

# Trabalho Infantil e Teoria do “U” Invertido: Evidências para o Brasil

## Child Labor and the Inverted-U Curve: Evidence from Brazil

Shirley Pereira de Mesquita\*  
Luiz Renato Regis de Oliveira Lima\*\*

**Resumo:** Este artigo investiga o efeito da riqueza familiar sobre o trabalho infantil no Brasil rural. No tocante à metodologia, para captar heterogeneidades na distribuição de horas trabalhadas das crianças e lidar com os problemas de censura e endogeneidade, utiliza-se o estimador *censored quantile instrumental variable* (CQIV). Os resultados mostram uma relação negativa entre riqueza, medida pelo tamanho da propriedade de terra, e trabalho infantil no quantil inferior de horas de trabalho, 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, no qual as famílias têm menor nível de altruísmo. De forma geral, os principais achados deste estudo apontam as preferências dos pais como principal determinante do trabalho infantil.

**Palavras-chave:** Trabalho infantil. Hipótese do “U” invertido. Endogeneidade. Regressão quantílica censurada.

**Abstract:** This article studies the effect of family wealth on the utilization of child labor in rural Brazil. Regarding methodology, the censored quantile instrumental variable (CQIV) was used to capture heterogeneity across the distribution of hours worked by children, also it deals with the problems of censorship and endogeneity. This paper found evidences of a negative relation between wealth, measured by land size, and child labor only for children in the lower quantiles of the distribution. On the other hand, at the median and upper quantiles this research found a non-linear relationship, supporting the hypothesis of “U inverted”. And the turning point is bigger at the upper quantile, where families have lower level of altruism. The results indicate that the preferences of the parents are the primary determinant of child labor.

**Keywords:** Child labor. “U inverted”. Endogeneity. Censored quantile regression.

**JEL Classification:** C1; J2; J7.

## 1 Introdução

O trabalho infantil é um problema social relevante no mundo atual. Segundo a Organização Internacional do Trabalho (INTERNATIONAL LABOUR ORGANIZATION, 2013), o fenômeno configura-se como uma violação dos direitos huma-

\* Doutora em Economia Regional e Políticas Públicas pela Universidade Federal da Paraíba (UFPB). Professora do Departamento de Economia da UFPB. E-mail: shirley\_mesquita@yahoo.com.br

\*\* PhD em Economia pela University of Illinois at Urbana-Champaign. Professor do Departamento de Economia da UFPB. E-mail: llima@utk.edu

nos. A literatura sobre o tema aponta que os danos ao desenvolvimento físico, mental e social e a interferência no acesso à educação e, conseqüentemente, à acumulação de capital humano, limitando sua mobilidade econômica na fase adulta, são as principais conseqüências negativas sobre o bem-estar das crianças (EMERSON; SOUZA, 2005; UNICEF, 2011; INTERNATIONAL LABOUR ORGANIZATION, 2013).

No tocante ao Brasil, o fenômeno registra forte desaceleração desde 2005, sendo o país um dos que apresenta menores índices de trabalho infantil da América Latina (ORGANIZAÇÃO INTERNACIONAL DO TRABALHO, 2010). Apesar desses resultados positivos, segundo dados da PNAD, em 2012 ainda existiam aproximadamente 1,2 milhões de crianças e adolescentes exercendo atividades remuneradas ou não, sendo 94% na faixa etária de 10 a 15 anos de idade (IBGE, 2012). Essas crianças estão envolvidas, principalmente, em atividades que se enquadram na categoria das piores formas de trabalho estabelecidas internacionalmente, a saber, trabalho infantil doméstico, participação na agricultura familiar, produção familiar dentro do próprio domicílio, comércio informal urbano, e as ilícitas, como prostituição e tráfico de drogas (REPÓRTER BRASIL, 2012). Outro ponto de destaque é a dificuldade das políticas públicas em atingir esse contingente de crianças trabalhadoras. Evidências empíricas têm apontado que o aumento da renda advinda de programas governamentais, tais como Bolsa Família, não teria efeito sobre a decisão de trabalho infantil no Brasil (NASCIMENTO; KASSOUF, 2016).

Os fatores determinantes do trabalho infantil, sobretudo nos países em desenvolvimento, é uma questão importante para os formuladores de políticas públicas. Na literatura sobre o tema destaca-se o trabalho seminal de Basu e Van (1998), que desenvolve um modelo de tomada de decisão sobre o trabalho infantil e mostram a existência de dois equilíbrios no mercado de trabalho. Em um equilíbrio, existe trabalho infantil; no outro, o salário dos adultos é alto e as crianças não trabalham. A conseqüência é que a inserção precoce no mercado de trabalho pode diminuir quando os recursos da família aumentam. Esse resultado é derivado de seu “axioma do luxo”: *ceteris paribus*, os pais preferem que seus filhos não trabalhem. Outros trabalhos corroboram esse resultado como os de Grootaert e Kandur (1995), Basu e Tzannatos (2003) e Edmonds (2005).

Por outro lado, evidências empíricas frequentemente revelam o resultado oposto, dando origem ao que ficou conhecido na literatura como “paradoxo da riqueza”. Na verdade, Nardinelli (1990) mostra que, na Grã-Bretanha, no século XIX, apesar de grandes variações nos salários, não houve correlação entre os salários dos adultos e as taxas de participação no trabalho infantil. Recentemente, Bhalotra e Heady (2003), utilizando o tamanho da propriedade de terra como *proxy* da riqueza familiar, mostram que, em áreas rurais do Paquistão, na década de 1990, os filhos pertencentes às famílias mais ricas tinham maior probabilidade

de trabalhar precocemente quando comparadas às mais pobres. Achados similares em outros países em desenvolvimento são reportados por Kambhampati e Rajan (2006), Dumas (2007) e Kruger (2007).

Motivados pelos achados empíricos, que lançam dúvida sobre a hipótese de que o trabalho infantil é causado pela pobreza, 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, os resultados do modelo de Basu, Das e Dutta (2010) mostram 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, o *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. De forma geral, 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 Basu e Bar (2008), Kassouf e Santos (2010) e Boutin (2012) corroboram essa hipótese.

Já o artigo de Fan (2011) apresenta um modelo que destaca o papel das preferências dos pais na decisão de enviar os filhos para o mercado de trabalho. O autor mostra que, quando a produtividade relativa da criança alcança um determinado valor, o efeito substituição pode se sobrepor ao efeito renda na decisão dos pais quanto ao trabalho infantil. O autor argumenta que esse *threshold* é determinado por parâmetros indicadores das preferências dos pais em relação ao lazer e estudo dos filhos, isto é, medem o seu grau de altruísmo. Em geral, quanto maior o gosto dos pais pelo lazer das crianças, mais forte o efeito renda e menos provável o envio para o mercado de trabalho.

Dado o resultado de Fan (2011), supõe-se que as preferências dos pais podem alterar o valor do *turning point* derivado no modelo de Basu, Das e Dutta (2010). Em geral, existe uma heterogeneidade no comportamento dos pais gerada pelas diferenças nas preferências, de modo que, dadas duas crianças com as mesmas características observáveis, o montante de terra que proporciona a substituição de trabalho por lazer e estudo seria menor para aquelas que vivem em famílias com pais mais altruístas, isto é, onde o efeito renda predomina sobre o efeito substituição.

Dado que essa heterogeneidade no comportamento dos pais, isto é, o nível de altruísmo, não pode ser diretamente observado, a distribuição condicional do trabalho infantil vai apresentar uma grande dispersão. Essa dispersão, por sua vez, motiva a aplicação de regressão quantílica.<sup>1</sup> Esse método permite identificar o efei-

---

1 Regressão quantílica é um método semiparamétrico no qual não é necessário especificar a função

to do tamanho da terra em toda a distribuição das horas trabalhadas pelas crianças, e não apenas o resultado na média. Essa técnica tem sido fundamental para identificação em outros ambientes com agentes heterogêneos, como o impacto da reforma da segurança social sobre o lucro (BITLER; GELBACH; HOYNES, 2006), os retornos da educação (ARIAS; HALLOCK; SOSA-ESCUADERO, 2001) e os determinantes do peso ao nascer (ABREVAYA; DAHL, 2008).

Nesse âmbito, o objetivo desta pesquisa é analisar o papel das preferências dos pais na determinação do *turning point* derivado da hipótese do “U” invertido. Para tanto, serão considerados os quantis da distribuição de horas trabalhadas pelas crianças. Para fim de testes empíricos, serão 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 (IBGE, 2012).

Na análise empírica, com o objetivo de abordar os problemas de identificação dos dados, a saber, censura na variável dependente, presença de regressores endógenos e heterocedasticidade na distribuição de horas trabalhadas, será utilizado o estimador *censored quantile instrumental variable* (CQIV), que foi desenvolvido por Chernozhukov, Fernández-Val e Kowalski (2011). O estimador CQIV lida conjuntamente com os problemas citados sem assumir os pressupostos lineares clássicos de normalidade e homocedasticidade. A técnica de estimação para a equação de horas trabalhadas será o método de Markov *chain* Monte Carlo (MCMC), apresentado por Chernozhukov e Hong (2003), que é uma alternativa mais atrativa, teórica e computacionalmente para estimadores de Powell.

Além desta introdução, o presente estudo está organizado da seguinte forma: a seção 2 apresenta a revisão da literatura; a seção 3 descreve a estratégia empírica; a seção 4 delinea a base de dados; a seção 5 reporta os resultados; e, por fim, a seção 6 traz as considerações finais.

## 2 Revisão da Literatura

A literatura econômica registra uma série de estudos sobre trabalho infantil,<sup>2</sup> englobando aspectos teóricos e empíricos. Um dos modelos mais difundidos é o de Basu e Van (1998), no qual consideram o tempo de não trabalho dos filhos como um bem de luxo para os pais. Por outro lado, do ponto de vista da firma, é válido o axioma da substituição, isto é, trabalho infantil e adulto são substitutos. Destarte,

---

de distribuição do termo de erro e a presença de heterogeneidades não observadas é capturada pelos coeficientes estimados (KOENKER, 2005).

2 Atualmente, a Organização Internacional do Trabalho (2010) 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 n° 138 e 182 sobre trabalho infantil da OIT, o termo criança aplica-se a toda pessoa menor de 18 anos.

o resultado obtido é que a economia pode estar em equilíbrio com ou sem existência do trabalho infantil, o que, por sua vez, dependerá do nível de salário. Se os salários são baixos, o equilíbrio ocorre com a incidência de trabalho infantil, mas, se forem altos, não. A conclusão principal é que o aumento da renda familiar estimula a substituição do trabalho infantil por lazer e estudos, em outras palavras, os autores assumem que o trabalho infantil seria um resultado da condição de pobreza e, portanto, não reflete uma diferença na atitude dos pais. Esse resultado é derivado do axioma do luxo. Uma série de outros trabalhos corrobora essa conclusão, como os de Grootaert e Kandur (1995), Ray (2000), Basu e Tzannatos (2003), Emerson e Souza (2005), Edmonds (2005) e Edmonds e Pavnick (2005).

No entanto, evidências empíricas frequentemente 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) difunde essa discussão na literatura. Os autores foram motivados pela observação de que, em média, crianças em famílias ricas em propriedade de terra têm maior probabilidade de trabalhar e menor de frequentar a escola em comparação às crianças em famílias pobres em terra.

Bhalotra e Heady (2003) utilizam dados da área rural de Gana e Paquistão para testar a hipótese do paradoxo da riqueza, considerando o tamanho da propriedade rural como *proxy* da riqueza familiar. Os seus resultados 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 da família, esse resultado contradiz a hipótese da pobreza como principal determinante do trabalho infantil. Os autores sugerem que a existência desse paradoxo pode ser explicada por falhas nos mercados de terra e trabalho. De forma geral, questões como escassez de mão de obra, risco moral e mobilidade imperfeita da terra estimulam a contratação de membros do domicílio. Além disso, no meio rural, a produtividade marginal do trabalho aumenta com o tamanho da propriedade, tornando a mão de obra familiar mais atrativa financeiramente em relação aos trabalhadores externos. De fato, alguns trabalhos, como os de Menon (2005), Kruger (2007) e Dumas (2007), têm mostrado uma relação positiva entre trabalho infantil e riqueza familiar.

A discussão do paradoxo da riqueza e do axioma do luxo tem sido base para discussões na literatura empírica sobre o tema. Alguns trabalhos sugerem que, para países em desenvolvimento, um aumento na propriedade rural ou expansão de um negócio familiar tem efeito não linear sobre o trabalho infantil, mais precisamente, a relação entre renda familiar e trabalho infantil assume o formato de um “U” invertido. Dentro dessa literatura, destacam-se os trabalhos de Basu e Bar (2008) e Basu, Das e Dutta (2010), que apresentam uma formalização teórica para

a hipótese do “U” invertido. Os resultados desses autores apontam que, no curto prazo, é provável que as crianças trabalhem mais. No entanto, se a atividade familiar continuar crescendo, no longo prazo a família já não necessita mais da renda proveniente das crianças. Nesse cenário, os pais começariam a substituir trabalho infantil por estudo e lazer, reduzindo, assim, a inserção precoce no mercado de trabalho. 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 resultados de Kassouf e Santos (2010), com dados da PNAD 2006 para o Brasil rural, mostram que a probabilidade de uma criança trabalhar em função do tamanho da propriedade agrícola segue uma parábola com vértice para cima. Boutin (2012), com dados de Mali, afirma que um aumento no tamanho da propriedade estimula os pais a contratar seus próprios filhos, mas reduz a probabilidade da criança trabalhar fora da fazenda da família. Os resultados também apontam para uma relação não linear entre trabalho infantil e terra, corroborando a hipótese do “U” invertido.

Já o trabalho de Fan (2011), motivado pela busca de desenvolver um modelo que explicasse o paradoxo da riqueza à luz do axioma do luxo, apresenta um modelo em que as preferências dos pais aparecem como fator determinante do trabalho infantil. O autor incorpora lazer, trabalho e educação das crianças e a restrição de subsistência da família em uma única estrutura. O modelo mostra que se o grau de substituição entre trabalho infantil e adulto – isto é, a produtividade relativa do trabalho infantil – está abaixo de certo *threshold*, as crianças só trabalham se os salários dos adultos estiverem abaixo do nível de subsistência. Nesse caso, o axioma do luxo explica o trabalho infantil, ou seja, o efeito renda supera o efeito substituição. Por outro lado, dependendo do valor desse *threshold*, 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, no modelo o valor do *threshold* 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, um comportamento altruísta, menor a probabilidade das crianças serem enviadas para o mercado de trabalho. Destaca-se que o resultado desse modelo aponta as preferências dos pais como fator determinante do trabalho infantil.

Por fim, tem-se o trabalho de Soares, Kruger e Berthelon (2012) para o Brasil. Os autores encontram evidências de que os diferentes resultados encontrados na literatura empírica, quanto ao efeito de melhorias na condição econômica familiar e trabalho infantil, são de diferenças nos efeitos renda e substituição implícitas à natureza do choque na riqueza familiar. Eles analisam esses efeitos separadamente para tentar captar o resultado de um aumento na renda familiar e no custo de

oportunidade do tempo da criança sobre a decisão de trabalho infantil. Verifica-se que o maior salário dos pais e a maior riqueza familiar estão associados a menores níveis de trabalho infantil, enquanto que um aumento temporário no nível de atividade agrícola local – isto é, um choque que implica maior custo de oportunidade do tempo da criança – gera um incremento do trabalho infantil. Portanto, destaca-se a importância da natureza dos choques que alteram a riqueza e a posição socioeconômica da família e suas implicações em termos de trabalho infantil.

A subseção 2.1, a seguir, apresenta mais detalhes sobre o modelo de Basu, Das e Dutta (2010), que discute a teoria do “U” invertido do trabalho infantil.

## 2.1 Trabalho Infantil e Riqueza Familiar: Teoria do “U” invertido

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, ( $e$ ) ( $[0,1]$ ). Os autores assumem a hipótese de mercado de trabalho imperfeito e mobilidade imperfeita do fator terra, indicando que 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, 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.

Primeiramente, assumem-se as seguintes hipóteses adicionais: as crianças e os adultos têm o mesmo salário, ( $w$ ); cada família tem sempre um adulto trabalhando e pode obter lucros de  $\pi(k,w)$  a partir da terra,  $\pi_k(k,w) > 0$ . O problema microeconômico é estruturado de forma do padrão: tem-se um indivíduo adulto – o responsável pela criança – que tem como objetivo maximizar não apenas a sua utilidade individual, mas também a de seu filho, sujeito a uma restrição orçamentária. Dessa forma, considera-se a função utilidade e a restrição orçamentária da família:

$$u = \phi(x) - ce \tag{1}$$

$$x = \pi(k,w) + w + ew \tag{2}$$

em que ( $x$ ) é o consumo total da família e ( $e$ )  $\in [0,1]$  é o montante de trabalho da criança, então tem-se  $\phi'(x) \geq 0$  e  $\phi''(x) \leq 0$  para todo ( $x$ ) e ambas as desigualdades são estritas para todos os valores de ( $x$ ). Por fim, ( $c$ ) é um número real positivo. Na segunda equação, ( $k$ ) é as unidades de terra, ( $\pi$ ) é o lucro advindo da terra e ( $w$ ) é o nível de salário.

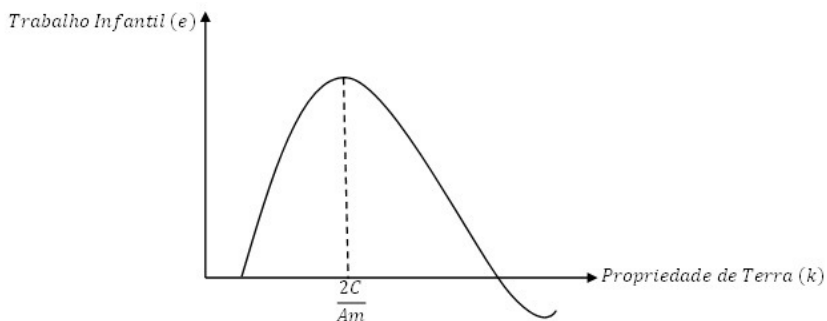
Já a função de produção da família, ( $f$ ), é dada como segue:



$$q=f(k,e+1) \quad (3)$$

na qual ( $q$ ) é o produto,  $e+1$  é o montante de trabalho usado – ( $e$ ) da criança e do adulto. As suposições em ( $f$ ) são:  $f_k, f_e > 0$ ;  $f_{kk}, f_{ee} \leq 0$ ; e  $f_{ek} > 0$ . O cerne da argumentação depende da última hipótese, em que um aumento na quantidade de terra também aumenta a produtividade do trabalho. Considerando-se  $x=q$ , a solução do problema de maximização da utilidade,<sup>3</sup> dá origem à alocação ótima de trabalho infantil conforme a curva apresentada na Figura 1.

Figura 1 - O “U” invertido do trabalho infantil



Fonte: Elaboração própria.

A curva do “U” invertido reportada na Figura 1 gera um *turning point* que ocorre onde

$$k = \frac{2C}{Am} \quad (4)$$

no qual  $C$ ,  $A$  e  $m$  são constantes.

Recuperando as ideias de Fan (2011), supõe-se que a curva acima e o valor do *turning point* seriam afetados pelas preferências dos pais. Em geral, entre os pais menos altruístas – aqueles que inicialmente expõem os filhos a uma carga horária de trabalho mais intensa – o montante de terra que altera o comportamento dos pais com relação à alocação do tempo dos filhos, *turning point*, será maior em relação àqueles com maior nível de altruísmo – os que expõem os filhos a uma jornada de trabalho menos intensa. Portanto, o valor de *turning point* dado pela equação 4 varia ao longo da distribuição de horas trabalhadas pelas crianças devido às diferenças nas preferências dos pais. Com o objetivo de captar essa heterogeneidade, será utilizada a técnica de regressão quantílica. A seção 3, a seguir, apresenta com mais detalhes essa estratégia empírica.

3 A solução detalhada do problema de maximização pode ser vista no Apêndice A.



### 3 Metodologia Econométrica

Neste estudo é estimada a relação entre riqueza, medida pelo tamanho da terra, e oferta de trabalho infantil, medida pelas horas de trabalho das crianças. Para tanto, faz-se necessário o uso de um instrumental econométrico apropriado. Dentro desse contexto, alguns trabalhos empíricos sugerem algumas técnicas. Por exemplo, Bhalotra e Heady (2003) usam um Tobit com variável instrumental, Me-non (2005), um *logit*, Kambhampati e Rajan (2006) e Kassouf e Santos (2010), um *probit*, Dumas (2007), o método de mínimos quadrados de dois estágios e Basu, Das e Duta (2010), uma regressão linear controlando por efeito fixo, entre outros trabalhos.

As técnicas de estimação utilizadas nos trabalhos citados no parágrafo anterior não consideram alguns problemas econométricos importantes que estão presentes nos dados. A princípio, os dados a serem utilizadas neste estudo apresentam três problemas importantes que devem ser abordados no procedimento de estimação, caso contrário os resultados gerados podem ser viesados. Em primeiro lugar, os dados exibem heterocedasticidade. Estudos recentes mostram que, para variáveis dependentes não negativas, a heterocedasticidade pode também enviesar o estimador de mínimos quadrados ordinários (MQO) dos parâmetros de um modelo log-linear de regressão. Esse resultado é justificado pela existência da desigualdade de Jensen (SANTOS; TENREYRO, 2006). Portanto, dado que o trabalho infantil é uma variável dependente não negativa, modelos log-lineares que incluem tal variável dependente apresentarão estimativas enviesadas na presença de heterocedasticidade. Além disso, a heterocedasticidade também provoca efeitos heterogêneos na distribuição do trabalho infantil.<sup>4</sup>

Adicionalmente, os dados contêm muitas observações sobre o trabalho infantil iguais a zero, uma censura que reflete a escolha dos pais em não enviar a criança para o mercado de trabalho, isto é, uma solução de canto ou censura comportamental. Por fim, deseja-se estabelecer a relação entre a riqueza e o trabalho das crianças líquida da renda familiar, para isso será incluída no modelo a

---

4 Para se verificar esse ponto, considera-se o seguinte modelo *location-scale* estudado por Koenker (2005):  $\log y_i = \alpha + \beta x_i + (\gamma_0 + \gamma_1 x_i) \varepsilon_i$  (1), em que  $y_i$  é a variável dependente não negativa,  $x_i$  é um vetor de covariadas e  $\varepsilon_i$  é um termo aleatório i.i.d com média zero variância constante  $\sigma^2$ , e com  $\tau$ -ésimo quantil dado por  $Q_\tau(\varepsilon_i)$ ,  $\tau \in (0, 1)$ . Nota-se que o modelo 1 torna-se homocedástico quando  $\gamma_1 = 0$ . Além disso, o efeito de  $x_i$  na distribuição de  $\log y_i$  é dado pelos quantis condicionais, quais sejam:  $Q_\tau(\log y_i | x_i) = \alpha(\tau) + \beta(\tau)x_i$ , em que  $\alpha(\tau) = \alpha + \gamma_0 \times Q_\tau(\varepsilon_i)$  e  $\beta(\tau) = \beta + \gamma_1 \times Q_\tau(\varepsilon_i)$ . Nota-se que  $\beta(\tau)$  mede o efeito de  $x_i$  na distribuição de  $\log y_i$ , mas, se  $\gamma_1 = 0$  (ausência de heterocedasticidade), esse efeito será homogêneo, ou seja,  $\beta(\tau) = \beta$  para todo  $\tau \in (0, 1)$ . Em resumo, o estudo do Santos-Silva e Tenreiro (2006) mostra que heterocedasticidade envia o estimador de MQO em um modelo log-linear quando a variável dependente for não negativa e o modelo *location-scale* 1 estudado por Koenker (2005) pode ser usado para mostrar que heterocedasticidade também gera efeitos heterogêneos de  $x_i$  na distribuição de  $\log y_i$ .

variável de renda domiciliar *per capita*. No entanto, essa variável é endógena na equação de oferta de trabalho infantil.

O trabalhos 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, não consideram a questão da heterocedasticidade e, de forma mais crítica, as funções de quantis utilizadas nesse trabalho são fundamentais para a identificação de efeitos heterogêneos.

O modelo utilizado neste artigo inclui efeitos fixos para capturar o efeito de variáveis omitidas na estimação pelo método de regressão quantílica. Essa abordagem é mais adequada do que o procedimento padrão Tobit ou IV Tobit, por exemplo, porque permite capturar o efeito de um vetor de covariadas ( $x_i$ ) na distribuição da variável dependente não negativa. Em outras palavras, famílias condicionalmente idênticas (ou seja, que possuem os mesmos valores de  $x_i$ ) podem ter decisões completamente diferentes com relação ao número de horas de trabalho infantil – a distribuição do número de horas do trabalho infantil é dispersa, e essa dispersão ocorre por causa da existência de heterocedasticidade. O método de regressão quantílica é capaz de identificar o efeito de ( $x_i$ ) nas decisões das famílias que empregam muita mão de obra infantil (quantil superior da distribuição) e nas decisões das famílias que empregam pouca mão de obra infantil (quantil inferior da distribuição).<sup>5</sup> Desse modo, é possível obter um mapeamento mais completo do impacto de uma mudança no tamanho do terreno sobre o trabalho infantil. Além disso, não é necessário assumir os pressupostos lineares clássicos de normalidade e homocedasticidade, que corresponde a uma vantagem adicional da técnica econométrica proposta.

De forma mais específica, é utilizado para estimar a equação estrutural o CQIV, desenvolvido por Chernozhukov, Fernández-Val e Kowalski (2011). Essa técnica combina a abordagem de regressão quantílica censurada semiparamétrica, desenvolvida por Powell (1986), com a de variável de controle para permitir a incorporação de regressores endógenos. A seção a seguir apresenta mais detalhes sobre o estimador CQIV.

---

5 O efeito de  $X_i$  na distribuição de  $\log y_i$  é identificado através da estimação consistente de  $\beta(\tau)$ . Nota-se que, ao adicionar efeito fixo nos quantis, ou seja,  $Q_\tau(\log y_i | x_i) = \alpha_i(\tau) + \beta(\tau)x_i$ , em que  $\alpha_i(\tau)$  é um efeito fixo, permite-se que diferentes indivíduos tenham diferentes  $Q_\tau(\log y_i | x_i)$  para um  $\tau$  fixo, ou seja, uma heterogeneidade dentro do mesmo quantil condicional. Contudo, nesse modelo com efeito fixo  $\beta(\tau)$  não varia em  $i$ , apenas varia com o quantil da distribuição,  $\tau$ . Nota-se que  $\beta(\tau)$ ,  $\tau \in (0,1)$ , é o parâmetro de interesse.

### 3.1 Regressão Censored Quantile Instrumental Variable (CQIV)

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

$$H = \max(H^*, C) = T(H^*) \quad (5)$$

$$H^* = Q_{H^*}(U | D, W, V) \quad (6)$$

$$D = Q_D(V | W, Z) \quad (7)$$

em que:  $H^*$  é uma variável de resposta latente contínua;  $H$  é a variável dependente observada;  $T(x) = \max(x, C)$ , é a função de transformação que censura a variável não observada,  $H^*$ , no ponto  $C$ , no qual  $C$  é menor do que o menor valor diferente de zero de  $H$ ;  $D$  é um regressor contínuo e, possivelmente, endógeno;  $W$  é o vetor de covariadas exógenas;  $V$  é o regressor latente não observado chamado de variável de controle, que considera a possibilidade de endogeneidade de  $D$ ;  $Z$  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:

$$U \sim U(0, 1) | D, W, Z, V, C \quad (8)$$

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

$$V \sim V(0, 1) | W, Z, C \quad (9)$$

A suposição de independência na equação 8 indica que  $U$  é uniformemente distribuído no intervalo  $(0, 1)$ , condicionado em  $D, W, Z, V$  e  $C$ . 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-se a equação 8, tem-se que toda a distribuição do distúrbio, na equação de determinação  $H^*$ , é independente de  $D, W, Z, V$  e  $C$ . 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, 2009).

Nas equações 6 e 7 assume-se que  $C$  é independente de  $U$  e  $V$ . Para se recuperar a função quantílica condicional da variável de resposta latente na equação 6, é importante condicioná-la ao regressor não observado  $V$ , que desempenha o papel de variável de controle. A equação 7 permite recuperar esse regressor,  $V$ ,

não observado como um resíduo que explica movimentos na variável  $D$ , condicionado a um conjunto de instrumentos e outras covariadas.

A implementação prática do estimador CQIV para este estudo segue a estrutura a seguir. Inicialmente, deixando-se de lado o problema de censura, a equação para horas de trabalho ( $H$ ) pode ser escrita como:

$$H_i = W_i \beta + D_i \gamma + e_i \quad (10)$$

$i = 1, \dots, N$

na qual  $N$  é o tamanho da amostra.

Nesse modelo, as preferências dos pais são captadas dentro do termo  $e_i$ . Dessa forma, tem-se que o choque  $e_i$  é determinado por meio de uma loteria social ou um sorteio. Em outros termos, os filhos não têm 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, algo determinado por meio de um sorteio natural no nascimento. Dessa forma, crianças com as mesmas características observadas podem estar inseridas em famílias cujas preferências dos pais por lazer e estudo dos filhos é diferente. Nesse cenário, a determinação das horas trabalhadas é dada pela distribuição condicional do erro, que é determinado por uma loteria social. Portanto, o cálculo do quantil condicional,  $Q_H(\tau | e)$ , é influenciado por essa loteria. Em geral, acima da mediana, no quantil superior, estão as crianças que nasceram em famílias não altruístas, e no quantil inferior, aquelas que nasceram em famílias altruístas.

A função quantílica de  $H$  condicionada nas observáveis  $W$  e  $D$  será dada por:

$$Q_\tau(H | W, D) = W\beta(\tau) + D\gamma(\tau) \quad (11)$$

em que  $\tau \in (0, 1)$ .

Considerando-se que as horas de trabalho para crianças de famílias com um menor nível de altruísmo – aquelas em que há predominância do efeito substituição sobre o efeito renda – estão provavelmente acima da média, poderia-se estimar para se identificar o efeito da riqueza sobre essas crianças. Seguindo a mesma estrutura, o efeito da riqueza sobre os filhos de pais mais altruístas – aquelas famílias em que há predominância do efeito renda sobre o efeito substituição – poderiam ser capturadas estimando-se. Por essa razão, a abordagem de regressão quantílica torna-se uma ferramenta poderosa no estudo do efeito da riqueza sobre o trabalho considerando-se toda a estrutura de preferências das famílias.

---

6 A descrição das variáveis incluídas será detalhada na seção 4 deste artigo.

De acordo com Chernozhukov, Fernández-Val e Kowalski (2011), a ideia básica do CQIV é adicionar uma variável na regressão principal (equação 10) de tal forma que, uma vez que o modelo é condicionado nessa variável, os regressores e o termo de erro tornam-se independentes. Para o estimador CQIV, a estratégia é uma estimação em dois estágios que são não aditivos nas observáveis, sendo a variável de controle estimada no primeiro estágio.<sup>7</sup> Para tanto, define-se uma equação auxiliar que descreve ( $D$ ) em termo de variáveis exógenas ( $Z_i$ ) (em que  $Z_i$  inclui  $Z$  e  $W$ ):

$$D_i = Z_{i,i} \pi + u_i \quad (12)$$

deixando-se

$$e_i = u_i \alpha + \epsilon_i \quad (13)$$

em que  $Z$  é um vetor de variáveis instrumentais para a renda domiciliar *per capita*. Essas variáveis exógenas 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), além também de indicadores do nível de desenvolvimento da infraestrutura da região, como presença de eletricidade, coleta de lixo e água encanada. Assim como outros autores, assume-se que a riqueza, medida pelo tamanho da terra, é exógena e usualmente hereditária e o mercado de terra nos países em desenvolvimento é altamente ilíquido.<sup>8</sup>

Substituindo-se na equação 10, têm-se a seguinte equação condicional:

$$H_i = W_i \beta + D_i \gamma + u_i \alpha + \epsilon_i \quad (14)$$

A equação condicional 14 será estimada no segundo estágio utilizando-se um modelo de regressão quantílica censurada e incluindo-se a variável de controle estimada no primeiro estágio para lidar com a questão da endogeneidade. Para testar esse resultado, foi considerado o teste de exogeneidade desenvolvido por Smith e Blundel (1986), no qual a hipótese nula é que ( $X$ ) é exógeno, isto é,  $\alpha = 0$ . De forma mais detalhada, a estimação da regressão quantílica censurada é feita através da minimização do seguinte função critério, formulada primeiramente por Powell (1986):

$$\min_{\beta, \gamma, \alpha} \sum_{i=1}^N \rho_{\tau}(H_i - \max(0, W_i \beta + D_i \gamma + u_i \alpha)) \quad (15)$$

7 O primeiro estágio foi estimado por MQO.

8 Ver Swain (2001) e Rosenzweig e Wolpin (1985).

na qual  $\rho_{\tau}(u) = u - \tau I(u < 0)$ ). Dessa forma, os zeros entram na estimação da equação estrutural.

Apesar do estimador de Powell fornecer inferências válidas em modelos do tipo Tobin-Amemiya, sem assumir suposições a respeito da distribuição e com heterocedasticidade de forma desconhecida, esse estimador sofre dificuldades de implementação computacional devido a não convexidade na função objetivo e à instabilidade quando o número de parâmetros a ser estimado é grande, o que é exatamente o caso que deste estudo, devido à grande quantidade de variáveis explicativas (BUCHINSKY, 1994; FITZENBERGER, 1997). Uma solução robusta para a otimização computacional dessa função é dada por Chernozhukov e Hong (2003), que usam o método *simulated censored quantile regression* (MCMC), detalhado na seção a seguir.

### 3.2 Simulated Censored Quantile Regression (MCMC)

A técnica de estimação para a equação de horas trabalhadas é o método MCMC, apresentado por Chernozhukov e Hong (2003): trata-se de uma alternativa mais atrativa, teórica e computacionalmente, para otimizar funções critério do tipo Powell, como na equação 15, que apresenta problemas de dimensionalidade computacional. Em geral, o MCMC é mais rápido e sempre encontra o mínimo global da função objetivo.

O trabalho de Chernozhukov e Hong (2003) desenvolve uma classe de estimadores<sup>9</sup> chamados de estimadores do tipo Laplace (LTEs) ou quase bayesianos (QBEs), que são definidos de forma semelhante aos estimadores bayesianos, mas usam funções critérios estatísticos gerais no lugar da função de probabilidade paramétrica. Por meio dessa formulação, 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 infe-

---

9 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, transforma-os 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 em vez do princípio da probabilidade.

rências válidas em grandes e pequenas amostras sem a necessidade de se estimar não parametricamente a função densidade condicional (necessárias na abordagem padrão).

Em geral, ao se utilizar LTEs, que são funções de transformações integrais das funções critério, os coeficientes podem ser calculados utilizando-se o método MCMC. Esse procedimento pode ser descrito como 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-se o MCMC, o cálculo do estimador extremo é baseado em um conjunto de algoritmos similares baseados em uma taxa não paramétrica  $\left(\frac{1}{B}\right)^{\frac{p}{d+2p}}$ , em que ( $B$ ) 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.

## 4 Base de Dados

A base de dados para esse 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 (IBGE, 2012). Essa pesquisa fornece um leque considerável de informações socioeconômicas das pessoas entrevistadas, 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. As questões da PNAD também permitem a identificação de cada domicílio entrevistado, tornando 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 traz informações sobre o tamanho da propriedade rural da família, que será a *proxy* para riqueza familiar neste estudo.

O foco de análise deste estudo é o trabalho infantil<sup>10</sup> no meio rural do Brasil, dessa forma o primeiro recorte aplicado à amostra censitária foi a desconsideração de pessoas residentes na zona urbana. A amostra selecionada é de 1.559 crianças entre 10 e 15 anos de idade,<sup>11</sup> que se caracterizam como filhos da pessoa responsá-

---

10 Quanto à definição de trabalho infantil, considera-se como criança trabalhadora aquela que, na semana de referência da PNAD 2012, trabalhou ao menos uma hora, sendo remunerada em dinheiro, produtos, mercadorias ou benefícios (IBGE, 2012).

11 A faixa etária foi escolhida porque concentra cerca de 94% do trabalho infantil no Brasil.



vel pelo domicílio e, ainda, cujo chefe ou cônjuge estejam ocupados na categoria de conta própria<sup>12</sup> ou empregador. Esse recorte é para garantir que o chefe ou cônjuge opera alguma propriedade de terra, seja própria ou alugada.

A Tabela 1 mostra que, no grupo de crianças selecionadas, a taxa de participação no trabalho infantil é mais elevada quando comparada com o total da amostra das crianças no Brasil rural. O trabalho infantil no meio rural apresenta algumas peculiaridades. Em geral, ao receber mais riqueza sob a forma de terra arável, os pais podem usar mais mão de obra infantil para arar a quantidade extra de terra (efeito substituição), e/ou pode usar essa riqueza extra para enviar os filhos para a escola (efeito renda).

Tabela 1 - Trabalho agrícola infantil no Brasil (10 a 15 anos)

Variável	Participação	Horas trabalhadas
Zona rural	27,39	23,35 (11,35)
Amostra	39,17	21,05 (9,36)

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD 2012 (IBGE, 2012).

Notas: As horas trabalhadas referem-se ao valor semanal, condicionado à participação em atividade produtiva ou doméstica na referência. Os valores em parênteses são o desvio padrão em torno da média.

Cada criança representa uma unidade de observação, e a variável dependente de interesse é o número de horas trabalhadas na semana de referência. O efeito riqueza de interesse é capturado usando-se o tamanho da propriedade de terra em acres (e seu termo quadrático) como um *proxy* para a riqueza. Inclui-se a renda domiciliar *per capita* (usando-se a abordagem variável de controle para controlar a endogeneidade, como discutido anteriormente). A variável tamanho da terra representa uma medida de riqueza diferente da renda domiciliar *per capita*, dado que representa um ativo produtivo e, portanto, gera demanda de mão de obra, que pode ser ocupada pelos membros da família. Ainda, inclui-se o nível de escolaridade de cada um dos pais a fim de captar seu nível cultural. Por fim, utiliza-se uma *dummy*<sup>13</sup> de gênero para medir a diferença na população feminina e masculina.

Uma vez que o incentivo para colocar uma criança para trabalhar na fazenda poderia estar relacionado com o conjunto disponível de mão de obra familiar, variáveis relacionadas à composição da família também aparecem como regressores. A fim de se captar alguns efeitos locais de diferenças de salários e preços, a

12 Na PNAD 2012, a ocupação de conta própria no setor agrícola inclui as seguintes categorias: parceiro, arrendatário, posseiro, cessionário, proprietário e outras condições (IBGE, 2012).

13 O uso de variáveis *dummies* é padrão na literatura porque evita a estratificação da amostra, maximizando seu tamanho, o que contribui para gerar estimativas consistentes dos parâmetros desconhecidos.

equação estimada inclui um conjunto de *dummies* que identificam o estado de residência da família.<sup>14</sup> Vale ressaltar que a escolha dessas variáveis é consoante com a literatura empírica pertinente, como nos trabalhos de Bhalotra e Heady (2003), Kassouf e Santos (2010) e Batista e Cacciamali (2007).

## 5 Resultados Empíricos

Nesta seção são apresentados os resultados empíricos. No que se refere à distribuição da variável de interesse, foi considerada a estimação dos quantis inferior ( $\tau=0,25$ ), médio ( $\tau=0,5$ ) e superior ( $\tau=0,75$ ). A Tabela 2,<sup>15</sup> mostra os coeficientes das variáveis-chave desse estudo. 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 é possível observar uma heterogeneidade no comportamento dos pais. Destaca-se que entre as crianças que já trabalhavam um número menor de horas, condicionado às observáveis, ( $\tau=0,25$ ), o resultado 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. Este trabalho denominou essas famílias como altruístas, embora reconheça que existem outras características não observáveis da família que podem levar a um menor nível (condicional) de trabalho infantil.

Tabela 2 - Horas de trabalho infantil: Brasil rural (trabalho de 10 a 15 anos)

Variável	Tau 0,25	Tau 0,5	Tau 0,75
Área agrícola	-0,5671 (1,0300)	1,0036*** (0,2144)	1,0462*** (0,3071)
Área agrícola ao quadrado	-0,8822* (0,4907)	-0,0408** (0,0171)	-0,0340* (0,0198)

Fonte: elaboração própria.

Nota: \*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ ; desvios padrões entre parênteses.

Por outro lado, os coeficientes das variáveis de riqueza da terra relatados na Tabela 2 corroboram a hipótese do “U” invertido, discutida na subseção 2.1, nos quantis médio e superior. Isto é, apesar do aumento no tamanho da terra estimular o trabalho infantil no curto prazo, se a atividade continuar crescendo, no longo prazo as famílias alteram a regra de decisão sobre a alocação do tempo dos filhos em direção à substituição do tempo de trabalho por não trabalho, possivelmente, lazer e estudo. Considera-se, neste estudo, essas famílias como não altruístas.

14 A Tabela 4, no Apêndice B, apresenta a lista completa de covariáveis e seu valor médio.

15 A tabela completa de coeficientes encontra-se no Apêndice B, Tabela 5.

Os resultados da Tabela 2 indicam que o efeito substituição domina a decisão nos quantis médio e superior. Dessa forma, o trabalho infantil seria mais atraente para essas famílias em relação às 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 0,5 e 0,75, respectivamente. Assim, apenas em níveis elevados de riqueza é que o efeito renda ultrapassa o efeito de substituição para essas famílias. Há uma série de explicações possíveis para esse resultado, incluindo-se a possibilidade de que as crianças dessas famílias têm experiência na fazenda, o que os torna mais produtivos em relação aos novos empregados.

De forma geral, os resultados apontam que as preferências dos pais são o principal determinante do trabalho infantil em áreas rurais. Em resumo, entre aqueles que valorizam mais o tempo de não trabalho dos filhos, o efeito da riqueza sobre o trabalho infantil corrobora a hipótese do axioma do luxo de Basu e Van (1998) no quantil 0,25. Por outro lado, é válida a hipótese do “U” invertido nos quantis 0,5 e 0,75.

O método de regressão quantílica, aplicado neste estudo, permite 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).

No tocante aos demais resultados empíricos (ver Apêndice B, Tabela 5), pode-se acrescentar que, em relação às características das crianças, nota-se que a idade está positivamente correlacionada com a probabilidade de trabalhar. Os estudos empíricos de Emerson e Souza (2005), Aquino *et al.* (2010) e Cacciamali, Batista e Tatei (2011) apontam evidências que ligam o aumento do trabalho infantil com a idade. Esse fato é geralmente associado a melhores oportunidades de emprego e de remuneração e, portanto, ao custo de oportunidade elevado da dedicação exclusiva da criança à educação. Destaca-se, quanto ao gênero da criança, que os meninos são mais vulneráveis à inserção precoce no mercado de trabalho. Em geral, para o mercado de trabalho, a força de trabalho dos meninos é mais atrativa, principalmente por tratar-se de atividades que quase sempre envolvem força física e até riscos. No tocante às variáveis que captam o nível de educação do chefe e cônjuge, têm-se que pais mais instruídos tendem a não encaminhar os filhos para o mercado de trabalho. Apesar da variável educação do chefe não apresentar significância estatística, seu efeito pode estar sendo capitado indiretamente pela variável de renda *per capita*, que apresenta um efeito negativo sobre o trabalho das crianças. Quanto à estrutura da família, a chefia feminina reduz o trabalho infantil, enquanto que o número de crianças aumenta, exceto no quantil inferior. Nesse sentido, há estudos, como os de Kassouf (2005) e Emerson e Souza (2005), que sugerem uma relação positiva entre trabalho infantil e presença

de irmãos mais novos. Em geral, o número de adultos reduz, enquanto o número de idosos aumenta a probabilidade de trabalhar.

## 5.1 A Importância do Controle para a Endogeneidade

O coeficiente estimado da variável de controle foi estatisticamente significativo, indicando que a exogeneidade foi rejeitada para a variável renda domiciliar *per capita*. Além disso, o regressor endógeno e o termo de erro tornaram-se independentes após a inclusão de ( $\alpha$ ) na estimação da equação de interesse, indicando que o modelo é robusto à endogeneidade.

Em termos de inferência, a Tabela 3 mostra que os resultados relatados são alterados em termos do valor dos parâmetros, sinal e significância estatística quando o problema da endogeneidade é ignorado, indicando a importância da utilização do método de variáveis instrumentais para se avaliar o impacto de recursos da família sobre o trabalho infantil.

Tabela 3 - Horas de trabalho infantil: estimação sem variável de controle

Variável	Tau 0,25	Tau 0,5	Tau 0,75
Área agrícola	4,2203*** (0,8401)	1,2300*** (0,3852)	1,1529*** (0,4173)
Área agrícola ao quadrado	-2,1511*** (0,5029)	-0,1252* (0,0670)	-0,0471 (0,0316)

Fonte: Elaboração própria.

Nota: \*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ ; desvios padrões entre parênteses.

De forma geral, os resultados mostram a validade da hipótese do “U” invertido em todos os quantis da distribuição de horas trabalhadas. Embora capturem uma heterogeneidade no comportamento dos pais quanto ao valor do *turnig point*, é subestimado em relação ao modelo com correção para a endogeneidade. Nesse modelo, o montante de terra que resulta em redução do trabalho infantil ocorre quando o tamanho da propriedade é maior que 4,91 e 12,24 acres nos quantis 0,5 e 0,75, respectivamente.

## 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 o acúmulo de capital humano das crianças no presente, podendo influenciar na inserção no mercado de trabalho, na qualidade dos empregos e no nível de ren-

dimentos no futuro quando chegam à idade adulta. Do ponto de vista macro, o trabalho infantil tem impactos negativos sobre o desenvolvimento econômico de um país a partir da geração de um ciclo intergeracional de pobreza. Nesse cenário, esta pesquisa 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.

O trabalho de Basu, Das e Dutta (2010) mostra que existe uma relação não linear entre trabalho infantil e riqueza, medida pelo tamanho da terra, enquanto Fan (2011) mostra 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 captar uma possível relação entre a hipótese do “U” invertido e as preferências dos pais, este trabalho introduziu a técnica de regressão quantílica nessa literatura. O método utilizado considera todas as questões estatísticas envolvidas nos dados, que inclui uma grande quantidade de observações iguais a zero, heterocedasticidade e endogeneidade. Os resultados encontrados captam uma heterogeneidade no comportamento dos pais entre os quantis da distribuição de horas trabalhadas.

Esta pesquisa discute 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, nas quais uma das mais importantes fontes de riqueza é a terra. Os resultados empíricos sugerem que o axioma de luxo pode ser usado para explicar o trabalho infantil quando as famílias são mais altruístas, mas a hipótese do “U” invertido se mantém entre as famílias com menor nível de altruísmo, identificadas pelos resultados dos quantis médio e superior da distribuição de horas trabalhadas, indicando as preferências dos pais como importante determinante do trabalho infantil. Assim, as políticas públicas destinadas a eliminar o trabalho infantil deve reconhecer a existência de heterogeneidade nas preferências da família. 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.

## Referências

ABREVAYA, J.; DAHL, C. M. The Effects of birth inputs on birth weight: 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 Economia Contemporânea*, Rio de Janeiro, v. 14, n. 1, p. 61-84, 2010.

ARIAS, O.; HALLOCK, K. F.; SOSA-ESCUADERO, W. Individual heterogeneity in the returns to schooling: instrumental variables quantile regression using twins data. *Empirical Economics*, v. 26, n. 1, p. 7-40, 2001. Disponível em: <<http://digitalcommons.ilr.cornell.edu/articles/201>>. Acesso em: 20 maio 2014.

BASU, K.; BAR, T. Children, education, labor and land: in the long run short. *Journal of the European Economic Association*, v. 7, n. 2-3, p. 487-497, 2008.

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, Jan. 2010.

BASU, K.; TZANNATOS, Z. The global child labor problem: what do we know and what can we do? *World Bank Economic Review*, v. 17, n. 2, p. 147-173, 2003.

BASU, K.; VAN, P. The economics of child labor. *American Economic Review*, v. 88, n. 3, p. 412-427, 1998.

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

BHALOTRA, S.; HEADY, C. Child farm labor: the wealth paradox. *World Bank Economic Review*, v. 17, n. 2, p. 197-227, 2003.

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.

BOUTIN, D. Family farming, child labor and the wealth paradox: evidence from Mali. *Economics Bulletin*, v. 32, n. 4, p. 4371-3479, 2012.

BUCHINSKY, M. Changes in the U.S. wage structure 1963-1987: application of quantile regression. *Econometrica*, v. 62, n. 2, p. 405-458, 1994.

CACCIAMALI, M. C.; BATISTA, N. N. F.; TATEI, F. Padrões familiares de utilização de trabalho infantil. *Revista da Abet*, [Salvador], v. 10, n. 1, p. 11-34, 2011.

CHERNOZHUKOV, V.; FERNÁNDEZ-VAL, I.; KOWALSKI, A. *Quantile regression with censoring and endogeneity*. Cambridge, MA, US: National Bureau of Economic Research, 2011. (NBER Working Paper, n. 16997, Apr. 2011).

CHERNOZHUKOV, V.; HONG, H. An MCMC approach to classical estimation. *Journal of Econometrics*, v. 115, n. 2, p. 293-346, 2003.

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, Apr. 2007.

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.; PAVCNIK, N. The effect of trade liberalization on child labor. *Journal of International Economics*, v. 65, n. 2, p. 401-419, 2005.

EMERSON, P. M.; SOUZA, A. F. *The inter-generational persistence of child labor*. Washington, DC: World Bank, 2005. (Social Protection Discussion Paper Series, n. 0515, May 2005).

FAN, C. S. The luxury axiom, the wealth paradox, and child labor. *Journal of Economic Development*, v. 36, n. 3, p. 25-44, 2011.

FITZENBERGER, B. A guide to censored quantile regressions. In: MADDALA, G. S.; RAO, C. R. (Ed.). *Handbook of statistics: robust inference*. North-Holland, Amsterdam: Elsevier, 1997.

FOSTER, A. D.; ROSENZWEIG, M. R. 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.

IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). 2012. Disponível em: <<https://ww2.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/trabalhoerendimento/pnad2012/default.shtm>>. Acesso em: 30 jan. 2014.

INTERNATIONAL LABOUR ORGANIZATION. *Marking progress against child labour: global estimates and trends 2000-2012*. Geneva: ILO, 2013. Disponível em: <[https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---ed\\_norm/---ipec/documents/publication/wcms\\_221513.pdf](https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---ed_norm/---ipec/documents/publication/wcms_221513.pdf)>. Acesso em: 20 ago. 2014.

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.

KAMBHAMPATI, U. S.; RAJAN, R. Economic growth: a panacea for child labor? *World Development*, v. 34, n. 3, p. 426-445, Mar. 2006.

KASSOUF, A. L. Trabalho infantil: causas e consequências. [São Paulo], 2005. Disponível em: <<http://www.fnpeti.org.br/arquivos/biblioteca/3e5b72878dd035e3d3ed1c7e4cf9f69f.pdf>>. Acesso em: 20 ago. 2014.

KASSOUF, A. L.; SANTOS, M. J. Trabalho infantil no meio rural brasileiro: evidências sobre o “paradoxo da riqueza”. *Economia Aplicada*, Ribeirão Preto, v. 14, n. 3, p. 339-353, jul./set. 2010.

KOENKER, R. *Quantile regression*. Cambridge: Cambridge University Press, 2005.

KOWALSKI, A. E. *Censored quantile instrumental variable estimates of the price elasticity of expenditure on medical care*. Cambridge, MA, US: National Bureau of Economic Research, 2009. (NBER Working Paper, n. 15085, June 2009).

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.

MENON, N. Why might credit used to finance investments increase child labor? Waltham, MA, US: Brandeis University, 2005. (Working Paper, 2005).



NARDINELLI, C. *Child labor and the Industrial Revolution*. Bloomington: Indiana University Press, 1990.

NASCIMENTO, A. R.; KASSOUF, A. L. Impacto do Programa Bolsa Família sobre as decisões de trabalho das crianças: uma análise utilizando os microdados da PNAD. *Revista Análise Econômica*, Porto Alegre, v. 34, n. 66, p. 225-254, 2016.

ORGANIZAÇÃO INTERNACIONAL DO TRABALHO. *Acelerar a acção contra o trabalho infantil*: relatório global no quadro do seguimento da declaração da OIT sobre os princípios e direitos fundamentais no trabalho. Tradução do Gabinete de Estratégia e Planeamento de Portugal. [Lisboa]: OIT, 2010. Disponível em: <[http://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---americas/---ro-lima/---ilo-brasilia/documents/publication/wcms\\_233714.pdf](http://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---americas/---ro-lima/---ilo-brasilia/documents/publication/wcms_233714.pdf)>. Acesso em: 18 set. 2014.

POWELL, J. L. Censored regression quantiles. *Journal of Econometrics*, v. 32, n. 1, p. 143-55, 1986.

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.

REPÓRTER BRASIL. Brasil livre do trabalho infantil: Contribuições para o debate sobre a eliminação das piores formas do trabalho de crianças e adolescentes. São Paulo, 2012. Disponível em: <[https://reporterbrasil.org.br/documentos/brasillivredetrabalho infantil\\_web.pdf](https://reporterbrasil.org.br/documentos/brasillivredetrabalho infantil_web.pdf)>. Acesso em: 13 set. 2013.

ROSENZWEIG, M.; WOPLIN, K. Specific experience, household structure, and intergenerational transfers: family land and labor arrangements in developing countries. *Quarterly Journal of Economics*, v. 100, supp, p. 961-87, 1985.

SANTOS-SILVA, J. M. C.; TENREYRO, S. The log of gravitas. *Review of Economics and Statistics*, v. 88, n. 4, p. 641-658, Nov. 2006.

SMITH, R.; BLUNDELL, R. An exogeneity test for the simultaneous equation Tobit model. *Econometrica*, v. 54, n. 3, p. 679-685, 1986.

SOARES, R.; KRUGER, D.; BERTHELON, M. Household choices of child labor and schooling: a simple model with application to Brazil. *Journal of Human Resources*, v. 47, n. 1, p. 1-31, 2012.

SWAIN, R. B. Demand, segmentation and rationing in the rural credit markets of Puri. Doctoral Thesis, Economic Studies 54, Uppsala University, Department of Economics, Sweden, 2001. Disponível em: <<http://www.diva-portal.org/smash/record.jsf?pid=diva2%3A169655&dswid=-8490>>. Acesso em: 5 mar. 2014.

UNICEF. The state of the world's children 2011: adolescence, an age of opportunity. Nova York: Fundo das Nações Unidas para a Infância, 2011. Disponível em: <[https://www.unicef.org/sowc2011/pdfs/SOWC-2011-Main-Report\\_EN\\_02092011.pdf](https://www.unicef.org/sowc2011/pdfs/SOWC-2011-Main-Report_EN_02092011.pdf)>. Acesso em: 10 fev. 2014.

## Apêndice A - Solução do Problema de Maximização do Modelo apresentado na Seção 2.1

O problema de otimização do agregado familiar é dado por:

$$\max_e \phi(f(k, e+1)) - ce \quad (16)$$

Então, a condição de primeira ordem é:

$$\phi_x f_e = c \quad (17)$$

Resolvendo-se o diferencial total em relação à  $e$ , tem-se o seguinte resultado:

$$\frac{de}{dk} = \frac{f_e \phi_{xx} f_k + \phi_x f_{ek}}{f_e^2 \phi_{xx} + \phi_x f_{ee}} \quad (18)$$

Na equação 17, 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-se as equações 17 e 18, é possível afirmar algo mais sobre a relação entre trabalho infantil e terra. Na equação 17, tem-se que, considerando-se  $(k)$  constante, a família escolhe  $(e)$  de modo que  $\phi_x = c / f_e$ . No entanto, supondo-se 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  $c / f_e$ . 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-se uma formalização mais detalhada do modelo, o resultado aponta que a função utilidade assume a forma quadrática. Esse resultado assume:

$$\phi(x) = \begin{cases} Ax - \frac{Z}{2} x^2, & \text{sex} < \frac{A}{Z}, \\ \frac{A^2}{2Z}, & \text{sex} \geq \frac{A}{Z}. \end{cases} \quad (19)$$

$$f(k, 1+e) = mk(e+1) \quad (20)$$

Substituindo-se as equações 19 e 20 na expressão 1, tem-se a seguinte função de utilidade:

$$u = \begin{cases} Amk(e + 1) - \frac{Z}{2}[mk(e + 1)]^2 - ce, \forall e + 1 < \frac{A}{Zmk}, \\ \frac{A^2}{2Z} - ce, \forall e + 1 \geq \frac{A}{Zmk}. \end{cases} \quad (21)$$

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  $Ax - \frac{Z}{2}x^2$ . Substituindo-se  $\phi(x)$  na equação 21 e resolvendo-se o problema de maximização da família em função de  $(e)$ , o resultado é:

$$e = \left[ A - \frac{C}{mk} \right] \frac{1}{Zmk} - 1 \quad (22)$$

Por fim, derivando-se a equação 22 em relação à  $(k)$ , observa-se que o *turning point* ocorre quando:

$$k = \frac{2C}{Am} \quad (23)$$

## Apêndice B - Tabelas e Figuras

Tabela 4 - Estatísticas descritivas das variáveis do modelo empírico

<b>Indivíduos entre 10 e 15 anos</b>				
<b>Variável</b>	<b>Média</b>	<b>Desvio padrão</b>	<b>Mínimo</b>	<b>Máximo</b>
Variável dependente				
Horas de trabalho	5,31	9,52	0	56
<b>Características das crianças</b>				
Idade <sup>1</sup>	12,58	1,7	10	15
Gênero <sup>2</sup>	0,53	0,5	0	1
<b>Recursos da família</b>				
Renda per capita (log)	5,16	0,8	2,56	7,95
Terra <sup>3</sup>	2,51	2,94	0	48,4
Terra ao quadrado <sup>3</sup>	14,96	68,02	0	2342,56
<b>Educação dos pais</b>				
Educação do chefe <sup>1</sup>	3,65	3,43	0	15
Educação do cônjuge <sup>1</sup>	4,23	3,76	0	15
<b>Estrutura da família</b>				
Sexo do chefe <sup>2</sup>	0,1	0,31	0	1
Criança < 5 <sup>2</sup>	0,33	0,65	0	4

continua...

continuação...

**Indivíduos entre 10 e 15 anos**

<b>Variável</b>	<b>Média</b>	<b>Desvio padrão</b>	<b>Mínimo</b>	<b>Máximo</b>
Criança 5-8 <sup>2</sup>	0,45	0,7	0	4
Homens 16-19 <sup>2</sup>	0,29	0,54	0	3
Homens 20-59 <sup>2</sup>	1,09	0,54	0	4
Homens > 60 <sup>2</sup>	0,05	0,22	0	1
Mulheres 16-19 <sup>2</sup>	0,19	0,43	0	2
Mulheres 20-59 <sup>2</sup>	1,07	0,36	0	3
Mulheres > 60 <sup>2</sup>	0,03	0,16	0	1
<b>Variáveis de localização<sup>2</sup></b>				
Rondônia	0,07	0,25	0	1
Acre	0,04	0,21	0	1
Amazonas	0,07	0,26	0	1
Roraima	0,01	0,1	0	1
Pará	0,1	0,31	0	1
Amapá	0,01	0,12	0	1
Tocantins	0,02	0,15	0	1
Maranhão	0,09	0,29	0	1
Piauí	0,06	0,24	0	1
Ceará	0,07	0,25	0	1
Rio Grande do Norte	0,01	0,09	0	1
Paraíba	0,01	0,09	0	1
Pernambuco	0,04	0,19	0	1
Alagoas	0,03	0,16	0	1
Sergipe	0,03	0,16	0	1
Bahia	0,09	0,29	0	1
Minas Gerais	0,06	0,24	0	1
Espírito Santo	0,02	0,15	0	1
Rio de Janeiro	0,00	0,03	0	1
Paraná	0,01	0,09	0	1
Santa Catarina	0,03	0,17	0	1
Rio Grande do Sul	0,06	0,23	0	1
Mato Grosso do Sul	0,00	0,06	0	1
Mato Grosso	0,02	0,15	0	1
Goiás	0,01	0,11	0	1

continua...

conclusão.

<b>Indivíduos entre 10 e 15 anos</b>				
<b>Variável</b>	<b>Média</b>	<b>Desvio padrão</b>	<b>Mínimo</b>	<b>Máximo</b>
<b>Variáveis instrumentais</b>				
Taxa de desemprego	3,01	1,65	0,9	9,95
Lixo <sup>2</sup>	0,08	0,27	0	1
Água encanada <sup>2</sup>	0,63	0,48	0	1
Eletricidade <sup>2</sup>	0,93	0,26	0	1
Taxa de desemprego *educação do chefe <sup>1</sup>	10,65	12,55	0	1
<b>Tamanho da amostra</b>	<b>1559</b>			

Fonte: Elaboração própria.

Nota: <sup>1</sup> Em anos; <sup>2</sup> dummy; <sup>3</sup> em acres.

Tabela 5 - Trabalho infantil (10 a 15 anos) – coeficientes do modelo

<b>Variável</b>	<b>Tau 0,25</b>	<b>Tau 0,5</b>	<b>Tau 0,75</b>
<b>Características das crianças</b>			
Idade	0,7363** (0,3401)	1,7821*** (0,0751)	2,3534*** (0,2424)
Gênero	3,6656*** (1,0059)	4,9507*** (0,3724)	5,3725*** (0,6259)
<b>Recursos da família</b>			
Renda per capita (log)	-2,9496*** (0,6777)	-3,8950*** (0,1604)	-3,8254*** (0,4219)
Área agrícola	-0,5671 (1,0300)	1,0036*** (0,2144)	1,0462*** (0,3071)
Área agrícola ao quadrado	-0,8822* (0,4907)	-0,0408** (0,0171)	-0,0340* (0,0198)
<b>Educação dos pais</b>			
Educação do chefe	0,0983 (0,4472)	-0,2258 (0,2281)	-0,3660 (0,2510)
Educação do cônjuge	-0,7258 (0,8538)	-0,7274*** (0,1352)	-0,6289*** (0,2331)
<b>Estrutura da família</b>			
Sexo do chefe	-2,4740*** (0,6815)	-2,7353*** (0,2266)	-1,8787*** (0,0966)

continua...

conclusão.

<b>Variável</b>	<b>Tau 0,25</b>	<b>Tau 0,5</b>	<b>Tau 0,75</b>
Crianças < 5	-0,6035 (0,9292)	0,9772*** (0,2655)	1,0725*** (0,1191)
Crianças 5-8	-0,5288 (0,8097)	0,2505*** (0,0877)	0,2494*** (0,0845)
Homens 16-19	-0,2574 (1,0459)	-0,8443*** (0,2535)	0,4536*** (0,0698)
Homens 20-59	0,6910 (0,6837)	-0,9082*** (0,1864)	-0,6591*** (0,1512)
Homens > 60	3,6432*** (0,6525)	2,4713*** (0,1179)	1,9717*** (0,1364)
Mulheres 16-19	0,4369 (1,0252)	1,2241*** (0,0998)	0,0162 (0,3504)
Mulheres 20-59	-1,8956** (0,8429)	-0,5136*** (0,1681)	-0,5552*** (0,2014)
Mulheres > 60	3,2000*** (1,1587)	2,8209*** (0,0980)	2,5565*** (0,0965)
Constante	-3,3184*** (0,9692)	-3,9592*** (0,3796)	2,4929*** (0,1622)
<b>Variáveis de localização</b>	Sim	Sim	Sim
Residual (log per capita income)	3,4499*** (0,1124)	2,6847*** (0,1597)	3,1198*** (0,1367)
<b>Tamanho da amostra</b>	1559		

Fonte: Elaboração própria.

Nota: \* p < 0.10, \*\* p < 0.05, \*\*\* p < 0.01; desvios padrões entre parênteses; o modelo inclui *dummies* estaduais.

Recebido em: 20/02/2017.

Aceito em: 16/08/2017.