

DETERMINANTES DO TRABALHO INFANTIL NA REGIÃO NORDESTE DO BRASIL, NO ANO DE 2009

DETERMINANT FACTORS OF CHILD LABOUR IN THE NORTHEASTERN REGION OF BRAZIL, IN THE YEAR OF 2009

Gustavo Carvalho Moreira*
Evandro Camargos Teixeira**
Marília Fernandes Maciel Gomes***
Roni Barbosa Moreira****

RESUMO

Dada a elevada quantidade de crianças trabalhando ilegalmente no país, sendo sua maior incidência na região Nordeste, e considerando suas negativas consequências quanto à educação, saúde e privação do lazer das crianças, tornou-se relevante o estudo desse fenômeno no sentido de analisar as principais características da família e do domicílio que influenciaram a inserção ilegal de crianças no mercado de trabalho, no ano de 2009. Objetivou-se determinar as variáveis socioeconômicas que influenciam em maior magnitude a inserção discriminada de meninos e meninas no mercado de trabalho, comparando os determinantes por gênero. Utilizou-se o modelo logístico multinomial, considerando que as famílias tomam decisões simultâneas na escolha de alocar seus filhos entre estudo e trabalho. Os resultados indicaram como variáveis fundamentais para a inserção de crianças no mercado de trabalho o fato de os pais terem trabalhado na infância, a idade da criança, residir no meio rural e a renda. Comparativamente, ao alocar seus filhos para o mercado de trabalho, e de acordo com as características analisadas, conclui-se que quando as famílias têm recursos limitados e precisam escolher entre educar seus filhos ou filhas, os meninos têm maiores chances de não estudar e trabalhar e estudar e trabalhar.

Palavras – chave: Trabalho infantil. Mercado de trabalho. Nordeste.

Classificação JEL: J81, J46

ABSTRACT

Due to the elevated quantity of illegal child labor in Brazil, in which the highest incidence is located at the Northeast region, and considering its negatives consequences to education, health care and the privation of child leisure, the phenomenon had become relevant to study main characteristics of family and dwelling that influence the illegal insertion of children in the labor market, in the year of 2009. The study aimed to determine which social economic variables that influence in major magnitude the discriminated insertion of boys and girls in the labor market by comparing the determinants by gender. It was used the multinomial logistic model considering that the families take simultaneous decisions in choice to allocate their children between study and work. The results indicated as fundamental variables to the insertion of children in labor market the fact of the parents had worked in childhood, the age of the child, to reside in rural zone and income. Comparatively and according to the analyzed characteristics, it is concluded that when families have limited resources and need to choose between educate their sons or daughters, the boys have more chances of not studying and working and studying and working.

Keywords: Child labor. Labor market. Northeast.

JEL Code: J81, J46

* Doutorando em Economia Aplicada - ESALQ/USP. E-mail: gustavocmoreira@yahoo.com.br

** Professor do departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa. E-mail: evandro.teixeira@ufv.br

*** Professora do departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa. E-mail: mariliamacielgomes@gmail.com

**** Doutorando em Economia Aplicada da Universidade Federal de Viçosa. E-mail: roniprojeto@yahoo.com.br

1. INTRODUÇÃO

A exploração do trabalho infantil é um tema que precisa ser estudado devido a suas negativas consequências para a formação do cidadão. A literatura tem enfatizado vários efeitos, dentre os quais a restrição na aquisição de capital humano, redução do desempenho escolar e piora no estado de saúde na fase adulta da vida (KASSOUF, 2005). A relevância de tal fenômeno e a necessidade de se adotar medidas efetivas para eliminar as piores formas de trabalho infantil são retratadas como um dos objetivos do milênio com ênfase na redução da pobreza e na educação universal (Organização das Nações Unidas - ONU, 2002).

Considera-se o trabalho infantil como toda atividade exercida por crianças e adolescentes contrária à constituição vigente de cada país. No Brasil, vigora a Emenda Constitucional número 20, de 1998, para a qual o trabalho infantil apresenta as seguintes restrições: a idade mínima para trabalho é de 16 anos, exceto para a condição de aprendiz, entre 14 e 16 anos de idade. Ainda há a restrição de no mínimo 18 anos de idade para aqueles envolvidos em trabalhos que possam causar danos à saúde e de 21 anos para trabalhos em minas, estivagem ou qualquer outro trabalho subterrâneo (Organização Internacional do Trabalho - OIT, 2001).

Apesar das restrições, de acordo com a Organização Internacional do Trabalho (OIT, 2007), existem cerca de 215 milhões de crianças trabalhando em todo o mundo. No Brasil, dados da Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílio (PNAD, 2009) revelam que, apesar de o número de crianças trabalhando ilegalmente no país ter diminuído ao longo dos anos, ainda existem 4,3 milhões de crianças entre 5 e 17 anos de idade exercendo atividades laborais.

A literatura tem enfatizado dois aspectos básicos que afetam a oferta de trabalho infantil: tamanho da família e renda familiar (KASSOUF, 2005). Pais e responsáveis que não têm capacidade para arcar com as despesas familiares, seja pela baixa renda ou pelo alto número de integrantes, são obrigados a inserir seus filhos no mercado de trabalho como forma de garantir ou complementar a renda familiar.

De acordo com a referida autora, outros fatores que podem interferir na decisão familiar são: a idade das crianças, a entrada precoce dos pais no mercado de trabalho, tamanho da propriedade agrícola onde as crianças trabalham, custos relacionados à escola e medidas de qualidade do estabelecimento de ensino onde a criança está inserida.

Além das características acima, Mattos *et al.* (2005) sugerem que o fato de a figura paterna estar ausente ou de a mulher ser a chefe do domicílio pode influenciar na tomada de decisão do trabalho infantil, visto que famílias chefiadas por mulheres tendem a ter um maior grau de vulnerabilidade.

Em adição, é necessário considerar também o local em que se encontra o domicílio, ou seja, se localizado no meio urbano ou rural. Dados publicados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2001) indicam que enquanto 3% dos cidadãos entre 10 e 14 anos, residentes em áreas urbanas, declararam já ter trabalhado, na área rural, esse percentual foi superior, 14,2%. Conforme afirmam Mattos *et al.* (2005), isso decorre, provavelmente, da maior dificuldade de implantação de políticas sociais no meio rural, assim como de fiscalização de sua eficácia.

Diferentes estudos avaliaram o trabalho infantil no Brasil. Corseuil *et al.* (2001) concluíram que a probabilidade de o jovem estar na escola cresce com o nível de educação dos pais; Araújo *et al.* (2010) tiveram como principal resultado a influência do sexo da criança e da renda familiar como determinantes da inserção de crianças no

mercado de trabalho; Tomás (2006), analisando as crianças em várias faixas de idade, detectou que a variável sexo do chefe da família tem relevância no fato de a criança trabalhar ou não; Cacciamali e Tatei (2008), por meio de uma análise com ênfase no status ocupacional dos pais, concluíram que famílias em que há trabalhadores por conta própria, a probabilidade de ocorrência do trabalho infantil é maior.

Devido ao fato de a maioria dos estudos presentes na literatura tratar o trabalho infantil como homogêneo, torna-se relevante um estudo mais pormenorizado desse fenômeno. Dessa forma, acredita-se que diferenças de gênero devem ser analisadas separadamente, pois suas peculiaridades exigem políticas de combate diferenciadas.

A motivação para a análise, discriminada de acordo com o gênero da criança, está no fato de esta motivação ser uma variável relevante na decisão familiar quanto à inserção dos seus filhos no mercado de trabalho (KASSOUF, 2002). De acordo com a OIT (2007), quando as famílias têm recursos limitados, elas sentem que têm que escolher entre educar os seus filhos ou suas filhas ou levá-los a trabalhar. As decisões podem não ser baseadas nas aptidões naturais, competências ou nos níveis de motivação dos meninos e meninas. As antigas tradições patriarcais, interpretações religiosas e os modelos dos papéis de gênero podem pesar na escolha da educação das meninas e na execução de trabalho infantil pelos meninos.

Além disso, a maioria dos estudos trata o tema no âmbito nacional. Ressalta-se que é grande a diferença de incidência do trabalho infantil nas regiões brasileiras. Justifica-se o estudo para a região Nordeste por concentrar 42% do total de crianças e adolescentes que trabalham no país (IBGE, 2008). Além disso, a região Nordeste apresenta o menor Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) das cinco regiões brasileiras, o mais baixo PIB per capita e o maior nível de pobreza (PNAD, 2008). Tais fatores revelam o diferencial dessa região e a importância de estudá-la no que se refere ao trabalho infantil, uma vez que, caso haja uma política de combate à exploração infantil, haverá maior formação de indivíduos com elevada acumulação de capital humano, conseqüentemente, mais produtivo.

Dadas a relevância do tema e suas conseqüências negativas, surge o seguinte problema de pesquisa: quais as principais características da família e do domicílio que influenciam a decisão em alocar o tempo de meninos e meninas entre trabalho e estudo na região Nordeste?

O presente estudo tenta responder a essa questão com o objetivo geral de analisar os determinantes que levaram as famílias a inserir os seus filhos menores de idade no mercado de trabalho na região Nordeste do Brasil, no ano de 2009. Especificamente, pretende-se determinar que variáveis socioeconômicas influenciam em maior magnitude a inserção de meninos e meninas no mercado de trabalho e verificar se a tomada de decisão das famílias é feita de forma diferenciada, dependendo do gênero da criança.

Adota-se como hipótese básica deste estudo que a probabilidade de inserir crianças no mercado de trabalho é tanto maior, quanto mais vulneráveis forem as características socioeconômicas da família e que, ao decidir alocar filhos ou filhas no mercado de trabalho, as famílias preferem alocar as crianças do sexo masculino. Como vulneráveis, foram considerados, com base na revisão de literatura, famílias com baixa renda, alto número de integrantes, domicílios situados no meio rural, o fato de os pais terem trabalhado durante a infância e a mulher ser a chefe do domicílio.

Considera-se que a família tem um *trade-off* na decisão de alocar seus filhos entre trabalho e estudo. Assim, as famílias têm quatro alternativas: a criança estudar, trabalhar, estudar e trabalhar e não estudar e não trabalhar. A análise é realizada

utilizando os microdados da PNAD do ano de 2009, aplicando-se o modelo econométrico LogitMultinomial.

Este trabalho está organizado em 5 seções, sendo a introdução, a corrente, o referencial teórico, a metodologia, com apresentação do modelo analítico e fonte de dados, resultados e discussões, e, por fim, as conclusões.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

Como referencial teórico deste estudo, será utilizado o modelo de determinação do trabalho infantil proposto por Rosenzweig (1981), descrito por Kassouf (2005). Tal modelo utiliza a teoria econômica básica de decisão familiar para explicar a alocação de tempo das crianças entre trabalho, escolaridade e lazer.

No modelo descrito, com o intuito de simplificar a notação, considera-se uma família com pai, mãe e uma criança. Formalmente, pressupõe-se que a família maximize uma função utilidade (U) contínua, estritamente crescente, quase côncava e diferenciável, que é função de bens comprados e consumidos (X), do tempo de lazer da mãe (l_{mo}) e do pai (l_{fa}), do tempo de lazer da criança (l_{ch}) e do nível de escolaridade da criança (S_{ch}), ou seja:

$$U = U(X, l_{mo}, l_{fa}, l_{ch}, S_{ch}) \quad (1)$$

Pressupõe-se que o nível de escolaridade da criança requeira tempo (t_{sch}) e bens (X_s), tais como material escolar, taxas escolares, transporte etc. Assim, o nível de escolaridade é expresso por:

$$S_{ch} = s(t_{sch}, X_s) \quad (2)$$

A família também se defronta com uma restrição de renda total (F) dada por:

$$F = V + T_{mo}W_{mo} + T_{fa}W_{fa} + T_{ch}W_{ch} = P_x X + W_{mo}l_{mo} + W_{fa}l_{fa} + P_s X_s + W_{ch}(l_{ch} + t_{sch}) \quad (3)$$

em que V é a renda não-salarial; T_{mo} , T_{fa} e T_{ch} , o tempo total disponível da mãe, pai e criança, respectivamente; W_{mo} , W_{fa} e W_{ch} , os salários da mãe, pai e criança, respectivamente; e P_x e P_s , os preços de X e X_s .

Da restrição de renda total é possível verificar que o rendimento total da criança é $W_{ch}(T_{ch} - l_{ch} - t_{sch})$. Os custos diretos de escolaridade são $P_s X_s$ e o custo do tempo de escolaridade é $W_{ch}t_{sch}$.

A maximização da função utilidade sujeita à restrição de renda total produz um conjunto de equações de demanda para as variáveis endógenas l_{mo} , l_{fa} , l_{ch} , t_{sch} , X , X_s em função das variáveis exógenas W_{mo} , W_{fa} , W_{ch} , P_x , P_s , isto é,

$$D = f_D(W_{mo}, W_{fa}, W_{ch}, P_x, P_s, V) \quad (4)$$

em que D é l_{mo} , l_{fa} , l_{ch} , t_{sch} , X , X_s .

Tomando como base as formas reduzidas das equações de demanda, é possível analisar o efeito de uma variável exógena sobre as endógenas. Por exemplo, uma mudança no salário da criança W_{ch} e no salário da mãe W_{mo} sobre o tempo de trabalho da criança $t_{wch} = T_{ch} - l_{ch} - t_{sch}$ e sobre o tempo de trabalho da mãe $t_{wmo} = T_{mo} - l_{mo}$ pode ser decomposto nos efeitos substituição (com utilidade constante) e renda, tais como:

$$\frac{\partial t_{wmo}}{\partial W_{mo}} = - \left. \frac{\partial l_{mo}}{\partial W_{mo}} \right|_{u=\bar{u}} - t_{wmo} \frac{\partial l_{mo}}{\partial F} \quad (5)$$

$$\frac{\partial t_{wmo}}{\partial W_{ch}} = - \left. \frac{\partial l_{mo}}{\partial W_{ch}} \right|_{u=\bar{u}} - t_{wch} \frac{\partial l_{mo}}{\partial F} \quad (6)$$

$$\frac{\partial t_{wch}}{\partial W_{mo}} = - \left. \frac{\partial (l_{ch} + t_{sch})}{\partial W_{mo}} \right|_{u=\bar{u}} + t_{wmo} \frac{\partial t_{wch}}{\partial F} \quad (7)$$

$$\frac{\partial t_{wch}}{\partial W_{ch}} = - \left. \frac{\partial (l_{ch} + t_{sch})}{\partial W_{ch}} \right|_{u=\bar{u}} + t_{wch} \frac{\partial t_{wch}}{\partial F} \quad (8)$$

Das equações (5) e (8), é possível prever o sinal positivo para o primeiro termo do lado direito delas. Assim, um aumento no salário da mãe e da criança leva a um aumento no tempo de trabalho de ambos, visto que o custo de desfrutar lazer se torna relativamente mais caro.

Das equações (6) e (7), qualquer mudança no salário da criança terá um efeito sobre o tempo de trabalho da mãe e vice-versa. Dessa forma, um aumento no salário da criança provocaria uma queda no tempo de trabalho da mãe e um aumento no salário da mãe provocaria uma queda no tempo de trabalho da criança.

De acordo com Rosenzweig (1981), o efeito salário cruzado observado no comportamento da oferta de trabalho na família faz com que as condições de trabalho das mães tenham impactos significativos no emprego das crianças, mesmo que os empregadores não as considerem mão de obra substituta.

Da mesma forma como foram obtidas as equações (5) a (8), é possível também obter outras relações entre as variáveis. Como exemplo, é possível observar o efeito de uma mudança no tempo de trabalho da criança na oferta de trabalho do pai (t_{wfa}), isto é,

$$\frac{\partial t_{wfa}}{\partial t_{wch}} = \frac{\left. \frac{\partial t_{wfa}}{\partial W_{ch}} \right|_{u=\bar{u}}}{\left. \frac{\partial t_{wch}}{\partial W_{ch}} \right|_{u=\bar{u}}},$$

sendo uma restrição imposta à oferta de trabalho da criança sobre o nível de oferta de trabalho dos pais, ela terá o mesmo sinal dado pelo efeito do salário da criança sobre a oferta de trabalho do pai, uma vez que $\left. \frac{\partial t_{wch}}{\partial W_{ch}} \right|_{u=\bar{u}}$ é positivo. Assim, um aumento no tempo de trabalho da criança provocará uma redução na oferta de trabalho do pai.

Se a quantidade de tempo dedicada pela criança ao trabalho for pequena, então a equação,

$$\frac{\partial t_{wfa}}{\partial W_{ch}} = - \frac{\partial l_{fa}}{\partial W_{ch}} \Big|_{u=\bar{u}} - t_{wch} \frac{\partial l_{fa}}{\partial F}$$

será uma boa aproximação do efeito salário (preço) com utilidade constante.

De acordo com as pressuposições e as derivações acima, o tempo da criança pode ser alocado para lazer, escola, atividades domiciliares ou trabalho, sendo esta alocação feita pela família com base nos seguintes determinantes: na produtividade da criança e dos pais no domicílio e no mercado de trabalho e na substitutibilidade da força de trabalho entre as pessoas que compõem a família.

3. METODOLOGIA

3.1 Modelo analítico

Para o presente trabalho, será utilizado o modelo Logístico Multinomial, com vistas a analisar os principais determinantes da família que as levam a ofertar trabalho infantil. Torna-se necessária a utilização de tal modelo pela natureza discreta dos dados, que consideram a variável dependente qualitativa com respostas múltiplas.

O modelo LogitMultinomial tem uma ampla aplicação em estudos que envolvam múltiplas escolhas, destacando-se os estudos de Tomás (2006) e Araújo (2010), que utilizaram tal modelo para análise de determinantes.

O presente estudo, assim como os citados, envolve a decisão das famílias em ofertar trabalho infantil, considerando que as decisões podem ser combinadas em quatro categorias: a criança somente estudar, somente trabalhar, estudar e trabalhar e não estudar e não trabalhar.

Destaca-se que, em modelos de probabilidade, há dificuldade em interpretar o efeito das variáveis explicativas sobre as variáveis dependentes, pois não representam diretamente as respostas marginais como em modelos lineares. Desse modo, é necessário fazer, além da estimação do modelo logístico, a estimativa dos efeitos marginais, que darão o efeito das variáveis explicativas sobre as variáveis dependentes.

Uma forma alternativa de análise pode ser feita por meio de *odds-ratio* (razão de chance) ou razão de risco relativo (RRR). A *odds-ratio* pode ser definida como a probabilidade de determinado evento ocorrer em relação a outro.

A interpretação de variáveis quantitativas é feita pelo incremento de uma unidade e pela comparação da categoria analisada com a categoria base, e a interpretação de uma variável dummy é dada pela relação de uma categoria em relação à outra.

Para facilitar a interpretação, o *odds-ratio* pode ser convertido em incremento percentual, que fornece a probabilidade de mudança da categoria base para a categoria analisada em função de variações nas características dos indivíduos pela seguinte conversão:

$$\text{Incremento Percentual} = (\text{odds} - 1) * 100$$

(9)

Nesse estudo, as crianças que não estudam e não trabalham foram consideradas como categoria base. Dessa forma, será possível verificar a probabilidade de as crianças transitarem da inatividade (não estuda e não trabalha) para as outras categorias.

3.2 Procedimentos de estimação, variáveis selecionadas e fonte de dados

Os dados utilizados para este trabalho foram obtidos dos microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2009. Esta pesquisa é realizada anualmente pelo Departamento de Emprego e Rendimento da Diretoria de Pesquisa do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), com a finalidade de produzir informações básicas para o estudo do desenvolvimento socioeconômico do país.

Esses dados são de natureza complexa, dada a forma como o processo da amostra é executado, envolvendo níveis de estratificação, conglomeração e probabilidades desiguais de seleção. Assim, os microdados obtidos da PNAD não podem ser tratados como observações Independentes e Identicamente Distribuídas (IID).

Ignorar o efeito de um plano amostral complexo pode gerar estimativas de parâmetros tendenciosas e viesadas pelo fato de os parâmetros serem influenciados pela estratificação e conglomeração.

Para contornar esse problema, utilizou-se o método de estimação por Máxima Pseudoverossimilhança (MPV). Tal método estima parâmetros levando em consideração os pesos amostrais adequados.

Com o intuito de verificar se as estimativas são afetadas pelo plano amostral, utilizou-se o método proposto por Kish (1965), citado por Leite e Silva (2002), o efeito do Plano Amostral (EPA ou DEFF), cuja expressão é dada por:

$$EPA = \frac{Var_{verd}\hat{\beta}}{Var_{aas}\hat{\beta}}$$

em que $Var_{verd}\hat{\beta}$ é a variância estimada incorporando o plano amostral e $Var_{aas}\hat{\beta}$ é a variância estimada supondo o plano amostral igual a uma amostra aleatória simples.

As Interpretações do DEFF são as seguintes: $DEFF < 1$ implica que a variância está sendo superestimada, caso não se considere o plano amostral; $DEFF = 1$ não há diferenças entre as estimativas de variância; e $DEFF > 1$ implica variância subestimada, caso não se considere o plano amostral complexo.

Os dados relevantes, contidos na PNAD para a execução deste estudo, abrangeram a região Nordeste do Brasil, e a amostra é limitada às crianças entre 5 e 15 anos de idade, pelo fato de não ser legalmente permitido trabalhar nessa faixa etária. Ressalta-se que foram estimados dois modelos com o mesmo conjunto de variáveis: o primeiro, considerando apenas as crianças do sexo masculino, e o outro, apenas do sexo feminino, com o intuito de verificar discriminadamente como características da família e do domicílio influenciam meninos e meninas.

A escolha de tais variáveis tem como base estudos sobre o tema realizados anteriormente, que foram discutidos na introdução (Mattos et al. (2005), Kassouf (2005), Cacciamali e Tatei (2008) e Araújo (2010).

Para a construção da variável dependente, considerou-se que uma criança estuda, desde que tenha entre 5 e 15 anos de idade e esteja matriculada no ensino fundamental ou médio e, para a variável trabalha, foi considerado o indivíduo entre 5 e 15 anos, que trabalhou durante a semana de referência, seja fora ou dentro do domicílio, exercendo atividades domésticas.

A variável **renda** representa o logaritmo neperiano da renda domiciliar per capita. Espera-se que tal variável seja uma boa aproximação tanto do nível de renda quanto do nível de instrução dos pais, visto que maiores níveis educacionais geralmente levam a melhores oportunidades de emprego e renda. Assim, o resultado esperado é que quanto maior a renda domiciliar, menor é a probabilidade de as crianças se encontrarem no mercado de trabalho.

A variável binária **tamfam** representa o número de integrantes da família e pretende captar o efeito de se morar em uma família grande. Espera-se que, quanto maior o tamanho da família, maior seja a chance de a criança trabalhar com o objetivo de complementar a renda familiar obtida pelos responsáveis do domicílio.

Rural e metropol assumem valores binários que mostram, respectivamente, domicílios no meio urbano ou rural e em regiões metropolitanas ou não. Acredita-se que os domicílios localizados no meio rural e em regiões não metropolitanas tenham maiores probabilidades de ter suas crianças inseridas no mercado de trabalho, devido à menor fiscalização em tais regiões.

A variável **idade** representa, em anos, a idade da criança. Espera-se relação positiva entre a variável idade e a probabilidade de a criança trabalhar.

Com o intuito de verificar se a raça do indivíduo é relevante para seu ingresso no mercado de trabalho, insere-se ao modelo a variável **raça**.

Por fim, as variáveis **chefe** e **idtrabalho** indicam, respectivamente, a presença da figura materna como sendo a chefe do domicílio e o fato de que o chefe ou cônjuge do domicílio tenha exercido trabalho na sua infância. Espera-se que essas duas variáveis influenciem positivamente na probabilidade de a criança estar no mercado de trabalho, uma vez que famílias chefiadas por mulheres tendem a apresentar maior grau de vulnerabilidade e pelo fato de os indivíduos terem trabalhado na infância, eles encararem com naturalidade seus filhos também trabalharem (KASSOUF, 2005).

Assim, de acordo com a equação (10), acredita-se que a probabilidade de alocar a criança ao mercado de trabalho está associada a um conjunto de variáveis.

$$Y_i = \alpha_0 + \alpha_1 CF_i + \alpha_2 CD + \varepsilon_i$$

(10)

em que:

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

CF_i - - Conjunto de variáveis que representam as características da família:

- Idade em que começou a trabalhar: variável *dummy* que assume valor 1 caso os pais tenham trabalhado durante a infância e 0 caso contrário;
- Número de integrantes da família: variável discreta do número de pessoas que integram a unidade familiar;
- Renda familiar per capita: logaritmo neperiano da renda familiar per capita;
- Raça: variável binária que terá valor 1, se a criança for branca, e 0, caso contrário; e
- Idade da criança: variável discreta que indica a idade da criança trabalhadora infantil.

CD_i -Conjunto de variáveis que representam as características do domicílio:

- Localização do domicílio: variável *dummy* que assumirá valor 1 caso o domicílio se situe no meio rural e 0 caso situe no meio urbano;
- Região Metropolitana: variável *dummy* que terá valor 1, se a criança residir em um domicílio situado em regiões metropolitanas e 0 caso contrário; e

- Mãe chefe do domicílio: variável *dummy* que assumirá valor 1 caso a mãe seja chefe do domicílio e 0 caso contrário.

ε_i : termo de erro.

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os resultados deste estudo são apresentados e discutidos neste tópico. Inicialmente, são apresentados os coeficientes estimados pelo modelo multinomial logístico e o efeito do plano amostral, posteriormente, o incremento percentual para cada variável e, por fim, os efeitos marginais.

Para verificar o grau de associação linear entre as variáveis explicativas, realizou-se o teste de colinearidade. Como os resultados apresentaram um fator de inflação de variância, FIV menor que 1,5, conclui-se que as variáveis explicativas não são dependentes umas das outras. Caso fosse detectada tal dependência, isso poderia levar a estimativas tendenciosas.

As Tabelas 1 e 2 mostram as estimativas dos coeficientes do modelo logitmultinomial e o efeito do plano amostral (Deff) para as crianças do sexo masculino e feminino, respectivamente.

Conforme destacado na metodologia, em modelos de probabilidade não é possível interpretar o efeito das variáveis explicativas sobre as variáveis dependentes, pois não representam diretamente as respostas marginais como em modelos lineares. Assim, os coeficientes estimados são apresentados somente a título de ilustração. O Efeito do Plano Amostral (Deff) para o LogitMultinomial apresentou, para a maioria das variáveis analisadas, um valor acima da unidade, inferindo que foi fundamental considerar o efeito do plano amostral complexo da PNAD para a obtenção de estimativas robustas e não viesadas. Caso tal efeito não fosse captado, os coeficientes seriam subestimados.

Tabela 1 – Estimativas dos coeficientes do modelo logitmultinomial e o efeito do plano amostral para as crianças do sexo masculino

| Variáveis | Estuda e não trabalha | | Não estuda e trabalha | | Estuda e trabalha | |
|------------|-----------------------|--------|-----------------------|--------|-----------------------|--------|
| | Coeficiente | Deff | Coeficiente | Deff | Coeficiente | Deff |
| lrenda | -0,0022 ^{ns} | 1,2431 | -0,2166** | 0,9431 | -0,0576* | 1,4025 |
| tamfam | -0,8426*** | 1,2663 | -0,6853*** | 1,2532 | -1,1030*** | 1,3422 |
| rural | -0,1001* | 1,1755 | 0,4779** | 1,1940 | 0,3351*** | 1,4105 |
| metropol | 0,0071 ^{ns} | 0,7722 | 0,1851 ^{ns} | 0,7969 | 0,2004** | 0,9101 |
| idade | 0,7064*** | 1,0610 | 0,7860*** | 1,1913 | 0,8598*** | 1,0521 |
| raça | 0,0794 ^{ns} | 1,1259 | -0,0866 ^{ns} | 1,1786 | 0,0151 ^{ns} | 1,2906 |
| chefefem | -0,1317* | 1,3563 | 0,2673* | 1,2738 | -0,0295 ^{ns} | 1,6163 |
| idtrabalho | -0,0022* | 1,1792 | 0,1886* | 1,0868 | 0,4148*** | 1,1145 |

Fonte: Resultados da Pesquisa.

Notas: *Significância de 10%; **Significância de 5%; ***Significância de 1%; ns: não significativo.

Criança que não estuda e não trabalha: base de comparação. Obs: lrenda: renda domiciliar per capita; tamfam: tamanho da família; rural: domicílios situados no meio rural; metropol: domicílios situados em regiões metropolitanas; idade: idade da criança; raça: raça da criança; chefefem: mulher chefe do domicílio; idtrabalho: criança situada em um domicílio em que o chefe ou cônjuge trabalharam durante a infância.

Tabela2 – Estimativas dos coeficientes do modelo logitmultinomial e o efeito do plano amostral para as crianças do sexo feminino

| Variáveis | Estuda e não trabalha | | Não estuda e trabalha | | Estuda e trabalha | |
|------------|-----------------------|--------|-----------------------|--------|----------------------|--------|
| | Coeficiente | Deff | Coeficiente | Deff | Coeficiente | Deff |
| lrenda | 0,1234** | 1,3179 | -0,5158*** | 1,4810 | -0,2090*** | 1,5631 |
| tamfam | -0,7416*** | 1,3497 | -0,8710*** | 1,3449 | -1,5405*** | 1,4091 |
| rural | -0,0462 ^{ns} | 1,5945 | 0,1629 ^{ns} | 1,7795 | 0,1901* | 1,9537 |
| metropol | 0,1487* | 0,8270 | 0,1298* | 0,7054 | 0,0335 ^{ns} | 0,8421 |
| idade | 0,8236*** | 1,2950 | 0,9559*** | 1,1854 | 1,0701*** | 1,2621 |
| raça | 0,2322*** | 1,1163 | -0,1042 ^{ns} | 0,8435 | 0,1944** | 1,0609 |
| chefefem | -0,0667* | 1,0441 | -0,0689 ^{ns} | 1,1782 | 0,0473* | 1,0994 |
| idtrabalho | 0,0571 ^{ns} | 1,0930 | 0,5430*** | 1,0133 | 0,6363*** | 1,5631 |

Fonte: Resultados da Pesquisa.

Notas: *Significância de 10%; **Significância de 5%; ***Significância de 1%; ns: não significativo.

Criança que não estuda e não trabalha: base de comparação. Obs: lrenda: renda domiciliar per capita; tamfam: tamanho da família; rural: domicílios situados no meio rural; metropol: domicílios situados em regiões metropolitanas; idade: idade da criança; raça: raça da criança; chefefem: mulher chefe do domicílio; idtrabalho: criança situada em um domicílio em que o chefe ou cônjuge trabalharam durante a infância.

A Tabela 3 mostra uma comparação para meninos e meninas, do incremento percentual para cada variável explicativa. Conforme destacado, com este instrumento é possível verificar as probabilidades ou chances que as crianças possuem de transitar da categoria não estuda e não trabalha (categoria base) para as outras categorias, em função de variações em suas características (variáveis explicativas).

Considerando as chances de as crianças saírem da condição de não estuda e não trabalha para a categoria de somente estudar, tem-se que os meninos possuem menores chances (em valor absoluto) de somente estudar com relação às meninas; caso a família seja composta por menos de 5 pessoas, observa-se a chance de 56,94% para meninos e de 52,36% para meninas; se a criança estiver no meio rural, tem-se 9,52% contra 4,52%; e a mulher sendo a chefe do domicílio, as chances são de 12,34% contra 6,46%. As chances de as meninas somente estudarem, considerando uma variação de 1 ano de idade, são maiores, comparativamente aos meninos (102,67% contra 127,87%).

Tabela3 – Comparação entre os incrementos percentuais para meninos e meninas

| Variáveis | Estuda e não trabalha | | Não estuda e trabalha | | Estuda e trabalha | |
|------------|-----------------------|---------|-----------------------|---------|-------------------|---------|
| | Meninos | Meninas | Meninos | Meninas | Meninos | Meninas |
| lrenda | NS | 13,13 | -19,48 | -40,30 | -5,60 | -18,86 |
| tamfam | -56,94 | -52,36 | -49,60 | -58,15 | -66,71 | -78,57 |
| rural | -9,52 | -4,52 | 61,26 | 17,70 | 39,81 | 20,94 |
| metropol | NS | 16,04 | NS | NS | 22,20 | NS |
| idade | 102,67 | 127,87 | 119,47 | 160,12 | 136,28 | 191,56 |
| raça | NS | 26,14 | NS | NS | NS | 21,45 |
| chefefem | -12,34 | -6,46 | 30,64 | NS | NS | NS |
| idtrabalho | -7,63 | NS | NS | 72,12 | 51,40 | 88,96 |

Fonte: Resultados da Pesquisa.

NS: não significativo. Criança que não estuda e não trabalha: base de comparação. lrenda: renda domiciliar per capita; tamfam: tamanho da família; rural: domicílios situados no meio rural; metropol: domicílios situados em regiões metropolitanas; idade: idade da criança; raça: raça da criança; chefefem: mulher chefe do domicílio; idtrabalho: criança situada em um domicílio em que o chefe ou cônjuge trabalharam durante a infância.

No caso das chances de a criança sair da inatividade para a categoria somente trabalhar, verifica-se que as meninas têm menores chances de exercer apenas atividades laborais com relação aos meninos, dado um aumento percentual na renda (40,30% para as meninas e 19,48% para meninos) e também se a família for composta por até 5 pessoas, as chances são de 58,15% para as meninas e de 49,60% para os meninos. Caso a criança se encontre no meio rural, as chances de os meninos somente trabalharem são maiores (61,26% contra 17,70%) e um aumento de idade das crianças exerce maiores chances de a menina trabalhar (160,12% contra 119,47%).

Com relação a trabalhar e estudar, as meninas têm menores chances de sair da inatividade para exercer dupla atividade com relação às variáveis lrenda, tamfam e rural e maiores chances com relação à variável idade e idtrabalho.

Os efeitos marginais de cada variável explicativa, para meninos e meninas, respectivamente, são apresentados nas Tabelas 4 e 5.

Tabela4 – Estimativa dos efeitos marginais para os determinantes de inserção no mercado de trabalho das crianças do sexo masculino

| Variáveis | Não estuda e não trabalha | Estuda e não trabalha | Não estuda e trabalha | Estuda e trabalha |
|-----------|---------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| lrenda | 0,0008 ^{ns} | 0,0144** | -0,0039** | -0,0111* |
| tamfam | 0,0252*** | 0,0396*** | 0,0046 ^{ns} | -0,0694*** |
| rural | -0,0020 ^{ns} | -0,1013*** | 0,0084** | 0,0948*** |
| metropol | -0,0022* | -0,0432*** | 0,0022 ^{ns} | 0,0432*** |
| idade | -0,0206*** | -0,0220*** | 0,0009* | 0,0417*** |
| raça | -0,0014 ^{ns} | 0,0170* | -0,0028 ^{ns} | -0,0128 ^{ns} |
| chefefem | 0,0023* | -0,0287** | 0,0073** | 0,0192* |

| | | | | |
|------------|----------|------------|---------|-----------|
| idtrabalho | -0,0029* | -0,1097*** | 0,0017* | 0,1109*** |
|------------|----------|------------|---------|-----------|

Fonte: Resultados da Pesquisa.

Notas: *Significância de 10%; **Significância de 5%; ***Significância de 1%; ns: não significativo. Obs: Irenda: renda domiciliar per capita; tamfam: tamanho da família; rural: domicílios situados no meio rural; metropol: domicílios situados em regiões metropolitanas; idade: idade da criança; raça: raça da criança; chefefem: mulher chefe do domicílio; idtrabalho: criança situada em um domicílio em que o chefe ou cônjuge trabalharam durante a infância.

Tabela5 – Estimativas dos efeitos marginais para os determinantes de inserção no mercado de trabalho das crianças do sexo feminino

| Variáveis | Não estuda e não trabalha | Estuda e não trabalha | Não estuda e trabalha | Estuda e trabalha |
|------------|---------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| Irenda | 0,0013** | 0,0742*** | -0,0126*** | -0,0629*** |
| tamfam | 0,0143*** | 0,1608*** | 0,0117** | -0,1868*** |
| rural | -0,0013* | -0,0502* | 0,0016* | 0,0499*** |
| metropol | -0,0008 ^{ns} | 0,0241* | 0,0018 ^{ns} | -0,0250* |
| idade | -0,0111*** | -0,0483*** | -0,0006 ^{ns} | 0,0601*** |
| raça | -0,0022** | 0,0118 ^{ns} | -0,0093* | -0,0003 ^{ns} |
| chefefem | -0,0001 ^{ns} | -0,0234** | -0,0023 ^{ns} | 0,0258** |
| idtrabalho | 0,013** | -0,1222*** | 0,0031* | 0,1241*** |

Fonte: Resultados da Pesquisa.

Notas: *Significância de 10%; **Significância de 5%; ***Significância de 1%; ns: não significativo.

Irenda: renda domiciliar per capita; tamfam: tamanho da família; rural: domicílios situados no meio rural; metropol: domicílios situados em regiões metropolitanas; idade: idade da criança; raça: raça da criança; chefefem: mulher chefe do domicílio; idtrabalho: criança situada em um domicílio em que o chefe ou cônjuge trabalharam durante a infância.

Com base na variável Irenda (Tabelas 4 e 5), um aumento percentual na renda aumenta mais as chances de a menina somente estudar (7,42%) comparativamente aos meninos (1,44%) e, em consequência, diminui-se a chance de a menina somente trabalhar (1,26% contra 0,39%) e de exercer dupla atividade (6,29% contra 1,11%). A renda familiar é discutida por diversos autores como uma questão fundamental para a decisão de alocação entre estudo e trabalho das crianças (KASSOUF, 2005; MAGALHÃES, 2005). Os resultados deste estudo apresentaram uma relação pouco significativa com a renda e a decisão de alocação das crianças, o que vai de acordo com os estudos de Araújo (2010), indicando que há divergências sobre a importância ou não desta variável na decisão das famílias.

Com relação à variável tamfam, caso a criança se encontre em um domicílio com menos de 5 pessoas, ela faz com que se aumentem as chances de a menina somente estudar em 16,08% contra 3,96% para os meninos. Caso a família seja pequena, isso diminui as chances de as meninas exercerem dupla atividade em 18,68% contra 6,94% para os meninos. Esse resultado confirma o encontrado por Araújo (2010), no sentido de que, caso a família tenha um reduzido número de integrantes (menos de 5 pessoas), seus filhos têm maiores chances de somente estudar e menores chances de exercer dupla

atividade, visto que os responsáveis pelo domicílio conseguem garantir a renda familiar, sem que seja necessário que as crianças sejam alocadas para conciliar trabalho e estudo.

Com o intuito de identificar possíveis relações entre a localidade do domicílio (urbano ou rural) e a decisão entre trabalho e estudo, verifica-se que, caso o domicílio em que a criança mora esteja no meio rural, há diminuição na probabilidade de a menina somente estudar em 5,02% e dos meninos em 10,13%. Para a condição de somente trabalhar, as crianças do meio rural têm maiores chances de exercer atividades laborais (0,16% para meninos e 0,84% para meninas) e de exercer dupla atividade (4,99% para meninas e 9,48% para meninos). Esperava-se tal resultado devido ao fato de que, conforme sugere Mattos (2005), se a criança estiver no ambiente rural, ela estará mais suscetível a exercer atividades laborais pela dificuldade da implantação de políticas sociais no meio rural e de fiscalização.

Caso as crianças residam em regiões metropolitanas, as chances de os meninos somente estudarem diminuem em 4,32% e as chances de as meninas somente estudarem aumentam em 2,41% e de exercerem dupla atividade aumentam para os meninos em 4,17% e diminuem para as meninas em 2,50%.

Com relação à idade, um aumento de um ano de idade para as crianças diminui a probabilidade de não exercerem nenhuma atividade (2,06% para meninos e 1,11% para meninas); diminui a probabilidade de somente estudarem em 2,20% para os meninos e em 4,83% para as meninas; e aumenta as chances de os meninos exercerem dupla atividade em 4,17% e das meninas em 6,01%. Dessa forma, com o aumento na idade, as meninas têm maior probabilidade de exercer dupla atividade em comparação com os meninos.

Para a variável raça, apenas uma categoria se mostrou significativa para os meninos, sendo que, caso o menino seja da raça branca, isso aumenta a probabilidade de somente estudar em 1,70%. No caso das meninas, caso esta seja da raça branca, isso diminui a probabilidade de somente trabalhar em 0,93%.

Caso a criança se encontre em um domicílio em que a mulher seja a chefe do domicílio, isso faz com que diminua a probabilidade de somente estudar para meninos (2,87%) e meninas (2,34%); aumenta as probabilidades de somente trabalhar para os meninos (0,73%); e aumenta a probabilidade de a criança estudar e trabalhar (1,92% para meninos e 2,58% para meninas). Assim, caso a mulher seja a chefe do domicílio, as crianças têm menores chances de somente estudar e maiores chances de exercer dupla atividade, sugerindo que essa variável influencia na decisão de alocação entre trabalho e estudo das crianças.

Por fim, como variável mais importante, destaca-se a idtrabalho, que indica o fato de os pais terem trabalhado na infância. Este fenômeno diminui a probabilidade de a criança somente estudar (10,97% para meninos e 12,22% para meninas); aumenta as chances de a criança somente trabalhar (0,17% para meninos e 0,31% para meninas); e aumenta as chances de exercerem dupla atividade (11,09% para meninos e 12,41% para meninas). Isto pode estar associado ao fato de os pais que trabalharam durante a infância encararem com mais naturalidade seus filhos exercerem trabalho ou dupla atividade (KASSOUF, 2005). A probabilidade de a criança somente trabalhar ter sido pequena pode sugerir que, apesar dos pais encararem com naturalidade seus filhos trabalharem na infância, eles não descartam a importância da educação para seus filhos, no sentido de aquisição de capital humano e perspectivas de melhores condições no futuro.

5. CONCLUSÃO

Neste estudo, buscou-se analisar os principais determinantes que levam as famílias a alocar seus filhos e filhas no mercado de trabalho, tendo sido, para tanto, consideradas quatro possibilidades de alocação: a crianças não estudar e não trabalhar; estudar e não trabalhar; não estudar e trabalhar; e trabalhar e estudar.

Em se tratando da razão relativa de risco (RRR), que compara determinada categoria com a categoria base (não estuda e não trabalha), ela mostrou que as meninas têm menores chances com relação aos meninos de sair da inatividade para exercer dupla atividade (estudar e trabalhar) com um aumento percentual na renda se a família for composta por até 5 pessoas e estiver no meio rural e maiores chances com um aumento na idade e com o fato de os pais terem trabalhado na infância.

Quanto à estimativa dos efeitos marginais, as variáveis fundamentais para a inserção de crianças no mercado de trabalho são, em ordem de importância: o fato de os pais terem trabalhado na infância, a idade da criança, estar inserida em um ambiente rural e a renda. Dessa forma, a hipótese desse estudo foi confirmada, indicando que quanto maior a vulnerabilidade dessas variáveis, maiores são as chances de as famílias alocarem seus filhos para o mercado de trabalho.

Verificou-se, em análise comparativa, que as meninas apresentaram maiores chances de estudar e não trabalhar em relação aos meninos em se tratando das variáveis renda, tamfam, metropol, idade e idtrabalho. Para a categoria não estuda e trabalha, as meninas apresentaram menores chances de exercer somente atividades laborais para as variáveis renda e rural; para a categoria estuda e trabalha, as meninas têm maiores chances de exercer dupla atividade em relação aos meninos; para as variáveis idade, chefem e idtrabalho, destaca-se que a diferença na probabilidade dessas variáveis é pequena com relação aos meninos, consequentemente, os meninos têm maiores chances de exercer dupla atividade com relação às variáveis renda, tamfam, rural e metropol.

Assim, conclui-se que, ao alocar seus filhos para o mercado de trabalho, de maneira geral, e com as características analisadas, as meninas apresentaram maiores chances de estudar e não trabalhar, os meninos têm maiores chances de não estudar e trabalhar e estudar e trabalhar, indicando que, quando as famílias têm recursos limitados e precisam escolher entre educar seus filhos ou filhas, os meninos têm maiores chances de exercer atividades laborais.

Ressalta-se que os resultados obtidos estão de acordo com aqueles encontrados por (Kassouf (2002), Cacciamali e Tatei (2008) e Araújo (2010)). Com a realização deste estudo, acredita-se que seja possível análise e reflexão sobre o trabalho infantil no Brasil e os principais determinantes que afetam a alocação de crianças no mercado de trabalho, com o intuito de construir políticas relacionadas ao trabalho infantil mais específicas, combatendo os principais fatores que o determinam.

Para trabalhos futuros, sugerem-se estudos mais pormenorizados sobre os tipos de trabalho exercidos pelas crianças e seus respectivos efeitos sobre a educação, saúde e formação do jovem adulto.

REFERÊNCIAS

ARAÚJO, Aracy Alves. **O Programa Bolsa-Família e o trabalho infantil no Brasil**. Viçosa: UFV, Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Curso de Pós-Graduação em Economia Aplicada, 2010.

ARAÚJO, Aracy Alves; LIMA, J. Eustáquio; LIMA, J. Ricardo Ferreira; GOMES, Marília Fernandes Maciel. **Trabalho Infantil no Brasil: análise dos principais determinantes**. Ensaio FEE, Porto Alegre, v. 31, n. 2, p. 373-394, dez. 2010.

CACCIAMALI, M. Cristina; TATEI, Fábio. Trabalho Infantil e o status ocupacional dos pais. **Revista de Economia Política**, vol.28, n. 2, São Paulo Abril/Junho 2008.

CORSEUIL, C.; SANTOS, Daniel D.; FOGUEL, Miguel N. 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.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios: síntese de indicadores**. Rio de Janeiro: IBGE, 2001. 278 p.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios: síntese de indicadores**. Rio de Janeiro: IBGE, 2008.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios: síntese de indicadores**. Rio de Janeiro: IBGE, 2009.

KASSOUF, Ana Lúcia. **Aspectos Sócio-econômicos do Trabalho Infantil no Brasil**. Ministério da Justiça, Secretaria de Estado dos Direitos Humanos. Brasília, ano 2002.

KASSOUF, Ana Lúcia. **Trabalho Infantil: Causas e Consequências**. Estudo realizado para ser apresentado na prova pública oral do concurso de Professor Titular do Departamento de Economia da Esalq, 2005.

LEITE, P. G.; SILVA, D. B. N. Análise da situação ocupacional de crianças e adolescentes nas regiões Sudeste e Nordeste do Brasil utilizando informações da PNAD 1999. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v.19, n.2, jul./dez. 2002.

MAGALHÃES, M. O trabalho infantil – aplicação do modelo multinomial. **Labor and Demography** 0505013, EconWPA, 2005.

MATTOS, Leonardo Bornack; MULLER, Carlos. A. Silva; LIMA, J. Eustáquio; LÍRIO, Viviani Silva. Efeitos do trabalho infantil sobre a educação na região Nordeste do Brasil. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 37, n. 3, jul-set. 2006.

ORGANIZAÇÃO DAS NAÇÕES UNIDAS - ONU. **Um mundo digno para as crianças**. Nova Iorque, 2002.

ORGANIZAÇÃO INTERNACIONAL DO TRABALHO - OIT (2001). **Combatendo o Trabalho Infantil: Guia para Educadores**. Capítulo 1, IPEC. Brasília, DF.

ORGANIZAÇÃO INTERNACIONAL DO TRABALHO - OIT (2007). **A fórmula do progresso: educação para meninas e meninos**, 2007.

ROSENZWEIG, M. 1981. Household and Non-household Activities of Youths: Issues of Modelling, Data and Estimation Strategies. in RODGERS, Gerry; STANDING, Guy. **Child Work, Poverty and Underdevelopment**. Genebra: ILO, 1981.

TOMÁS, M. C. Renda de não trabalho e alocação do tempo de crianças e jovens: uma análise para 2003. In: **Anais do XV Encontro Brasileiro de Estudos Populacionais**, Caxambu, 2006. Anais... Caxambu: ABEP, 2006.