos	-0,0586* (0,0350)	0,0054 (0,0594)	0,0888 (0,1260)	0,0605 (0,0499)
Irmãos 6 e 9 anos	-0,0447 (0,0344)	0,0432 (0,0607)	0,0009 (0,1345)	0,0686 (0,0480)
Irmãos 16 e 18 anos	-0,0173 (0,0237)	0,1187*** (0,0401)	-0,0615 (0,0721)	0,0188 (0,0323)
Pessoas >60	0,0609*** (0,0187)	0,0554 (0,0372)	0,1042* (0,0577)	-0,0153 (0,0424)
<i>Mercado de trabalho</i>				
Taxa de desemprego	-1,8226*** (0,1365)	-1,9672*** (0,2575)	-0,9988* (0,5561)	-1,7631*** (0,2156)
Taxa de informalidade	-0,1221* (0,0699)	0,0066 (0,1470)	0,1907 (0,2080)	-0,1625* (0,0985)
<i>Características de localização</i>				
Pop. de 100.001 a 500.000 (base)				
População de até 5.000	0,1662*** (0,0190)	0,1424*** (0,0352)	0,1590** (0,0687)	0,1696*** (0,0322)
População de 5.001 a 10.000	0,1570*** (0,0176)	0,1703*** (0,0320)	0,2107*** (0,0605)	0,1874*** (0,0276)
População de 10.001 a 20.000	0,1497*** (0,0158)	0,1599*** (0,0280)	0,2341*** (0,0543)	0,2110*** (0,0243)
População de 20.001 a 50.000	0,1324*** (0,0142)	0,1211*** (0,0246)	0,1868*** (0,0532)	0,1833*** (0,0229)
População de 50.001 a 100.000	0,0472*** (0,0144)	0,0631*** (0,0242)	0,1600*** (0,0567)	0,0923*** (0,0221)
População com mais de 500.000	-0,0220 (0,0158)	-0,0053 (0,0253)	-0,0241 (0,0598)	0,0180 (0,0222)
Não metrópole (base)				
Metrópole	-0,0676*** (0,0102)	-0,0861*** (0,0178)	0,0065 (0,0412)	-0,0851*** (0,0168)
Sudeste (base)				
Norte	-0,1216*** (0,0212)	-0,0577* (0,0335)	-0,0303 (0,0941)	-0,0423 (0,0307)

Continua na próxima página...

Continuação da página anterior...

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Bip. nuclear chefe pai chefe pai	Bip. secundária chefe padastro (madastra)	Monoparental chefe mãe viúva	Monoparental chefe mãe não viúva
Nordeste	-0,1845*** (0,0258)	-0,0272 (0,0546)	-0,0590 (0,0758)	-0,0245 (0,0337)
Sul	0,1478*** (0,0136)	0,0681** (0,0279)	0,0196 (0,0500)	0,0860*** (0,0212)
Centro-Oeste	0,1495*** (0,0136)	0,1732*** (0,0212)	0,1294** (0,0614)	0,2029*** (0,0213)
Observações	520.043	161.239	23.818	167.614

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do Censo Demográfico de 2010.

Nota: Desvios padrão robustos à heteroscedasticidade e ao agrupamento de crianças por domicílio entre parênteses. \*\*\*Estatisticamente significativa a 1%. \*\*Estatisticamente significativa a 5%. \*Estatisticamente significativa a 10%.

Na Tabela 12 nota-se que o gênero é um importante determinante do trabalho infantil, destacando-se que os meninos são mais propensos à trabalhar em relação às meninas (categoria omitida). Esse resultado persiste entre as estruturas familiares estudadas. Por exemplo, ser menino e viver em lar biparental chefiada pelo pai (núcleo intacto) aumenta em 21,63 p.p a probabilidade de trabalhar em relação à menina no mesmo tipo de família. Na comparação entre os tipos de estrutura familiar o menor adicional de probabilidade por ser menino em relação às meninas está em viver na família monoparental chefiada por mãe não viúva (solteira, desquitada ou divorciada - ruptura nuclear voluntária ou não aleatória), 16,94 p.p.

A chance de trabalhar também aumenta com a idade da criança, com destaque para aquelas que vivem em família monoparental chefiada por mãe não viúva, onde a probabilidade de trabalhar de um menor de 15 anos aumenta em 133,20 p.p em relação aqueles com 10 anos de idade. 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 (EMERSON; SOUZA, 2007; AQUINO et al., 2010; CACCIAMALI; BATISTA; TATEI, 2011).

No tocante às características do chefe do domicílio, a idade aumenta a probabilidade de trabalho dos filhos. O efeito da educação do chefe é, em geral, mais representativo na família monoparental sob responsabilidade de mãe viúva, isto é, o efeito negativo sobre a probabilidade de trabalho da educação do responsável pelo domicílio é maior nessa categoria de família. Por exemplo, a possibilidade da criança trabalhar em 22,52 p.p quando o chefe do domicílio tem ensino médio completo ou superior incompleto em relação aqueles que sem instrução e fund. incompleto, já na família biparental chefiada pelo pai, considerando a mesma comparação, a redução é de 15,74 p.p. Esse resultado

indica que pais mais instruídos tendem a não encaminhar os filhos ao mercado de trabalho (GROOTAERT; PATRINOS, 2002; KASSOUF, 2005; CACCIAMALI; BATISTA; TATEI, 2011).

No tocante à religião, os resultados são em sua maioria não significativos, destacando apenas que se a religião do chefe é de denominação evangélica, em todos os casos, ou oriental, a chance da criança ser inserida no mercado de trabalho é maior em relação a católica (categoria omitida). Esse resultado pode estar relacionado a alguma regra de valores familiares envolvidos nos dogmas e crenças dessas estruturas eclesiais que pode alterar a valoração dos pais quanto ao trabalho dos filhos.

Outro resultado interessante diz respeito à categoria de ocupação do chefe. Em suma, quando o chefe é empregado sem carteira de trabalho assinada, conta própria ou empregador, a chance da criança ser inserida precocemente no mercado de trabalho é maior, ao contrário do que ocorre quando o responsável está na categoria de desempregado ou inativo. Para crianças que vivem em famílias monoparentais sob responsabilidade de mãe viúva e a ocupação do responsável é “conta própria” a probabilidade de trabalho infantil aumenta em 31,53 p.p, já no quando ela vivem em uma família biparental chefiada pelo pai e o chefe do domicílio está ocupado na categoria de “empregador” as chances aumentam em 46,83 p.p em relação aqueles chefes que são “empregados com carteira de trabalho assinada”. Os chefes de domicílio empregados por conta-própria ou empregadores parecem gerar maior demanda por mão obra domiciliar para ajudar no empreendimento familiar. Esse resultado já foi destacado por (CACCIAMALI; BATISTA; TATEI, 2011). Por outro lado, quando o chefe de domicílio está sem emprego, desempregado ou inativo, ele(a) se torna um concorrente potencial da criança no mercado de trabalho, desfavorecendo o trabalho infantil.

O nível de renda domiciliar per capita não apresentou significância estatística na maior parte dos modelos, exceto nas famílias biparentais, reduzindo a probabilidade de trabalho. Entre as características do mercado de trabalho tem-se que a taxa de informalidade só influencia significativamente a decisão de trabalho na amostra de famílias biparentais chefiadas pelo pai (12,21 p.p) e monoparentais chefiadas por mãe viúva (16,25 p.p). 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, representando uma importante força do lado da demanda. Já a taxa de desemprego de adultos com baixa escolaridade reduz a chance da criança trabalhar, com destaque para aquelas que vivem em família biparental cujo chefe é o padrasto ou a madrasta (núcleo re-estruturado), onde a redução é de 196,72 p.p. É razoável supor que quanto maior for essa taxa de desemprego, menor é a atratividade do mercado para o trabalho infantil (DURYEA; ARENDS-KUENNING, 2003).

As características de localização também apresentaram relação com a probabilidade

de trabalho infantil. Residir em metrópole reduz a probabilidade de trabalhar. Nota-se que diferenças imputadas à residência em regiões distintas, em linhas gerais, residir no Nordeste, reduz a probabilidade de trabalho infantil, enquanto no residir na região Sul e Centro-Oeste aumenta o risco de trabalhado da criança em relação àquelas que moram no Sudeste.

No intuito de se produzir mais evidências acerca das diferenças de propensão ao trabalho infantil provocadas por distintas estruturas de família, sobretudo, em termos de efeitos diretos e indiretos, foi realizada a decomposição de diferenças de probabilidade de trabalho infantil em atributos observáveis e não observáveis por grupos de famílias (YUN, 2004). A Tabela 13 registra os resultados da referida decomposição comparando quatro grupos de famílias: família biparental chefiada pelo pai; família biparental cujo chefe é o padrasto ou a madrasta; família monoparental sob responsabilidade de mãe viúva e família monoparental chefiada por mãe não viúva. São reportados três blocos de resultados: (i) decomposição (A) - não considera a renda domiciliar per capita entre as covariadas das regressões *Probit* para fomento da decomposição; (ii) decomposição (B) - incorpora a variável renda domiciliar nas regressões *Probit* e decomposição (C) - que introduz a renda domiciliar controlada para endogeneidade *IV-Probit*.

A diferença de probabilidade de trabalho infantil atribuída ao comportamento não observado das famílias pode ser captada por meio dos resultados da coluna “coeficientes (C)” da Tabela 13. Segundo Moehling (2004) o efeito total da estrutura familiar sobre o trabalho é dividido em efeitos diretos e indiretos, no entanto grande parte da literatura não considera essa peculiaridade e, em geral, estima o efeito total. Nesse estudo considera-se a hipótese de que a inclusão da variável renda domiciliar na equação de trabalho infantil captura o efeito indireto da estrutura familiar, permitindo a mensuração dos efeitos diretos através do coeficiente de diferença não observada. Por meio da análise dos resultados da decomposição de Yun (2004) é possível quantificar esses efeitos em termos de pontos percentuais (p.p). Na Tabela 13 esses resultados são reportados na “Decomposição C” na terceira coluna.

Tabela 13 – Decomposição de diferença de probabilidade da criança trabalhar por tipo de família

Comparações	Atributos Observados (E)		Coeficientes (C)		Total (E+C)	
	Coeficiente	%	Coeficiente	%	Coeficiente	%
<i>Decomposição A</i>						
Família (2) X (1)	-0,00207***	-23,41	0,01090***	123,41	0,00883***	100
Família (3) X (1)	0,00521***	21,07	0,01953***	78,93	0,02474***	100
Família (4) X (1)	-0,00710***	-60,40	0,01884***	160,40	0,01175***	100
Família (3) X (2)	0,00860***	54,02	0,00732***	45,98	0,01591***	100
Família (4) X (2)	-0,00279***	-95,59	0,00571***	195,59	0,00292***	100
Família (4) X (3)	-0,01124***	86,52	-0,00175***	13,49	-0,01299***	100
<i>Decomposição B</i>						
Família (2) X (1)	-0,00177***	-20,11	0,01059***	120,11	0,00882***	100
Família (3) X (1)	0,00764***	30,88	0,01710***	69,12	0,02474***	100
Família (4) X (1)	-0,01346***	-114,51	0,02521***	214,51	0,01175***	100
Família (3) X (2)	0,00947***	59,48	0,00645***	40,52	0,01592***	100
Família (4) X (2)	-0,01232***	-420,31	0,01525***	520,31	0,00293***	100
Família (4) X (3)	-0,02710***	208,64	0,01411***	-108,64	-0,01299***	100
<i>Decomposição C</i>						
Família (2) X (1)	-0,00166***	-18,86	0,01049***	118,86	0,00882***	100
Família (3) X (1)	0,00781***	31,56	0,01694***	68,44	0,02474***	100
Família (4) X (1)	-0,01332***	-113,35	0,02508***	213,35	0,01175***	100
Família (3) X (2)	0,00940***	59,02	0,00653***	40,99	0,01592***	100
Família (4) X (2)	-0,01251***	-426,82	0,01545***	526,82	0,00293***	100
Família (4) X (3)	-0,02734***	210,50	0,01435***	-110,50	-0,01299***	100

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do Censo Demográfico de 2010.

Nota: (1) biparental com o pai como chefe; (2) biparental com o chefe o padrasto ou a madrasta; (3) monoparental com a criança filha da mãe e ruptura por viuvez; (4) monoparental com a criança filha da mãe e ruptura por não viuvez. \*\*\*Estatisticamente significante a 1%.

\*\*Estatisticamente significante a 5%. \*Estatisticamente significante a 10%.

Os dados mostram que, após considerar o efeito de várias características observadas referentes aos atributos das crianças, pais, família, mercado de trabalho e localização, as crianças que vivem em um núcleo familiar intacto onde o pai é o responsável pelo domicílio (família 1) tem menor chance de trabalhar em relação aos demais tipos de família em análise. Por exemplo, considerando o bloco de resultados (C), na comparação onde a categoria principal é a família (4), monoparental com a criança filha da mãe e ruptura por não viuvez, e a categoria base é a família (1), biparental com o pai como chefe, o efeito direto é de 2,5 p.p, isto é, caso uma criança típica com as mesmas características observáveis estivesse vivendo na família (1), ela teria uma probabilidade de trabalhar 2,5 p.p menor em relação aquelas que vivem na família (4).

Os resultados reportados no parágrafo corroboram com a literatura. As evidências apontam que viver com os dois pais tem efeito positivo sobre o bem estar da criança (MCLANAHAN, 1985; CASE; LIN; MCLANAHAN, 2000) e, de forma mais específica, o estudo de (MOEHLING, 2004) mostra que viver em uma família biparental aumenta o tempo de estudo e reduz o de trabalho das crianças. Destaca-se que mesmo vivendo em um

lar biparental secundária cujo padrasto ou a madrasta, a chance de trabalhar da criança é menor em relação as monoparentais em análise. Quando a categoria principal é a família monoparental com a criança filha da mãe e ruptura por não viuvez (4), a criança teria 1,5 p.p a menos de chance de trabalhar caso estivesse em um lar biparental secundário (2) é responsável como categoria base.

Na análise dos resultados para crianças dentro de estruturas familiares similares, diferenciadas apenas pelo motivo da ruptura, se por viuvez ou não, ainda persistem diferenças de probabilidade entre os grupos de famílias. Tais diferenças favorecem o trabalho infantil na família monoparental sob chefia de mãe não viúva, tem-se que a criança teria menor chance de trabalhar (1,4 p.p) se estivesse em um lar monoparental onde o motivo da ruptura é a viuvez do que naquelas onde o motivo da ruptura é não natural, isto é, resultado de uma escolha dos pais. Diferenças no motivo que levou o responsável a criar o filho dentro de uma estrutura monoparental pode alterar o comportamento dos pais quanto ao trabalho infantil. De acordo com (BIBLARZ; GOTTAINER, 2000), mães solteiras (não viúvas) são mais preocupadas com questões financeiras e têm maior taxa de participação no mercado de trabalho em relação às mães viúvas. Ou seja, um processo de ruptura nuclear que envolve divergências conjugais pode influenciar negativamente o bem estar da criança.

Ainda é importante observar que a diferença em atributos observados tem um peso maior na diferença de probabilidade, em relação às características não observadas. Na comparação entre a família (4) e a família (3), a importância dos atributos observados no diferencial total é de 210,5%. As covariadas do modelo com maior peso nesse diferencial são a idade do responsável pelo domicílio e chefe na categoria de ocupação inativo, provavelmente a renda de pensão pode estar influenciando positivamente na probabilidade de trabalho infantil nas famílias monoparentais com mãe viúva.

Na comparação dos resultados do bloco de decomposição (C) com o (A) e o (B) existem mudanças nos coeficientes e importâncias sugerindo que os resultados são sensíveis a inclusão da renda entre as covariadas, bem como a questão da endogeneidade dessa variável no modelo. Portanto desconsiderar a essa questão pode subestimar ou superestimar a métrica do impacto da estrutura familiar sobre a decisão de trabalho infantil.

### 3.5.3 Impacto da estrutura familiar sobre o trabalho infantil: evidências para ruptura nuclear não aleatória

Os trabalhos de McLanahan e Sandefur (1994) e Moehling (2004) destacam a possível interdependência entre as decisões de trabalho infantil e de ruptura ou manutenção do núcleo familiar. Ou seja, é possível que fatores não observáveis que pré-dispõe uma família a experimentar a dissolução conjugal ou a preservar seu núcleo (pai e mãe vivendo

juntos) estejam correlacionados com fatores que influenciam a decisão de enviar a criança para o mercado de trabalho. Essa questão não tem sido devidamente explorada na literatura especializada e a sua desconsideração pode gerar estimativas tendenciosas<sup>27</sup>. Portanto, nessa subseção, são apresentadas evidências sobre o impacto da estrutura familiar sobre o trabalho infantil incorporando à análise empírica a endogeneidade da decisão de ruptura familiar. Dois grupos foram analisados: (a) famílias biparentais sob responsabilidade do pai (núcleo intacto) e (b) famílias monoparentais sob a responsabilidade de mãe não viúva (solteira, desquitada ou divorciada - núcleo provavelmente rompido de forma não aleatória)<sup>28</sup>.

A Tabela 14 destaca os resultados da estimação do modelo multivariado de determinação conjunta da oferta de trabalho infantil, ruptura familiar e renda (ver equações (3.3)-(3.5)). No intuito de aprimorar a identificação de parâmetros estruturais a variável “número de filhos nascidos mortos” foi usada como restrição de exclusão na equação de oferta de trabalho infantil, enquanto as variáveis binárias de cor do chefe foram usadas como “instrumentais” (restrição de exclusão) nas equações de oferta de trabalho e de ruptura do núcleo familiar. Os modelos são classificados como segue: (I) Equação de oferta de trabalho infantil; (II) Equação de ruptura familiar e (III) Equação de determinação da renda domiciliar per capita.

Na equação de determinação da oferta de trabalho infantil (I) os resultados apontam que viver em um lar monoparental chefiado pela mãe não viúva aumenta a probabilidade de trabalhar da criança, quando comparada aquelas que crescem em uma família biparental nuclear chefiada pelo pai. Quanto maior a renda domiciliar per capita (idade da criança) menor (maior) a chance de inserção precoce no mercado de trabalho. Em geral a oferta de trabalho infantil é menor quando os pais são mais educados. Assim como os resultados reportados anteriormente, a condição de ocupação do chefe tem efeito significativo sobre a decisão de trabalho infantil, com destaque para as categorias de conta própria e empregador que tem um efeito positivo sobre a chance de trabalhar dos menores.

<sup>27</sup> Na literatura internacional poucos trabalhos exploram a hipótese de endogeneidade da estrutura familiar em relação ao trabalho infantil, nesse sentido destaca-se o trabalho de Moehling (2004)

<sup>28</sup> Optou-se por excluir as famílias monoparentais chefiadas por mãe não viúva dessa comparação, pois no caso dessas famílias os motivos de dissolução familiar podem ter sido provocados por fatores externos e que não podem ser controlados diretamente.

Tabela 14 – Brasil - Regressões: Determinantes do trabalho infantil (probabilidade da criança trabalhar), estrutura familiar (probabilidade de ruptura nuclear) e renda domiciliar - 2010

	(1) Eq. Trabalho Infantil	(2) Eq. Ruptura Familiar	(3) Eq. Renda Dom. per capita
Família biparental nuclear (base)			
Família monoparental (chefe mãe)	0,4753*** (0,0586)		
Renda dom. per capita (log)	-0,1880*** (0,0625)	-0,5637*** (0,0403)	
<i>Características da criança</i>			
Menina (base)			
Menino	0,2213*** (0,0065)	-0,0411*** (0,0036)	0,0020 (0,0015)
10 anos (base)			
11 anos	0,2439*** (0,0190)	0,0695*** (0,0061)	0,0052** (0,0026)
12 anos	0,4190*** (0,0179)	0,1473*** (0,0059)	0,0057** (0,0026)
13 anos	0,6706*** (0,0173)	0,2225*** (0,0060)	0,0100*** (0,0026)
14 anos	1,0045*** (0,0171)	0,2958*** (0,0061)	0,0248*** (0,0026)
15 anos	1,3468*** (0,0176)	0,3729*** (0,0063)	0,0431*** (0,0026)
<i>Características do Chefe</i>			
Idade do chefe	0,0134*** (0,0010)	-0,0427*** (0,0006)	0,0108*** (0,0001)
Sem inst.ou Fund. inc. (base)			
Fund. Completo e médio incompleto	-0,0483*** (0,0169)	0,2071*** (0,0107)	0,2147*** (0,0020)
Médio completo e superior incomp	-0,1252*** (0,0270)	0,3671*** (0,0169)	0,3824*** (0,0019)
Superior Completo	-0,3082*** (0,0479)	0,8265*** (0,0277)	0,5998*** (0,0039)
Católica (base)			
Não tem/não respondeu	0,0046 (0,0136)	-0,0150* (0,0084)	-0,0459*** (0,0029)
Ateu/agnóstico	0,1496** (0,0617)	-0,1826*** (0,0448)	0,0141 (0,0143)
Evangélica	0,0432*** (0,0080)	0,0485*** (0,0052)	-0,0085*** (0,0018)
Espiritismo	-0,0624* (0,0376)	0,5918*** (0,0193)	0,0673*** (0,0071)
Africanas	-0,2703*** (0,0849)	0,4695*** (0,0431)	-0,1318*** (0,0165)
Orientais	0,1217 (0,0996)	0,3717*** (0,0646)	0,0267 (0,0247)
Outras	0,0228 (0,0333)	0,0465** (0,0212)	-0,0179** (0,0076)

Continua na próxima página...

Continuação da página anterior...

	(1)	(2)	(3)
	Eq. Trabalho Infantil	Eq. Ruptura Familiar	Eq. Renda Dom. per capita
Empregado com carteira (base)			
Militares e Func. Públicos	-0,0895*** (0,0210)	0,3938*** (0,0113)	0,0880*** (0,0033)
Empregados (sem carteira)	0,0079 (0,0209)	0,4973*** (0,0122)	-0,2615*** (0,0021)
Conta própria	0,1410*** (0,0099)	-0,2681*** (0,0072)	-0,0628*** (0,0019)
Empregadores	0,5022*** (0,0351)	-0,4618*** (0,0316)	0,3090*** (0,0056)
Não remunerados	-0,0646 (0,0962)	0,3113*** (0,0640)	-0,7435*** (0,0295)
<i>Características do Chefe</i>			
Trabalhador produção (próprio consumo)	-0,6284*** (0,0794)	-0,4301*** (0,0519)	-1,1523*** (0,0094)
Procurando emprego	-0,5889*** (0,0740)	0,2356*** (0,0471)	-1,1352*** (0,0057)
Inativo	-0,4944*** (0,0544)	0,6070*** (0,0343)	-0,8295*** (0,0036)
<i>Características da família</i>			
Irmãos 0 e 5 anos	-0,0022 (0,0302)	-0,3490*** (0,0194)	-0,4019*** (0,0039)
Irmãos 6 e 9 anos	0,0137 (0,0293)	-0,3737*** (0,0191)	-0,3954*** (0,0034)
Irmãos 16 e 18 anos	-0,0047 (0,0201)	-0,0319** (0,0144)	-0,1879*** (0,0044)
Pessoas > 60	0,0224 (0,0180)	0,2272*** (0,0117)	0,2047*** (0,0029)
<i>Características do mercado de trabalho</i>			
Taxa de desemprego	-1,8747*** (0,1343)	-0,8173*** (0,0820)	-1,0774*** (0,0246)
Taxa de informalidade	-0,0931 (0,0605)	-0,5789*** (0,0405)	-0,7188*** (0,0099)
<i>Características de localização</i>			
Pop. de 100.001 a 500.000 (base)			
População de até 5.000	0,2045*** (0,0162)	-0,2816*** (0,0111)	-0,0828*** (0,0036)
População de 5.001 a 10.000	0,1983*** (0,0144)	-0,2462*** (0,0096)	-0,0939*** (0,0030)
População de 10.001 a 20.000	0,1939*** (0,0127)	-0,1873*** (0,0084)	-0,0792*** (0,0026)
População de 20.001 a 50.000	0,1672*** (0,0120)	-0,1246*** (0,0079)	-0,0483*** (0,0026)
População de 50.001 a 100.000	0,0707*** (0,0126)	-0,0665*** (0,0079)	-0,0174*** (0,0027)
População com mais de 500.000	-0,0177 (0,0136)	0,1196*** (0,0075)	0,0261*** (0,0026)
Não Metr�pole(base)			
Metr�pole	-0,0776*** (0,0092)	0,0024 (0,0059)	0,0024 (0,0020)

Continua na pr xima p gina...

Continuação da página anterior...

	(1)	(2)	(3)
	Eq. Trabalho Infantil	Eq. Ruptura Familiar	Eq. Renda Dom. per capita
Sudeste (base)			
Norte	-0,0957*** (0,0192)	-0,1322*** (0,0122)	-0,1609*** (0,0035)
Nordeste	-0,1299*** (0,0232)	-0,2143*** (0,0147)	-0,3088*** (0,0024)
Sul	0,1328*** (0,0131)	0,1229*** (0,0088)	0,1150*** (0,0022)
Centro-Oeste	0,1758*** (0,0120)	0,0079 (0,0085)	0,0267*** (0,0029)
<i>Variável Instrumental</i>			
Filhos nascidos mortos		0,1128*** (0,0054)	
Braco (Cor da pele do chefe)			0,1111*** (0,0017)
Negro (Cor da pele do chefe)			-0,0262*** (0,0027)
Outras (Cor da pele do chefe)			0,0368*** (0,0074)
Constante	-2,3216*** (0,3453)	3,9263*** (0,2190)	5,3746*** (0,0058)
Resíduo	0,6061*** (0,0626)	0,3190*** (0,0404)	
$\rho$		-0,1005***	
Teste de Wald ( $\rho=0$ )		9.140,15**	
Observações		687.657	

Fonte: Resultados estimados a partir dos dados do Censo Demográfico de 2010.

Nota: Desvios padrão robustos à heterocedasticidade entre parênteses. \*\*\* Estatisticamente significativo a 1%. \*\* Estatisticamente significativo a 5%. \* Estatisticamente significativo a 10%.

Quanto à equação de determinação da estrutura familiar (II) destaca-se o efeito negativo da renda domiciliar per capita, isto é, quanto maior o nível de renda menor a chance de ruptura familiar. Esse resultado indica que questões de âmbito financeiro tem efeito sobre os relacionamentos conjugais. Quanto mais velho e educado (estudo) o chefe do domicílio menor a chance de rompimento do núcleo familiar.

A presença de crianças nas três faixas etárias de análise reduz a chance de a familiar ser monoparental, é razoável supor que a presença de crianças no lar estimule os pais a manter o núcleo conjugal a fim de aumentar o bem estar dos filhos. Além disso, aspectos regionais influenciam na decisão de desmembramento familiar, em geral, viver no Norte e Nordeste (Sul e Centro Oeste) reduz (aumenta) a probabilidade em relação ao Sudeste. O coeficiente da variável número de filhos nascidos mortos corrobora a hipótese assumida nesse estudo, de que quanto maior o número de filhos nascidos mortos, maior a chance de ruptura familiar.

No tocante a equação de determinação da renda domiciliar (III), a raça tem efeito significativo no sentido de que quando o chefe é de cor branca (negra) o nível de renda familiar aumenta (diminui) em relação aqueles de cor parda. Importante determinante do nível de renda domiciliar são a educação e idade do chefe, com influencia positiva. Quanto maior a taxa de desemprego e de informalidade menor a renda. E viver no Norte e Nordeste (Sul e Centro-Oeste) tem efeito negativo (positivo) sobre a renda em relação ao Sudeste.

Note-se também que o coeficiente de correlação entre os atributos não observados das equações de trabalho infantil e de decisão de ruptura da família revelou-se estatisticamente significativo. Essa evidência sugere a existência de uma interdependência entre as decisões manutenção ou rompimento do núcleo da família e de oferta de trabalho infantil, isto é, os resultados apontam para a validade da hipótese de endogeneidade da estrutura familiar.

Na Tabela 15, são apresentadas estimativas do impacto da condição nuclear da família sobre a propensão ao trabalho infantil (Efeito Médio de Tratamento - ATE). Os ATEs foram calculados para seis diferentes especificações do modelo empírico (3.3)-(3.5), a fim de se verificar como o comportamento dos resultados ausência de restrição de exclusão para equação de oferta de trabalho infantil ou não controle para endogeneidade da renda.

Na coluna (1) da Tabela 15, registra-se o valor do ATE a partir de regressões sem restrição de exclusão e sem a variável renda domiciliar per capita; a coluna (2) apresenta resultados sem restrição de exclusão e com a variável de renda sob a hipótese de exogeneidade; a coluna (3) mostra o ATE computado sem restrição de exclusão e com controle para a endogeneidade da renda (incluindo variáveis binárias de cor de pelo do chefe de domicílio); a coluna (4) reporta o valor do ATE obtido com estimação que incluiu restrição de exclusão (total de filhos nascidos mortos) e sem a variável renda; a coluna (5) registra o ATE considerando a restrição de exclusão (total de filhos nascidos mortos) e com a variável de renda e a coluna (6) apresenta o ATE calculado considerando restrição de exclusão (total de filhos nascidos mortos) e com controle para a endogeneidade da renda (incluindo variáveis binárias de cor de pelo do chefe de domicílio).

Tabela 15 – Efeito Médio de Tratamento (ATE) - Impacto da Ruptura Familiar sobre o Trabalho Infantil

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Tipo de Família	0,0130**	0,0266***	0,0266***	0,0206***	0,0345***	0,0343***
IC 95%	[0,002;0,024]	[0,016;0,037]	[0,016;0,037]	[0,011;0,029]	[0,025;0,043]	[0,025;0,043]
Observações	687.657					

Fonte: Resultados estimados a partir dos dados do Censo Demográfico de 2010.

Nota: Intervalo de confiança a 95% robustos à heterocedasticidade entre parênteses. \*\*\*

Estatisticamente significativo a 1%. \*\* Estatisticamente significativo a 5%. \* Estatisticamente

significativo a 10%. (1) Não inclui restrição de exclusão para a equação de trabalho infantil e não inclui controle para a renda domiciliar; (2) Não inclui restrição de exclusão para a equação de trabalho infantil e inclui controle para a renda domiciliar; (3) Não inclui restrição de exclusão para a equação de trabalho infantil e inclui controle para a renda domiciliar com variáveis instrumentais (cor da pele do chefe de domicílio); (4) incluiu restrição de exclusão (total de filhos nascidos mortos) e sem a variável renda; (5) com a restrição de exclusão (total de filhos nascidos mortos) e com a variável de renda e a coluna (6) com restrição de exclusão (total de filhos nascidos mortos) e com controle para a endogeneidade da renda (incluindo variáveis binárias de cor de pelo do chefe de domicílio).

Os resultados reportados na Tabela 15 apontam que a diferença de probabilidade média de trabalho infantil em uma família monoparental chefiada pela mãe é 3,43 p.p maior do que na família biparental chefiada pelo pai. O ATE registrado na coluna (6) pode ser considerado o resultado mais robusto, pois trata o viés de endogeneidade da renda e da estrutura familiar. Observando os demais ATEs, nota-se que o efeito do tipo de família é subestimado em relação à especificação mais robusta. Na comparação do ATE (1), o mais parcimonioso, com o ATE (6) a diferença é subestimada em 2,13 p.p. Já na comparação com o resultado do ATE (2), que considera a renda exógena, com o ATE (6) o risco é reduzido em 1,36 p.p. Além disso, mesmo considerando a renda como endógena, ATE (3), o efeito ainda é subestimado em 1,36 p.p. Portanto, os resultados sofrem mudanças significativas quando a renda não é incluída entre as covariadas do modelo e quando a endogeneidade da renda domiciliar e da estrutura familiar é desconsiderada.

Outro resultado importante é a comparação entre o resultado do ATE (6), calculado a partir de um modelo mais geral que trata a endogeneidade da estrutura familiar, com a diferença de probabilidade em atributos não observados calculada por meio da técnica de decomposição de (YUN, 2004), Tabela 13, os coeficientes estimados apontam que o efeito da estrutura familiar é subestimado em 0,93 p.p. Na decomposição de Yun a diferença de probabilidade é de 2,51 p.p. Esse resultado reforça a hipótese de que ignorar a endogeneidade da estrutura familiar pode mascarar os resultados do seu impacto sobre a oferta de trabalho infantil. Nesse sentido o modelo estrutural ampliado é mais apropriado para analisar o efeito do tipo de familiar sobre a decisão de inserção precoce no mercado de trabalho. No entanto esse tipo de modelo não tem sido explorado na literatura sobre trabalho infantil, sobretudo no âmbito nacional.

### 3.6 Considerações finais

No Brasil, apesar da redução no número de crianças trabalhando no meio urbano durante nas últimas décadas, o trabalho infantil ainda persiste em todos os estados do país. Nesse cenário, esse artigo procurou investigar os determinantes do trabalho infantil no Brasil urbano, com atenção especial para os possíveis efeitos atrelados à estrutura familiar.

Os achados iniciais dessa pesquisa mostraram que a estrutura familiar tem um papel significativo na determinação da probabilidade de trabalho infantil no Brasil urbano. Em geral, uma criança que vive em uma família biparental chefiada pelo pai é aquela com menor risco relativo no tocante ao trabalho infantil. Por outro lado, uma criança criada em uma família monoparental, independente do motivo da ruptura conjugal, tem maior chance de trabalhar comparada a outra criança com mesmas características observáveis e que vive em outro arranjo familiar. Destaca-se que entre as estruturas monoparentais, viver com o padrasto gera o pior resultado para crianças. Os resultados também apontaram que a criança sob os cuidados do avô tem menor chance de trabalhar em relação àquela que vive com ambos os pais.

A partir de uma análise empírica mais rigorosa, foi possível comparar e decompor as diferenças de probabilidade de trabalho infantil entre grupos de famílias, considerando estruturas com núcleo intacto, não intacto e reestruturado. Em geral os resultados mostram que existe um efeito direto da estrutura familiar sobre o trabalho infantil. Destacando que entre famílias monoparentais, a situação de menor vulnerabilidade para a criança é crescer em uma estrutura onde o motivo da ruptura conjugal foi à morte do cônjuge, isto é, ser criada por uma mãe viúva. Segundo Biblarz e Gottainer (2000) esse tipo família cultiva valores que contribuem para o bem estar da criança, tais como a importância para o cuidado com os filhos e a transmissão dos valores de viver em núcleo sem ruptura, entre outros.

Ademais, as evidências sugeriram que tratar a estrutura familiar como exógena pode enviesar os resultados, no sentido de subestimar o efeito do tipo de família sobre o trabalho infantil. A estimação do modelo estrutural, considerando a estrutura familiar como endógena no modelo de trabalho infantil, apontou que viver em família monoparental com mãe não viúva aumenta a chance de trabalho infantil em relação à biparental chefiada pelo pai, destacando que os demais resultados que consideraram o tipo de família como exógena subestimaram essa probabilidade.

Outros fatores indutores do trabalho infantil foram o gênero masculino da criança, a maior idade da criança e a baixa escolaridade dos pais. Uma maior taxa de empregos informais no meio urbano do município de residência, assim como, uma menor taxa de desemprego de pessoas de baixa instrução, são importantes fatores do lado da demanda que favorecem o aumento do trabalho infantil.

Para erradicar o trabalho infantil de forma efetiva, os resultados do presente estudo sugerem políticas de longo prazo, como políticas de qualificação dos pais, intensificação das ações de fiscalização e punição efetiva para os empresários/autônomos que empregam crianças menores de 15 anos e políticas para reduzir o grau de informalização do mercado de trabalho. Por outro lado, políticas de maior conscientização dos pais quanto aos impactos do trabalho infantil sobre a educação, saúde e nível de renda futuro das crianças, podem promover mudanças no comportamento dos pais quando a decisão de trabalho infantil. Essas políticas precisam de uma linha de ação diferenciada para famílias monoparentais chefiadas pela mãe, bem como, o desenvolvimento de pesquisas que incorporem o estudo detalhado do perfil psicológico e comportamental dessas famílias.

## 4 Conclusão

A persistência do trabalho infantil viola os direitos das crianças e adolescentes. Destaca-se que assegurar ao menor dignidade, respeito, educação e proteção contra qualquer forma de negligência estão entre os direitos internacionais da infância. No entanto, a inserção precoce ao mercado de trabalho expõe o infante a situações de risco, acidentes, problemas de saúde, redução da frequência e/ou desempenho escolar, bem como, produz efeitos negativos sobre o status de ocupação e nível de renda na fase adulta (KASSOUF, 2000; ILAHI; ORAZEM; SEDLACEK, 2000; DURYEY et al., 2005; KASSOUF, 2005).

Nos países em desenvolvimento esse problema é mais frequente e configura-se como uma questão social relevante entre os formulares de políticas públicas. No Brasil o trabalho infantil é um fenômeno presente desde o século XVI, quando crianças de origem indígena e africana eram submetidas à escravidão, passando por um agravamento a partir do advento da revolução industrial, com um grande contingente de menores envolvidos em atividades fabris, e permanece até atualidade, com destaque para as atividades familiares na zona rural e exploração ilegal relacionado ao tráfico de drogas e prostituição. Segundo informações da OIT, embora o Brasil tenha conseguido reduzir em 56% o trabalho de crianças entre 1992 e 2012, sua prevalência permanece em patamares elevados. Dado que o país assumiu o compromisso com a OIT de erradicar todas as formas de trabalho infantil até 2020, essa tese buscou, além de contribuir com a literatura teórica e empírica sobre tema, fornecer subsídios para a elaboração de políticas públicas que permitam o cumprimento dessa meta.

Essa tese buscou explorar dois aspectos importantes dentro da literatura de trabalho infantil, quais sejam a sua relação com a riqueza familiar (mensurada pelo tamanho da propriedade de terra) no meio rural, e o papel da estrutura familiar sobre a determinação da probabilidade de inserção precoce no mercado de trabalho no meio urbano.

No tocante a literatura econômica esse tema tem sido tratado de forma ampla. Entre os resultados de maior destaque tem-se a condição de pobreza familiar como principal determinante do trabalho de crianças e adolescentes. Recentemente alguns estudos têm contestado esse resultado dando origem ao “paradoxo da riqueza”. Essa hipótese aponta que existe uma relação positiva entre riqueza e trabalho infantil, sobretudo em sociedades agrárias (BHALOTRA; HEADY, 2003; MENON, 2005; DUMAS, 2007; BASU; DAS; DUTTA, 2010).

O primeiro ensaio dessa tese explorou a análise da validade da hipótese do “Paradoxo da Riqueza” por meio de um instrumental econométrico mais robusto em relação ao utilizado por Bhalotra e Heady (2003), trabalho seminal sobre o tema. Para tanto foram utilizados dados do Paquistão, do ano de 1991, e o estimador de Regressão Quantílica

Censurada com Variáveis Instrumentais (*Censored Quantile Instrumental Variable* - CQIV), que permite a incorporação conjunta de problemas de censura e endogeneidade, sem assumir os pressupostos lineares clássicos de normalidade e homocedasticidade. A utilização desse método permitiu a identificação de uma heterogeneidade no comportamento dos pais quanto ao trabalho dos filhos ao longo da distribuição de horas trabalhadas pelas crianças. Destacando a existência de uma relação entre a hipótese do “paradoxo da riqueza” e as preferências dos pais. Os resultados mostram que o “paradoxo da riqueza” só é válido quanto os pais assumem um comportamento não altruísta em relação aos filhos, ( $\tau = 0,75$ ). Nos demais quantis ( $\tau = 0,25$  e  $\tau = 0,50$ ) um aumento na riqueza reduz o trabalho infantil.

A partir da discussão do “paradoxo da riqueza” os trabalhos de Basu, Das e Dutta (2010) e Fan (2011) adicionam novos ingredientes na discussão teórica sobre o trabalho infantil. O primeiro trabalho aponta para a existência de uma relação não linear entre trabalho infantil e riqueza, medida pelo tamanho da terra, resultado que ficou conhecido como hipótese do “U-invertido”. Enquanto o segundo sugere uma possível relação entre as preferências dos pais por lazer, estudo e trabalho dos filhos.

O segundo ensaio explora essas novas evidências teóricas, pouco discutidas na literatura nacional, a fim de analisar a validade de uma possível relação entre a hipótese do “U-invertido” e as preferências dos pais na decisão de trabalho infantil no Brasil rural, com dados da PNAD 2012. A técnica econométrica utilizada é a mesma do ensaio 1, o estimador CQIV. Os resultados corroboram a hipótese inicial de relação entre os resultados de Basu, Das e Dutta (2010) e Fan (2011). As evidências apontam que a relação não linear entre riqueza e trabalho infantil se mantém entre as crianças que vivem com pais não altruístas, ou seja, aquelas que estão inicialmente expostas a uma jornada de trabalho mais intensa. Os resultados destacam o papel das preferências dos pais da determinação do trabalho infantil e sugerem que a pobreza e as falhas de mercado podem ser causas secundárias, sobretudo no meio rural onde a principal ocupação da mão de obra infantil é em atividades familiares.

Outra questão importante dentro da discussão dos determinantes do trabalho infantil é o papel da estrutura familiar nessa decisão. Segundo Moehling (2004) a ruptura do núcleo familiar tem efeitos negativos sobre o bem estar da criança, tais como maior probabilidade de trabalho infantil. Esse tema é explorado no ensaio 3 dessa tese. Para tanto foram utilizados dados do Censo 2010, a partir do qual foi construída uma amostra de crianças de 10 a 15 residentes na zona urbana do Brasil. Para lidar com questões de endogeneidade de a renda domiciliar e da estrutura familiar foram utilizados os estimadores *IV-probit* e *probit* bivariado para calcular a probabilidade de trabalho infantil condicionada a um conjunto de covariadas entre diferentes tipos de núcleos familiares.

Os resultados do capítulo 3 mostram que a estrutura familiar é um importante

determinante do trabalho infantil no Brasil. A estimação da equação de oferta de trabalho das crianças incluindo a renda domiciliar per capita entre as covariadas aponta que existem efeitos diretos da estrutura familiar sobre a decisão de trabalho infantil. Em geral as crianças que vivem em lares monoparentais chefiados pela mãe são mais propensas à inserção precoce no mercado de trabalho, quando comparadas aquelas que vivem em famílias com a presença dos dois pais. Já entre as famílias monoparentais a situação de maior vulnerabilidade está em crescer em lares monoparentais chefiados pela mãe, cujo motivo da ruptura do núcleo familiar não é a viuvez. Destacam também as evidências sobre a endogeneidade da estrutura familiar na equação de oferta de trabalho infantil.

Os resultados dessa pesquisa destacam a complexidade do fenômeno do trabalho infantil, principalmente devido a sua multidimensionalidade. Nesse sentido seu combate deve envolver diversos atores sociais, tais como, instituições governamentais e não governamentais, empregadores, entre outros.

Já quanto às estratégias de políticas públicas, seguem algumas sugestões: (i) A qualificação de mão obra para atividades na agropecuária pode aumentar a oferta de trabalho no meio rural e desestimular os pais a contratar os filhos; (ii) Investimento em estratégias de educação de adultos no meio rural para aumentar o nível de instrução do pais, com o objetivo de aumentar a valorização da educação dos filhos em detrimento da inserção no mercado de trabalho; (iii) Universalização do acesso a escola com baixo custo na área rural, essa estratégias pode reduzir o custo de oportunidade de estudar em relação a trabalhar; (iv) Desenvolver ações de fiscalização e punição específicas para o meio rural, dado que grande parte dos menores nesse cenário estão empregados em atividades da própria família, fato que dificulta a identificação do fenômeno no meio rural; (v) Intensificar as ações de fiscalização no meio urbano; (vi) Redução do grau de informalização do mercado de trabalho; (vii) Campanhas de sensibilização e mobilização quanto aos efeitos nocivos do trabalho infantil sobre a vida presente e futura da criança, a fim de alterar as preferencias dos pais quanto a alocação do tempo dos filhos; (viii) Ações de acompanhamento específico para as famílias monoparentais por meio dos centros de atendimento social municipais com foco na conscientização das mãe sobre as consequências negativas do trabalho infantil.

O Plano Nacional de Prevenção e Erradicação do trabalho infantil e proteção ao adolescente trabalhador<sup>1</sup> para os anos de 2011 e 2015 no Brasil inclui algumas dessas sugestões de política, por exemplo, entre os eixos estratégicos tem-se a promoção de ações de comunicação e mobilização social; promoção e fortalecimento da família na perspectiva

<sup>1</sup> O Plano Nacional de Prevenção e Erradicação do Trabalho Infantil e Proteção ao Adolescente Trabalhador foi desenvolvido pela Comissão Nacional de Erradicação do Trabalho Infantil (CONAETI), um organismo composto por representantes do poder público, dos empregadores, dos trabalhadores, da sociedade civil organizada e de organismos internacionais, sob a coordenação do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE).

de sua emancipação e inclusão social, garantia de educação pública de qualidade para todas as crianças e os adolescentes, entre outros (BRASIL, 2011). No entanto é importante intensificar essas ações e avaliar a sua implementação, bem como seus resultados.

Por fim, questões de estudo que podem ser exploradas no futuro são, por exemplo, a elaboração de um modelo teórico para formalizar a relação entre a hipótese do “U-invertido” e as preferências dos pais na decisão de trabalho infantil. Do ponto de vista empírico pode-se testar a validade dessa relação em atividades familiares no meio urbano. Outro ponto é a formalização teórica da relação entre estrutura familiar à decisão de trabalho infantil.

## Referências

- ABREVAYA, J.; DAHL, C. M. The Effects of Birth Inputs on Birthweight: Evidence from Quantile Estimation on Panel Data. *Journal of Business and Economic Statistics*, v. 26, n. 4, p. 379–397, 2008.
- AQUINO, J. M. et al. Trabalho Infantil: Persistência Intergeracional e Decomposição da Incidência entre 1992 e 2004 no Brasil Rural e Urbano. *Revista de Economia Contemporânea*, scielo, v. 14, n. 1, p. 61–84, 2010. ISSN 1415-9848. Disponível em: <[http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S1415-98482010000100004&nrm=iso](http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1415-98482010000100004&nrm=iso)>.
- ARIAS, O.; HALLOCK, K. F.; SOSA-ESCUADERO, W. Individual Heterogeneity in the Returns to Schooling: Instrumental Variables Quantile Regression Using Twins Data. 2001. Disponível em: <<http://digitalcommons.ilr.cornell.edu/articles/201>>.
- BAKER, M. Adaptive Markov chain Monte Carlo sampling and estimation in Mata. *STATA Journal*, n. 14, p. 623–661, 2014.
- BALAND, J.; ROBINSON, J. Is Child Labor Inefficient? *Journal of Political Economy*, v. 108, n. 4, p. 663–679, 2000.
- BAR, T.; BASU, K. Children, Education, Labor, and Land: In the Long Run and Short Run. *Journal of the European Economic Association*, Blackwell Publishing Ltd, v. 7, n. 2-3, p. 487–497, 2009. ISSN 1542-4774. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1162/JEEA.2009.7.2-3.487>>.
- BARROS, R. P.; MENDONÇA, R.; VELAZCO, T. Is poverty the main cause of child work in urban Brazil? 1994.
- BASU, K.; DAS, S.; DUTTA, B. Child Labor and Household Wealth: Theory and Empirical Evidence of an Inverted-U. *Journal of Development Economics*, v. 91, n. 1, p. 8–14, 2010. ISSN 0304-3878. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304387809000029>>.
- BASU, K.; TZANNATOS, Z. The Global Child Labor Problem: What Do We Know and What Can We Do? *The World Bank Economic Review*, v. 17, n. 2, p. 147–173, 2003. Disponível em: <<http://wber.oxfordjournals.org/content/17/2/147.abstract>>.
- BASU, K.; VAN, P. H. The Economics of Child Labor. *American Economic Review*, v. 88, n. 3, p. 412–427, 1998. Disponível em: <<http://www.aeaweb.org/articles.php?doi=10.1257/aer.89.5.1386>>.
- BATISTA, N. F.; CACCIAMALI, M. C. Migração Familiar, Trabalho Infantil e Ciclo Intergeracional da Pobreza no Estado de São Paulo. In: *VI Encontro Regional da ABET*. João Pessoa: ABET, 2007. p. 1–25.
- BHALOTRA, S.; HEADY, C. Child Farm Labor: The Wealth Paradox. *The World Bank Economic Review*, v. 17, n. 2, p. 197–227, 2003. Disponível em: <<http://wber.oxfordjournals.org/content/17/2/197.abstract>>.

- BIBLARZ, T. J.; GOTTAINER, G. Family Structure and Children's Success: A Comparison of Widowed and Divorced Single-Mother Families. *Journal of Marriage and the Family*, v. 62, n. 2, p. 533–548, 2000.
- BITLER, M. P.; GELBACH, J. B.; HOYNES, H. W. What Mean Impacts Miss: Distributional Effects of Welfare Reform Experiments. *American Economic Review*, v. 96, n. 4, p. 988–1012, 2006.
- BLINDER, A. S. Wage discrimination: reduced form and structural estimates. *Journal of Human Resources*, v. 8, n. 4, p. 436–455, 1973.
- BOUTIN, D. Family Farming, Child labor and The Wealth Paradox: Evidence from Mali. *Economics Bulletin*, v. 32, n. 4, p. 4371–3479, 2012.
- BRASIL. *Plano Nacional de Prevenção e Erradicação do Trabalho Infantil e Proteção ao Adolescente Trabalhador*. Brasília, 2011. 95 p.
- BUCHINSKY, M. Changes in the U.S. wage structure 1963-1987: Application of quantile regression. *Econometrica*, v. 62, n. 2, p. 405–458, 2004.
- CACCIAMALI, M. C.; BATISTA, N. N. F.; TATEI, F. Padrões Familiares de Utilização de Trabalho Infantil. *Revista Abet*, v. 10, n. 1, p. 11–34, 2011.
- CACCIAMALI, M. C.; TATEI, F. Trabalho infantil e o status ocupacional dos pais. *Revista de Economia Política*, v. 28, n. 2, p. 269–290, 2008.
- CANAGARAJAH, S.; COULOMBE, H. *Child Labor and Schooling in Ghana*. The World Bank, 1999. Disponível em: <<http://elibrary.worldbank.org/doi/abs/10.1596/1813-9450-1844>>.
- CARLOTO, C. M. A chefia familiar feminina nas famílias monoparentais em situação de extrema pobreza. *Revista Virtual Textos e Contextos*, v. 4, n. 4, 2005.
- CASE, A.; LIN, I.; MCLANAHAN, S. . How hungry is the selfish gene? *Economic Journal*, v. 110, n. 466, p. 781 – 804, 2000.
- CHERNOZHUKOV, V.; FERNÁNDEZ-VAL, I.; KOWALSKI, A. E. *Quantile Regression with Censoring and Endogeneity*. [S.l.], 2011. (Working Paper Series, 16997). Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w16997>>.
- CHERNOZHUKOV, V.; HONG, H. An MCMC Approach to Classical Estimation. *Journal of Econometrics*, v. 115, n. 2, p. 293–346, 2003. ISSN 0304-4076. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304407603001003>>.
- DEGRAFF, D. S.; BILSBORROW, R. E. Female-headed households and family welfare in rural Ecuador. *Journal of Population Economics*, v. 6, n. 4, p. 317–336, 1993.
- DUMAS, C. Why do Parents Make Their Children Work? A Test of the Poverty Hypothesis in Rural Areas of Burkina Faso. *Oxford Economic Papers*, v. 59, n. 2, p. 301–329, 2007. Disponível em: <<http://oep.oxfordjournals.org/content/early/2007/01/06/oep.gpl031.abstract>>.
- DURYEA, S.; ARENDS-KUENNING, M. School attendance, child labor and local labor market fluctuations in urban Brazil. *World Development*, v. 31, n. 7, p. 1165–1178, 2003.

- DURYEA, S. et al. Child Labor, Schooling and Poverty in Latin America. 2005.
- EDMONDS, E. Does Child Labor Decline with Improvements in Economic Status? *Journal of Human Resources*, v. 40, n. 1, p. 77–89, 2005.
- EDMONDS, E. V.; PAVCNİK, N. The effect of Trade Liberalization on Child Labor. *Journal of International Economics*, v. 65, n. 2, p. 401–419, 2005. ISSN 0022-1996. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0022199604000662>>.
- EMERSON, P. M.; SOUZA, A. F. P. The inter-generational Persistence of Child Labor. 2005.
- EMERSON, P. M.; SOUZA, A. F. P. The inter-generational Persistence of Child Labor. 2007.
- ERMISCH, J.; FRANCESCONI, M. Family matters: Impacts of family background on educational attainments. *Economica*, v. 68, n. 270, p. 137–156, 2001.
- FAN, C. S. *The Luxury Axiom, the Wealth Paradox, and Child Labor*. Economics, 2011. 25–45 p. (Journal of Economic Development. - Economics. - Vol. 36.2011, 3, p. 25-45, 3). Disponível em: <<http://www.jed.or.kr/full-text/36-3/2.pdf>>.
- FIALHO, R. C. B. *Enfoques sociais da família monoparental*. Tese (Doutorado) — Universidade Federal da Paraíba, 2004.
- FITZENBERGER, B. *A Guide to Censored Quantile Regressions*. North- Holland, Amsterdam: Handbook of Statistics, Robust Inference, 1997.
- FOSTER, A.; ROSENZWEIG, M. A Test for Moral Hazard in the Labor Market: Contractual Arrangements, Effort, and Health. *Review of Economics and Statistics*, v. 76, n. 2, p. 213–227, 1994.
- GROOTAERT, C.; KANDUR, R. Child labor: An economic perspective. *International Labour Review*, v. 132, n. 2, p. 187–203, 1995.
- GROOTAERT, C.; PATRINOS, H. A. *A four-country comparative study of child labor*. Oslo, 2002.
- HILL, M. S.; DUNCAN, G. Parental family income and the socioeconomic attainment of children. *Social Science Research*, v. 16, n. 1, p. 39–73, 1987.
- ILAHİ, N. P.; ORAZEM, P. F.; SEDLACEK, G. The implications of child labor for adult wages, income and poverty: retrospective evidence from Brazil. 2000.
- IMBENS, G. W.; NEWEY, W. K. Identification and Estimation of Triangular Simultaneous Equations Models without Additivity. *Econometrica*, v. 77, n. 5, p. 1481–1512, 2009.
- JACOBY, H. Shadow Wages and Peasant Family Labor Supply: An Econometric Application to the Peruvian Sierra. *Review of Economic Studies*, v. 60, n. 4, p. 903–921, 1993.
- JERSILD, A. T. *Psicologia da criança*. Brasília: Itatiaia: [s.n.], 1973.

- KAMBHAMPATI, U. S.; RAJAN, R. Economic Growth: A Panacea for Child Labour? *World Development*, Elsevier, v. 34, n. 3, p. 426–445, 2006. Disponível em: <<http://centaur.reading.ac.uk/31722/>>.
- KASSOUF, A. L. O Efeito do Trabalho Infantil para os Rendimentos e a Saúde dos Adultos. In: *Anais do XXII Encontro de Econometria*. Campinas: [s.n.], 2000.
- KASSOUF, A. L. *Trabalho infantil: Causas e Consequências*. São Paulo, 2005.
- KASSOUF, A. L. O que conhecemos sobre o trabalho infantil? *Revista Nova Economia*, v. 17, n. 2, p. 323–350, 2007.
- KASSOUF, A. L.; FERRO, A. R. *Avaliação do Impacto dos Programas de Bolsa Escola sobre o Trabalho Infantil no Brasil*. Brasília, 2004.
- KASSOUF, A. L.; SANTOS, M. J. D. Trabalho Infantil no Meio Rural Brasileiros: Evidências sobre o Paradoxo da Riquez. *Economia Aplicada*, v. 14, n. 3, p. 339–353, 2010.
- KOENKER, R. *Quantile Regression*. Econometri. [S.l.]: Cambridge University Press, 2005.
- KOENKER, R.; BASSETT, G. Regression quantiles. *Econometrica*, v. 46, n. 1, p. 33–50, 1978.
- KRUGER, D. I. Coffee Production Effects on Child Labor and Schooling in Rural Brazil. *Journal of Development Economics*, v. 82, n. 2, p. 448–463, 2007.
- MA, L.; KOENKER, R. Quantile regression methods for recursive structural equation models. *Journal of Econometrics*, v. 134, n. 2, p. 471–506, 2006.
- MANSKI, C. F. et al. Alternative Estimates of the Effect of Family Structure During Adolescence on High School Graduation. *Journal of the American Statistical Association*, v. 87, n. 417, p. 25–37, 1992.
- MARIN, J. et al. O problema do trabalho infantil na agricultura familiar: o caso da produção de tabaco em Agudo-RS. *Rev. Econ. Sociol. Rural*, v. 50, n. 4, p. 763–786, 2012.
- MCLANAHAN, S. Family Structure and the Reproduction of Poverty. *American Journal of Sociology*, v. 90, n. 4, p. 873–901, 1985.
- MCLANAHAN, S.; SANDEFUR, G. *Growing up with a single parent: what hurts and what helps*. Cambridge: Harvard University Press, 1994.
- MCLANAHAN S. AND BUMPASS, L. Intergenerational Consequences of Family Disruption. *American Journal of Sociology*, v. 94, n. 1, p. 130–152, 1988.
- MENON, N. Why Might Credit Used to Finance Investments Increase Child Labor? 2005.
- MOEHLING, C. M. Family structure, school attendance, and child labor in the American South in 1900 and 1910. *Explorations in Economic History*, v. 41, n. 1, p. 73–100, 2004.
- NARDINELLI, C. *Child Labor and The Industrial Revolution*. Bloomington: Indiana University Press, 1990.
- NEWKEY, W. K.; POWELL, J. L.; VELLA, F. Nonparametric Estimation of Triangular Simultaneous Equations Models. *Econometrica*, v. 67, n. 3, p. 565–603, 1999.

- NOCK, S. L. The family and hierarchy. *Journal of Marriage and the Family*, v. 50, n. 4, p. 957–66, 1988.
- OAXACA, R. Male–female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, v. 14, n. 3, p. 693–709, 1973.
- OIT. *Marking Progress Against Child labour - Global Estimates and Trends 2000- 2012*. Genebra, 2013.
- POWELL, J. L. Censored Regression Quantiles. *Journal of Econometrics*, v. 32, n. 1, p. 143–155, 1986. ISSN 0304-4076. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0304407686900163>>.
- RAY, R. Child labor, Child Schooling and Their Interaction with Adult Labor: Empirical Evidence for Peru and Pakistan. *World Bank Economic Review*, v. 14, n. 2, p. 347–367, 2000.
- RAY, R. The Determinants of Child Labor and Child Schooling in Ghana. *Journal of African Economies*, v. 11, n. 4, p. 561–590, 2003.
- RIVERS, D.; VUONG, Q. H. Limited information estimators and exogeneity tests for simultaneous probit models. *Journal of Econometrics*, v. 39, p. 347–366, 1988.
- ROSENZWEIG, M.; WOPLIN, K. Specific Experience, Household Structure, and Intergenerational Transfers: Farm Family Land and Labor Arrangements in Developing Countries. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 100, p. 961–987, 1985.
- SCHNEIDER, S. *O trabalho infantil no ramo agrícola brasileiro: uma apreciação do estudo da OIT*. Porto Alegre, 2005.
- SMITH, R.; BLUNDELL, R. An Exogeneity Test for the Simultaneous Equation Tobit Model. *Econometrica*, v. 54, n. 3, p. 679–85, 1986.
- SORJ, B.; FONTES, A. *Famílias monoparentais femininas, pobreza e bem-estar das crianças: comparações regionais*. Mercado de. Rio de Janeiro: FGV, 2008.
- SWAIN, R. B. *Demand, Segmentation and Rationing in the Rural Credit Markets of Puri*. Tese (Doutorado) — Uppsala University, 2001.
- SWINNERTON, K. A.; ROGERS, C. A. The Economics of Child Labor: Comment. *American Economic Review*, v. 89, n. 5, p. 1382–1385, 1999.
- UNICEF. *UNICEF global databases, 2012. Based on DHS, MICS and other national surveys, 2002-2011*. [S.l.], 2012.
- WAHBA, J. Child Labor and Poverty Transmission: no room for dreams. 1998.
- WOOLDRIDGE, J. E. *Introdução à econometria: uma abordagem moderna*. São Paulo: Cengage Learning, 2010.
- YUN, M.-S. Decomposing differences in the first moment. *Economics Letters*, v. 82, n. 2, p. 275–280, 2004. ISSN 0165-1765. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0165176503002866>>.
- YUN, M.-S. Normalized Equation and Decomposition Analysis: Computation and Inference. 2005.

# Apêndices

# APÊNDICE A – Trabalho infantil e o paradoxo da riqueza: o papel do altruísmo dos pais

## A.1 Modelo de regressão quantílica com censura e endogeneidade

De acordo com Chernozhukov, Fernández-Val e Kowalski (2011) o modelo de regressão segue o seguinte sistema triangular de equações quantílicas:

$$H = \max(H^*, C) = T(H^*) \quad (\text{A.1})$$

$$H^* = Q_{H^*}(U|D, W, V) \quad (\text{A.2})$$

$$D = Q_D(V|W, Z) \quad (\text{A.3})$$

Nesse sistema  $H^*$  é uma variável de resposta latente contínua.  $H$  é a variável dependente observada, as horas de trabalho infantil em atividades familiares, e  $T(x) \equiv \max(x, C)$ , é a função de transformação que censura a variável não observada,  $H^*$ , no ponto  $C$ . Onde  $C$  é menor do que o menor valor diferente de zero de  $H$ .  $D$  é um regressor contínuo e, possivelmente, endógeno e nessa aplicação é a renda familiar per capita;  $W$  é o vetor de covariadas exógenas<sup>1</sup>, que inclui as variáveis tamanho da terra e seu quadrado;  $V$  é o regressor latente não observado chamado de “variável de controle”, que considera a possibilidade de endogeneidade de  $D$ , e  $Z$  é o vetor de variáveis instrumentais. A função quantílica condicional de  $H^*$  dado  $(D, W, V)$  é  $u \mapsto Q_{H^*}(u|D, W, V)$ ; e a função quantílica condicional do regressor  $D$  dado  $(W, Z)$  é  $v \mapsto Q_D(v|W, Z)$ . Por fim,  $U$  é um ruído Skorohod de  $H$  que satisfaz a suposição de independência:

$$U \sim U(0, 1)|D, W, Z, V, C \quad (\text{A.4})$$

E  $V$  é um ruído Skorohod de  $D$  que satisfaz a suposição de independência:

<sup>1</sup> A descrição das variáveis incluídas em  $W$  será detalhada na seção “Base de Dados”.

$$V \sim V(0, 1) | W, Z, C \quad (\text{A.5})$$

A suposição de independência em (A.4) indica que  $U$  é uniformemente distribuído no intervalo  $(0, 1)$ , condicionado em  $D, W, Z, C$  e  $V$ . Os quantis de qualquer distribuição sempre seguem uma distribuição uniforme, de modo que ela é completamente geral e, portanto, não representa um pressuposto paramétrico do modelo. Assumindo (A.4) tem-se que toda a distribuição do distúrbio, na equação de determinação  $H^*$ , é independente de  $D, W, Z, C$  e  $V$ . Essa suposição é mais forte que a requerida nos modelos de média condicional, que somente pedem que a média dos erros seja independente dos regressores (Kowalski, 2013).

Por (A.2) e (A.3) assume-se que  $C$  é independente de  $U$  e  $V$ . Para recuperar a função quantílica condicional da variável de resposta latente em (A.2), é importante condiciona-la ao regressor não observado  $V$ , que desempenha o papel de variável de controle. A equação (A.3) permite recuperar este regressor,  $V$ , não observado como um resíduo que explica movimentos na variável  $D$ , condicionado a um conjunto de instrumentos e outras covariadas.

## A.2 Estimação: comandos no STATA

**Passo 1:** Construção da base de dados com as variáveis pré-selecionadas para o estudo.

**Passo 2:** Nessa etapa será estimada a variável de controle ( $V$ ). Esse procedimento corresponde a estimação da equação (2.3) no sistema de equações do modelo apresentado por Chernozhukov et. al. (2011), onde  $W$  inclui as variáveis explicativas que também serão incluídas na estimação da equação de horas trabalhadas,  $Z$  é o vetor de variáveis instrumentais e  $D$  é a variável endógena. Conforme Chernozhukov et. al. (2011) a variável de controle  $V$  pode ser estimada de várias maneiras.

```
qreg D $Z $W, quantile(.25) predict r1, resid
```

```
qreg D $Z $W, quantile(.5) predict r1, resid
```

```
qreg D $Z $W, quantile(.75) predict r1, resid
```

**Passo 3:** Esse procedimento corresponde à estimação da equação (2.2) no sistema de equações do modelo apresentado por Chernozhukov et. al. (2011), onde o  $Y^*$  é descrito aqui como “H” e  $V$  é “r1”.

```
mcmccqreg H D $W r1, tau (0.25)
```

```
mcmccqreg H D $W r1, tau (0.5)
```

mcmccqreg H D \$W r1, tau (0.75)

Destaca-se que o processo de estimação no *STATA* foi desenvolvido por Baker (2014).

### A.3 Tabelas

Tabela 16 – Paquistão: Coeficientes do Modelo de Regressão *Quantílica* - Trabalho Infantil 10 a 14 anos

	Meninos			Meninas		
	0,25	0,50	0,75	0,25	0,50	0,75
<i>Características das crianças</i>						
Idade	1,1743* (0,6019)	2,8245** (1,4217)	2,4422*** (0,0509)	-0,3773 (0,4361)	1,3989 (1,0432)	0,6110*** (0,0233)
Filho do Chefe	-2,6370*** (0,9191)	-1,7060 (1,0592)	-1,2786*** (0,0443)	1,2549 (1,5344)	3,8452 (2,9650)	1,2418*** (0,0318)
<i>Recursos da Família</i>						
Desp. cons. per capita (log)	-6,6548*** (2,1374)	-6,4580** (2,6511)	-6,4962*** (0,0624)	-0,3054 (0,9936)	-4,5968*** (1,6187)	-2,2008*** (0,0312)
Área	-3,2693*** (0,9041)	-2,8035*** (0,5985)	0,1257** (0,0554)	-0,2685 (0,8210)	-4,2190* (2,2317)	0,1415*** (0,0298)
Área ao quadrado	-3,6532*** (1,2971)	-2,9393*** (0,6578)	-0,0078*** (0,0029)	-4,3261** (1,8629)	-3,0739* (1,7899)	-0,0012*** (0,0003)
<i>Características da fazenda</i>						
Alugada	-7,6624* (3,9837)	-2,4539*** (0,3284)	-0,3272*** (0,0603)	4,6107*** (1,5514)	-2,2126** (0,9999)	1,4401*** (0,0189)
Meação	8,7040*** (2,4055)	7,0653*** (1,7149)	5,4269*** (0,0777)	2,5265*** (0,8390)	13,2390 (11,5232)	1,1422*** (0,0292)
<i>Estrutura da Família</i>						
Tamanho da Família	-1,5094** (0,6318)	-0,8704*** (0,2722)	-0,2714*** (0,0774)	-1,6386 (1,3784)	-1,6599 (1,1205)	0,0497*** (0,0074)
Chefe mulher	13,0367*** (1,3736)	16,3006*** (0,3710)	17,4322*** (0,0456)	-0,6442 (0,5958)	6,4285 (5,9998)	-0,3262*** (0,0134)
Menino <9 anos	0,6924 (0,9722)	1,8011 (1,7577)	-0,8466*** (0,0580)	-1,1991** (0,5738)	2,9100 (3,1902)	-1,3966*** (0,0122)
Homem 15-19 anos	-4,9720 (3,0258)	-1,1353** (0,4715)	-1,5880*** (0,0727)	-2,7973*** (1,0040)	0,0120 (1,4400)	-2,0204*** (0,0128)
Homem 20-59 anos	-0,8824 (0,8677)	-0,9929 (1,0973)	2,1328*** (0,0343)	-3,9443 (2,9080)	-15,0622* (8,9767)	-3,6284*** (0,0157)
Homem >60 anos	-3,3416*** (0,7755)	-2,0894** (0,8183)	-1,5346*** (0,0383)	1,1402 (0,7629)	5,4732 (4,6536)	1,7265*** (0,0251)
Menina <9 anos	7,1001 (4,3558)	0,7635 (0,8164)	-1,4489*** (0,0411)	3,3979*** (0,9195)	10,6848* (5,9325)	2,9774*** (0,0169)
Mulher 15-19 anos	6,8430 (5,3769)	-1,7154 (1,3321)	-2,3748*** (0,0509)	-0,3801 (0,7181)	0,7958 (1,7883)	-0,4438*** (0,0272)
Mulher 20-59 anos	5,1144*** (1,3968)	4,3192 (2,8984)	7,7103*** (0,1795)	-4,6572*** (1,2361)	-3,4796** (1,7458)	-6,5349*** (0,0099)
Mulher >60 anos	-3,0284*** (0,8412)	-3,2602*** (0,4818)	-2,9757*** (0,0729)	-0,4232 (1,0552)	0,8648 (2,7155)	-3,1407*** (0,0452)
<i>Educação dos pais</i>						
Mãe (médio-secund.)	61,3436*** (4,1986)	52,4064*** (0,8119)	49,6767*** (0,1215)	3,1437** (1,2989)	9,6978 (6,9197)	2,2132*** (0,0179)
Pai (secundário)	-4,0400*** (1,1711)	0,0325 (2,4717)	-2,4166*** (0,0327)	-0,9993 (0,9115)	-2,2042 (2,1158)	-3,6408*** (0,0053)

Continua na próxima página...

Continuação da página anterior...

	Meninos			Meninas		
	0,25	0,5	0,75	0,25	0,5	0,75
<i>Características da comunidade</i>						
Esc. primária (meninos)	-3,9105*** (1,1809)	-5,7641*** (0,9522)	-6,2868*** (0,0838)	-11,8084*** (1,2618)	-18,6188** (7,9084)	-9,7529*** (0,0224)
Esc. primária (meninas)	4,5320*** (0,6859)	6,1057*** (0,4058)	4,8611*** (0,0697)	5,5669*** (0,3804)	9,6237*** (1,5418)	5,4714*** (0,0154)
Transporte Público	7,7369** (3,4631)	0,5961 (0,4876)	-0,0678 (0,0996)	-2,4627*** (0,7325)	-0,9452 (0,6357)	-0,5179*** (0,0433)
Sal. médio homens (log)	0,6878 (1,3699)	0,3549 (1,3299)	2,9263*** (0,1093)	1,4049** (0,7114)	1,3087*** (0,4777)	1,0972*** (0,0096)
Província 2	2,1016 (2,9586)	-0,5864 (1,1887)	-0,5304*** (0,0393)	5,9026*** (0,9434)	15,0747 (11,6395)	4,0839*** (0,0192)
Província 3	-0,4385 (1,7736)	-0,8773 (1,5051)	2,7482*** (0,0351)	1,8494 (1,1700)	-12,9497 (13,6997)	0,9278*** (0,0125)
Província 4	-4,4926** (2,1641)	-4,0423*** (1,5645)	-2,8614*** (0,0487)	-7,5030*** (0,7472)	-17,8044 (11,2289)	-7,9898*** (0,0259)
<i>Outras Variáveis</i>						
Religião	6,4261* (3,4193)	-0,3636 (0,9099)	-2,0314*** (0,0637)	-12,6948*** (0,8890)	-11,1839*** (1,1226)	-10,9946*** (0,0097)
Constante	-2,7851 (2,5073)	-1,4749 (1,1094)	1,2941*** (0,0853)	27,4665*** (0,5350)	24,8527*** (4,6285)	26,9500*** (0,0242)
Residual (u)	3,8335*** (0,8403)	3,8744*** (1,4446)	4,9105*** (0,1402)	2,8191** (1,2577)	4,3494*** (0,4385)	2,5487*** (0,0217)
Observações	578			536		

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do PIHS de 1991.

Notas: A variável Sal. médio homens (log) mensura a média de salário masculina do setor agrícola. \*\*\*Estatisticamente significativa a 1%. \*\*Estatisticamente significativa a 5%. \*Estatisticamente significativa a 10%.

Tabela 17 – Paquistão - Análise de Robustez: Coeficientes do Modelo de Regressão *Quantílica* - Trabalho Infantil 10 a 14 anos (Estimação sem controle para endogeneidade)

	Meninos			Meninas		
	0,25	0,50	0,75	0,25	0,50	0,75
<i>Características das crianças</i>						
Idade	1,9168*** (0,6892)	3,5335*** (0,9635)	2,4034*** (0,0471)	0,2235 (0,5998)	1,4328*** (0,4328)	0,6291*** (0,0239)
Filho do Chefe	-6,0354 (3,6765)	-1,4644** (0,6389)	-1,0393*** (0,0538)	3,6061*** (1,0905)	0,9057* (0,5356)	1,3241*** (0,0117)
<i>Recursos da Família</i>						
Desp. cons. per capita (log)	-3,0354 (1,9427)	-7,3264*** (2,6462)	-1,2937*** (0,0554)	-0,1150 (0,6516)	-2,7557*** (0,5795)	0,5074*** (0,0177)
Área	-2,0650 (1,7604)	-3,3296*** (1,1165)	0,1529** (0,0641)	-0,4886 (1,0819)	-0,2008 (0,9375)	0,1471*** (0,0395)
Área ao quadrado	-3,0132 (2,1604)	-3,3377* (1,8093)	-0,0046 (0,0041)	-3,1289*** (0,6867)	-0,6098 (0,8253)	-0,0011*** (0,0004)
<i>Características da fazenda</i>						
Alugada	-8,0395** (3,4914)	-15,7587* (8,3585)	-0,9326*** (0,0457)	5,0528** (1,9739)	-2,9076*** (0,5578)	1,5508*** (0,0319)
Meação	1,3105 (1,9691)	6,1552*** (1,2001)	6,4084*** (0,0634)	4,7879* (2,4725)	-0,4268* (0,2202)	1,6380*** (0,0148)
<i>Estrutura da Família</i>						
Tamanho da Família	-0,8018 (0,7214)	-2,4664* (1,2624)	-0,3611*** (0,0882)	-0,1533 (0,3132)	-0,8420*** (0,1653)	-0,0186 (0,0173)
Chefe mulher	9,9382*** (2,9372)	8,7683*** (1,9888)	14,5252*** (0,0671)	-0,9015 (1,0763)	-0,1969 (0,3117)	0,2492*** (0,0217)
Menino <9 anos	3,7292 (3,4575)	7,8253* (4,2725)	-0,2782*** (0,0490)	-0,7121 (0,6179)	2,8224*** (0,6509)	-1,3796*** (0,0171)
Homem 15-19 anos	-8,1826* (4,2480)	-12,9289* (7,4929)	-1,1576*** (0,0664)	-0,1380 (0,8500)	-3,3619*** (0,6083)	-1,9532*** (0,0391)
Homem 20-59 anos	-1,2116 (2,8350)	-2,8361 (4,2838)	1,6808*** (0,0290)	-1,9858* (1,1934)	-6,8338*** (0,7726)	-3,9726*** (0,0275)
Homem >60 anos	1,3178 (2,8503)	-1,0305 (1,2450)	-0,7871*** (0,0911)	4,7448*** (0,9773)	2,3865*** (0,7455)	1,8318*** (0,0343)
Menina <9 anos	8,5971* (5,0480)	12,1713** (5,8802)	0,4490*** (0,0470)	2,6603* (1,4127)	8,0546*** (1,3222)	3,0217*** (0,0171)
Mulher 15-19 anos	3,0942 (2,8089)	4,7683 (4,3790)	-1,7146*** (0,0494)	-1,9110 (1,7036)	-0,9648 (0,7673)	-0,3929*** (0,0203)
Mulher 20-59 anos	9,3196*** (2,7643)	10,1118*** (3,5091)	5,9482*** (0,0620)	-5,6577*** (1,3511)	-5,1652*** (0,4451)	-5,8473*** (0,0251)
Mulher >60 anos	-0,2632 (2,0474)	-6,0345*** (2,2691)	-3,0124*** (0,0543)	-4,1127*** (0,5782)	-5,0935*** (0,7018)	-3,0815*** (0,0184)
<i>Educação dos pais</i>						
Mãe (médio-secund.)	55,1683*** (2,4506)	56,2780*** (3,6890)	47,7862*** (0,0416)	2,4557*** (0,4450)	2,3090*** (0,6563)	0,9120*** (0,0242)
Pai (secundário)	1,2141 (2,0899)	5,1525 (3,8070)	-0,9426*** (0,0692)	-1,2324 (2,1634)	-4,2088*** (0,4276)	-3,2750*** (0,0275)

Continua na próxima página...

Continuação da página anterior...

	Meninos			Meninas		
	0,25	0,50	0,75	0,25	0,50	0,75
<i>Caract. da comunidade</i>						
Esc. prim. (meninos)	-4.0919*** (1.0557)	-2.7029*** (0.6684)	-6.1232*** (0.0559)	-14.0798*** (2.5133)	-10.9178*** (0.2512)	-10.0275*** (0.0478)
Esc. prim. (meninas)	3.5716 (2.5743)	10.0243*** (2.8348)	4.1026*** (0.0318)	5.7336*** (0.6091)	2.4052*** (0.6533)	5.6903*** (0.0223)
Transporte Público	-0.8201 (2.0871)	2.6497*** (0.7020)	0.1584*** (0.0358)	-1.1876 (1.0612)	-1.3872 (1.0946)	-0.7606*** (0.0213)
Sal. médio homens (log)	-2.9748** (1.3785)	-2.3836*** (0.4660)	-0.1049* (0.0548)	-1.1418 (1.2970)	0.0695 (0.6583)	-0.3097*** (0.0138)
Província 2	-2.1263 (1.6901)	0.8100 (1.2341)	-0.8180*** (0.0414)	6.6013*** (0.9682)	5.8516*** (0.5015)	4.1271*** (0.0114)
Província 3	0.3080 (1.3686)	-4.2823 (2.6920)	0.0639** (0.0291)	1.3363 (1.8521)	-3.0626*** (1.0979)	-0.3002*** (0.0211)
Província 4	-11.4457*** (4.0456)	-13.6535*** (5.2265)	-2.9898*** (0.0634)	-6.9038*** (0.6491)	-9.9959*** (0.6859)	-7.4193*** (0.0279)
<i>Outras Variáveis</i>						
Religião	3.3611* (1.8805)	4.6692** (1.8174)	-1.4457*** (0.0223)	-10.7020*** (0.5490)	-8.5316*** (0.2798)	-10.8247*** (0.0161)
Constante	-18.8587*** (4.5418)	-15.3753*** (2.6224)	-14.1976*** (0.0475)	15.9011*** (1.1107)	19.1064*** (0.4403)	17.7014*** (0.0253)
Observações	578			536		

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do PIHS de 1991.

Notas: A variável Sal. médio homens (log) mensura a média de salário masculina do setor agrícola.

\*\*\*Estatisticamente significativa a 1%. \*\*Estatisticamente significativa a 5%. \*Estatisticamente significativa a 10%.

# APÊNDICE B – Trabalho infantil e riqueza familiar: uma análise para o Brasil rural

## B.1 A teoria do "U invertido" do trabalho infantil

O modelo teórico de Basu, Das e Dutta (2010) tem como objetivo formalizar a relação não linear, entre as unidade de terra,  $(k)$ , *proxy* da renda familiar, e o montante de trabalho infantil na família,  $(e)$ ,  $(e \in [0, 1])$ . Primeiramente, assumindo as hipóteses de mercado de trabalho perfeito e o mesmo salário para crianças e adultos,  $(w)$ , as famílias podem obter lucros de  $\pi(k, w)$  a partir da terra,  $\pi_k(k, w) > 0$ . Considerando a função utilidade da família, a seguir:

$$u = \phi(x) - ce \quad (\text{B.1})$$

Onde  $x = \pi(k, w) + w + ew$  é o consumo total da família,  $\phi'(x) \geq 0$  e  $\phi''(x) \leq 0$  para todo  $x$  e ambas as desigualdades são estritas para todos os valores de  $x$ ,  $c$  é um número real positivo, e cada família tem sempre um adulto trabalhando.

O problema da família,  $\max_e \phi(\pi(k, w) + w + ew) - ce$ , tem a seguinte solução:

$$\frac{de}{dk} = -\frac{\pi_k(k, w)}{w} \quad (\text{B.2})$$

Portanto desde que  $\pi_k > 0$ , quando  $k$  aumenta o trabalho infantil diminui. E pela equação (B.1), é possível observar que se a renda familiar dobrar, o lazer ou o estudo,  $1 - e$ , vai mais que dobrar, confirmando a hipótese do axioma do luxo.

Em um segundo momento, assumindo a hipótese de mercado de trabalho imperfeito e mobilidade imperfeita do fator terra, o aumento no tamanho da propriedade gera possibilidades de emprego para a família, podendo estimular o trabalho infantil. Por outro lado, se  $k$  continuar a aumentar, em um determinado nível, as famílias podem obter recursos suficientes para acabar com a necessidade do trabalho infantil, e assim, a sua incidência começa a cair. Esse resultado é demonstrado a seguir.

Suponha, agora, que a família tem uma função de produção,  $f$ , de tal modo que:

$$q = f(k, e + 1) \quad (\text{B.3})$$

Onde  $q$  é o produto,  $e + 1$  é o montante de trabalho usado -  $e$  da criança e 1 do adulto. As suposições em  $f$  são,  $f_k > 0$ ,  $f_e > 0$ ,  $f_{kk} \leq 0$ ,  $f_{ee} \leq 0$  e  $f_{ek} > 0$ . O cerne da argumentação depende da última hipótese, onde um aumento na quantidade de terra também aumenta a produtividade do trabalho. Considere  $x = q$ , o problema de otimização do agregado familiar, é dado por:

$$\max_e \phi(f(k, e + 1) - ce \tag{B.4}$$

Daí, a condição de primeira ordem:

$$\phi_x f_e = c \tag{B.5}$$

Resolvendo o diferencial total em relação à  $(k)$  e  $(e)$  tem-se o seguinte resultado:

$$\frac{de}{dk} = - \frac{f_e \phi_{xx} f_k + \phi_x f_{ek}}{f_e^2 \phi_{xx} + \phi_x f_{ee}} \tag{B.6}$$

Em (B.6) o denominador é sempre negativo, pelas suposições em  $\phi(x)$  e  $f$ . Portanto o sinal de  $\frac{de}{dk}$  é determinado pelo numerador, uma vez que este pode ter sinais diferentes, em um cenário de mercado de trabalho imperfeito, a relação entre  $(k)$  e  $(e)$  é não-monotônica, isto é, um aumento na riqueza do agregado familiar pode levar a um aumento ou queda no trabalho infantil.

Analisando as equações (B.5) e (B.6) é possível dizer algo mais sobre a relação entre trabalho infantil e terra. Por (B.5) tem-se que, considerando  $(k)$  constante, a família escolhe  $(e)$  de modo que  $\phi_x = \frac{c}{f_e}$ . Agora, supondo que a riqueza da família,  $(k)$ , aumente, dado que  $f_k > 0$ , o produto vai aumentar,  $q = x$ . O crescimento no nível de  $x$  reduz  $\phi_x$ , o montante dessa redução depende do grau de concavidade de  $\phi$ . Porém, dado que  $f_{ek} > 0$ , com o aumento em  $(k)$  o valor de  $f_e$  aumenta, conseqüentemente, reduzindo  $\frac{c}{f_e}$ .

Portanto, em geral, o efeito da riqueza sobre o trabalho infantil vai depender da especificação da função de produção e da função de utilidade. Considerando uma formalização mais detalhada do modelo, o resultado aponta que a função utilidade assume a forma quadrática. Esse resultado é discutido a seguir, assumindo:

$$\phi(x) = \begin{cases} Ax - \frac{Z}{2}x^2, & \text{se } x < \frac{A}{Z}, \\ \frac{A^2}{2Z}, & \text{se } x \geq \frac{A}{Z}. \end{cases} \tag{B.7}$$

$$f(k, 1 + e) = mk(e + 1) \tag{B.8}$$

Substituindo (B.7) e (B.8) em (B.1), tem-se a seguinte função de utilidade:

$$u = \begin{cases} Amk(e+1) - \frac{Z}{2}[mk(e+1)]^2 - ce, & \forall e+1 < \frac{A}{Zmk}, \\ \frac{A^2}{2Z} - ce, & \forall e+1 \geq \frac{A}{Zmk}. \end{cases} \quad (\text{B.9})$$

Desde que  $c > 0$ , a família nunca vai escolher um nível de  $(e)$  que gere o resultado  $\phi(x) = 0$ . Portanto, o nível ótimo de  $(e)$  será tal que  $\phi(x) = Ax - \frac{Z}{2}x^2$ . Substituindo  $\phi(x)$  na equação (B.1) e resolvendo o problema de maximização da família em função de  $(e)$ , o resultado é:

$$e = \left[A - \frac{C}{mk}\right] \frac{1}{Zmk} - 1 \quad (\text{B.10})$$

Por fim, derivando (B.10) em relação à  $(k)$  observa-se que o *turning point* ocorre onde:

$$k = \frac{2C}{Am} \quad (\text{B.11})$$

## B.2 Tabelas

Tabela 18 – Brasil: Coeficientes do Modelo de Regressão *Quantílica* - Trabalho Infantil 10 a 15 anos

	$\tau = 0,25$	$\tau = 0,50$	$\tau = 0,75$
<i>Características das crianças</i>			
Genêro (menino)	3,6656*** (1,0059)	4,9507*** (0,3724)	5,3725*** (0,6259)
Idade	0,7363** (0,3401)	1,7821*** (0,0751)	2,3534*** (0,2424)
<i>Recursos da Família</i>			
Renda domiciliar per capita (log)	-2,9496*** (0,6777)	-3,8950*** (0,1604)	-3,8254*** (0,4219)
Tam, da prop, de terra	-0,5671 (1,0300)	1,0036*** (0,2144)	1,0462*** (0,3071)
Tam, da prop, de terra ao quadrado	-0,8822* (0,4907)	-0,0408** (0,0171)	-0,0340* (0,0198)
<i>Características da família</i>			
Genêro do chefe (mulher)	-2,4740*** (0,6815)	-2,7353*** (0,2266)	-1,8787*** (0,0966)
Número de crianças menores de 5 anos	-0,6035 (0,9292)	0,9772*** (0,2655)	1,0725*** (0,1191)
Número de crianças entre 5 e 9 anos	-0,5288 (0,8097)	0,2505*** (0,0877)	0,2494*** (0,0845)
Homens entre 16 a 19 anos	-0,2574 (1,0459)	-0,8443*** (0,2535)	0,4536*** (0,0698)
Homens entre 20 e 59 anos	0,6910 (0,6837)	-0,9082*** (0,1864)	-0,6591*** (0,1512)
Homens de 60 anos ou mais	3,6432*** (0,6525)	2,4713*** (0,1179)	1,9717*** (0,1364)
Mulheres entre 16 a 19 anos	0,4369 (1,0252)	1,2241*** (0,0998)	0,0162 (0,3504)
Mulheres entre 20 e 59 anos	-1,8956** (0,8429)	-0,5136*** (0,1681)	-0,5552*** (0,2014)
Mulheres de 60 anos ou mais	3,2000*** (1,1587)	2,8209*** (0,0980)	2,5565*** (0,0965)
<i>Educação dos pais</i>			
Anos de estudo do chefe	0,0983 (0,4472)	-0,2258 (0,2281)	-0,3660 (0,2510)
Anos de estudo do cônjuge	-0,7258 (0,8538)	-0,7274*** (0,1352)	-0,6289*** (0,2331)
<i>Características de localização</i>			
Rondônia	-0,2300 (0,5014)	-1,3272*** (0,1588)	-0,6788*** (0,1998)
Acre	1,8303* (0,9528)	2,6152*** (0,1118)	1,4755*** (0,2142)
Amazonas	1,9575*** (0,5416)	3,0761*** (0,1093)	2,7216*** (0,0862)

Continua na próxima página...

Continuação da página anterior...

	$\tau = 0,25$	$\tau = 0,50$	$\tau = 0,75$
<i>Características de localização (cont.)</i>			
Roraima	0,5370 (0,5510)	-0,2979** (0,1247)	0,1412 (0,2540)
Pará	-3,1009*** (0,9049)	-2,7331*** (0,1985)	-2,6493*** (0,4119)
Amapá	-4,7716*** (0,4316)	-4,5361*** (0,1327)	-4,0213*** (0,1988)
Tocantins	-2,4757*** (0,5290)	-2,2630*** (0,1190)	-2,5975*** (0,1560)
Maranhão	0,5384 (0,5533)	-0,0847 (0,1633)	-0,1255 (0,1065)
Piauí	1,4318* (0,8233)	1,4700*** (0,2000)	2,1657*** (0,3308)
Ceará	-1,4937 (1,7566)	-2,4765*** (0,1747)	-2,9815*** (0,1376)
Rio Grande do Norte	-3,4820** (1,3660)	-3,0297*** (0,1964)	-3,0374*** (0,1770)
Paraíba	-0,0060 (0,6455)	-0,5741*** (0,1557)	-0,1297 (0,1253)
Pernambuco	-3,4010*** (1,2334)	-1,4700*** (0,0945)	-0,9917*** (0,2030)
Alagoas	-3,5965*** (1,2187)	-2,3906*** (0,0930)	-1,6998*** (0,2153)
Sergipe	2,1556** (0,9118)	3,0998*** (0,1488)	2,6114*** (0,2118)
Bahia	0,3299 (1,2493)	0,5191** (0,2397)	0,2423** (0,1062)
Minas Gerais	-0,0817 (2,3713)	-1,0268*** (0,2432)	-0,3500*** (0,0528)
Espírito Santo	-1,3634* (0,7457)	0,0516 (0,3936)	0,4135 (0,3271)
Rio de Janeiro	26,0130*** (1,3543)	26,8676*** (0,1233)	26,9234*** (0,2430)
Paraná	-2,7845*** (1,0353)	-2,9350*** (0,1752)	-2,5252*** (0,0813)
Santa Catarina	-1,6064 (1,9577)	-3,2809*** (0,2018)	-2,2341*** (0,1798)
Rio Grande do Sul	-1,7222* (1,0185)	-2,5494*** (0,0967)	-2,3218*** (0,1376)
Mato Grosso do Sul	-7,4809*** (0,5461)	-6,6794*** (0,1203)	-5,8949*** (0,0684)
Mato Grosso	-0,3621 (0,2825)	0,0765 (0,1119)	0,1256 (0,1004)
Goiás	-4,1481*** (0,6088)	-4,3921*** (0,2335)	-4,4988*** (0,0857)
Residual (u)	3,4499*** (1,1248)	2,6847*** (0,1597)	3,1198*** (0,1367)
Constante	-3,3184*** (0,9692)	-3,9592*** (0,3796)	-2,4929*** (0,1622)
Observações	1.559		

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD 2012.

Notas:\*\*\*Estatisticamente significativa a 1%. \*\*Estatisticamente significativa a 5%. \*Estatisticamente significativa a 10%.

Tabela 19 – Brasil - Análise de Robustez: Coeficientes do Modelo de Regressão *Quantílica* - Trabalho Infantil 10 a 14 anos (Estimação sem controle para endogeneidade)

	$\tau = 0,25$	$\tau = 0,50$	$\tau = 0,75$
<i>Características das crianças</i>			
Genêro (menino)	2,9240 (1,9634)	5,3995*** (1,1163)	5,0979*** (0,9056)
Idade	0,3660 (0,4638)	1,5300*** (0,1900)	2,2597*** (0,1694)
<i>Recursos da Família</i>			
Renda domiciliar per capita (log)	0,8416 (1,8925)	-0,4428 (0,7209)	-0,1082 (0,3749)
Tam, da prop, de terra	4,2203*** (0,8401)	1,2300*** (0,3852)	1,1529*** (0,4173)
Tam, da prop, de terra ao quadrado	-2,1511*** (0,5029)	-0,1252* (0,0670)	-0,0471 (0,0316)
<i>Características da família</i>			
Genêro do chefe (mulher)	-2,0780 (1,4755)	-1,5650*** (0,0887)	-2,1250*** (0,2519)
Número de crianças menores de 5 anos	3,6987*** (0,5746)	1,3996*** (0,1840)	1,4633*** (0,3281)
Número de crianças entre 5 e 9 anos	-1,7211*** (0,3196)	-0,1258 (0,0852)	0,4473** (0,1928)
Homens entre 16 a 19 anos	0,9717 (1,1137)	0,6789*** (0,1313)	1,1086*** (0,2185)
Homens entre 20 e 59 anos	1,4128 (0,9051)	-0,0660 (0,2411)	-0,9814*** (0,2400)
Homens de 60 anos ou mais	-0,1014 (1,2344)	-0,4404*** (0,1215)	-0,2920*** (0,0901)
Mulheres entre 16 a 19 anos	0,9311 (2,0294)	1,5527*** (0,4437)	1,5210** (0,6972)
Mulheres entre 20 e 59 anos	0,4017 (1,3681)	-1,0563*** (0,3385)	-0,6151*** (0,1299)
Mulheres de 60 anos ou mais	2,7662 (2,9506)	0,2656 (0,1788)	-0,2586** (0,1189)
<i>Educação dos pais</i>			
Anos de estudo do chefe	-0,5320* (0,3099)	-0,2481*** (0,0884)	-0,3679*** (0,1322)
Anos de estudo do cônjuge	-1,7683** (0,8157)	-0,6210*** (0,1273)	-0,8513*** (0,1782)
<i>Características de localização</i>			
Rondônia	1,3829 (1,1437)	0,2328 (0,2874)	-0,5824*** (0,1142)
Acre	7,8266*** (1,2466)	3,5344*** (0,5058)	2,0707*** (0,1922)
Amazonas	8,2231*** (1,4222)	4,0071*** (0,2709)	3,9730*** (0,1407)

Continua na próxima página...

Continuação da página anterior...

	$\tau = 0,25$	$\tau = 0,50$	$\tau = 0,75$
<i>Características de localização (cont.)</i>			
Roraima	-2,0196*** (0,6705)	-0,3542* (0,2122)	0,1515 (0,2117)
Pará	-2,5457** (1,0832)	-2,1736*** (0,3929)	-2,0899*** (0,1822)
Amapá	-8,3266*** (1,4177)	-3,4719*** (0,2153)	-3,8177*** (0,1693)
Tocantins	-2,8607* (1,5701)	-3,0949*** (0,4817)	-2,7901*** (0,2580)
Maranhão	-0,3946 (0,7790)	0,1910 (0,2722)	0,3521** (0,1441)
Piauí	2,1007*** (0,5412)	3,2391*** (1,1695)	2,4813*** (0,1751)
Ceará	-3,3761*** (1,1756)	-2,3350*** (0,5822)	-2,2861*** (0,0722)
Rio Grande do Norte	-7,2796*** (1,0975)	-4,4666*** (0,4866)	-3,3847*** (0,1344)
Paraíba	-5,9117*** (1,6766)	-0,2783 (0,6529)	0,3041* (0,1589)
Pernambuco	-1,2953* (0,7731)	-0,7660*** (0,1018)	-0,6511*** (0,1094)
Alagoas	-3,1427*** (1,1176)	-1,8175*** (0,1339)	-0,7223*** (0,1578)
Sergipe	2,2599*** (0,5396)	2,4997*** (0,1616)	2,3405*** (0,3293)
Bahia	-2,9961** (1,3615)	0,0005 (0,2051)	-0,0721 (0,1634)
Minas Gerais	-1,9934 (1,2726)	-1,1662** (0,4941)	-0,5469*** (0,0737)
Espírito Santo	-1,1910*** (0,4390)	0,1761 (0,6422)	-0,2741 (0,2938)
Rio de Janeiro	29,4331*** (0,7061)	27,9747*** (0,1148)	27,8790*** (0,0622)
Paraná	-4,1730** (1,7331)	-2,4790*** (0,3825)	-2,4222*** (0,1039)
Santa Catarina	-1,0945 (0,9609)	-2,6125*** (0,2352)	-1,6432*** (0,0945)
Rio Grande do Sul	-5,7008*** (1,0106)	-3,3692*** (0,7285)	-2,2217*** (0,1539)
Mato Grosso do Sul	-3,4659*** (0,8340)	-6,1532*** (0,2443)	-5,3976*** (0,1376)
Mato Grosso	-0,1721 (0,4785)	-0,1806 (0,3851)	0,2087 (0,1714)
Goiás	-5,4034*** (0,7067)	-3,8068*** (0,0827)	-4,0697*** (0,1724)
Constante	-22,0261*** (0,6961)	-19,2577*** (0,1123)	-19,6351*** (0,1887)
Observações	1.559		

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD 2012.

Notas:\*\*\*Estatisticamente significativa a 1%. \*\*Estatisticamente significativa a 5%. \*Estatisticamente significativa a 10%.



# APÊNDICE C – Trabalho infantil no Brasil: qual a importância da estrutura familiar?

## C.1 Tabelas

Tabela 20 – Coeficientes: probabilidade da criança trabalhar (regressões Probit e IV-Probit)

	Probit (I)	Probit (II)	IV- Probit	Renda Domiciliar
<i>Características da criança</i>				
Menino	0,2280*** (0,0047)	0,2293*** (0,0048)	0,2187*** (0,0050)	0,0019* (0,0011)
11 anos	0,2503*** (0,0136)	0,2515*** (0,0139)	0,2429*** (0,0133)	0,0082*** (0,0019)
12 anos	0,4188*** (0,0128)	0,4240*** (0,0130)	0,4079*** (0,0128)	0,0107*** (0,0019)
13 anos	0,6619*** (0,0122)	0,6681*** (0,0124)	0,6437*** (0,0129)	0,0191*** (0,0019)
14 anos	0,9900*** (0,0117)	0,9950*** (0,0120)	0,9612*** (0,0136)	0,0335*** (0,0019)
15 anos	1,3153*** (0,0116)	1,3189*** (0,0118)	1,2776*** (0,0148)	0,0509*** (0,0019)
<i>Características do Chefe</i>				
Idade do chefe	0,0058*** (0,0003)	0,0038*** (0,0004)	0,0066*** (0,0004)	0,0060*** (0,0001)
Fund. Completo e médio incompleto	-0,1002*** (0,0070)	-0,1741*** (0,0072)	-0,0578*** (0,0129)	0,2079*** (0,0020)
Médio completo e superior incomp	-0,2110*** (0,0075)	-0,3418*** (0,0078)	-0,1329*** (0,0210)	0,3718*** (0,0019)
Superior Completo	-0,4306*** (0,0191)	-0,6419*** (0,0195)	-0,3073*** (0,0369)	0,5869*** (0,0036)
Não tem/não respondeu	0,0139 (0,0097)	0,0290*** (0,0099)	0,0055 (0,0098)	-0,0392*** (0,0029)
Ateu/agnóstico	0,1335*** (0,0471)	0,1297*** (0,0473)	0,1239*** (0,0457)	0,0054 (0,0141)
Evangélica	0,0413*** (0,0058)	0,0488*** (0,0059)	0,0348*** (0,0059)	-0,0193*** (0,0018)
Espiritismo	-0,0326 (0,0257)	-0,0656** (0,0260)	-0,0161 (0,0252)	0,0892*** (0,0063)
Africanas	-0,0913* (0,0509)	-0,0482 (0,0517)	-0,0953* (0,0495)	-0,0875*** (0,0140)
Orientais	0,2309*** (0,0871)	0,2082** (0,0861)	0,2253*** (0,0836)	0,0601*** (0,0218)
Outras	0,0841*** (0,0239)	0,0869*** (0,0241)	0,0699*** (0,0234)	-0,0210*** (0,0074)
Militares e Func. Públicos	-0,0995*** (0,0150)	-0,1194*** (0,0151)	-0,0790*** (0,0150)	0,0707*** (0,0033)

Continua na próxima página...

Continuação da página anterior...

	Probit (I)	Probit (II)	IV- Probit	Renda Domiciliar
<i>Características do Chefe</i>				
Empregados (sem carteira)	0,1234*** (0,0072)	0,2032*** (0,0073)	0,0838*** (0,0132)	-0,2166*** (0,0020)
Conta própria	0,1652*** (0,0073)	0,1844*** (0,0073)	0,1404*** (0,0084)	-0,0741*** (0,0020)
Empregadores	0,4071*** (0,0237)	0,3055*** (0,0242)	0,4373*** (0,0252)	0,2789*** (0,0061)
Não remunerados	0,0955** (0,0468)	0,2555*** (0,0481)	-0,0241 (0,0528)	-0,5352*** (0,0174)
Trab. próprio consumo	-0,2241*** (0,0220)	0,0527** (0,0230)	-0,4190*** (0,0464)	-0,9352*** (0,0086)
Procurando emprego	-0,2330*** (0,0151)	0,0609*** (0,0158)	-0,4182*** (0,0441)	-0,9497*** (0,0054)
Inativo	-0,1906*** (0,0083)	-0,0123 (0,0087)	-0,3187*** (0,0276)	-0,6143*** (0,0028)
<i>Características da família</i>				
Irmãos 0 e 5 anos	0,0529*** (0,0117)	0,1943*** (0,0117)	-0,0004 (0,0210)	-0,3685*** (0,0039)
Irmãos 6 e 9 anos	0,0630*** (0,0111)	0,2163*** (0,0113)	0,0117 (0,0214)	-0,3832*** (0,0037)
Irmãos 16 e 18 anos	0,0456*** (0,0124)	0,1111*** (0,0127)	0,0055 (0,0155)	-0,1939*** (0,0053)
Pessoas \$>\$60	-0,0058 (0,0072)	-0,0645*** (0,0073)	0,0383*** (0,0115)	0,1983*** (0,0021)
<i>Tipos de família e estado civil</i>				
Chefe mãe (Bip. Nuclear)	0,1420*** (0,0089)	0,1172*** (0,0091)	0,1758*** (0,0098)	0,1296*** (0,0026)
Chefe pai (Bip. Secundária)	0,1033*** (0,0164)	0,1055*** (0,0165)	0,0954*** (0,0160)	-0,0065 (0,0048)
Chefe mãe (Bip. Secundária)	0,2501*** (0,0113)	0,2181*** (0,0115)	0,2810*** (0,0119)	0,1522*** (0,0036)
Chefe padastro (Bip. Secundária)	0,0988*** (0,0111)	0,0963*** (0,0113)	0,1021*** (0,0108)	0,0238*** (0,0030)
Chefe madastra (Bip. Secundária)	0,2561*** (0,0396)	0,2098*** (0,0400)	0,2930*** (0,0390)	0,1887*** (0,0115)
Chefe pai (Monop. Primária)	0,0833*** (0,0178)	0,0903*** (0,0181)	0,0782*** (0,0175)	-0,0091 (0,0058)
Chefe mãe (Monop. Primária)	0,2296*** (0,0081)	0,2931*** (0,0083)	0,1959*** (0,0126)	-0,1626*** (0,0026)
Chefe padastro (Monop. Secundária)	0,3409*** (0,0932)	0,3559*** (0,0947)	0,3255*** (0,0918)	-0,0270 (0,0340)
Chefe madastra (Monop. Secundária)	0,2232* (0,1186)	0,2255* (0,1193)	0,1876 (0,1160)	-0,0480 (0,0421)
Chefe avô/bisavô (Fam. Terciária)	-0,1296*** (0,0154)	-0,1485*** (0,0157)	-0,0982*** (0,0159)	0,0899*** (0,0041)
Chefe avó/bisavó (Fam. Terciária)	-0,0036 (0,0135)	-0,0096 (0,0138)	0,0221 (0,0135)	0,0665*** (0,0040)

Continua na próxima página...

Continuação da página anterior...

	Probit (I)	Probit (II)	IV- Probit	Renda Domiciliar
Chefe outro parente (Fam. Terciária)	0,3264*** (0,0124)	0,3093*** (0,0126)	0,3272*** (0,0121)	0,0721*** (0,0040)
Desquitado(a) ou separado(a)	0,0138 (0,0142)	0,0185 (0,0145)	0,0105 (0,0140)	-0,0178*** (0,0045)
Divorciado(a)	-0,0107 (0,0117)	-0,0256** (0,0119)	-0,0051 (0,0116)	0,0334*** (0,0035)
Viúvo(a)	0,0238** (0,0111)	-0,0428*** (0,0114)	0,0595*** (0,0142)	0,2023*** (0,0036)
Solteiro(a)	-0,0340*** (0,0062)	0,0102 (0,0064)	-0,0534*** (0,0082)	-0,1199*** (0,0019)
<i>Características do mercado de trabalho</i>				
Taxa de desemprego	-1,6079*** (0,0798)	-1,2092*** (0,0807)	-1,7176*** (0,0871)	-1,0659*** (0,0240)
Taxa de informalidade	0,0446 (0,0289)	0,3153*** (0,0294)	-0,0760* (0,0451)	-0,7467*** (0,0096)
<i>Características de localização</i>				
População de até 5.000	0,1706*** (0,0111)	0,2087*** (0,0113)	0,1495*** (0,0125)	-0,0971*** (0,0035)
População de 5.001 a 10.000	0,1865*** (0,0094)	0,2261*** (0,0096)	0,1632*** (0,0113)	-0,1029*** (0,0029)
População de 10.001 a 20.000	0,1791*** (0,0085)	0,2137*** (0,0086)	0,1608*** (0,0100)	-0,0847*** (0,0026)
População de 20.001 a 50.000	0,1497*** (0,0085)	0,1715*** (0,0086)	0,1370*** (0,0091)	-0,0526*** (0,0025)
População de 50.001 a 100.000	0,0699*** (0,0092)	0,0774*** (0,0093)	0,0645*** (0,0090)	-0,0193*** (0,0026)
População com mais de 500.000	-0,0080 (0,0097)	-0,0172* (0,0098)	-0,0031 (0,0095)	0,0279*** (0,0025)
Metrópole	-0,0734*** (0,0068)	-0,0775*** (0,0068)	-0,0721*** (0,0066)	0,0060*** (0,0019)
Norte	-0,0501*** (0,0107)	0,0066 (0,0108)	-0,0787*** (0,0128)	-0,1489*** (0,0033)
Nordeste	-0,0622*** (0,0078)	0,0580*** (0,0080)	-0,1026*** (0,0161)	-0,3000*** (0,0023)
Sul	0,0911*** (0,0072)	0,0418*** (0,0074)	0,1105*** (0,0091)	0,1171*** (0,0021)
Centro-Oeste	0,1777*** (0,0087)	0,1668*** (0,0088)	0,1712*** (0,0085)	0,0347*** (0,0027)
<i>Variável Instrumental</i>				
Renda dom. per capita (log)		0,3815*** (0,0048)	-0,1366*** (0,0465)	
Branco (Cor do chefe)				-0,1291*** (0,0026)
Negro (Cor do chefe)				-0,1040*** (0,0016)
Outras (Cor do chefe)				-0,0736*** (0,0069)
Constante	-3,0022*** (0,0210)	-5,2299*** (0,0353)	-2,1367*** (0,2921)	5,7280*** (0,0056)
AIC	347132,3	338208,3	2674166,7	
BIC	347841,5	338929,5	2675657,2	
Observações			1.227.304	

Fonte: Resultados estimados a partir dos dados do Censo Demográfico de 2010.

Notas: Desvios-padrão robustos à heterocedasticidade entre parênteses. \*\*\* Estatisticamente significativo a 1%. \*\* Estatisticamente significativo a 5%. \* Estatisticamente significativo a 10%.

Tabela 21 – Coeficientes: probabilidade da criança trabalhar (regressões Probit e IV-Probit Bloco 2)

	Probit (I)	Probit (II)	IV- Probit	Renda Domiciliar
<i>Características da criança</i>				
Menino	0,2280*** (0,0047)	0,2293*** (0,0048)	0,2186*** (0,0050)	0,0017 (0,0011)
11 anos	0,2505*** (0,0136)	0,2519*** (0,0139)	0,2432*** (0,0133)	0,0078*** (0,0019)
12 anos	0,4187*** (0,0128)	0,4241*** (0,0130)	0,4078*** (0,0128)	0,0102*** (0,0018)
13 anos	0,6617*** (0,0122)	0,6683*** (0,0124)	0,6435*** (0,0129)	0,0182*** (0,0019)
14 anos	0,9899*** (0,0117)	0,9954*** (0,0120)	0,9611*** (0,0137)	0,0325*** (0,0019)
15 anos	1,3151*** (0,0116)	1,3193*** (0,0118)	1,2773*** (0,0149)	0,0494*** (0,0019)
<i>Características do Chefe</i>				
Idade do chefe	0,0058*** (0,0004)	0,0037*** (0,0004)	0,0067*** (0,0004)	0,0062*** (0,0001)
Fund. Completo e médio incompleto	-0,1004*** (0,0070)	-0,1744*** (0,0072)	-0,0581*** (0,0129)	0,2078*** (0,0020)
Médio completo e superior incomp	-0,2117*** (0,0075)	-0,3426*** (0,0078)	-0,1338*** (0,0210)	0,3713*** (0,0019)
Superior Completo	-0,4318*** (0,0191)	-0,6434*** (0,0195)	-0,3090*** (0,0369)	0,5862*** (0,0036)
Não tem/não respondeu	0,0137 (0,0097)	0,0285*** (0,0099)	0,0054 (0,0097)	-0,0384*** (0,0029)
Ateu/agnóstico	0,1336*** (0,0470)	0,1295*** (0,0472)	0,1243*** (0,0457)	0,0066 (0,0142)
Evangélica	0,0414*** (0,0059)	0,0489*** (0,0059)	0,0348*** (0,0059)	-0,0196*** (0,0018)
Espiritismo	-0,0324 (0,0256)	-0,0658** (0,0260)	-0,0159 (0,0252)	0,0899*** (0,0063)
Africanas	-0,0912* (0,0509)	-0,0479 (0,0517)	-0,0953* (0,0495)	-0,0881*** (0,0140)
Orientais	0,2319*** (0,0871)	0,2087** (0,0861)	0,2259*** (0,0836)	0,0603*** (0,0218)
Outras	0,0847*** (0,0239)	0,0876*** (0,0241)	0,0703*** (0,0234)	-0,0214*** (0,0074)
Militares e Func. Públicos	-0,0993*** (0,0150)	-0,1193*** (0,0151)	-0,0789*** (0,0150)	0,0704*** (0,0033)
Empregados (sem carteira)	0,1232*** (0,0072)	0,2028*** (0,0073)	0,0839*** (0,0132)	-0,2156*** (0,0020)
Conta própria	0,1656*** (0,0073)	0,1848*** (0,0073)	0,1408*** (0,0084)	-0,0740*** (0,0020)
Empregadores	0,4075*** (0,0237)	0,3063*** (0,0242)	0,4372*** (0,0251)	0,2771*** (0,0061)
Não remunerados	0,0958** (0,0468)	0,2559*** (0,0481)	-0,0239 (0,0528)	-0,5355*** (0,0174)

Continua na próxima página...

Continuação da página anterior...

	Probit (I)	Probit (II)	IV- Probit	Renda Domiciliar
<i>Características do Chefe</i>				
Trabalhador produção (próprio consumo)	-0,2243*** (0,0220)	0,0534** (0,0230)	-0,4188*** (0,0465)	-0,9357*** (0,0086)
Procurando emprego	-0,2331*** (0,0151)	0,0611*** (0,0158)	-0,4177*** (0,0442)	-0,9486*** (0,0054)
Inativo	-0,1905*** (0,0083)	-0,0113 (0,0087)	-0,3184*** (0,0277)	-0,6153*** (0,0028)
<i>Características da família</i>				
Irmãos 0 e 5 anos	0,0533*** (0,0117)	0,1946*** (0,0117)	0,0003 (0,0210)	-0,3676*** (0,0039)
Irmãos 6 e 9 anos	0,0636*** (0,0111)	0,2165*** (0,0113)	0,0127 (0,0214)	-0,3815*** (0,0037)
Irmãos 16 e 18 anos	0,0455*** (0,0124)	0,1109*** (0,0127)	0,0053 (0,0155)	-0,1939*** (0,0053)
Pessoas \$ > \$60	-0,0041 (0,0073)	-0,0628*** (0,0074)	0,0396*** (0,0115)	0,1977*** (0,0021)
<i>Características do mercado de trabalho</i>				
Taxa de desemprego	-1,6098*** (0,0798)	-1,2110*** (0,0807)	-1,7188*** (0,0871)	-1,0645*** (0,0239)
Taxa de informalidade	0,0432 (0,0289)	0,3151*** (0,0294)	-0,0766* (0,0452)	-0,7474*** (0,0096)
<i>Características de localização</i>				
População de até 5.000	0,1702*** (0,0111)	0,2084*** (0,0113)	0,1491*** (0,0125)	-0,0973*** (0,0035)
População de 5.001 a 10.000	0,1860*** (0,0094)	0,2257*** (0,0096)	0,1628*** (0,0113)	-0,1031*** (0,0029)
População de 10.001 a 20.000	0,1789*** (0,0085)	0,2136*** (0,0086)	0,1606*** (0,0100)	-0,0848*** (0,0026)
População de 20.001 a 50.000	0,1494*** (0,0085)	0,1714*** (0,0086)	0,1368*** (0,0091)	-0,0528*** (0,0025)
População de 50.001 a 100.000	0,0699*** (0,0092)	0,0775*** (0,0093)	0,0646*** (0,0090)	-0,0194*** (0,0026)
População com mais de 500.000	-0,0077 (0,0097)	-0,0171* (0,0098)	-0,0029 (0,0095)	0,0280*** (0,0025)
Metrópole	-0,0734*** (0,0068)	-0,0777*** (0,0068)	-0,0721*** (0,0066)	0,0063*** (0,0019)
Norte	-0,0500*** (0,0107)	0,0064 (0,0109)	-0,0784*** (0,0128)	-0,1480*** (0,0033)
Nordeste	-0,0622*** (0,0078)	0,0577*** (0,0080)	-0,1023*** (0,0161)	-0,2988*** (0,0023)
Sul	0,0911*** (0,0072)	0,0413*** (0,0074)	0,1103*** (0,0092)	0,1175*** (0,0021)
Centro-Oeste	0,1781*** (0,0087)	0,1667*** (0,0088)	0,1717*** (0,0085)	0,0357*** (0,0027)
<i>Tipo de família x estado civil</i>				
Ch. pai (Bip. Nuc.): Desq.(a) ou sep.(a)	-0,0087 (0,0468)	0,0164 (0,0480)	-0,0109 (0,0458)	-0,0521*** (0,0130)
Ch. pai (Bip. Nuc.): Divorciado(a)	-0,0311 (0,0317)	-0,0292 (0,0322)	-0,0248 (0,0308)	0,0032 (0,0087)
Ch. pai (Bip. Nuc.): Viúvo(a)	0,0566 (0,0569)	0,0802 (0,0583)	0,0562 (0,0558)	-0,0344* (0,0177)
Ch. pai (Bip. Nuc.): Solteiro(a)	-0,0433*** (0,0095)	0,0133 (0,0097)	-0,0634*** (0,0114)	-0,1452*** (0,0026)

Continua na próxima página...

Continuação da página anterior...

	Probit (I)	Probit (II)	IV- Probit	Renda Domiciliar
<i>Tipo de família x estado civil</i>				
Ch. mãe (Bip. Nuc.): Casado(a)	0,1389*** (0,0107)	0,1165*** (0,0109)	0,1712*** (0,0112)	0,1211*** (0,0031)
Ch. mãe (Bip. Nuc.): Desq.(a) ou sep.(a)	0,1607* (0,0959)	0,1516 (0,0961)	0,1803* (0,0931)	0,0714** (0,0301)
Ch. mãe (Bip. Nuc.): Divorciado(a)	0,0945 (0,0669)	0,0510 (0,0678)	0,1404** (0,0652)	0,1813*** (0,0157)
Ch. mãe (Bip. Nuc.): Viúvo(a)	0,1650** (0,0652)	0,0915 (0,0669)	0,2326*** (0,0650)	0,2987*** (0,0222)
Ch. mãe (Bip. Nuc.): Solteiro(a)	0,1082*** (0,0142)	0,1324*** (0,0145)	0,1237*** (0,0140)	0,0039 (0,0042)
Ch. pai (Bip. Sec.): Casado(a)	0,0967*** (0,0225)	0,1051*** (0,0227)	0,0881*** (0,0220)	-0,0198*** (0,0066)
Ch. pai (Bip. Sec.): Desq.(a) ou sep.(a)	0,0147 (0,0855)	0,0285 (0,0876)	0,0059 (0,0841)	-0,0398 (0,0256)
Ch. pai (Bip. Sec.): Divorciado(a)	0,0855 (0,0628)	0,0744 (0,0633)	0,0873 (0,0609)	0,0330** (0,0168)
Ch. pai (Bip. Sec.): Viúvo(a)	0,2395*** (0,0687)	0,2298*** (0,0693)	0,2494*** (0,0670)	0,0663*** (0,0239)
Ch. pai (Bip. Sec.): Solteiro(a)	0,0674** (0,0278)	0,1083*** (0,0281)	0,0386 (0,0279)	-0,1195*** (0,0079)
Ch. mãe (Bip. Secundária): Casado(a)	0,2336*** (0,0200)	0,2236*** (0,0202)	0,2576*** (0,0195)	0,0961*** (0,0062)
Ch. mãe (Bip. Sec.): Desq.(a) ou sep.(a)	0,2487*** (0,0463)	0,2120*** (0,0467)	0,2724*** (0,0452)	0,1400*** (0,0138)
Ch. mãe (Bip. Sec.): Divorciado(a)	0,3063*** (0,0332)	0,2663*** (0,0337)	0,3349*** (0,0326)	0,1644*** (0,0093)
Ch. mãe (Bip. Sec.): Viúvo(a)	0,3218*** (0,0367)	0,2394*** (0,0378)	0,3884*** (0,0379)	0,3304*** (0,0137)
Ch. mãe (Bip. Sec.): Solteiro(a)	0,2038*** (0,0147)	0,2086*** (0,0150)	0,2175*** (0,0144)	0,0494*** (0,0048)
Ch. padastro (Bip. Sec.): Casado(a)	0,0950*** (0,0183)	0,1102*** (0,0187)	0,0928*** (0,0180)	-0,0195*** (0,0050)
Ch. padastro (Bip. Sec.): Desq.(a) ou sep.(a)	0,0397 (0,0502)	0,0449 (0,0515)	0,0472 (0,0490)	0,0113 (0,0143)
Ch. padastro (Bip. Sec.): Divorciado(a)	0,0546 (0,0357)	0,0425 (0,0360)	0,0610* (0,0346)	0,0389*** (0,0097)
Ch. padastro (Bip. Sec.): Viúvo(a)	0,2126*** (0,0568)	0,2016*** (0,0578)	0,2218*** (0,0557)	0,0680*** (0,0196)
Ch. padastro (Bip. Sec.): Solteiro(a)	0,0682*** (0,0149)	0,1017*** (0,0151)	0,0539*** (0,0153)	-0,0777*** (0,0040)
Ch. madastra (Bip. Sec.): Casado(a)	0,1812*** (0,0669)	0,1437** (0,0668)	0,2118*** (0,0648)	0,1512*** (0,0185)
Ch. madastra (Bip. Sec.): Desq.(a) ou sep.(a)	0,0762 (0,2024)	0,0755 (0,2033)	0,1042 (0,1951)	0,0585 (0,0655)
Ch. madastra (Bip. Sec.): Divorciado(a)	0,3520*** (0,1315)	0,3146** (0,1348)	0,3865*** (0,1288)	0,1716*** (0,0366)
Ch. madastra (Bip. Sec.): Viúvo(a)	0,2661* (0,1469)	0,1539 (0,1498)	0,3489** (0,1439)	0,4075*** (0,0451)
Ch. madastra (Bip. Sec.): Solteiro(a)	0,2613*** (0,0574)	0,2519*** (0,0581)	0,2802*** (0,0559)	0,0903*** (0,0169)

Continua na próxima página...

Continuação da página anterior...

	Probit (I)	Probit (II)	IV- Probit	Renda Domiciliar
<i>Tipo de família x estado civil</i>				
Ch. pai (Monop. Pri.): Cas.(a)	0,1852*** (0,0395)	0,2012*** (0,0399)	0,1689*** (0,0390)	-0,0354** (0,0138)
Ch. pai (Monop. Pri.): Desq.(a) ou sep.(a)	0,0777 (0,0500)	0,0879* (0,0509)	0,0712 (0,0489)	-0,0204 (0,0162)
Ch. pai (Monop. Pri.): Div.(a)	0,1138*** (0,0429)	0,1053** (0,0438)	0,1126*** (0,0421)	0,0247* (0,0133)
Ch. pai (Monop. Pri.): Viúvo(a)	0,0276 (0,0412)	0,0132 (0,0417)	0,0391 (0,0403)	0,0630*** (0,0139)
Ch. pai (Monop. Pri.): Solt.(a)	0,0201 (0,0282)	0,0576** (0,0287)	0,0037 (0,0281)	-0,0908*** (0,0091)
Ch. mãe (Monop. Pri.): Cas.(a)	0,2487*** (0,0152)	0,3425*** (0,0155)	0,2005*** (0,0205)	-0,2459*** (0,0055)
Ch. mãe (Monop. Pri.): Desq.(a) ou sep.(a)	0,2502*** (0,0186)	0,3184*** (0,0188)	0,2152*** (0,0209)	-0,1770*** (0,0060)
Ch. mãe (Monop. Pri.): Div.(a)	0,2088*** (0,0160)	0,2546*** (0,0163)	0,1831*** (0,0173)	-0,1209*** (0,0048)
Ch. mãe (Monop. Pri.): Viúvo(a)	0,2529*** (0,0158)	0,2229*** (0,0162)	0,2750*** (0,0160)	0,1321*** (0,0059)
Ch. mãe (Monop. Pri.): Sol.(a)	0,1863*** (0,0098)	0,3017*** (0,0100)	0,1318*** (0,0187)	-0,3008*** (0,0031)
Ch. padastro (Monop. Sec.): Cas.(a)	0,2872 (0,2241)	0,3177 (0,2260)	0,2968 (0,2160)	-0,0014 (0,0643)
Ch. padastro (Monop. Sec.): Desq.(a) ou sep.(a)	0,1026 (0,3507)	0,1225 (0,3466)	0,1091 (0,3381)	-0,0176 (0,1173)
Ch. padastro (Monop. Sec.): Div.(a)	-0,4771 (0,4130)	-0,5435 (0,4229)	-0,4854 (0,4042)	0,0595 (0,0876)
Ch. padastro (Monop. Sec.): Viúvo(a)	-0,4153 (0,4320)	-0,4981 (0,4558)	-0,4645 (0,4344)	0,0127 (0,1523)
Ch. padastro (Monop. Sec.): Sol.(a)	0,5388*** (0,1153)	0,6143*** (0,1160)	0,5016*** (0,1143)	-0,1615*** (0,0461)
Ch. madastra (Monop. Sec.): Cas.(a)	0,0646 (0,3610)	0,1038 (0,3546)	0,0205 (0,3459)	-0,1683 (0,1354)
Ch. madastra (Monop. Sec.): Desq.(a) ou sep.(a)	0,2816 (0,3666)	0,3213 (0,3818)	0,1913 (0,3654)	-0,2328* (0,1292)
Ch. madastra (Monop. Sec.): Div.(a)	0,1292 (0,4908)	0,1843 (0,4926)	0,1103 (0,4730)	-0,1263 (0,1363)
Ch. madastra (Monop. Sec.): Viúvo(a)	0,1989 (0,2168)	0,0631 (0,2190)	0,2521 (0,2115)	0,3966*** (0,0705)
Ch. madastra (Monop. Sec.): Sol.(a)	0,2710 (0,1786)	0,3582** (0,1780)	0,2037 (0,1751)	-0,2584*** (0,0587)
Ch. avô/bisavô (Fam. Terc.): Cas.(a)	-0,1520*** (0,0174)	-0,1693*** (0,0177)	-0,1186*** (0,0177)	0,0881*** (0,0045)
Ch. avô/bisavô (Fam. Terc.): Desq.(a) ou sep.(a)	-0,1073 (0,1094)	-0,1011 (0,1106)	-0,0711 (0,1057)	0,0538* (0,0291)
Ch. avô/bisavô (Fam. Terc.): Div.(a)	-0,0248 (0,0870)	-0,0297 (0,0882)	0,0286 (0,0840)	0,1156*** (0,0214)
Ch. avô/bisavô (Fam. Terc.): Viúvo(a)	-0,0673* (0,0389)	-0,1180*** (0,0394)	-0,0176 (0,0389)	0,1962*** (0,0112)
Ch. avô/bisavô (Fam. Terc.): Sol.(a)	-0,1127*** (0,0396)	-0,0886** (0,0402)	-0,1128*** (0,0385)	-0,0425*** (0,0106)

Continua na próxima página...

Continuação da página anterior...

	Probit (I)	Probit (II)	IV- Probit	Renda Domiciliar
<i>Tipo de família x estado civil</i>				
Ch. avó/bisavó (Fam. Terc.): Casado(a)	-0,0235 (0,0215)	-0,0295 (0,0219)	0,0033 (0,0212)	0,0690*** (0,0061)
Ch. avó/bisavó (Fam. Terc.): Desq.(a) ou sep.(a)	0,0563 (0,0451)	0,0696 (0,0455)	0,0707 (0,0438)	0,0102 (0,0134)
Ch. avó/bisavó (Fam. Terc.): Divorciado(a)	-0,0590 (0,0406)	-0,0651 (0,0413)	-0,0282 (0,0395)	0,0665*** (0,0105)
Ch. avó/bisavó (Fam. Terc.): Viúvo(a)	0,0074 (0,0163)	-0,0555*** (0,0167)	0,0668*** (0,0193)	0,2432*** (0,0048)
Ch. avó/bisavó (Fam. Terc.): Solteiro(a)	0,0109 (0,0256)	0,0403 (0,0262)	0,0151 (0,0252)	-0,0320*** (0,0077)
Ch. parente (Fam. Terc.): Casado(a)	0,2864*** (0,0200)	0,2749*** (0,0202)	0,2847*** (0,0195)	0,0536*** (0,0064)
Ch. parente (Fam. Terc.): Desq.(a) ou sep.(a)	0,4105*** (0,0674)	0,4222*** (0,0678)	0,3946*** (0,0658)	-0,0092 (0,0223)
Ch. parente (Fam. Terc.): Divorciado(a)	0,3341*** (0,0546)	0,3156*** (0,0551)	0,3221*** (0,0533)	0,0473*** (0,0179)
Ch. parente (Fam. Terc.): Viúvo(a)	0,2772*** (0,0440)	0,2165*** (0,0446)	0,3249*** (0,0438)	0,2465*** (0,0142)
Ch. parente (Fam. Terc.): Solteiro(a)	0,3180*** (0,0168)	0,3432*** (0,0170)	0,2999*** (0,0173)	-0,0411*** (0,0055)
<i>Variável Instrumental e Renda</i>				
Renda dom. per capita (log)		0,3827*** (0,0048)	-0,1357*** (0,0467)	
Branco (Cor do chefe)				-0,1289*** (0,0026)
Negro (Cor do chefe)				-0,1036*** (0,0016)
Outras (Cor do chefe)				-0,0732*** (0,0069)
Constante	-3,0006*** (0,0211)	-5,2352*** (0,0354)	-2,1401*** (0,2929)	5,7284*** (0,0057)
AIC	347142,4	338192,5	2671834,1	
BIC	348428,6	339490,7	2674478,6	
Observações			1.227.304	

Fonte: Resultados estimados a partir dos dados do Censo Demográfico de 2010.

Nota: Desvios-padrão robustos à heterocedasticidade entre parênteses. \*\*\* Estatisticamente significativo a 1%. \*\* Estatisticamente significativo a 5%. \* Estatisticamente significativo a 10%.

Tabela 22 – Efeitos marginais: probabilidade da criança trabalhar (regressões IV-probit) por tipo de família (Parte 1)

	(A)		(B)	
	Trabalha	Renda D.	Trabalha	Renda D.
<i>Características da criança</i>				
Menino	0,2163*** (0,0081)	-0,0004 (0,0017)	0,2421*** (0,0136)	-0,0030 (0,0031)
11 anos	0,2410*** (0,0205)	0,0115*** (0,0028)	0,1986*** (0,0361)	0,0168*** (0,0054)
12 anos	0,3921*** (0,0199)	0,0139*** (0,0027)	0,3661*** (0,0338)	0,0143*** (0,0051)
13 anos	0,6320*** (0,0204)	0,0224*** (0,0028)	0,6545*** (0,0328)	0,0322*** (0,0051)
14 anos	0,9387*** (0,0223)	0,0371*** (0,0028)	0,9928*** (0,0336)	0,0446*** (0,0053)
15 anos	1,2603*** (0,0248)	0,0585*** (0,0028)	1,3016*** (0,0353)	0,0617*** (0,0053)
<i>Características do Chefe</i>				
Idade do chefe	0,0096*** (0,0007)	0,0070*** (0,0002)	0,0019** (0,0010)	0,0035*** (0,0003)
Fund. Comp. e médio inc.	-0,0153 (0,0207)	0,2257*** (0,0028)	-0,0695* (0,0360)	0,1889*** (0,0051)
Médio compl. e superior inc.	-0,0598* (0,0332)	0,3884*** (0,0026)	-0,1742*** (0,0628)	0,3535*** (0,0049)
Superior Completo	-0,1574*** (0,0572)	0,5904*** (0,0056)	-0,2875*** (0,1107)	0,5847*** (0,0107)
Não tem/não respondeu	0,0155 (0,0153)	-0,0403*** (0,0042)	0,0023 (0,0226)	-0,0295*** (0,0063)
Ateu/agnóstico	0,1538** (0,0653)	0,0027 (0,0193)	0,0836 (0,1042)	0,0226 (0,0296)
Evangélica	0,0334*** (0,0092)	-0,0110*** (0,0026)	0,0507*** (0,0152)	0,0185*** (0,0046)
Espiritismo	-0,0330 (0,0497)	0,1014*** (0,0107)	0,0047 (0,0686)	0,1088*** (0,0148)
Africanas	-0,1848 (0,1130)	-0,0859*** (0,0251)	0,0011 (0,1026)	-0,0330 (0,0291)
Orientais	0,0717 (0,1300)	0,0479 (0,0370)	0,5468** (0,2335)	0,1363** (0,0543)
Outras	0,0232 (0,0382)	-0,0203* (0,0113)	0,1734*** (0,0593)	0,0268 (0,0200)
Militares e Func. Públicos	-0,0550** (0,0243)	0,1235*** (0,0047)	-0,0674 (0,0422)	0,0859*** (0,0090)
Empregados (sem carteira)	0,0526*** (0,0196)	-0,2032*** (0,0032)	0,1542*** (0,0346)	-0,1724*** (0,0049)
Conta própria	0,1094*** (0,0109)	-0,0538*** (0,0026)	0,1819*** (0,0227)	-0,0679*** (0,0053)
Empregadores	0,4682*** (0,0314)	0,2993*** (0,0072)	0,3863*** (0,0804)	0,2790*** (0,0223)
Não remunerados	-0,1323 (0,1194)	-0,6622*** (0,0472)	-0,1169 (0,1375)	-0,4376*** (0,0413)
Trabalhador produção (próprio cons.)	-0,6953*** (0,0819)	-1,1405*** (0,0134)	-0,2851* (0,1489)	-0,9010*** (0,0270)

Continua na próxima página...

Continuação da página anterior...

	(A)		(B)	
	Trabalha	Renda D.	Trabalha	Renda D.
<i>Características do Chefe</i>				
Inativo	-0,4576*** (0,0500)	-0,7339*** (0,0064)	-0,1760** (0,0859)	-0,5655*** (0,0067)
Procurando emprego	-0,6174*** (0,0808)	-1,1456*** (0,0104)	-0,2696** (0,1287)	-0,8368*** (0,0130)
<i>Características da família</i>				
Irmãos 0 e 5 anos	-0,0586* (0,0350)	-0,4078*** (0,0063)	0,0054 (0,0594)	-0,3561*** (0,0064)
Irmãos 6 e 9 anos	-0,0447 (0,0344)	-0,4074*** (0,0053)	0,0432 (0,0607)	-0,3598*** (0,0071)
Irmãos 16 e 18 anos	-0,0173 (0,0237)	-0,2047*** (0,0075)	0,1187*** (0,0401)	-0,1427*** (0,0133)
Pessoas \$>\$60	0,0609*** (0,0187)	0,1906*** (0,0041)	0,0554 (0,0372)	0,1963*** (0,0070)
<i>Características do mercado de trabalho</i>				
Taxa de desemprego	-1,8226*** (0,1365)	-1,0654*** (0,0361)	-1,9672*** (0,2575)	-1,2165*** (0,0638)
Taxa de informalidade	-0,1221* (0,0699)	-0,7535*** (0,0144)	0,0066 (0,1470)	-0,8136*** (0,0261)
<i>Características de localização</i>				
População de até 5.000	0,1662*** (0,0190)	-0,0906*** (0,0051)	0,1424*** (0,0352)	-0,1031*** (0,0091)
População de 5.001 a 10.000	0,1570*** (0,0176)	-0,1054*** (0,0043)	0,1703*** (0,0320)	-0,1080*** (0,0078)
População de 10.001 a 20.000	0,1497*** (0,0158)	-0,0897*** (0,0037)	0,1599*** (0,0280)	-0,0901*** (0,0068)
População de 20.001 a 50.000	0,1324*** (0,0142)	-0,0532*** (0,0037)	0,1211*** (0,0246)	-0,0548*** (0,0067)
População de 50.001 a 100.000	0,0472*** (0,0144)	-0,0235*** (0,0038)	0,0631*** (0,0242)	-0,0248*** (0,0069)
População com mais de 500.000	-0,0220 (0,0158)	0,0337*** (0,0036)	-0,0053 (0,0253)	0,0126* (0,0064)
Metrópole	-0,0676*** (0,0102)	0,0026 (0,0028)	-0,0861*** (0,0178)	0,0064 (0,0051)
Norte	-0,1216*** (0,0212)	-0,1689*** (0,0052)	-0,0577* (0,0335)	-0,1256*** (0,0079)
Nordeste	-0,1845*** (0,0258)	-0,3271*** (0,0035)	-0,0272 (0,0546)	-0,3164*** (0,0063)
Sul	0,1478*** (0,0136)	0,1234*** (0,0031)	0,0681** (0,0279)	0,1135*** (0,0058)
Centro-Oeste	0,1495*** (0,0136)	0,0261*** (0,0041)	0,1732*** (0,0212)	0,0526*** (0,0066)

Continua na próxima página...

Continuação da página anterior...

	(A)		(B)	
	Trabalha	Renda D.	Trabalha	Renda D.
<i>Variável Instrumental e Renda D.</i>				
Renda dom. per capita (log)	-0,2713*** (0,0702)		0,0334 (0,1545)	
Branco (Cor do chefe)		-0,1256*** (0,0040)		-0,1121*** (0,0064)
Negro (Cor do chefe)		-0,1038*** (0,0024)		-0,0852*** (0,0044)
Outras (Cor do chefe)		-0,0863*** (0,0112)		-0,0460*** (0,0176)
Constante	-1,4192*** (0,4458)	5,6671*** (0,0083)	-2,8688*** (0,9501)	5,8261*** (0,0132)
Athrho		0,4063*** (0,0457)		0,2258** (0,0954)
Insigma		-0,5011*** (0,0016)		-0,4799*** (0,0031)
AIC		1.087.372,6		351.990,7
BIC		1.088.399,4		352.909,8
Observações		520.043		161.239

Fonte: Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do Censo Demográfico de 2010.

Nota: (A) Família biparental chefiada pelo pai (núcleo intacto); (B) família biparental cujo chefe é o padrasto ou a madrasta (núcleo re-estruturado). Desvios-padrão robustos à heteroscedasticidade e ao agrupamento de crianças por domicílio entre parênteses. \*\*\*Estatisticamente significante a 1%.

\*\*Estatisticamente significante a 5%. \*Estatisticamente significante a 10%.

Tabela 23 – Efeitos marginais: probabilidade da criança trabalhar (regressões IV-probit) por tipo de família (Parte 2)

	(C)		(D)	
	Trabalha	Renda D.	Trabalha	Renda D.
<i>Características da criança</i>				
Menino	0,2969*** (0,0290)	0,0219** (0,0088)	0,1694*** (0,0121)	0,0000 (0,0032)
11 anos	0,4058*** (0,0943)	0,0249 (0,0175)	0,2043*** (0,0364)	-0,0040 (0,0056)
12 anos	0,4472*** (0,0920)	0,0282* (0,0166)	0,4238*** (0,0345)	0,0056 (0,0053)
13 anos	0,6490*** (0,0874)	0,0720*** (0,0159)	0,6615*** (0,0345)	0,0099* (0,0054)
14 anos	0,9632*** (0,0863)	0,0700*** (0,0159)	1,0007*** (0,0357)	0,0355*** (0,0054)
15 anos	1,2876*** (0,0858)	0,0990*** (0,0155)	1,3320*** (0,0386)	0,0540*** (0,0054)
<i>Características do Chefe</i>				
Idade do chefe	0,0079*** (0,0030)	0,0106*** (0,0008)	0,0094*** (0,0016)	0,0145*** (0,0003)
Fund. Comp. e médio inc.	-0,0775 (0,0781)	0,2317*** (0,0152)	-0,0679** (0,0281)	0,1971*** (0,0054)
Médio compl. e superior inc.	-0,2252** (0,1147)	0,3870*** (0,0159)	-0,1694*** (0,0484)	0,3875*** (0,0050)
Superior Completo	-0,5389*** (0,2080)	0,5896*** (0,0298)	-0,3677*** (0,0902)	0,6838*** (0,0083)
Não tem/não respondeu	-0,0314 (0,0771)	-0,1385*** (0,0273)	-0,0220 (0,0238)	-0,0513*** (0,0076)
Ateu/agnóstico	0,4661* (0,2785)	0,1116 (0,1163)	0,0092 (0,1292)	0,0197 (0,0435)
Evangélica	0,0607* (0,0338)	-0,0075 (0,0127)	0,0631*** (0,0139)	0,0065 (0,0048)
Espiritismo	-0,0251 (0,1523)	0,1308*** (0,0380)	0,0155 (0,0488)	0,1008*** (0,0141)
Africanas	-0,0520 (0,2863)	-0,2413*** (0,0934)	-0,2027* (0,1108)	-0,0963*** (0,0323)
Orientais	-0,0552 (0,4832)	0,1075 (0,1113)	0,2315* (0,1363)	0,0400 (0,0546)
Outras	-0,0567 (0,1497)	0,0121 (0,0526)	0,0281 (0,0561)	0,0016 (0,0187)
Militares e Func. Públicos	0,1265 (0,1424)	0,4220*** (0,0271)	-0,0462 (0,0334)	0,0375*** (0,0076)
Empregados (sem carteira)	0,3896*** (0,0540)	0,2164*** (0,0155)	0,0592* (0,0339)	-0,2779*** (0,0047)
Conta própria	0,3153*** (0,0918)	0,3536*** (0,0226)	0,1681*** (0,0287)	-0,1476*** (0,0073)
Empregadores	0,2932 (0,3214)	0,4745*** (0,1350)	0,3207*** (0,1108)	0,2451*** (0,0264)
Não remunerados	0,5340** (0,2125)	-0,1503 (0,1095)	0,1649 (0,1520)	-0,7907*** (0,0573)
Trabalhador produção (próprio cons.)	0,0653 (0,1095)	-0,0966** (0,0473)	-0,3343*** (0,1203)	-1,0174*** (0,0281)

Continua na próxima página...

Continuação da página anterior...

	(C)		(D)	
	Trabalha	Renda D.	Trabalha	Renda D.
<i>Características do Chefe</i>				
Procurando emprego	-0,0841 (0,1050)	-0,2616*** (0,0310)	-0,3476*** (0,1022)	-1,0244*** (0,0101)
Inativo	0,0000 (.)	0,0000 (.)	-0,3012*** (0,0823)	-0,8408*** (0,0070)
<i>Características da família</i>				
Irmãos 0 e 5 anos	0,0888 (0,1260)	-0,3896*** (0,0534)	0,0605 (0,0499)	-0,3852*** (0,0109)
Irmãos 6 e 9 anos	0,0009 (0,1345)	-0,4336*** (0,0403)	0,0686 (0,0480)	-0,3721*** (0,0098)
Irmãos 16 e 18 anos	-0,0615 (0,0721)	-0,1591*** (0,0350)	0,0188 (0,0323)	-0,1150*** (0,0122)
Pessoas \$>\$60	0,1042* (0,0577)	0,1503*** (0,0167)	-0,0153 (0,0424)	0,3300*** (0,0073)
<i>Características do mercado de trabalho</i>				
Taxa de desemprego	-0,9988* (0,5561)	-1,3523*** (0,1730)	-1,7631*** (0,2156)	-1,1045*** (0,0641)
Taxa de informalidade	0,1907 (0,2080)	-0,5156*** (0,0669)	-0,1625* (0,0985)	-0,6457*** (0,0267)
<i>Características de localização</i>				
População de até 5.000	0,1590** (0,0687)	-0,0039 (0,0258)	0,1696*** (0,0322)	-0,1038*** (0,0100)
População de 5.001 a 10.000	0,2107*** (0,0605)	-0,0506** (0,0224)	0,1874*** (0,0276)	-0,0943*** (0,0083)
População de 10.001 a 20.000	0,2341*** (0,0543)	-0,0380** (0,0192)	0,2110*** (0,0243)	-0,0719*** (0,0072)
População de 20.001 a 50.000	0,1868*** (0,0532)	-0,0334* (0,0194)	0,1833*** (0,0229)	-0,0531*** (0,0071)
População de 50.001 a 100.000	0,1600*** (0,0567)	-0,0101 (0,0204)	0,0923*** (0,0221)	-0,0094 (0,0072)
População com mais de 500.000	-0,0241 (0,0598)	-0,0070 (0,0206)	0,0180 (0,0222)	0,0254*** (0,0067)
Metrópole	0,0065 (0,0412)	-0,0041 (0,0153)	-0,0851*** (0,0168)	0,0032 (0,0055)
Norte	-0,0303 (0,0941)	-0,2333*** (0,0283)	-0,0423 (0,0307)	-0,1372*** (0,0088)
Nordeste	-0,0590 (0,0758)	-0,2485*** (0,0175)	-0,0245 (0,0337)	-0,2614*** (0,0063)
Sul	0,0196 (0,0500)	0,0904*** (0,0157)	0,0860*** (0,0212)	0,0955*** (0,0062)
Centro-Oeste	0,1294** (0,0614)	-0,0051 (0,0232)	0,2029*** (0,0213)	0,0346*** (0,0075)

Continua na próxima página...

Continuação da página anterior...

	(C)		(D)	
	Trabalha	Renda D.	Trabalha	Renda D.
<i>Variável Instrumental e Renda D.</i>				
Renda dom. per capita (log)	-0,0014 (0,2365)		-0,0827 (0,1011)	
Branco (Cor do chefe)		-0,1824*** (0,0210)		-0,1517*** (0,0071)
Negro (Cor do chefe)		-0,1139*** (0,0124)		-0,1195*** (0,0046)
Outras (Cor do chefe)		-0,1628*** (0,0535)		-0,0215 (0,0165)
Constante	-3,1899** (1,2929)	5,0319*** (0,0454)	-2,3829*** (0,5811)	5,1824*** (0,0153)
Athrho		0,2208 (0,1602)		0,3383*** (0,0679)
Insigma		-0,3968*** (0,0081)		-0,4234*** (0,0026)
AIC		58.223,4		386.557,5
BIC		58.966,6		387.480,3
Observações		23.818		167.614

Fonte: Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do Censo Demográfico de 2010.

Nota: (C) família monoparental sob responsabilidade de mãe viúva (ruptura nuclear provocada por evento quase natural) e (D) família monoparental chefiada por mãe não viúva (solteira, desquitada ou divorciada - ruptura nuclear voluntária ou não aleatória). Desvios-padrão robustos à heteroscedasticidade e ao agrupamento de crianças por domicílio entre parênteses. \*\*\*Estatisticamente significante a 1%. \*\*Estatisticamente significante a 5%. \*Estatisticamente significante a 10%.

# Anexos

# ANEXO A – Trabalho Infantil e o Paradoxo da Riqueza: O papel do altruísmo dos pais

**The World Bank**  
INTERNATIONAL BANK FOR RECONSTRUCTION AND DEVELOPMENT  
INTERNATIONAL DEVELOPMENT ASSOCIATION

1818 H Street N.W.  
Washington, D.C. 20433  
U.S.A.

(202) 477-1234  
Cable Address: INTBAFRAD  
Cable Address: INDEVAS

February 6, 2014

Shirley Mesquita  
227U Highwood Court  
Woodmeade South  
Knoxville, TN, 37920

Dear Shirley Mesquita:

*Pakistan Integrated Household Survey Data*

Thank you for your interest in the Living Standards Measurement Study (LSMS). Enclosed please find one CD containing the 1991 Pakistan Integrated Household Survey in all formats. The documentation is also included on the CD in electronic format.

In receiving the data, you are agreeing to: (a) give recognition to the Federal Bureau of Statistics as the source of the data in all publications, conference papers, and manuscripts; (b) make copies of all reports and documents, including oral presentations, resulting from research on the data available to the Federal Bureau of Statistics and the Poverty Team, Development Research Group of the World Bank; and (c) not pass the data to any third parties for any reasons.

If you have any questions, or need additional information, please do not hesitate to contact us.

Sincerely,



Diane Steele  
LSMS Database Manager  
Poverty and Inequality Team  
Development Research Group

# Índice Remissivo

## A

Axioma da substituição ... 23, 26, 31, 32  
Axioma do luxo 23, 28, 29, 31, 32, 43, 51,  
53–55, 61, 62, 65

## E

Endogeneidade ..... 52, 57, 58, 63, 65  
Estrutura Familiar .... 74, 90, 93, 95, 98

## H

Hipótese do U invertido 51–53, 56, 57, 59,  
61, 62, 64–66

## M

Markov Chain Monte Carlo ..... 37  
Modelo estrutural ... 70, 74–76, 103, 104

## P

Paradoxo da riqueza .. 23–26, 32, 39, 42,  
43, 46, 47, 51, 53, 54

## Q

Quantis ..... 57, 60–62, 64

## R

Regressão Quantílica ..... 34, 37, 57  
Ruptura ..... 73–76, 82, 97

## T

Trabalho infantil ..... 50–55, 57–65