

Migração Familiar e Trabalho Infantil no Brasil Urbano

Shirley Pereira de Mesquita

Professora do Departamento de Economia da Universidade Federal da Paraíba – UFPB

E-mail: shirley_mesquita@yahoo.com.br

Hilton Martins de Brito Ramalho

Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal da Paraíba – UFPB

E-mail: hiltonmbr@hotmail.com

Resumo: O estudo analisa como os pais alocam o tempo dos filhos de 10 a 14 anos entre estudo e trabalho no Brasil urbano, considerando entre os possíveis determinantes, a condição de migração da família. Para tanto, foram utilizados dados do Censo Demográfico 2000 do IBGE e um modelo *probit* bivariado para escolha entre estudo e trabalho infantil. Os resultados mostraram que o maior nível de instrução dos pais reduz a probabilidade de a criança trabalhar e aumenta a frequência escolar. A atratividade dos mercados locais (maior informalidade e menor desemprego) favorece o trabalho infantil. Em geral, os achados sugerem que os filhos de migrantes estudam menos e trabalham mais que os filhos de nativos e que o tempo de residência da família migrante na cidade aumenta a probabilidade de a criança estudar.

Palavras- Chave: Migração Familiar, Trabalho infantil, Brasil urbano.

Abstract: This paper examines how parents allocate time for children aged from 10 to 14 years-old between school and work in urban Brazil, taking account the family migration. Thus, we used data from the IBGE Census of 2000 and a bivariate probit model to the choice between study and children's work. The finds show that high level of parent's education increase the time of child in the school. The local markets with more informal jobs and low unemployment push the children to work. We also find that son of migrants to study less and to work more than the children of natives and that the time life of migrants in the city increase the probability of child studying.

Keywords: Family Migration, Child labor, Urban Brazil.

Classificação no JEL: J22; J24; R23.

Endereço: Programa de Pós-Graduação em Economia – UFPB. Jardim Cidade Universitária, Campus 1, João Pessoa – PB. CEP - 58.059-900. Fone: 0.xx.83.3216.7482

Área de interesse: **Economia Social e Demografia Econômica**

Migração Familiar e Trabalho Infantil no Brasil Urbano

1. Introdução

O trabalho infantil é um problema social de grande relevância no Brasil e no mundo. Na atualidade, o debate acerca desse tema tem ganhado espaço no Estado e na sociedade, sobretudo, devido à criação e expansão de agências multilaterais dedicadas à defesa dos direitos da criança e do adolescente¹.

De acordo com os dados da Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios (PNAD), em 1993, 20% das crianças brasileiras, entre 10 e 14 anos de idade, exerciam algum tipo de atividade remunerada ou não, enquanto, em 2009, esse percentual sofreu forte diminuição, passando para 7,3% do total ou o equivalente a pouco mais de 1,2 milhões de crianças. Essa redução, contudo, foi acompanhada por um aumento da frequência escolar, que passou de 88,3%, em 1993, para 97,7%, caracterizando uma universalização do acesso ao ensino médio no país.

A evolução positiva dos referidos indicadores não pode ser desassociada do ambiente econômico favorável, criado a partir 1994, com a estabilização de preços. O aumento da renda do trabalho e o desenvolvimento de políticas sociais, possivelmente, afetaram os dados acima mencionados². Nesse contexto, cabe enfatizar o papel dos programas de combate ao trabalho infantil no Brasil, seja de forma direta, a exemplo do Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (PETI) que teve início em 1996, e indireta, a partir do Bolsa Família, iniciado em 2003³. Com efeito, há evidências na literatura que comprovam eficácia do programa Bolsa Família em termos da expansão da frequência escolar (CARDOSO e PORTELA SOUZA, 2004; CACCIAMALI et al., 2010; GLEWWE e KASSOUF, 2008; NEVES e MENEZES, 2010).

Todavia, no Brasil, o trabalho infantil registra peculiaridades a depender das diferentes características entre regiões rurais e urbanas. Na zona rural, existe a tradição de os pais passarem o ofício para os filhos, principalmente na agricultura familiar. Assim, muitas crianças se acham trabalhando e estudando sem prejuízo de perda dos benefícios monetários do Bolsa Família, dada a tolerância de 15% de faltas à escola. Já no meio urbano, há maiores oportunidades de trabalho e de remuneração para as crianças. Muitas vezes, a remuneração obtida através do trabalho é bem maior que o benefício fornecido pelo governo. Portanto, na zona urbana, parece haver mais incentivos econômicos para que as crianças abandonem a escola (CARDOSO e PORTELA SOUZA, 2004; THE ECONOMIST, 2010).

A literatura nacional e internacional registra uma série de estudos acerca do tema em destaque, englobando aspectos teóricos e empíricos. Em linhas gerais, destacam-se a pobreza e a estrutura familiar como os principais determinantes da alocação do tempo das crianças entre estudo e trabalho (BASU, 2000; KASSOUF, 2002; RAY, 2003; BASU e TZANNATOS, 2003; entre outros). Nesse contexto, o fenômeno da migração do trabalho não deve ser desprezado, uma vez que pode ocasionar rebatimentos importantes na estrutura familiar e na renda do domicílio, afetando, por sua vez, a alocação do tempo das crianças

¹ De acordo com a Organização Internacional do Trabalho (OIT), o trabalho infantil é definido como aquele realizado por “crianças e adolescentes”, que estão abaixo da idade mínima para a entrada no mercado de trabalho, segundo a legislação em vigor no país. No caso do Brasil, essa idade mínima é de 16 anos, salvo na condição de aprendiz entre 14 e 16 anos (FERREIRA BATISTA, 2006).

² Segundo dados do Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas (IPEA), renda domiciliar per capita, passou, em média, de R\$ 579,92 para R\$ 705,72, entre 1995 e 2009. Por outro lado, desde 2003, o número de famílias com renda inferior a R\$ 800 por mês vem caindo cerca de 8% ao ano, sendo ainda mais importante entre as famílias dos estratos de renda mais baixa (THE ECONOMIST, 2010).

³ Esse último programa tem como uma de suas contrapartidas a frequência das crianças a pelo menos 85% das aulas.

entre estudo e trabalho. No Brasil, a mobilidade populacional é comum, seja em virtude da heterogeneidade do desenvolvimento regional, das dimensões geográficas ou do tamanho da população. Destarte, na maioria dos casos, a migração é uma estratégia de busca por melhores condições de vida e de trabalho e a literatura empírica caracteriza a mesma como uma arbitragem eficiente (SANTOS JÚNIOR et al., 2005; SANTOS e FERREIRA, 2007).

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

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

Cabe ressaltar que, dadas às disparidades regionais de renda, infraestrutura e acesso aos serviços públicos no Brasil, a localização pode ser determinante na adaptação da família na região de destino, e, portanto, na alocação dos filhos entre o estudo e o trabalho. Cole e Sanders (1985), por exemplo, sugerem que existe um alto custo de adaptação para os emigrantes rurais ao chegar à cidade. Nesse sentido, a família migrante de rota rural-urbana, sobretudo, aquela em que os pais têm menor instrução, pode, inicialmente, se inserir no setor informal (trabalho autônomo e sem garantias trabalhistas), e, posteriormente, alocar seus membros na procura por emprego no setor formal, com melhores condições de trabalho e salário⁴. Assim, as diferenças de capital humano entre os pais migrantes, condicionadas pelo local de origem, devem determinar não apenas a alocação das crianças na escola e no mercado de trabalho, mas também entre os segmentos formais e informais⁵.

Diante do exposto, o presente artigo tem como objetivo investigar como os pais alocam o tempo dos filhos de 10 a 14 anos entre escola e trabalho, considerando, entre outros atributos determinantes, a condição de migração da família no Brasil urbano.

O artigo encontra-se dividido em cinco seções, incluindo essa introdução. A segunda seção apresenta uma breve revisão da literatura econômica sobre trabalho infantil e migração familiar. A terceira aborda a estratégia empírica e a base de dados. Na quarta, é feita uma análise empírica dos determinantes do trabalho infantil no Brasil Urbano considerando o efeito da condição de migrante, e, por fim, a quinta seção é reservada às principais conclusões do estudo.

⁴ Ramalho e Silveira Neto (2010) apresentam evidências a esse respeito para a migração rural-urbana no Brasil.

⁵ Apesar dos custos envolvidos, a migração familiar constitui-se um importante mecanismo para escapar da pobreza severa, sobretudo, quando se consideram as diferenças entre os meios rural e urbano.

2. Trabalho Infantil e Migração Familiar na Teoria Econômica

2.1. Modelo Teórico

A teoria econômica tem trabalhado com diversos focos direcionados para o estudo das relações sociais entre os indivíduos. Todavia, nas últimas décadas, a relação de escolha entre trabalho infantil e educação, durante os anos de formação das crianças, tem se destacado como importante temática de pesquisa. Nesse contexto, é comum admitir-se que as decisões sobre a alocação do tempo das crianças e/ou de migração familiar são feitas exclusivamente pelos pais.

No caso da migração familiar, as crianças, geralmente, enfrentam maiores dificuldades de adaptação e de rendimento escolar quando comparadas aos filhos dos nativos. Quando os pais migrantes são, em média, menos escolarizados/produtivos que os naturais da região, a melhor estratégia para melhorar o nível de renda pode ser a divisão dos custos de adaptação com filhos (FERREIRA BATISTA e CACCIAMALI, 2007). Essa decisão, possivelmente, resulta em consequências perversas para as crianças, pois a opção por não estudar hoje, afeta o estoque de capital humano, e, por conseguinte, implica menor remuneração quando adultas (EMERSON e PORTELA SOUZA, 2002; ILAHI et al., 2000).

Por outro lado, a migração para áreas mais desenvolvidas pode facilitar o acesso à escola, bem como, a inserção em um sistema educacional de melhor qualidade. Caso os pais sejam mais instruídos e/ou produtivos que os nativos, é mais provável que os custos de adaptação se reduzam e que haja prioridade para a educação dos filhos. Portanto, nesse contexto, a migração familiar pode ser um importante instrumento para o progresso econômico intergeracional da família (MARTINE, 1980; FERREIRA BATISTA e CACCIAMALI, 2007).

Com o intuito de formalizar os efeitos da condição de migração dos pais sobre a alocação do tempo das crianças entre estudo e trabalho propõe-se, a seguir, uma simples extensão do modelo de persistência intergeracional desenvolvido em Jafarey e Lahiry (2005).

Seja e a fração de tempo que uma criança passa na escola durante a infância e $1 - e$ a fração de tempo alocada no mercado de trabalho. Há dois tipos de família cujo pai é o único responsável: a família nativa ($j = 1$) e a família migrante ($j = 2$). Suponha que as famílias aplicam seu salário na produção doméstica e que fabricam o mesmo tipo de produto usando seu trabalho⁶. Não se assume um período de tempo específico, mas que a economia funciona para sempre.

A quantidade do produto dependerá da escolha educacional dos filhos e a educação acumulada dos pais, ou seja, cada adulto tem a seguinte função de acumulação de capital humano:

$$h_t^j = H(e_{t-1}) + v_{t-1} \quad \therefore H' > 0, H(0) = 1, H(1) = \bar{h}, j = 1, 2. \quad (1)$$

Onde: h_t é a habilidade acumulada do pai, e_{t-1} o tempo de estudo quando criança e v_{t-1} o nível de capital humano derivado da condição de migrante. Assume-se $v_{t-1} > 0$, caso o pai migrante seja mais produtivo, em atributos não observados, que à população nativa (seleção positiva), $v_{t-1} < 0$ em caso contrário (autosseleção negativa) e $v_{t-1} = 0$, para adultos nativos. Existe ainda um nível de qualificação máxima, que pode ser alcançado pela frequência à escola em tempo integral durante a infância \bar{h} , e um nível mínimo (igual a 1), que equivale à não frequência escolar $H(0)$.

A função utilidade de um adulto dependerá, diretamente, e de forma separável, do consumo presente (c_t) e do tempo de estudo da criança:

$$U_t = u(c_t) + g(e_t) \quad \therefore u' > 0, u'' < 0, g' > 0 \quad (2)$$

⁶ Em cada período o produto total equivale ao salário ou renda do mesmo período.

Cada família nativa possui uma restrição orçamentária em que toda a renda gerada pelo trabalho do pai e do filho deve ser consumida no mesmo período:

$$c_t = h_t + (1 - e_t) \quad (3)$$

A restrição orçamentária dos pais migrantes é dada por:

$$c_t = h_t + v_{t-1} + (1 - e_t) - \phi(N, T) \quad (4)$$

A renda do adulto migrante pode variar com a habilidade não observada específica à região de origem (v_{t-1}) e com os custos da migração $\phi(N, T)$. Uma vez que a migração familiar envolve custos que são inexistentes para os nativos, assume-se que os mesmos dependem diretamente do número de filhos agregados na migração N e inversamente do tempo de moradia na região de destino T . Portanto, $\phi'_N > 0$, $\phi'_T < 0$.

Dessa forma, alocação do tempo da criança entre estudo e trabalho é decidida a partir da maximização da utilidade dos pais sujeita à restrição orçamentária, ou seja, é dada apenas pela escolha de e . A condição de primeira ordem implica, para famílias nativas:

$$u'(h_t + 1 - e_t) = g'(e_t) \quad (5)$$

E para famílias migrantes:

$$u'(h_t + v_{t-1} + (1 - e_t) - \phi(N, T)) = g'(e_t) \quad (6)$$

Portanto, a escolha ótima da fração de tempo da criança na escola e^* requer a igualdade entre a utilidade marginal do consumo e utilidade marginal da educação. Contudo, o consumo presente depende diretamente da qualificação dos pais, obtida no passado por meio dos estudos, e, inversamente, do tempo de estudo da criança, o qual é função direta do capital humano dos pais $e_t = f(h_t)$, $f' > 0$.

Comparando as condições (5) e (6), percebe-se que um pai migrante, positivamente selecionado, tende a priorizar a educação dos filhos. Por outro lado, os custos de migração favorecem o trabalho infantil, sobretudo, com o maior número de filhos agregados em uma família recém-chegada à região.

Outra implicação do presente modelo é a persistência intergeracional do trabalho infantil e da pobreza. Crianças que estudaram pouco e trabalharam quando crianças acumulam pouca habilidade quando adultas. A menor renda futura permitirá baixo consumo, e, possivelmente, exigirá mais trabalho da criança na próxima geração.

2.2. Breve Revisão da Literatura Empírica

Na literatura empírica, há um conjunto de evidências sobre os determinantes do trabalho infantil, sendo que estes variam de acordo com a estrutura social e econômica dos países. Nesse contexto, destaca-se o papel da renda familiar, dos atributos dos pais, tamanho e estrutura da família (GROOTAERT e KANDUR, 1995; RAY, 2003; KASSOUF, 2005).

As características estruturais dos mercados, tais como taxa de desemprego e grau de informalidade, também são relatadas, por diversos estudos, como condicionantes da demanda por trabalho infantil (DURYEA e ARENDS-KUENNING, 2003; NEVES e MENEZES, 2010). Outras evidências importantes, encontradas na literatura, referem-se aos impactos positivos de programas governamentais de distribuição de renda sobre a frequência escolar (CARDOSO e PORTELA SOUZA, 2004; DUARTE e SILVEIRA NETO, 2008; GLEWWE e KASSOUF, 2008), e aos potenciais efeitos do trabalho infantil sobre a mobilidade intergeracional de renda e educação, isto é, sobre o acúmulo de capital humano da criança ao longo da vida e seu retorno salarial (ILAHY et al., 2000; EMERSON e PORTELA SOUZA, 2002; KASSOUF, 2002; LOPES e PONTILI, 2010).

Quando se trata da relação entre migração familiar e trabalho infantil, as evidências são mais escassas. Nurwita (2009), por exemplo, em estudo para a Indonésia, mostra que os efeitos da migração se estendem também às crianças, aumentando a probabilidade de participação no mercado de trabalho. Já Montali (1997), em estudo aplicado ao estado de São

Paulo, mostrou que os migrantes estão em classes socioeconômicas de menor poder aquisitivo e com ocupações de menor qualificação em relação as não migrantes. Portanto, os filhos dos primeiros encontram-se em situação socioeconômica mais vulnerável, em comparação aos filhos dos nativos.

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

3. Estratégia Empírica

3.1. Determinantes da escolha entre estudo e trabalho

A decisão de alocação do tempo das crianças entre escola e trabalho pode ser investigada a partir de diferentes abordagens empíricas. Nesse estudo, optou-se pela utilização do modelo *probit* bivariado, sob o pressuposto que a referida decisão é interdependente, contudo, não ordenada e/ou simultânea. Tal estratégia é balizada por algumas vantagens que o modelo em foco apresenta frente aos modelos *multinomiais* e/ou de escolha ordenada: (i) não impõe um formato específico para a tomada de decisão e; (ii) admite a existência de uma relação entre as duas decisões a partir da correlação entre variáveis não observadas (CAMERON e TRIVEDI, 2005).

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

$$Y_1^* = \beta_1 X_1 + \epsilon_1 \quad \therefore \quad Y_1 = \begin{cases} 1 & \Leftrightarrow Y_1^* > 0 \\ 0 & \Leftrightarrow Y_1^* \leq 0 \end{cases} \quad (7)$$

$$Y_2^* = \beta_2 X_2 + \epsilon_2 \quad \therefore \quad Y_2 = \begin{cases} 1 & \Leftrightarrow Y_2^* > 0 \\ 0 & \Leftrightarrow Y_2^* \leq 0 \end{cases} \quad (8)$$

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

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

A estimativa dos parâmetros do modelo acima, por máxima verossimilhança, permite calcular quatro diferentes probabilidades conjuntas: (a) a probabilidade de a criança frequentar a escola e trabalhar $p(Y_1 = 1, Y_2 = 1)$; (b) a probabilidade de a criança apenas frequentar a escola $p(Y_1 = 1, Y_2 = 0)$; (c) a probabilidade de a criança apenas trabalhar $p(Y_1 = 0, Y_2 = 1)$ e; (d) a probabilidade de a criança estar na ociosidade $p(Y_1 = 0, Y_2 = 0)$ (GREENE, 2002; CAMERON e TRIVEDI, 2005). Conforme será exposto a seguir, essas

probabilidades podem ser usadas para avaliar o impacto da condição de migração dos pais sobre a frequência escolar e trabalho infantil.

3.2. Estimando o Efeito da Condição de Migração dos Pais

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

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

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

$$\begin{aligned} \bar{P}_{j,m} - \bar{P}_{j,n} = & \\ & \left[\sum_{i=1}^{T_m} \frac{P(y=j/X_{i,m}\hat{\beta}_m)}{T_m} - \right. \\ & \left. \sum_{i=1}^{T_n} \frac{P(y=j/X_{i,n}\hat{\beta}_n)}{T_n} \right] + \left[\sum_{i=1}^{T_n} \frac{P(y=j/X_{i,n}\hat{\beta}_m)}{T_n} - \sum_{i=1}^{T_n} \frac{P(y=j/X_{i,n}\hat{\beta}_n)}{T_n} \right] \end{aligned} \quad (9)$$

Onde: n indexa as crianças com pais nativos urbanos e m aquelas cujos pais são migrantes (urbano-urbano ou rural-urbano), T_n e T_m são, respectivamente, o tamanho da amostra de filhos de nativos e de filhos de migrantes, $X_{i,n}$ e $X_{i,m}$ são vetores de características das crianças, pais e da família, $\hat{\beta}_n$ e $\hat{\beta}_m$ vetores de coeficientes estimados a partir de regressões *probit* feitas segundo à condição de migração dos pais. Por fim, $j = 1,2,3,4$ indexa as quatro diferentes combinações de probabilidades conjuntas entre frequência escolar e trabalho infantil.

O primeiro termo da equação (9) mede a variação de probabilidades explicada exclusivamente pela diferença de dotações entre pais migrantes e nativos. Portanto, pode indicar como a autoseleção dos pais em atributos observados afeta a distribuição do tempo dos filhos entre estudo e trabalho. Por outro lado, a última parcela quantifica a parte da variação de probabilidade devida às mudanças nos parâmetros estimados. Isto é, sugere como a autoseleção dos pais em atributos não observados (condição de migrante) altera a decisão de enviar os filhos para escola e/ou ao mercado de trabalho.

3.3. Base de Dados e Tratamentos

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

Considerando os dados do Brasil urbano, os migrantes foram classificados em três categorias: (i) o migrante rural-urbano - indivíduo que na data da entrevista residia no meio urbano de um município e que há cinco anos morava no meio rural de outro município, (ii) o migrante urbano-urbano - pessoa que na data da entrevista tinha domicílio fixo no meio

urbano de um município e que há cinco anos estava no meio urbano de outro município e, por último, o (iii) nativo-urbano - indivíduo que nasceu e sempre morou na cidade onde foi entrevistado.

A partir da identificação do domicílio, município e setor recenseados, foi possível reordenar o banco de dados de acordo com os atributos dos filhos e de seus pais (inclusive condição de migrante). Esse procedimento permitiu identificar, para cada filho, as correspondentes características dos pais e do domicílio. Vale ressaltar que foram considerados apenas filhos (crianças) com idade entre 10 e 14 anos. Tal recorte bastante comum em estudos empíricos sobre a temática (vide EMERSON e PORTELA SOUZA, 2003; FERREIRA BATISTA e CACCIAMALI, 2007; EDMONDS, 2007) e pode ser justificado pelas seguintes razões: (a) em média, a maioria das crianças naquela faixa etária estaria concluindo o ensino fundamental e (b) a decisão de distribuição do tempo dos filhos entre frequência escolar e/ou trabalho deve-se, naquela faixa, apenas à situação econômica (adaptação) dos pais, sendo assim, os filhos não tem poder de decisão sobre suas escolhas, dada a completa dependência.

Com o intuito de se investigar como as diferentes estruturas familiares afetam a alocação do tempo das crianças entre escola e trabalho, foi conveniente efetuar um controle a partir das tipologias de famílias mais observadas na amostra segundo a condição de migração do responsável. Os dados do Censo de 2000 mostram que as famílias biparentais chefiadas por homens (constituídas pela presença de chefe e cônjuge no domicílio), representam 93,9% das famílias biparentais, enquanto as famílias monoparentais sob responsabilidade da mãe (formada pela presença de chefe mulher e ausência do cônjuge no domicílio), 91,6% do total.

Em linhas gerais, essa distribuição da amostra permitiu traçar o perfil típico das famílias do Brasil urbano em duas categorias: (i) famílias biparentais chefiadas pelo pai e (ii) famílias monoparentais sob responsabilidade da mãe. Por conseguinte, ainda foi possível constatar que a maior parte das mesmas é formada por pais com a mesma condição de migração. Portanto, as estimativas econométricas foram feitas a partir da classificação dos filhos em dois grupos de família cujos pais registram a mesma condição de migrante: (i) a biparental chefiada pelo pai e, (ii) a monoparental sob responsabilidade da mãe.

Após as referidas filtrações, a amostra final ficou composta por 1.352.373 crianças residentes no Brasil urbano, sendo 48,7% meninas e 51,3% meninos. No tocante à estrutura familiar, a maior parte pertence a famílias biparentais chefiadas pelo pai, 85,3%, apenas 14,7% estão em famílias monoparentais tendo a mãe como responsável.

Para avaliação dos determinantes da escolha entre trabalho infantil e frequência escolar foram consideradas enquanto variáveis explicativas as seguintes características: cor da pele e idade da criança, escolaridade e raça dos pais, renda do não trabalho, número de irmãos, região de residência da família, entre outras (ver tabela A.1 em apêndice). Vale ressaltar que a escolha dessas variáveis é consoante com a literatura empírica pertinente (KASSOUF, 2005; FERREIRA BATISTA e CACCIAMALI, 2007).

4. Análise dos resultados

4.1. Determinantes de Frequência Escolar e do Trabalho Infantil

Nesta subseção, são apresentados os resultados do modelo *probit* bivariado para avaliação dos determinantes da alocação do tempo das crianças entre trabalho e estudo. Assume-se, a priori, que a estrutura da família e a condição de migração dos pais alteram significativamente os parâmetros do modelo. Portanto, seguindo o procedimento padrão na

literatura, as estimativas foram obtidas por amostras separadas segundo as referidas categorias⁷.

A tabela 1, abaixo, registra os coeficientes estimados a partir das regressões por condição de migração dos pais (nativo urbano, migrante rural-urbano e migrante urbano-urbano) e estrutura familiar (família biparental chefiada pelo pai e família monoparental sob responsabilidade da mãe). Ao todo, a tabela em análise apresenta seis regressões. O primeiro bloco, de cada regressão, se refere à equação de decisão sobre a frequência escolar da criança, enquanto o segundo, à equação de seleção para o trabalho infantil.

Tabela 1 - Probit bivariado: regressões por condição de migração e estrutura familiar

	Nativo urbano		Migrante urbano-urbano		Migrante rural-urbano	
	(1) Biparental	(2) Monoparental	(3) Biparental	(4) Monoparental	(5) Biparental	(6) Monoparental
Estudar						
Menino	-0,1605***	-0,1979***	-0,0779***	-0,0927***	-0,0302	0,0116
Branco	0,0371**	0,0696***	0,0254	0,0646	0,0389	0,1141
Idade	-0,1296***	-0,1621***	-0,1433***	-0,1524***	-0,1367***	-0,1911***
Chefe.Branco	0,0042	0,0065	0,0739***	-0,0394	0,0769*	-0,0082
Chefe.Estudo1a4	0,2158***	0,3066***	0,1977***	0,2944***	0,1175***	0,3159***
Chefe.Estudo5a8	0,3679***	0,5782***	0,3772***	0,5148***	0,1555***	0,4736***
Chefe.Estudo9a11	0,5022***	0,8507***	0,6102***	0,7855***	0,5028***	0,9225***
Chefe.Estudo11m	0,5042***	0,9688***	0,7138***	0,9454***	0,2352	0,7491*
Cônjuge.Branco	0,0252*		0,0852***		0,0225	
Cônjuge.Estudo1a4	0,3219***		0,2724***		0,2174***	
Cônjuge.Estudo5a8	0,5554***		0,5037***		0,4793***	
Cônjuge.Estudo9a11	0,6982***		0,6169***		0,5825***	
Cônjuge.Estudo11m	0,8482***		0,5053***		0,2589	
RNTPC	-0,0001***	0,0009***	0,0001	0,0015***	-0,0001	0,0031**
Irmãos0a9	-0,0682***	-0,0894***	-0,0864***	-0,0923***	-0,0830***	-0,0312
Irmãos15a17	-0,0461***	-0,0627***	-0,0796***	-0,0915***	-0,0604***	0,0377
Desemprego	-0,2779***	0,0315	0,0957	0,2554	0,0260	-0,9216
Informalidade	0,2501***	0,0230	-0,0099	-0,0163	-0,2598*	0,4282
Metrópole	-0,0245*	-0,0113	-0,0459*	-0,0862**	-0,1132**	-0,1606*
Norte	-0,0570***	0,0550	-0,0957***	0,0038	-0,1135**	-0,2857**
Nordeste	-0,0199	-0,0591***	-0,0557*	-0,1446***	-0,0495	-0,2834***
Sul	-0,0104	0,0291	-0,0597**	0,0597	0,0544	0,0301
Centro-Oeste	-0,0099	0,0400	0,0332	-0,0282	0,0401	-0,0967
Intercepto	2,8232***	3,3083***	2,9823***	3,1314***	3,1190***	3,3580***
Trabalhar						
Menino	0,3260***	0,2367***	0,2790***	0,2681***	0,3377***	0,2793***
Branco	0,0124	-0,0157	-0,0076	0,0554	-0,0041	-0,0016
Idade	0,2497***	0,2546***	0,2705***	0,2419***	0,2960***	0,2765***
Chefe.Branco	-0,0020	-0,0280	0,0111	-0,0422	0,0151	-0,0509
Chefe.Estudo1a4	-0,0647***	-0,0643***	-0,0597*	-0,1585***	-0,0346	0,0458
Chefe.Estudo5a8	-0,1432***	-0,1943***	-0,1296***	-0,2018***	-0,1184**	0,0750
Chefe.Estudo9a11	-0,1945***	-0,3209***	-0,2284***	-0,4168***	-0,1081	-0,3690
Chefe.Estudo11m	-0,3838***	-0,5358***	-0,4998***	-0,3918***	-0,8031***	-0,0316
Cônjuge .Branco	-0,0362***		-0,0274		-0,0318	
Cônjuge.Estudo1a4	0,0174		-0,0908***		0,0649*	
Cônjuge.Estudo5a8	-0,0560***		-0,1441***		-0,0009	
Cônjuge.Estudo9a11	-0,1934***		-0,1746***		-0,0447	
Cônjuge.Estudo11m	-0,3225***		-0,2976***		-0,1353	
RNTPC	-0,0000	-0,0004***	-0,0009***	-0,0006*	-0,0010**	-0,0023**
Irmãos0a9	0,0431***	0,0428***	0,0174*	0,0514***	0,0352***	0,0269
Irmãos15a17	0,0176**	0,0269**	0,0295*	0,0474	0,0455**	-0,0338
Desemprego	-1,6114***	-1,0678***	-1,4456***	-0,0033	-0,8356***	-0,3863

⁷ Ao contrário de Ferreira Batista e Cacciamali (2007), optou-se por não separar as amostras das regressões pelo gênero da criança, uma vez que, aumentaria, consideravelmente, o número de regressões e tornaria a análise bastante extensa/detalhista e sem ganhos consideráveis para o objetivo do presente estudo.

Informalidade	0,7240***	0,6026***	0,4695***	0,6445***	0,8761***	0,5200
Metrópole	-0,1512***	-0,1578***	-0,1428***	-0,1621***	-0,2255***	-0,1632
Norte	-0,1846***	-0,0864**	0,0706*	0,0564	0,0064	0,0877
Nordeste	-0,0661***	-0,0211	-0,0194	-0,0909*	0,0895*	0,0776
Sul	0,0307*	-0,0074	-0,0090	-0,0929	0,0851*	-0,0074
Centro-Oeste	0,1429***	0,1461***	0,1690***	0,2293***	0,1167**	-0,1334
Intercepto	-5,1516***	-5,0191***	-5,1225***	-4,8874***	-5,7564***	-5,1990***
ρ	-0,2312***	-0,2138***	-0,2255***	-0,2475***	-0,2268***	-0,2271***
P-valor χ^2	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Observações	261.204	77.941	70.997	16.813	16.361	2.978

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

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

No tocante às características das crianças, por exemplo, nota-se que a idade apresenta correlação positiva com a probabilidade de trabalhar e negativa com a probabilidade de frequência escolar. Há evidências, em estudos feitos para o Brasil, que relacionam o aumento do trabalho infantil com a idade. Tal fato, geralmente, é associado a melhores oportunidades de emprego e de remuneração, e, por conseguinte, ao alto custo de oportunidade da dedicação exclusiva da criança aos estudos (WAHBA, 1998; MTE, 1998).

A raça (cor da pele) da criança só parece ter efeito na propensão à frequência escolar, e apenas nas famílias de nativos urbanos. Observa-se que crianças de cor branca têm maior probabilidade de estudar comparadas às não brancas (categoria omitida). O gênero, por sua vez, tem influência significativa na decisão de alocação do tempo da criança entre trabalho e estudo. Nota-se que os meninos apresentam menor probabilidade de frequência escolar em relação às meninas (categoria omitida), exceto nas famílias de migrantes rural-urbano, em que a diferença de gênero parece não ser importante. Por outro lado, com relação ao trabalho, os meninos apresentam maior probabilidade quando comparados às meninas, sobretudo, nas famílias biparentais. Essas evidências podem ser associadas, por um lado, às atividades domésticas, que, em geral, são mais direcionadas às meninas e, por outro, aos empregos de baixa qualificação atribuídos aos meninos, os quais, geralmente, substituem o trabalho adulto.

Nas famílias biparentais em que o pai é migrante e de cor branca, as crianças registram maior propensão ao estudo em relação às famílias cujos pais são não brancos (categoria base). Nota-se, também, que nos núcleos biparentais formados por nativos urbanos ou por migrantes urbano-urbano, o fato de a mãe ser branca eleva a probabilidade de frequência escolar da criança e também diminui a propensão ao trabalho infantil, particularmente, nas famílias compostas por nativos urbanos.

Quanto maior o nível de educação dos pais, menor (maior) a probabilidade de trabalhar (estudar). Ou seja, pais mais instruídos tendem a priorizar os estudos dos filhos e não encaminhá-los ao mercado de trabalho (KASSOUF, 2005; FERREIRA BATISTA e CACCIAMALI, 2007). Ainda é importante destacar que, nas famílias monoparentais, a educação da mãe migrante rural-urbana parece não ter efeito sobre a decisão de trabalhar, e no caso das biparentais, a escolaridade da mãe reduz a probabilidade de a criança trabalhar apenas em faixas de maior instrução. Por outro lado, percebe-se, a partir da magnitude dos coeficientes, que, em média, o grau de instrução da mãe, nas famílias biparentais, apresenta maior impacto na propensão à frequência escolar dos filhos⁸.

A renda não proveniente do trabalho, em geral, guarda correlação positiva (negativa) com a probabilidade de frequência escolar (trabalho) da criança em todas as estruturas familiares. Tal evidência é relevante, pois está em consonância com a maioria dos modelos

⁸ Embora os efeitos marginais sobre as médias de atributos não sejam apresentados na tabela 1, os mesmos podem ser consultados na tabela A.3 em anexo.

teóricos, os quais sugerem que o trabalho infantil é mais comum em famílias pobres (BASU e VAN, 1998).

Outro resultado interessante, diz respeito ao número de irmãos no domicílio. Percebe-se que o maior número de irmãos reduz a probabilidade de estudo e aumenta a probabilidade de trabalho da criança, a despeito da condição de migração dos pais. Quanto à propensão ao trabalho infantil, o efeito da variável em destaque é mais forte para a presença de irmãos com idade inferior a 10 anos. Portanto, essas evidências respaldam o tamanho da família como um importante determinante do trabalho infantil. Nesse sentido, há vários estudos que sugerem uma relação positiva entre trabalho infantil e tamanho da família e que, a presença de irmãos mais novos, aumenta a probabilidade de trabalhar dos mais velhos (KASSOUF, 2005; EMERSON e PORTELA SOUZA, 2002).

Em relação à atratividade do mercado de trabalho, a taxa de desemprego para adultos de baixa instrução⁹ tem uma correlação negativa com o trabalho infantil. Espera-se que quanto maior for essa taxa de desemprego, menor seja a demanda do mercado para o trabalho infantil. Desse modo, as evidências encontradas se revelaram consistentes com os achados de Duryea e Arends-Kuennning (2003), onde os autores estimam uma relação positiva entre probabilidade de trabalho infantil e rendimentos de adultos pouco qualificados.

O nível de informalidade do mercado de trabalho também é um importante condicionante do trabalho infantil. As evidências apresentadas na tabela 1 mostram que a taxa de informalidade¹⁰ tem uma correlação positiva com o trabalho infantil. Dado que, no Brasil, o trabalho infantil é legalizado apenas para maiores de 16 anos, os setores informais podem oferecer maiores oportunidades de emprego para as crianças. Neves e Menezes (2010), por exemplo, mostram que, quanto maior a taxa de formalidade do mercado, menor a probabilidade de a criança trabalhar.

Quanto à localização, residir em região metropolitana aumenta a probabilidade de trabalho infantil, fato que pode estar relacionado às maiores oportunidades de trabalho e de remuneração, tornando o custo de oportunidade da frequência escolar maior em relação ao trabalho. Entre as regiões geográficas, as diferentes estruturas dos mercados parecem exercer papel importante na demanda por trabalho infantil. Residir no Norte ou no Nordeste, por exemplo, reduz a probabilidade de trabalho das crianças em relação ao Sudeste (categoria omitida), particularmente, para filhos de nativos urbanos em famílias biparentais. Nota-se, também, que os filhos de migrantes rural-urbano residentes nas duas regiões em destaque registram menor probabilidade de frequência escolar comparados às crianças do mesmo grupo que vivem no Sudeste. Por outro lado, as crianças residentes na região Centro-Oeste têm maior probabilidade de trabalho em relação às moradoras do Sudeste, a despeito da condição de migração dos pais.

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

⁹ A variável “*desemprego*” representa a taxa de desemprego municipal para adultos de baixa instrução. Espera-se que, quando essa taxa de desemprego está alta, os adultos terão preferência na ocupação desses postos de trabalho em relação às crianças, reduzindo o trabalho infantil (Duryea e Arends-Kuennning, 2003). Vide tabela A1, em apêndice, para observar o detalhamento dessa variável.

¹⁰ A variável “*informalidade*” representa a taxa de informalidade no mercado de trabalho local. Dado que o trabalho infantil, no Brasil, é proibido para menores de 16 anos, supõem-se um acesso mais fácil das crianças no setor informal da economia. Vide tabela A1, em apêndice.

4.2. Frequência Escolar e Trabalho Infantil: o efeito da condição de migrante

O intuito dessa subseção é fornecer evidências acerca do favorecimento (desfavorecimento) das crianças em termos de frequência escolar e trabalho de acordo com a condição de migração dos seus pais. Para tanto, a tabela 2, a seguir, apresenta os resultados da decomposição do diferencial de probabilidade de trabalho/estudo para crianças inseridas em famílias biparentais chefiadas pelo pai. Para simplificar a análise, foram utilizadas as probabilidades marginais de trabalhar ($p(Y_1 = 1, Y_2 = 1) + p(Y_1 = 0, Y_2 = 1)$) e de estudar ($p(Y_1 = 1, Y_2 = 1) + p(Y_1 = 1, Y_2 = 0)$), a partir da soma das probabilidades preditas com as estimativas dos modelos anteriores.

A análise da tabela em destaque deve basear-se na seguinte leitura: diferenças com sinais positivos indicam que a probabilidade é maior para os filhos de migrantes, enquanto aquelas com sinais negativos, que a probabilidade é maior para filhos de nativos (categoria base).

Tabela 2 - Decomposição do diferencial de probabilidades de trabalho e de estudo por condição de migração e estrutura familiar - categoria base: filhos de nativos urbanos

	Migrante urbano-urbano		Migrante rural-urbano	
	Biparental	Monoparental	Biparental	Monoparental
Trabalhar	-0,28	0,43	4,25	3,52
Explicada	-0,78	-0,37	1,41	1,24
Não Explicada	0,50	0,80	2,84	2,28
Estudar	-0,13	-0,19	-3,84	-3,70
Explicada	0,99	0,96	-2,09	-2,06
Não Explicada	-1,13	-1,15	-1,74	-1,63

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

Nota: Todas as diferenças de probabilidades médias são estatisticamente significativas para o teste *t-student* a 1%.

Os resultados observados para os filhos de migrantes urbano-urbano variam, consideravelmente, com a estrutura familiar. Nas famílias biparentais, por exemplo, os filhos de migrantes registram menor probabilidade de trabalhar e de estudar, comparadas aos filhos de nativos¹¹, enquanto, nos núcleos monoparentais sob chefia da mãe migrante, as crianças trabalham mais e estudam menos que as nativas, fato que caracteriza um desfavorecimento gerado pela última condição familiar.

Em relação aos filhos de migrantes rural-urbano, os resultados da tabela 2 apresentam um padrão regular. Percebe-se que as referidas crianças trabalham mais e estudam menos que os filhos de nativos, independente da estrutura familiar. Ainda nota-se que os filhos de migrantes rural-urbano encontram-se em situação mais perversa que os filhos de migrantes urbano-urbano, dadas das maiores diferenças de probabilidades de trabalho e de estudo em relação aos filhos de nativos.

Ao se observar o efeito da condição de migração dos pais (diferença de probabilidade não explicada), nota-se que ser filho de migrantes aumenta (reduz) a probabilidade de trabalhar (estudar) em relação a ser filho de nativos, sobretudo, se os pais forem migrantes rural-urbano. Tais evidências são importantes, pois sugerem que não apenas a condição de migrante, mas a origem geográfica da família pode fazer muita diferença no repasse dos custos de adaptação na cidade para filhos, fato que ainda não havia sido considerado em estudos dessa natureza para o Brasil (ver FERREIRA BATISTA e CACCIAMALI, 2007).

¹¹ Nesse sentido, os achados sugerem maior probabilidade de ociosidade para os filhos de migrantes urbano-urbano. Isso, possivelmente, pode ser relacionado à dificuldade de adaptação de algumas crianças nas escolas e/ou à problemas de matrículas, caso a migração tenha ocorrido no decorrer do período letivo.

No tocante às diferenças de probabilidade atribuídas às dotações (diferença explicada), os resultados se mostraram consistentes com a heterogeneidade do capital humano trazido pelas famílias migrantes. É possível observar que as diferenças de dotações favorecem os pais migrantes urbano-urbano, uma vez que devido às mesmas, a probabilidade de a criança estudar (trabalhar) é maior (menor) que aquela prevalecente caso a criança pertencesse a um núcleo familiar de nativos urbanos. Por outro lado, a diferença de dotações observadas entre pais migrantes e nativos desfavorece os filhos dos primeiros, dado que aumenta (diminui) a probabilidade de a criança trabalhar (frequentar a escola).

Apesar da relevância dos resultados anteriores, caberia observar como as diferenças de probabilidade mudam a partir do tempo de vida da família na cidade. Ou seja, a permanência na cidade, possivelmente, permite, aos migrantes, acumular capital humano específico ao local, ou passar a ter acesso a redes sociais, entre outros fatores que reduzem os custos de procura por emprego. Dessa forma, o tempo de residência da família migrante no local de destino pode ter um papel decisivo sobre a alocação do tempo das crianças entre trabalho e estudo.

A tabela 3, a seguir, apresenta a decomposição do diferencial de probabilidades de estudo/trabalho das crianças segundo a estrutura familiar e por condição de migração dos pais atrelada ao tempo de residência do chefe de família na cidade. O primeiro bloco compara os filhos de migrantes urbano-urbano aos filhos de nativos, enquanto, o segundo, os filhos de migrantes rural-urbano aos filhos de nativos. A decomposição foi refeita considerando regressões *probit* para amostras separadas, a saber, crianças cujos pais (chefe) tem menos de 1 ano de residência na cidade (recém chegadas) e, crianças cujos pais (chefe) tem 4 anos de residência. A análise dessas tabelas segue a mesma leitura da tabela 2.

Tabela 3 - Decomposição do diferencial de probabilidades de trabalho e de estudo segundo a estrutura familiar e por tempo de vida na cidade - categoria base: filhos de nativos urbanos

	Menos de 1 ano na cidade		4 anos completos na cidade	
	Biparental	Monoparental	Biparental	Monoparental
<i>Migrantes Urbano-Urbano</i>				
Trabalhar	-0,29	0,02	-0,23	0,30
Explicada	-0,48	-0,37	-0,86	-0,33
Não Explicada	0,18	0,39	0,62	0,63
Estudar	-2,53	-3,85	0,75	1,21
Explicada	1,66	1,51	0,81	0,76
Não Explicada	-4,20	-5,37	-0,06	0,45
<i>Migrantes Rural-Urbano</i>				
Trabalhar	4,69	4,90	4,28	2,76
Explicada	1,62	1,67	2,03	1,21
Não Explicada	3,06	3,22	2,24	1,54
Estudar	-9,99	-11,8	-1,53	-2,32
Explicada	-4,98	-3,12	1,34	-0,46
Não Explicada	-5,01	-8,72	0,18	-1,86

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

Nota: Todas as diferenças de probabilidades médias são estatisticamente significativas para o teste *t-student* a 1%.

Os resultados mostram que a experiência de vida da família na cidade aumenta favorece a frequência escolar dos filhos de migrantes urbano-urbano. Percebe-se que, em uma família com menos de 1 ano de residência da cidade, a diferença de probabilidade de frequência escolar da criança é negativa, isto é, favorece os filhos de nativos, enquanto para uma família migrante com 4 anos de moradia, a referida diferença passa a ser positiva,

sugerindo que a probabilidade de estudo do filho de migrante é maior que a do filho de nativo¹².

Já ao se observar o efeito da experiência na cidade sobre a probabilidade de a criança trabalhar, notam-se poucas mudanças. No caso da família monoparental chefiada pela mãe, o tempo dos migrantes urbano-urbano na cidade chega a favorecer ainda mais o trabalho infantil, característica que, possivelmente, está atrelada ao maior peso da estrutura da família.

No caso das famílias de migrantes rural-urbano, o tempo de vida da cidade não muda o sinal das diferenças de probabilidade de estudo/trabalho das crianças, apesar de, em geral, reduzir o hiato em relação aos filhos de nativos. Nota-se que, para as famílias com 4 anos completos na cidade, a diferença de probabilidade de trabalho infantil entre famílias migrantes e nativas é positiva e bem maior naquelas com estrutura biparental. Esses achados sugerem que a origem rural da família migrante pode ter maior influência na determinação da alocação dos filhos entre estudo e trabalho quando comparada à estrutura da família ou até mesmo ao tempo de vida da cidade.

5. Conclusão

Esse trabalho procurou avaliar os determinantes do trabalho infantil e da frequência escolar no Brasil urbano, considerando o efeito da condição de migração dos pais. Os resultados mostraram que o grau de instrução dos pais é a principal variável determinante na alocação do tempo das crianças entre escola e trabalho. Constatou-se que, quanto maior a escolaridade dos pais, menor a probabilidade de trabalhar e maior a frequência escolar das crianças. Nesse contexto, os achados ainda permitiram observar que a instrução da mãe tem maior impacto sobre a probabilidade de estudar, que a do pai.

No tocante aos fatores relacionados à demanda por trabalho infantil, foi possível identificar relações diretas desse fenômeno com a demanda local por trabalho pouco qualificado e com grau de informalidade do mercado de trabalho do município.

Os exercícios contrafactuais, a partir da decomposição das diferenças de probabilidade, permitiram avaliar o efeito da condição de migração dos pais, da estrutura familiar e da experiência da cidade sobre a alocação do tempo das crianças entre trabalho e estudo. Destarte, as evidências encontradas sugerem que os filhos de migrantes urbano-urbano estudam menos que os filhos dos nativos urbanos, enquanto que, nas famílias monoparentais chefiadas pela mãe, o trabalho das crianças migrantes é o que ocorre com frequência relativamente maior. Contudo, com o passar do tempo na cidade, há um aumento da frequência escolar entre os filhos dos migrantes relativamente aos filhos dos nativos.

Por outro lado, os achados mostraram que os filhos de migrantes rural-urbano encontram-se em situação muito desfavorável em relação às crianças nativas, pois a probabilidade de trabalhar é relativamente maior, e a de estudar menor. Essas características não se reverterem, seja com a mudança de estrutura familiar, ou com a experiência de vida na cidade. Portanto, essas evidências sugerem que a origem rural e/ou o capital humano trazido pela família migrante tem papel decisivo da alocação do tempo dos filhos entre estudo e trabalho.

Algumas implicações normativas podem ser sugeridas a partir das evidências encontradas nesse estudo. Primeiro, o combate ao trabalho infantil não deve ocorrer sem que haja investimentos em educação e qualificação profissional, o que pode promover maior inserção dos adultos em postos de trabalho formais com mais alta remuneração. Segundo, não

¹² Esses resultados devem ser observados com cautela, pois se faz uma comparação entre famílias de migrantes diferentes em cada período de tempo. Sob a hipótese de que não há mudanças significativas na qualidade/características dessas famílias, no referido período, os achados tornam-se bastante razoáveis.

é preciso fixar às famílias no meio rural, ao contrário, as diferenças de dotações, entre pais migrantes recém-chegados às cidades e nativos, podem ser reduzidas com políticas direcionadas à equalização das desigualdades entre os meios rural e urbano.

6. Referências

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

BASU, K. The intriguing relationship between adult minimum wage and child labor. **Economic Journal**, v. 110, n. 46, p. 50-61, 2000.

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

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

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

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

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

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

DUARTE, G. B.; SILVEIRA NETO, R. M. Avaliando o impacto do programa Bolsa Família sobre a frequência escolar: o caso da agricultura familiar no Nordeste do Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DA ANPEC, 36., 2008, Bahia. **Anais...** Salvador: ANPEC, 2008.

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

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

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

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

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

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

- GLEWWE, P.; KASSOUF, A. L. The impact of the Bolsa Escola/Família conditional cash transfer program on enrollment, grade promotion and drop out rates in Brazil. In: ENCONTRO NACIONAL DA ANPEC, 36., 2008, Bahia. **Anais...** Salvador, 2008.
- GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 5. ed. New Jersey: Prentice Hall, 2002.
- GROOTAERT, C.; KANDUR, R. Child labor: an economic perspective. **International Labour Review**, v. 132, n. 2, p. 187-203, 1995.
- ILAHY, N. P.; ORAZEM, P. F.; SEDLACEK, G. The implications of child labor for adult wages, income and poverty: retrospective evidence from Brazil. **Unpublished Working Paper**, Washington D. C.: The World Bank, 2000.
- JAFAREY, S.; LAHIRI, S. Education, child labour and development. In: JOHNES, G.; JOHNES J. International Handbook on the Economics of Education, **Edward Elgar Publishers**, p. 743-786, 2005.
- KASSOUF, A. L. Aspectos sócio-econômicos do trabalho infantil no Brasil. In: ENCONTRO DA ABEP, 13., 2002, Minas Gerais, **Anais...** Belo Horizonte, ABEP, 2002, p.1-13.
- KASSOUF, A. L. **Trabalho infantil: causas e consequências**, São Paulo, 2005. Estudo realizado para apresentação no concurso de Professor Titular – Departamento de Economia, Administração e Sociologia da ESALQ, USP, São Paulo, 2005.
- LOPES, J. L.; PONTILI, R. M. Inserção precoce no mercado de trabalho e baixo nível de escolaridade como condicionante do nível de renda no futuro: análise e aplicações de um modelo probit para o Nordeste brasileiro. In: XV Encontro Regional de Economia e Fórum BNB, **Anais...** Fortaleza, 2010.
- MARTINE, G. Adaptação dos migrantes ou sobrevivência dos mais fortes? In: MOURA, H. (Coord.). **Migração interna: textos selecionados**, Fortaleza: BNB – ETENE, 1980.
- MINCER, J. Family migrations decisions. **Journal of Political Economy**, v. 86, n. 5, p. 749-773, 1978.
- MONTALI, L. Família, trabalho e migração. In: PATARRA, N. (Org.), **Migração, condições de vida e dinâmica urbana: São Paulo 1980-1993**, Campinas: UNICAMP, 1997.
- MTE. Ministério do Trabalho e Emprego. **Política e ações para o combate ao trabalho infantil no Brasil**. Brasília, 1998.
- NEVES, E. C. J.; MENEZES, T. A. de. Bolsa Família, crises econômicas e trabalho infantil: diferentes impactos no Nordeste e Sudeste. In: ENCONTRO NACIONAL DA ENABER, 13., 2010, Minas Gerais. **Anais...** Belo Horizonte: ENABER, 2010.
- NURWITA, E. Poverty as child labor internal migration's determinant. **Working paper in economics and development studies n. 200912**, 2009.
- RAMALHO, H. M.; SILVEIRA NETO, R. M. A importância do setor informal na migração rural-urbana: evidências para o Brasil. In. XXXVIII Encontro Nacional da ANPEC, Bahia, 2010. Anais do XXXVIII Encontro Nacional de Economia da ANPEC - Associação Nacional dos Centros de Pós-graduação em Economia, 2010.
- RAY, R. The determinants of child labour and child schooling in Ghana. **Journal of African Economies**, v. 11, n. 4, p. 561-590, 2003.
- SANTOS JÚNIOR, E. R.; MENEZES-FILHO, N; FERREIRA, P. C. Migração, seleção e diferenças regionais de renda no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 35, n. 3, p. 299-331, 2005.

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

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

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

7. Apêndice

Tabela A. 1 - Descrição das variáveis utilizadas nas regressões

Variável	Definição
Menino	1 – se a criança é do sexo masculino e 0 - se a criança é do sexo feminino*
Branco	1 – se a criança é de cor branca e 0 - se a criança é de cor não branca*
Idade	Idade da criança em anos
Chefe.Branco	1 – se o responsável pela família (pai/mãe) é de cor branca e 0 - não branco*
Chefe.Educação1a4	1 - pai (mãe se a família é monoparental) possui de 1 a 4 anos de estudo e 0 - menos de um ano*
Chefe.Educação5a8	1 - pai (mãe se a família é monoparental) possui de 5 a 8 anos de estudo e 0 - menos de um ano*
Chefe.Educação9a11	1 - pai (mãe se a família é monoparental) possui de 9 a 11 anos de estudo e 0 - menos de um ano*
Chefe.Educação11m	1 - pai (mãe se a família é monoparental) possui mais de 11 anos de estudo e 0 - menos de um ano*
Cônjuge.branco	1 – se a mãe é de cor branca e 0-não branca*
Cônjuge.Educação1a4	1 – se a mãe possui de 1 a 4 anos de estudo e 0 - menos de um ano*
Cônjuge.Educação5a8	1 – se a mãe possui de 5 a 8 anos de estudo e 0 - menos de um ano*
Cônjuge.Educação9a11	1 – se a mãe possui de 9 a 11 anos de estudo e 0 - menos de um ano*
Cônjuge.Educação11m	1 – se mãe possui de 11 ou mais anos de estudo e 0 - menos de um ano*
RNTPC	Renda domiciliar per capita não proveniente do trabalho
Irmãos0a9	Número de irmãos no domicílio com idade menor ou igual a 9 anos
Irmãos15a17	Número de irmãos no domicílio com idade entre 15 e 17 anos
Desemprego	Taxa de desemprego municipal para adultos de baixa instrução - o número de desempregados no município de residência da criança (aqueles que não trabalham e estavam procurando emprego na semana de referência) dividido pelo número de indivíduos economicamente ativos (aqueles que trabalham em atividades remuneradas ou não), considerando na amostra, adultos do sexo masculino com idade entre 30 e 35 anos e escolaridade entre 0 e 4 anos de estudo.
Informalidade	Taxa de informalidade do mercado de trabalho - número de trabalhadores em atividade informais no município de residência da criança (trabalhador doméstico e empregado sem carteira de trabalho assinada, aprendiz ou estagiário sem remuneração, não remunerado em ajuda a membro do domicílio, conta própria e trabalhador na produção para o próprio consumo, todos sem contribuição previdenciária) dividido pelo número de total de trabalhadores maiores de 16 anos.
Metrópole	1 – se a família reside em região metropolitana e 0 - caso contrário*
Norte	1 - se a família reside na região Norte e 0 – se reside na região Sudeste*
Nordeste	1 - se a família reside na região Nordeste e 0 – se reside na região Sudeste*
Sul	1 - se a família reside na região Sul e 0 – se reside na região Sudeste*
Centro-Oeste	1 - se a família reside na região Centro - Oeste e 0 – se reside na região Sudeste*

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Censo de 2000.

Nota: * Categoria base (omitida).

Tabela A. 2 - Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas nas regressões por condição de migração dos pais e estrutura familiar

	Nativo urbano				Migrante urbano-urbano				Migrante rural-urbano			
	Biparental		Monoparental		Biparental		Monoparental		Biparental		Monoparental	
	Média	Desvio padrão	Média	Desvio padrão	Média	Desvio padrão	Média	Desvio padrão	Média	Desvio padrão	Média	Desvio padrão
Menino	0,51	0,50	0,50	0,50	0,51	0,50	0,49	0,50	0,51	0,50	0,48	0,50
Branco	0,52	0,50	0,45	0,50	0,58	0,49	0,53	0,50	0,45	0,50	0,39	0,49
Idade	11,98	1,41	12,11	1,41	11,92	1,40	12,08	1,41	11,96	1,41	12,09	1,42
Chefe.Branco	0,50	0,50	0,44	0,50	0,55	0,50	0,53	0,50	0,43	0,50	0,39	0,49
Chefe.Educação1a4	0,37	0,48	0,35	0,48	0,33	0,47	0,33	0,47	0,52	0,50	0,47	0,50
Chefe.Educação5a8	0,24	0,43	0,25	0,43	0,27	0,44	0,28	0,45	0,14	0,35	0,17	0,37
Chefe.Educação9a11	0,17	0,38	0,18	0,39	0,20	0,40	0,19	0,40	0,04	0,19	0,06	0,24
Chefe.Educação11m	0,08	0,26	0,08	0,27	0,12	0,32	0,09	0,29	0,01	0,10	0,01	0,12
Cônjuge.branco	0,52	0,50			0,58	0,49			0,45	0,50		
Cônjuge.Educação1a4	0,36	0,48			0,32	0,47			0,55	0,50		
Cônjuge.Educação5a8	0,26	0,44			0,30	0,46			0,17	0,37		
Cônjuge.Educação9a11	0,19	0,40			0,22	0,41			0,05	0,21		
Cônjuge.Educação11m	0,07	0,26			0,09	0,28			0,01	0,10		
RNTPC	21,08	124,67	50,32	139,60	33,73	163,29	68,86	169,89	9,99	43,69	26,75	57,12
Irmãos0a9	0,86	1,08	0,62	0,95	0,84	1,01	0,59	0,89	1,16	1,28	0,81	1,11
Irmãos15a17	0,39	0,61	0,38	0,60	0,33	0,56	0,34	0,57	0,48	0,68	0,48	0,65
Desemprego	0,10	0,06	0,12	0,06	0,11	0,06	0,11	0,06	0,09	0,06	0,10	0,06
Informalidade	0,56	0,16	0,54	0,15	0,51	0,13	0,52	0,13	0,58	0,15	0,58	0,15
Metrópole	0,30	0,46	0,39	0,49	0,41	0,49	0,42	0,49	0,22	0,42	0,25	0,43
Norte	0,06	0,24	0,07	0,25	0,08	0,28	0,08	0,27	0,12	0,33	0,12	0,33
Nordeste	0,33	0,47	0,34	0,47	0,19	0,39	0,22	0,41	0,30	0,46	0,34	0,48
Sul	0,13	0,34	0,11	0,32	0,18	0,38	0,16	0,37	0,18	0,39	0,14	0,34
Centro-Oeste	0,04	0,20	0,05	0,22	0,12	0,32	0,12	0,32	0,10	0,30	0,10	0,30
Observações	261.204		77.941		70.997		16.813		16.361		2.978	

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

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

Tabela A. 3 - Probit bivariado: efeitos marginais por condição de migração dos pais e estrutura familiar

	Pai/mãe		Pai/mãe		Pai/mãe	
	Nativo urbano		Migrante urbano-urbano		Migrante rural-urbano	
	Biparental	Monoparental	Biparental	Monoparental	Biparental	Monoparental
Estudar						
Menino	-0,0112***	-0,0210***	-0,0055***	-0,0102***	-0,0039	0,0018
Branco	0,0026**	0,0074***	0,0018	0,0071	0,0051	0,0177
Idade	-0,0090***	-0,0172***	-0,0102***	-0,0167***	-0,0178***	-0,0296***
Chefe.Branco	0,0003	0,0007	0,0053***	-0,0043	0,0100*	-0,0013
Chefe.Estudo1a4	0,0190***	0,0479***	0,0197***	0,0477***	0,0161***	0,0561***
Chefe.Estudo5a8	0,0288***	0,0761***	0,0329***	0,0728***	0,0207***	0,0769***
Chefe.Estudo9a11	0,0355***	0,0941***	0,0447***	0,0937***	0,0528***	0,1150***
Chefe.Estudo11m	0,0356***	0,0994***	0,0485***	0,1020***	0,0297	0,1035***
Cônjuge.Branco	0,0018*		0,0061***		0,0029	
Cônjuge.Estudo1a4	0,0330***		0,0280***		0,0325***	
Cônjuge.Estudo5a8	0,0479***		0,0438***		0,0604***	
Cônjuge.Estudo9a11	0,0543***		0,0494***		0,0686***	
Cônjuge.Estudo11m	0,0592***		0,0439***		0,0377	
RNTPC	-0,0000***	0,0001***	0,0000	0,0002***	-0,0000	0,0005**
Irmãos0a9	-0,0048***	-0,0095***	-0,0061***	-0,0101***	-0,0108***	-0,0048
Irmãos15a17	-0,0032***	-0,0067***	-0,0057***	-0,0100***	-0,0079***	0,0058
Desemprego	-0,0194***	0,0033	0,0068	0,0280	0,0034	-0,1430
Informalidade	0,0175***	0,0024	-0,0007	-0,0018	-0,0339*	0,0664
Metrópole	-0,0017*	-0,0012	-0,0033*	-0,0094**	-0,0148**	-0,0249*
Norte	-0,0041**	0,0055	-0,0070**	0,0004	-0,0156**	-0,0443**
Nordeste	-0,0014	-0,0064***	-0,0040*	-0,0169***	-0,0065	-0,0439***
Sul	-0,0007	0,0030	-0,0043**	0,0060	0,0066	0,0038
Centro-Oeste	-0,0007	0,0040	0,0022	-0,0030	0,0049	-0,0133
Trabalhar						
Menino	0,0246***	0,0211***	0,0199***	0,0259***	0,0452***	0,0387***
Branco	0,0009	-0,0014	-0,0005	0,0054	-0,0005	-0,0002
Idade	0,0188***	0,0227***	0,0193***	0,0234***	0,0396***	0,0383***
Chefe.Branco	-0,0001	-0,0025	0,0008	-0,0041	0,0020	-0,0071
Chefe.Estudo1a4	-0,0054***	-0,0068***	-0,0050*	-0,0186***	-0,0048	0,0064
Chefe.Estudo5a8	-0,0113***	-0,0187***	-0,0103***	-0,0230***	-0,0155**	0,0106
Chefe.Estudo9a11	-0,0147***	-0,0282***	-0,0168***	-0,0409***	-0,0142	-0,0392**
Chefe.Estudo11m	-0,0251***	-0,0403***	-0,0299***	-0,0391***	-0,0679***	-0,0042
Cônjuge.Branco	-0,0027***		-0,0020		-0,0043	
Cônjuge.Estudo1a4	0,0014		-0,0073***		0,0087*	
Cônjuge.Estudo5a8	-0,0044***		-0,0111***		-0,0001	
Cônjuge.Estudo9a11	-0,0135***		-0,0132***		-0,0056	
Cônjuge.Estudo11m	-0,0204***		-0,0205***		-0,0159	
RNTPC	-0,0000	-0,0000***	-0,0001***	-0,0001*	-0,0001**	-0,0003**
Irmãos0a9	0,0033***	0,0038***	0,0012*	0,0050***	0,0047***	0,0037
Irmãos15a17	0,0013**	0,0024**	0,0021*	0,0046	0,0061**	-0,0047
Desemprego	-0,1215***	-0,0954***	-0,1029***	-0,0003	-0,1118***	-0,0535
Informalidade	0,0546***	0,0538***	0,0334***	0,0623***	0,1173***	0,0721
Metrópole	-0,0114***	-0,0141***	-0,0102***	-0,0157***	-0,0302***	-0,0226
Norte	-0,0126***	-0,0073**	0,0051*	0,0057	0,0008	0,0124
Nordeste	-0,0049***	-0,0019	-0,0013	-0,0082*	0,0118*	0,0109
Sul	0,0025*	-0,0007	-0,0006	-0,0084*	0,0112*	-0,0010
Centro-Oeste	0,0126***	0,0147***	0,0133***	0,0262***	0,0157**	-0,0164

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

Notas: Desvios padrão robustos à heterocedasticidade e computados pelo método Delta. *** Estatisticamente significante a 1%. ** Estatisticamente significante a 5%. * Estatisticamente significante a 10%.