

Trabalho infantil no Brasil: análise dos principais determinantes*

Aracy Alves Araújo**

M.S. em Desenvolvimento e Meio Ambiente pelo Prodepa-UFPI, Doutoranda em Economia Aplicada no Departamento de Economia Rural (DER) da Universidade Federal de Viçosa (UFV), Professora Assistente II do Departamento de Ciências Econômicas e Quantitativas no Campus Ministro Reis Velloso da UFPI

João Eustáquio Lima***

Ph.D. em Economia Rural pela Michigan State University (USA), Pós-Doctor em Métodos Quantitativos, pela University of Florida (USA), Professor Titular de Econometria no Departamento de Economia Rural da UFV

João Ricardo Ferreira Lima****

D.S. em Economia Aplicada pela UFV, Professor Adjunto I do CCA na Universidade Federal da Paraíba (UFPB), no Campus II

Marília Fernandes Maciel Gomes*****

D.S. em Economia Rural pela UFV, Professora Associada II do Departamento de Economia Rural da UFV

Resumo

O trabalho infantil é visto como uma forma de subtração dos direitos da criança e do adolescente. Este estudo busca analisar os fatores que influenciam a decisão das famílias na alocação do tempo das crianças entre estudo e trabalho

* Artigo recebido em nov. 2009 e aceito para publicação em jul. 2010.

** E-mail: aracy.araujo@gmail.com

*** E-mail: jelima@ufv.br

**** E-mail: joao_ricardo@yahoo.com.br

***** E-mail: mfmgomes@ufv.br

no Brasil. A base de dados utilizada foi a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), do ano de 2006, e estimou-se um modelo logístico multinomial para crianças de duas faixas etárias: 5 a 9 anos e 10 a 15 anos. Os resultados indicaram que as variáveis mais significativas para a decisão das crianças de 5 a 9 anos se inserirem no mercado de trabalho foram sexo e localmora; as crianças de 10 a 15 anos foram mais influenciadas pelas variáveis sexo, renda e localmora. Concluiu-se que tanto fatores sociais como econômicos são importantes para a decisão das famílias na alocação do tempo das crianças entre trabalhar e estudar.

Palavras-chave

Trabalho infantil; decisão familiar; PNAD.

Abstract

Child labor is classified as a subtraction of children and adolescents' rights. This study aims to analyze the factors that influence a household's decision to allocate the child into a work or study environment in Brazil. The data were used from the PNAD (National Survey of Sampled Household) in the year 2006, and estimated a multinomial logistic model, for two age groups of children: 5 to 9 years old and 10 to 17 years old. The results indicated that the most significant variables of children's decisions to join the labor market at the ages between 5 and 9, were gender and localmora (what type of area they live in); the children between 10 and 17 of age, were more influenced by the variables gender, localmora and famcom (family situation—if the child lives with his mother). One concluded that both social and economic factors are influential in a family's decision to allocate child's time into labor or study.

Key words

Child labor; family decision; PNAD.

Classificação JEL: J22, C13.

1 Introdução

O trabalho infantil no Brasil e no mundo é um tema que tem sido bastante investigado, especialmente nas duas últimas décadas. No entanto, ainda é um problema a ser combatido, uma vez que ele afeta o tempo que a criança dedica aos estudos ou a outras atividades que contribuem para o seu desenvolvimento pessoal. Percebe-se que existe um *trade off* entre trabalhar e estudar, e a decisão sobre que atividade desenvolver resulta do processo de escolha das famílias, sendo levados em consideração vários fatores para que a decisão seja tomada.

O trabalho infantil, que pode ser entendido como qualquer atividade laboral remunerada, ou não, exercida por pessoas com idade entre 5 e 17 anos, é definido com base na Convenção Sobre Proibição das Piores Formas de Trabalho de nº 182, de 1999, e na Convenção nº 138 sobre a Idade Mínima para Admissão a Emprego de 1973, ambas da Organização Internacional do Trabalho (OIT, 1973; OIT, 1999).¹

De acordo com a Organização Mundial do Trabalho (OIT), existiam, em 2003, aproximadamente, 218 milhões de crianças trabalhando no mundo² (OIT, s. d.). Essa questão não é nova, mas continua merecendo destaque, uma vez que tal prática ainda não foi banida da sociedade e, principalmente, por ser estritamente associada à pobreza. No Brasil, em 2007, aproximadamente 4,8 milhões de crianças e adolescentes, de 5 a 17 anos, exerciam alguma atividade laboral (PNAD, 2008).

Dada a sua importância, o tema vem sendo abordado por vários autores, dentre eles Psacharopoulos (1997), que estudou o caso da Bolívia e da Venezuela. Para a Bolívia, ao usar a estimação de um modelo Logit, o autor chegou a resultados que apontam a presença do trabalho infantil em famílias de todos os níveis de renda. No entanto, esse trabalho era mais significativo entre as crianças mais velhas, do sexo masculino, de origem indígena, que viviam em famílias chefiadas por mulheres.

Na Venezuela, usando o mesmo modelo, o autor observou que meninos mais velhos, pertencentes às famílias que têm mulher como chefe e renda doméstica mais baixa, são mais propensos ao trabalho. No entanto, se a criança

¹ Considerando que a legislação brasileira permite o ingresso no mercado de trabalho a partir dos 16 anos (Lei n. 10.097, de 19 de dezembro de 2000), neste artigo será definido como trabalho infantil o exercido por crianças de até 15 anos, assim como em Cacciamali *et al.* (2008).

² Essa estimativa pode variar dependendo de como o termo trabalho é definido, qual a definição de criança utilizada, como os dados são coletados (Basu; Van Source, 1998; Ray, 2000).

reside no meio urbano, é do sexo feminino, possui alta renda familiar e mora em família pequena, a chance de trabalhar diminui, aumentando o tempo dedicado aos estudos.

Na Zâmbia, uma das principais causas da retirada dos filhos da escola pelos pais, para enviá-los para o trabalho, seria a pobreza. Jensen e Nielsen (1997) realizaram estudos sobre o trabalho infantil e sobre a presença escolar nesse país, e os resultados obtidos indicam que tanto as variáveis econômicas quanto as sociais foram importantes na escolha entre frequência escolar e trabalho infantil, apontando indícios de que a pobreza é um forte determinante para a criança deixar a escola.

Na análise do trabalho infantil na Ucrânia, Magalhães (2005), a partir da estimação de um modelo Logit Multinomial, concluiu que ele é influenciado pela idade da criança e ocorre, principalmente, em regiões menos desenvolvidas.

No Brasil, vários são os autores que estudaram o tema. Dentre eles, citam-se Leme e Wajnman (2000), que analisaram o período compreendido entre 1981 e 1998 e identificaram, dentre outros, que o fato de o indivíduo viver no meio urbano aumenta a probabilidade de estudar, trabalhando ou não; Corseuil *et al.* (2001), ao analisarem as escolhas críticas dos adolescentes, concluíram que a probabilidade de um jovem estar na escola cresce com o nível de educação dos pais; Tomás (2006), que buscou analisar as crianças, separadamente, em várias faixas de idade, apresentou como uma de suas conclusões que o sexo do chefe da família tem relevância na decisão de a criança ir, ou não, trabalhar.

Dada a importância do problema, neste artigo busca-se responder à seguinte questão: que fatores influenciam a decisão das famílias na divisão do tempo entre trabalho e estudo das crianças brasileiras? Para responder a essa questão, foi feita uma investigação sobre as escolhas das famílias quanto à alocação do tempo entre trabalho e estudo no Brasil, utilizando dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística/Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (IBGE/ /PNAD), do ano de 2006 (PNAD, 2006). Assim, o objetivo deste trabalho é analisar essas escolhas em conjunto. Para tal, foram idealizadas as possíveis formas de alocação do tempo para as crianças: estudar e trabalhar, estudar e não trabalhar, não estudar e trabalhar, não estudar e não trabalhar. Para atender aos objetivos propostos, será utilizado o modelo Logit Multinomial.

Este trabalho foi organizado em seções, sendo a primeira a introdução corrente; na segunda seção, é apresentado o modelo econométrico junto com a descrição dos dados; na terceira, são apresentados os resultados; e as conclusões são apresentadas na quarta parte do artigo.

2 Modelo econométrico

No modelo de escolha discreta que se propõe utilizar, com várias alternativas possíveis de resposta, não é possível utilizar regressão linear, uma vez que ela não considera a natureza discreta dos dados. Diante disso, faz-se necessário construir um modelo que considere a natureza qualitativa da variável dependente, ou seja, um modelo de respostas múltiplas.

O emprego do modelo Logit Multinomial tem larga aplicação em estudos que envolvem múltiplas escolhas, e tem sido bastante utilizado em estudos que envolvem o objeto analisado neste artigo. Dentre os diferentes estudos que usaram o modelo Logit Multinomial, citam-se os de Silva e Kassouf (2002), Magalhães (2005) e Tomás (2006).

Magalhães (2005) analisou, na Ucrânia, os fatores determinantes na decisão das famílias sobre a alocação do tempo das crianças entre escola e trabalho. A autora especificou um modelo logístico multinomial com diferentes alternativas de escolhas, quais sejam: **1**, estudar e não trabalhar; **2**, não estudar e trabalhar; **3**, estudar e trabalhar; e **4**, não estudar e não trabalhar.

Silva e Kassouf (2002) analisaram a exclusão de jovens no mercado de trabalho e lançaram mão de um modelo Logit Multinomial, no qual foi verificada a probabilidade de os jovens com idade entre 15 e 24 anos se encontrarem, em determinado instante de tempo, em uma das seguintes situações: inativo, ativo e empregado, ou ativo e desempregado.

Tomás (2006) realizou estudos para identificar o impacto da renda do não-trabalho na entrada de jovens no mercado de trabalho. A autora optou por oito categorias de variáveis dependentes: apenas estuda, só trabalha, só realiza tarefas domésticas, trabalha e estuda, trabalha e realiza tarefas domésticas, estuda e ajuda nas atividades domésticas, não realiza nenhuma das três atividades e realiza as três atividades.

O presente estudo, assim como os supracitados, envolveu também uma série de escolhas que foram definidas pelos indivíduos de acordo com suas características. Admite-se que as decisões relativas ao trabalho e ao estudo sejam tomadas simultaneamente, razão pela qual se fez uso do modelo Logit Multinomial, cujo modelo de escolha entre estudar e trabalhar pode ser apresentado, conforme Greene (2003):

$$P(Y_i = j) = \frac{\exp(x_i' \beta_j)}{\sum_{j=0}^4 \exp(x_i' \beta_K)}, j = 0, 1, \dots, 4. \quad (1)$$

em que Y_i é a variável aleatória que indica a escolha feita pela família i ; $P(Y_i = j)$ é a probabilidade de um indivíduo i optar pela escolha j ; X_i é a matriz de características dos indivíduos; e β_j é o vetor de parâmetros a serem estimados. Neste trabalho, j é igual a 4, uma vez que foram considerados quatro tipos de decisões que poderiam ser tomadas, a saber:

$$Y_i = \begin{cases} 1 & \text{se } e_i = 1 \text{ e } t_i = 0 \text{ (estudar e não trabalhar)} \\ 2 & \text{se } e_i = 0 \text{ e } t_i = 1 \text{ (não estudar e trabalhar)} \\ 3 & \text{se } e_i = 1 \text{ e } t_i = 1 \text{ (estudar e trabalhar)} \\ 0 & \text{se } e_i = 0 \text{ e } t_i = 0 \text{ (não estudar e não trabalhar)} \end{cases}$$

Essa variável é observada indiretamente e foi formada pela interação de duas outras variáveis:

$$e_i = \begin{cases} 1, & \text{se a criança } i \text{ estuda} \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases}$$

$$t_i = \begin{cases} 1, & \text{se a criança } i \text{ é economicamente ativa} \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases}$$

Nessa situação específica, o modelo Logit Multinomial estimará três equações: **1** (atividade estudantil), **2** (atividade laboral) e **3** (dupla atividade). A categoria normalizada será **0** (não estuda e não trabalha). As equações estimadas proporcionam um conjunto de probabilidades de escolha $j + I$ para as decisões com características x observadas (Greene, 2003). As probabilidades são definidas pelas equações (2) e (3).

$$P(Y_i = j / x_i) = P_{ij} = \frac{\exp(x_i' \beta_j)}{1 + \sum_{j=1}^j \exp(x_i' \beta_k)}, j = 1, 2, 3. \quad (2)$$

$$P_j - P(Y_i = 0) = \frac{1}{1 + \sum_{j=1}^j \exp(x_i' \beta_k)} \quad (3)$$

Destaca-se que, em modelos de probabilidade, o efeito das variáveis explicativas sobre a variável dependente não é fácil de interpretar, pois não representam diretamente as respostas marginais, como no método dos Mínimos Quadrados Ordinários (Silva; Kassouf, 2002). Nesse sentido, a determinação dos efeitos marginais, obtidos a partir da diferenciação das equações anteriores, torna-se de extrema importância e é dada pela equação (4).

$$\frac{\partial P_j}{\partial X_i} = P_j \left[\beta_j - \sum_{k=0}^j P_k \beta_k \right] = P_j \left[\beta_j - \bar{\beta} \right] \quad (4)$$

Os efeitos marginais, assim determinados, não necessariamente possuem o mesmo sinal dos coeficientes estimados. Para as variáveis binárias, o efeito marginal ilustra a variação da probabilidade do acontecimento j entre dois grupos considerados e, para variáveis contínuas, o efeito marginal é a variação da probabilidade de ocorrência de um acontecimento j , em resposta ao aumento do valor da variável independente, avaliada em seu ponto médio.

2.1 Dados

Para alcançar os objetivos propostos, utilizou-se a base de dados da PNAD, do ano de 2006. A PNAD é uma pesquisa amostral complexa, ou seja, é caracterizada por possuir aspectos de estratificação das unidades de amostragem, conglomeração e probabilidades desiguais de seleção em um ou em mais estágios (Silva; Pessoa; Lila, 2002).

Diante desse fato, os dados obtidos das PNADs não podem ser tratados como observações independentes e identicamente distribuídas (IID), uma vez que, de acordo com Silva, Pessoa, e Lila (2002), não foram gerados por amostras aleatórias simples com reposição.

Não considerar que os dados da PNAD formam uma amostra complexa pode gerar valores de variância menor do que se o plano amostral tivesse sido considerado (Silva; Pessoa; Lila, 2002). Na análise deste estudo, consideraram-se os dados obtidos da PNAD como uma amostra complexa, sendo para tal utilizadas as variáveis STRAT (estrato) e PSU (Unidade Primária de Amostragem), juntamente com o peso devido, correspondente à variável V4729, do arquivo de pessoas, ou V4611, do arquivo de domicílios, do ano de 2006.

Utilizando-se os citados pesos estimados por Máxima Pseudoverossimilhança (MPV), o problema pode ser contornado. A variância assintótica dos estimadores de MPV incorpora as características do plano amostral (Silva;

Pessoa; Lila, 2002). São comumente utilizados dois métodos para avaliar o impacto do plano amostral: Design Effect (Deff), que mede o efeito do plano amostral (EPA) e o Misspecification Effect (Meff), que mede o efeito do plano amostral ampliado (EPA ampliado).

Portanto, ao se considerar o plano amostral, o problema de subestimação ou superestimação dos parâmetros do modelo e da variância dos coeficientes estimados será contornado, permitindo a obtenção de estimativas robustas. Neste trabalho, a estimação do modelo Logit Multinomial será feita por meio do método de Máxima Pseudoverossimilhança, e as estimativas da variância dos coeficientes serão realizadas pelo método de linearização de Taylor.

Os dados utilizados abrangem todos os estados do Brasil, e a amostra ficou limitada a crianças³ na faixa etária de 5 a 15 anos. As informações utilizadas para formar as variáveis podem ser visualizadas no Quadro 1.

A escolha das variáveis explicativas tem como base a literatura estudada e apresentada neste texto. A variável **Id**, de 5 a 15 anos de idade, pretende capturar o efeito da idade sobre a escolha do indivíduo entre estudar e trabalhar. **Sexo** é uma variável binária que pretende avaliar o efeito do gênero sobre a escolha do indivíduo.

Raça é uma variável binária que intenciona responder ao questionamento: a cor do indivíduo é relevante para seu ingresso precoce no mercado de trabalho? Família completa, **famcom**, é uma variável que indica se a criança reside com uma família separada ou não. Considerou-se como separada a família cuja mãe não residia no mesmo domicílio da criança. Tamanho da família, **tamfam**, pretende captar o efeito de se morar em uma família grande (mais de seis membros), na escolha do indivíduo.

A variável logaritmo da renda, **Irenda**, foi introduzida no modelo levando em consideração a renda *per capita* da família. Local de moradia, **localmora**, indica se a família reside em uma área urbana ou rural. Para essa variável, foram aglomeradas as situações de domicílio urbanas e rurais, sem considerar se o tipo de domicílio estava situado em regiões mais ou menos urbanas e, da mesma forma, mais ou menos rurais. As variáveis **Sul**, **Norte**, **Nordeste** e **Centro-Oeste**, que representam as regiões do País, foram introduzidas no modelo a partir de variáveis *dummies*, tendo como referência a Região Sudeste. A intenção em incluir-se essa variável é verificar se a região de moradia influencia na decisão de trabalhar e estudar.

Definidas as variáveis, foram estimados dois modelos: um para crianças de 5 a 9 anos e outro para crianças de 10 a 15 anos. O modelo Logit Multinomial,

³ O termo criança aplica-se a toda pessoa menor de 18 anos (OIT, 1999).

para crianças de 5 a 9 anos, foi estimado com 36.179 observações e, para crianças de 10 a 15 anos, com 43.029 observações.

A média, os valores máximo e mínimo de cada observação, bem como o desvio-padrão para as amostras utilizadas para estimar as equações são apresentados no Quadro 2. Na estimação dos parâmetros do modelo, incorporou-se o plano amostral, e o *software* utilizado foi o Stata, versão 10.1.

Quadro 1

Descrição das variáveis utilizadas na estimação do modelo econométrico

| VARIÁVEIS | DESCRIÇÃO |
|--|--|
| Variável independente Y _i | 0, se não estudar e não trabalhar. 1, se estudar e não trabalhar. 2, se não estudar e trabalhar. 3, se estudar e trabalhar. |
| Variáveis explicativas | |
| Idade (Id) | Idade da criança |
| Sexo (sexo) | Variável binária, que terá valor 1, se a criança for do sexo feminino, e 0, se masculino. |
| Raça | Variável binária, que terá valor 1, se a criança for branca, e 0, caso contrário. |
| Família completa (famcomp) | Variável binária, que terá valor 1, se a criança pertence a uma família com mãe residindo no mesmo domicílio, e 0, caso contrário. |
| Tamanho da família (tamfam) | Variável binária que terá valor 1, se a criança pertence a uma família com até 6 pessoas, e 0, se acima de 6 pessoas |
| Renda (Irenda) | Rendimento domiciliar <i>per capita</i> , em logaritmo. |
| Local de moradia (localmora) | Variável binária, que terá valor 1, se a criança morar no meio urbano, e 0, caso contrário. |
| Sul (1) | Variável binária, que terá valor 1, se a criança morar na Região Sul, e 0, caso contrário. |
| Norte | Variável binária, que terá valor 1, se a criança morar na Região Norte, e 0, caso contrário. |
| Nordeste | Variável binária, que terá valor 1, se a criança morar na Região Nordeste, e 0, caso contrário. |
| Centro-Oeste | Variável binária, que terá valor 1, se a criança morar na Região Centro-Oeste, e 0, caso contrário. |

(1) Sudeste é a categoria de base.

Quadro 2

Descrição das variáveis utilizadas nas equações estimadas, mínimo, máximo, média e desvio-padrão — 2006

| VARIÁVEIS | CRIANÇAS DE 5 A 9 ANOS | | | | CRIANÇAS DE 10 A 15 ANOS | | | |
|----------------------|------------------------|--------|--------|--------------------|--------------------------|--------|--------|--------------------|
| | Média | Mínimo | Máximo | Desvio- -Padrão | Média | Mínimo | Máximo | Desvio- -Padrão |
| Id | 7.0385 | 5 | 9 | 1.4047 | 12.4674 | 10 | 15 | 1.7057 |
| Sexo | 0.4882 | 0 | 1 | 0.4998 | 0.4925 | 0 | 1 | 0.4999 |
| Raça | 0.5807 | 0 | 1 | 0.3914 | 0.5829 | 0 | 1 | 0.4930 |
| Famcom | 0.9097 | 0 | 1 | 0.4925 | 0.8890 | 0 | 1 | 0.3141 |
| Tamfam | 5.0262 | 1 | 19 | 1.9331 | 4,9135 | 1 | 19 | 2.0187 |
| Irenda | 5.1665 | 0 | 10,134 | 0.2862 | 5.2795 | 0.6931 | 10.069 | 0.9894 |
| Localmora | 0.8107 | 0 | 1 | 0.9809 | 0.8161 | 0 | 1 | 0.3873 |
| Sul | 0.1500 | 0 | 1 | 0.3444 | 0.1414 | 0 | 1 | 0.3484 |
| Centro-Oeste | 0.098 | 0 | 1 | 0.3100 | 0.1152 | 0 | 1 | 0.3192 |
| Norte | 0.1817 | 0 | 1 | 0.3726 | 0.1544 | 0 | 1 | 0.3614 |
| Nordeste | 0.2925 | 0 | 1 | 0.4715 | 0.3292 | 0 | 1 | 0.4699 |
| Total de observações | - | - | - | 36.179 | - | - | - | 43.029 |

FONTE DOS DADOS BRUTOS: PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRA DE DOMICÍLIOS 2006. Rio de Janeiro: IBGE, 2006.

3 Resultados

Nesta seção, são descritos os resultados obtidos no ajustamento do modelo Logit Multinomial. Primeiro, serão discutidos os resultados para crianças de faixa etária de 5 a 9 anos e, em seguida, para as crianças de 10 a 15 anos. Especificamente, para as crianças de 5 a 9 anos, a PNAD de 2006 registrou o questionamento sobre a realização de atividades domésticas, e tal informação foi considerada na formação da variável dependente.

Os coeficientes obtidos por meio da operacionalização do modelo Logit Multinomial são apresentados na Tabela 1. O modelo, em geral, foi significativo, apresentando, para o conjunto das quatro equações estimadas, seis coeficientes não significativos. Podem ser observados, ainda na Tabela 1, os efeitos do uso do plano amostral EPA ampliado (Meff). A partir desses dados, verificou-se que a incorporação do plano amostral é essencial para obtenção de estimativas robustas e não viciadas. O valor do Meff >1 indica que, caso não houvesse sido considerado o efeito do plano amostral, a verdadeira variância estaria sendo subestimada.

Os coeficientes apresentados na Tabela 1 não representam diretamente as respostas marginais como no Método dos Mínimos Quadrados Ordinários; portanto, são de difícil interpretação. A análise será feita verificando-se o efeito marginal das variáveis. Foram estimados 11 coeficientes e três equações de determinação entre estudo e trabalho das crianças. Seis coeficientes foram não significativos, indicando que o modelo está bem ajustado. A alternativa não estuda e não trabalha serviu como categoria de base por ter o maior número de observações.

Os efeitos marginais são apresentados na Tabela 2. As equações de atividade estudantil (estuda e não trabalha) e de atividade laboral (somente trabalha) apresentaram dois coeficientes não significativos; as equações não estuda e não trabalha e de dupla atividade (estuda e trabalha) apresentaram três coeficientes não significativos.

As características pessoais das crianças (idade, sexo e raça) mostraram-se, em geral, significativas para a decisão de dedicar-se ao estudo ou ao trabalho. Analisando a variável idade, percebeu-se que as chances de somente estudar se reduzem com o aumento da idade. Para cada ano da criança, há uma diminuição em 19,9 pontos percentuais (p.p.) da probabilidade de somente estudar e aumenta em 23,2p.p. a probabilidade de somente trabalhar. Magalhães (2005) encontrou resultados semelhantes para a equação de somente trabalhar, ou seja, a opção pela atividade laboral aumenta com a idade.

Tabela 1

Coeficientes estimados pelo modelo Logit Multinomial para crianças de 5 a 9 anos e resultados do Meff para as estimativas do modelo — 2006

| VARIÁVEIS | ESTUDA E NÃO TRABALHA | | NÃO ESTUDA E TRABALHA | | ESTUDA E TRABALHA | |
|------------------|-----------------------|------|-----------------------|------|---------------------|------|
| | Coeficiente | Meff | Coeficiente | Meff | Coeficiente | Meff |
| Constante | 10.65 (1)(10.40) | 1.31 | -7.08 (1)(-12.88) | 1.17 | 3.96 (2) (1.74) | 1.49 |
| Id | -2.98 (1)(-9.66) | 1.32 | 1.28 (1) (8.57) | 1.17 | -1.23 (2)(-1.78) | 1.52 |
| Sexo | -0.014 (-0.25) | 1.56 | 0.72 (1)(21.77) | 1.62 | 0.57 (1) (3.93) | 1.22 |
| Raça | 0.23 (1) (3.19) | 1.75 | 0.22 (1) (5.51) | 2.00 | 0.30 (2) (1.85) | 1.48 |
| Tamfam | 0.70 (1) (9.15) | 1.52 | -0.11 (3)(-2.03) | 1.55 | 0.21 (4) (1.26) | 1.28 |
| Famcom | -0.20 (2)(-1.87) | 6.72 | -0.15 (1)(-2.47) | 2.29 | -0.56 (1)(-2.74) | 4.69 |
| Lrenda | -0.09 (1)(-2.23) | 2.03 | -0.035 (1)(-3.77) | 3.34 | -0.47 (1)(-3.01) | 2.24 |
| Localmora | -0.81 (1)(-9.57) | 1.64 | -0.33 (1)(-4.87) | 1.85 | -1.10 (1)(-5.65) | 1.25 |
| Sul | 0.83 (1) (7.91) | 1.61 | 0.57 (1) (9.21) | 1.90 | 1.74 (1) (6.86) | 1.23 |
| Centro-Oeste ... | 0.68 (1) (5.82) | 1.97 | -0.016 (4)(-0.21) | 3.56 | 1.00 (1) (3.25) | 1.62 |
| Norte | 0.77 (1) (7.02) | 1.76 | 0.18 (3) (2.08) | 2.74 | 1.36 (1) (4.81) | 1.40 |
| Nordeste | -0.12 (4)(-1.16) | 1.41 | 0.14 (3) (2.08) | 1.22 | 0.24 (4) (0.86) | 1.44 |

FONTE DOS DADOS BRUTOS: PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRA DE DOMICÍLIOS 2006. Rio de Janeiro: IBGE, 2006.

NOTA: Estatísticas *t* entre parênteses.

(1) Denota significância a 1%. (2) Denota significância a 10%. (3) Denota significância a 5%.

(4) Não significativo.

Tabela 2

Estimativas dos efeitos marginais, crianças de 5 a 9 anos de idade — 2006

| VARIÁVEIS | ALTERNATIVAS | | | | | | | |
|------------------|-----------------------------|---------------|-------------------------|---------------|-------------------------|---------------|---------------------|---------------|
| | Não Estuda e Não Trabalha 0 | | Estuda e Não Trabalha 1 | | Não Estuda e Trabalha 2 | | Estuda e Trabalha 3 | |
| | Coeficiente | Estatística z | Coeficiente | Estatística z | Coeficiente | Estatística z | Coeficiente | Estatística z |
| Id | -0.029 | (1) -0.69 | -0.199 | (2)-5.08 | 0.232 | (2)10.72 | -0.003 | (1)-1.17 |
| Sexo | -0.120 | (2)-21.57 | -0.004 | (2)-3.17 | 0.123 | (2)22.52 | 0.001 | (2) 2.44 |
| Raça | -0.042 | (2) -6.17 | 0.004 | (2) 2.43 | 0.036 | (2) 5.31 | 0.0008 | (1) 1.46 |
| Tamfam | -0.002 | (1) -0.23 | 0.024 | (2) 6.65 | -0.023 | (2) -2.73 | 0.0007 | (3) 1.12 |
| Famcom | 0.032 | (4) 2.77 | -0.004 | (1)-1.43 | -0.025 | (3) -2.25 | -0.002 | (3)-1.98 |
| Irenda | 0.009 | (2) 4.85 | -0.002 | (3)-2.06 | -0.005 | (2) -3.19 | -0.001 | (2)-3.68 |
| Localmora | 0.081 | (2) 6.36 | -0.024 | (2)-6.54 | -0.051 | (2) -4.01 | -0.004 | (2)-3.21 |
| Sul | -0.129 | (2)-10.49 | 0.023 | (2) 5.35 | 0.096 | (2) 7.93 | 0.010 | (2) 3.83 |
| Centro-Oeste ... | -0.020 | (1) -1.51 | 0.025 | (2) 4.69 | -0.009 | (1) -0.75 | 0.005 | (2) 2.16 |
| Norte | -0.056 | (2) -3.78 | 0.026 | (2) 4.97 | 0.023 | (1) 1.48 | 0.007 | (2) 2.83 |
| Nordeste | -0.021 | (4) -1.81 | -0.004 | (4)-1.51 | 0.024 | (3) 2.11 | 0.0007 | (3) 0.72 |

FONTE DOS DADOS BRUTOS: PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRA DE DOMICÍLIOS 2006. Rio de Janeiro: IBGE, 2006.

(1) Não significativo. (2) Denota significância a 1%. (3) Denota significância a 5%. (4) Denota significância a 10%.

Dirigindo a avaliação para a questão do gênero, constatou-se que, em relação aos meninos, as meninas têm menos chances de não estudar e nem trabalhar (12,0p.p.). Para as meninas, também não é comum somente estudar, conforme mostra o coeficiente estimado de 0,4p.p. A execução das duas atividades é também mais comum entre as meninas para a faixa de idade analisada. A avaliação é completada mostrando que a opção de somente trabalhar é mais efetivada pelas meninas do que pelas crianças do sexo masculino. Esses resultados eram esperados para a análise desta faixa de idade (de 5 a 9 anos), uma vez que, conforme especificado, foram incluídos, na formação da variável dependente, as atividades domésticas, sendo comum e até cultural que às meninas sejam designados os afazeres domésticos.

A última característica pessoal analisada foi a raça. Os resultados indicaram que as crianças brancas têm menos chances de não estudar e não trabalhar (4,2p.p.) em relação às crianças não brancas e mais chance de somente estudar (0,4p.p.). No entanto, essas crianças, em relação às não brancas, apresentam maior probabilidade de somente trabalhar (3,6p.p.).

Observando as variáveis relativas às características familiares, percebeu-se que as crianças que pertencem a famílias com até seis pessoas têm maior probabilidade de somente estudar (2,4p.p.) ou de exercer as duas atividades (0,07p.p.). Para as famílias com mais de seis membros, as crianças optaram por somente trabalhar (2,3p.p.).

Através da variável **famcom**, buscou-se entender a relação entre a opção de estudo e trabalho e a presença da mãe no domicílio. Dessa forma, notou-se que as crianças que moram junto com suas mães são mais inclinadas a não exercer nenhuma atividade (3,2p.p.). Morar em uma família completa diminui a probabilidade de a criança não estudar (2,5p.p.) e de executar as duas atividades simultaneamente (0,2p.p.).

A renda familiar é tida pelos diversos autores que já estudaram o tema em questão como uma importante variável de decisão entre o *trade off* de estudo e trabalho. Bonnet (1993) *apud* Magalhães (2005) defende a existência dessa relação entre a renda familiar e a decisão entre trabalho e estudo das crianças. No entanto, Magalhães (2005) refere-se a Patrinos (1997), Jensen (1999) e Grootaert (1998), que não identificaram relação entre a renda familiar e a decisão de estudar e trabalhar. Neste artigo, os resultados apontaram o fato de que um aumento na renda diminui a probabilidade de somente estudar (0,2p.p.), mas também diminui a probabilidade de a criança somente trabalhar (0,5p.p.); é reduzida em 0,1p.p. a escolha da opção por exercer as duas atividades; e são elevadas em 0,9p.p. as chances de não estudar e não trabalhar.

Procedeu-se também a uma análise no intuito de identificar possíveis relações entre o meio em que a criança vive (se urbano ou rural) e a decisão entre trabalho e estudo. Os resultados apontaram que as crianças que vivem em áreas urbanas têm maior probabilidade de não estudar e não trabalhar (8,1p.p.) em relação às crianças que moram no meio rural. Ficou caracterizado também que essas crianças são menos propensas a somente estudar (2,4p.p.), somente trabalhar (5,1p.p.) e a exercer ambas as atividades (0,4p.p.). Além da investigação sobre o meio em que a criança vive, pesquisou-se acerca da região do País em que a criança vive. A Região Sudeste foi utilizada como categoria de base. Os resultados indicaram que tanto as crianças da Região Sul, quanto as crianças das Regiões Norte e Nordeste são menos propensas a não estudar e não trabalhar quando comparadas às crianças da Região Sudeste. As crianças das Regiões Sul (2,3 p.p.), Centro-Oeste (2,5p.p.) e Norte (2,6p.p.) têm maior probabilidade de somente estudar do que as crianças da Sudeste.

A opção de somente trabalhar é mais comum entre as crianças das Regiões Sul (9,6p.p.) e Nordeste (2,4p.p.). As duas atividades são exercidas em maior monta pelas crianças da Região Sul (1,0p.p.), da Norte (0,7p.p.) e da Centro-Oeste (0,5p.p.).

Prosseguindo a análise do modelo estimado, são apresentados na Tabela 3 os coeficientes calculados para as crianças de 10 a 15 anos e o Efeito do Plano Amostral Ampliado (Meff).

Como no modelo para crianças de 5 a 9 anos, foram estimados 11 coeficientes e três equações de determinação entre estudo e trabalho das crianças de 10 a 15 anos. A categoria de base foi a alternativa não estuda e não trabalha. Assim como no primeiro modelo, considerou-se o efeito do Meff, e uma verificação do resultado indica que, se este não tivesse sido considerado, a verdadeira variância estaria sendo subestimada.

De modo similar ao modelo apresentado anteriormente, proceder-se-á à análise por meio do efeito marginal de cada variável, efeitos estes apresentados na Tabela 4.

A variável idade (id) foi significativa para as opções de não estudar e não trabalhar e, para a opção de somente estudar, porém, deixou de ser significativa para as opções somente trabalhar e exercer ambas as atividades. Nesse sentido, as crianças mais velhas, de acordo com o coeficiente estimado de 2,7p.p., têm mais chance de não estudar e não trabalhar. Verificou-se, ainda, que aumento na idade diminui a probabilidade de somente estudar (1,8p.p.), sendo esse resultado corroborado por Leme e Wajnman (2000).

Tabela 3

Coefficientes estimados pelo modelo Logit Multinomial para crianças de 10 a 15 anos e Efeito do Plano Amostral Ampliado (Meff) para as estimativas do modelo — 2006

| VARIÁVEIS | ALTERNATIVAS | | | | | |
|--------------------|-----------------------|------|-----------------------|------|-------------------|------|
| | Estuda e Não Trabalha | | Não Estuda e Trabalha | | Estuda e Trabalha | |
| | Coefficiente | Meff | Coefficiente | Meff | Coefficiente | Meff |
| Constante | 3.25 | 1.30 | -2.08 | 1.01 | -7.25 | 1.58 |
| | (1) (1.27) | | (1) (-1.55) | | (1)(-1.06) | |
| Id | -0.94 | 1.30 | -0.19 | 1.02 | 0.002 | 1.53 |
| | (2) (-2.35) | | (1) (-0.89) | | (1) (0.00) | |
| Sexo | 0.03 | 1.26 | -0.75 | 1.57 | -1.29 | 1.22 |
| | (1) (0.52) | | (3)(-15.10) | | (3)(-9.71) | |
| Raça | 0.03 | 1.44 | 0.05 | 1.73 | 0.04 | 1.34 |
| | (1) (0.38) | | (1) (0.98) | | (1) (0.32) | |
| Tamfam | 0.53 | 1.42 | 0.098 | 1.51 | 0.25 | 1.39 |
| | (3) (6.12) | | (3) (4.51) | | (4) (1.72) | |
| Famcom | -1.34 | 1.21 | 0.03 | 1.47 | -1.01 | 1.24 |
| | (3)(-16.61) | | (1) (0.39) | | (3)(-7.04) | |
| Irenda | -0.52 | 1.25 | -0.11 | 2.25 | -0.35 | 1.29 |
| | (3)(-12.04) | | (3) (-3.94) | | (3)(-4.73) | |
| Localmora | -0.32 | 1.69 | -1.40 | 1.71 | -1.39 | 1.61 |
| | (3) (-3.19) | | (3)(-21.43) | | (3)(-9.62) | |
| Sul | 0.030 | 1.37 | 0.64 | 1.60 | 0.21 | 1.32 |
| | (1) (0.22) | | (3) (7.44) | | (1) (1.01) | |
| Centro-Oeste | 0.003 | 1.44 | 0.19 | 2.08 | -0.09 | 1.38 |
| | (1) (-0.02) | | (2) (2.05) | | (1)(-0.37) | |
| Norte | 0.23 | 2.05 | 0.41 | 2.09 | 0.32 | 1.51 |
| | (4) (1.96) | | (3) (4.42) | | (4) (1.72) | |
| Nordeste | 0.007 | 1.57 | 0.48 | 1.01 | -0.01 | 1.50 |
| | (1) (0.6) | | (3) (5.79) | | (1)(-0.08) | |

FONTE DOS DADOS BRUTOS: PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRA DE DOMICÍLIOS 2006. Rio de Janeiro: IBGE, 2006

NOTA: Estatísticas *t* entre parênteses.

(1) Não significativo. (2) Denota significância a 5%. (3) Denota significância a 1%. (4) Denota significância a 10%.

Tabela 4

Estimativas dos efeitos marginais modelo para crianças de 10 a 15 anos de idade — 2006

| VARIÁVEIS | ALTERNATIVAS | | | | | | | |
|-----------------|-----------------------------|---------------|-------------------------|---------------|-------------------------|---------------|---------------------|---------------|
| | Não Estuda e Não Trabalha 0 | | Estuda e Não Trabalha 1 | | Não Estuda e Trabalha 2 | | Estuda e Trabalha 3 | |
| | Coeficiente | Estatística z | Coeficiente | Estatística z | Coeficiente | Estatística z | Coeficiente | Estatística z |
| Id | 0.027 | (1) 1.70 | -0.018 | (1) -1.85 | -0.10 | (2) -0.80 | 0.0001 | (2) 0.03 |
| Sexo | 0.047 | (3)13.94 | 0.002 | (3) 1.27 | -0.045 | (3)-15.18 | -0.004 | (3)-6.56 |
| Raça | -0.003 | (2) -1.02 | 0.001 | (2) 0.34 | 0.003 | (2) 0.97 | 0.0001 | (2) 0.29 |
| Tamfam | -0.016 | (2) -3.49 | 0.011 | (3) 4.95 | 0.005 | (2) 1.29 | 0.0007 | (1) 1.84 |
| Famcom | 0.04 | (3) 6.85 | -0.040 | (3)-10.93 | 0.005 | (2) 1.05 | -0.004 | (3)-3.88 |
| Lrenda | 0.016 | (3) 7.85 | -0.009 | (3)-11.74 | -0.006 | (2) -3.53 | -0.001 | (3)-4.10 |
| Localmora | 0.132 | (3)14.99 | -0.003 | (1) -1.64 | -0.124 | (3)-15.00 | -0.006 | (3)-4.94 |
| Sul | -0.047 | (3) -5.77 | -0.0004 | (2) -0.16 | 0.047 | (3) 6.30 | 0.0005 | (2) 0.73 |
| Centro-Oeste | -0.012 | (1) -1.72 | -0.0003 | (2) -0.11 | 0.013 | (1) 1.93 | -0.0003 | (2)-0.45 |
| Norte | -0.033 | (3) -4.00 | 0.004 | (2) 1.33 | 0.028 | (3) 3.87 | 0.001 | (2) 1.30 |
| Nordeste | -0.031 | (3) -4.65 | -0.0005 | (2) -0.24 | 0.032 | (3) 5.14 | -0.0001 | (2)-0.27 |

FONTE DOS DADOS BRUTOS: PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRA DE DOMICÍLIOS 2006. Rio de Janeiro: IBGE, 2006.

(1) Denota significância a 10%. (2) Não significativo. (3) Denota significância a 1%.

A relação entre o gênero e as escolhas das famílias indicaram que, para essa faixa de idade, as meninas têm maiores chances de não exercerem nenhuma atividade (4,7p.p.) e também maiores chances, em relação às crianças do sexo masculino, de somente estudar (0,2p.p.). Ser menina diminui em 4,5p.p. a chance de somente trabalhar e em 0,4p.p. a chance de exercer as duas atividades. Ray (2000) encontrou resultados diferentes, nos quais as meninas apareciam com maiores chances do que os meninos de trabalhar. Já os resultados discutidos por Magalhães (2005) indicaram que as meninas têm mais chances de somente estudar do que os meninos, como identificado neste trabalho.

Neste modelo, a variável **raça** não foi significativa para nenhuma das equações estimadas. No grupo de variáveis que indicam características familiares, observou-se que residir em famílias com até seis membros diminui em 1,6p.p. as chances de a criança não estudar ou trabalhar e aumenta em 1,1p.p. as chances de somente estudar. Registrou-se, ainda, que as crianças que vivem em famílias menores optam mais por exercer ambas as atividades (0,07p.p.).

O fato de a mãe residir no mesmo domicílio que as crianças, representado neste modelo pela variável **famcom**, influenciou na escolha por não trabalhar e não estudar (4,0p.p.). Residir com a mãe, no entanto, diminuía as chances de somente estudar e de estudar e trabalhar em 4p.p. e 0,4p.p., respectivamente, em relação às crianças que não conviviam junto com suas mães.

A variável **renda** foi significativa para as quatro equações propostas. Verificou-se que a renda influenciou positivamente a escolha da opção de não estudar e não trabalhar; assim, aumentos da renda familiar elevaram em 1,6p.p. a probabilidade de a criança não exercer nenhuma atividade. Aumentos da renda familiar levaram a uma diminuição nas chances de as crianças somente estudarem, somente trabalharem e de exercerem as duas atividades.

As variáveis que fazem a relação entre a escolha das crianças e o local onde elas vivem não foram muito significativas. Porém as que foram significativas permitem uma análise interessante. Observou-se que morar no meio urbano aumenta as chances de não exercer nenhuma atividade em 13,2p.p.; a relação entre morar no meio urbano e as outras equações estimadas é negativa; e, assim, pode-se inferir que, em relação às crianças que moram no meio rural, as crianças do meio urbano têm menos probabilidade de somente estudar, somente trabalhar e de exercer as duas atividades (0,3p.p., 12,4p.p. e 0,6p.p. respectivamente).

Verificando a influência da região do país em que a criança vive, percebeu-se que as crianças que moram na Região Sul, quando comparadas às crianças da Sudeste, têm 4,7p.p. a menos de probabilidade de não praticar nenhuma atividade. No entanto, quando se analisa a opção de somente trabalhar, percebe-

-se que as crianças que moram na Região Sul são mais inclinadas (4,7p.p.) a somente trabalhar e não estudar.

As crianças das Regiões Cento-Oeste, Norte e Nordeste têm menos probabilidade de não estudar e não trabalhar do que as crianças residentes na Sudeste — 1,2p.p., 3,3p.p. e 3,1p.p. respectivamente —, apresentando maior probabilidade de somente trabalhar que as da Região Sudeste — 1,3p.p., 2,8 p.p. e 3,2p.p. respectivamente.

4 Conclusão

Este estudo examinou os determinantes da escolha das famílias na alocação do tempo das crianças. Para tanto, utilizou-se o modelo Logit Multinomial, com base no qual foram estimadas alternativas referentes ao *trade-off* trabalhar e estudar, para crianças de 5 a 9 anos e de 10 a 15 anos, que constituíram os dois grupos de avaliação. As alternativas analisadas foram não estudar e não trabalhar, somente estudar, somente trabalhar e trabalhar e estudar.

As análises indicam que as variáveis tiveram impacto diferenciado na alocação do tempo dos indivíduos e de suas famílias. No grupo composto por crianças de 5 a 9 anos, observou-se que, para todas as alternativas, as variáveis que mais influenciaram a decisão na alocação do tempo das crianças foram **sexo**, **localmora**, **Irenda** e **Sul**. Assim, ser menina diminui a probabilidade de não exercer atividades e de somente estudar. Porém as meninas estavam mais sujeitas a somente trabalharem e a exercerem as duas atividades.

Residir no meio urbano influenciou positivamente a decisão de ser inativo. No entanto, a relação foi negativa para todas as alternativas. A variável **Irenda** mostrou-se significativa para todas as alternativas, e a variável **Sul**, que indicava a situação da criança em relação às crianças da Região Sudeste no que tange à opção de trabalho e estudo, apontou que morar na Região Sul aumenta as chances de somente estudar, trabalhar e exercer as duas atividades.

Em relação ao grupo de crianças de 10 a 15 anos de idade, o que se pode perceber é que, assim como no primeiro grupo, as variáveis **sexo**, **Irenda** e **localmora** influenciaram a opção das crianças significativamente. As meninas tinham maiores chances de somente estudarem do que os meninos, e o local de moradia, contudo, diminuía essa probabilidade. Uma análise da variável **Irenda** mostrou que aumentos na renda foram decisivos para a criança não exercer atividades, diminuindo as chances de optar pelas outras alternativas analisadas.

Em geral, percebeu-se que as variáveis introduzidas nos modelos, quer sociais, quer econômicas, influenciaram, em maior ou menor proporção, a decisão

de alocação do tempo das crianças entre o trabalho e o estudo. Esses resultados levam a uma análise mais profunda sobre o trabalho infantil, uma vez que não é somente a condição de baixa renda ou o meio em que a criança vive que determinam a situação de trabalho infantil.

Entende-se que este estudo permite uma análise e reflexão sobre o problema do trabalho infantil no Brasil. Através dessa reflexão, podem ser pensadas políticas de combate ao trabalho infantil mais abrangentes, uma vez que ele não escolhe classe, região, cor ou sexo. Entende-se que os fatores que levam uma criança a trabalhar não estão necessariamente associados à pobreza e a seus determinantes, uma vez que ideologias, modo de vida e cultura podem influenciar a presença da criança no mercado de trabalho.

Ressalta-se que os resultados obtidos estão de acordo com aqueles encontrados por outros autores, mas deve-se lembrar que não existe homogeneidade na questão do trabalho infantil. Há diferença entre países, e, até mesmo dentro do mesmo país, percebem-se peculiaridades, como o fato de o trabalho infantil ser cultural em algumas regiões do País. Para uma análise mais profunda, as questões culturais devem ser levadas em consideração, razão pela qual as políticas de combate ao trabalho infantil devem ser abrangentes.

Sugere-se, a título de pesquisas futuras, que um questionamento seja feito sobre o destino da renda do trabalho dessas crianças e acerca do tipo de trabalho realizado, verificando, principalmente, se afeta, e em que nível, a vida estudantil das crianças.

Referências

BASU, Kaushik; VAN SOURCE, Pham Hoang. The economics of child labor. **American Economic Review**, v. 88, n. 3, p. 412-427, Jun 1998.

BRASIL. Lei n. 10.097, de 19 de dezembro de 2000. Altera dispositivos da Consolidação das Leis do Trabalho — CLT, aprovada pelo Decreto-Lei n. 5.452, de 1º de maio de 1943. **Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil**, Brasília, DF, 20 dez. 2000.

CACCIAMALI, M. C. et al. Impactos do Programa Bolsa Família Federal sobre o trabalho infantil e a frequência escolar. In: PRÊMIO NACIONAL DE ESTUDOS SOBRE O BOLSA FAMÍLIA, 1., Brasília, 2008. **Anais...** Brasília: MDS, 2008.

CORSEUIL, C. et al. Decisões críticas em idades críticas: a escolha dos jovens entre estudo e trabalho no Brasil e em outros países da América Latina. **Economia Aplicada**. São Paulo, v. 5, n. 4, p. 819-860, 2001.

GREENE, William H. **Econometric analysis**. 5. ed. Londres: Prentice Hall, 2003.

JENSEN, Peter; NIELSEN, H. S. Child labour or school attendance? Evidence from Zambia. **Journal of Population Economics**, n. 10, p. 407-424, 1997.

LEME, M. C. da S.; WAJNMAN, S. A alocação do tempo dos adolescentes brasileiros entre o trabalho e a escola. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 12., Caxambu, 2000. **Anais...** Caxambu: ABEP, 2000.

MAGALHÃES, M. O trabalho infantil — aplicação do modelo multinomial. **Labor and Demography 0505013, EconWPA**, 2005. Disponível em: <<http://129.3.20.41/eps/lab/papers/0505/0505013.pdf>>.

ORGANIZAÇÃO INTERNACIONAL DO TRABALHO — OIT. **Minimum age: convention n. 138**. Genebra: ILO, 1973.

ORGANIZAÇÃO INTERNACIONAL DO TRABALHO — OIT. **The worst forms of child labour convention: convention n. 182**. Genebra: ILO, 1999.

ORGANIZAÇÃO INTERNACIONAL DO TRABALHO — OIT. Programa Internacional para a Eliminação do Trabalho Infantil. **Relatório de atividades 2004**. [s. n. t.]. v. 1.

PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRA DE DOMICÍLIOS 2006. Rio de Janeiro: IBGE, 2006.

PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRA DE DOMICÍLIOS 2008. Rio de Janeiro: IBGE, 2008.

PSACHAROPOULOS, George. Child labor versus educational attainment: some evidences from Latin America. **Journal of Population Economics**, n. 10, p. 377-386, 1997.

RAY, R. Analysis of child labor in Peru and Pakistan: a comparative study. **Journal of Development Economics**, n. 13, p. 3-19, 2000.

SILVA, N. D. V.; KASSOUF, A. L. A exclusão social dos jovens no mercado de trabalho brasileiro. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 19, n. 2, jul./dez. 2002.

SILVA, Pedro Luis do Nascimento; PESSOA, Djalma Galvão Carneiro; LILA, Maurício Franca. Análise estatística de dados da PNAD: incorporando a estrutura do plano amostral. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 7, n. 4, p. 659-670, 2002.

TOMÁS, M. C. Renda de não trabalho e alocação do tempo de crianças e jovens: uma análise para 2003. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 15., Caxambu, 2006. **Anais...** Caxambu: ABEP, 2006.