

## **Trabalho Infantil e Estrutura Familiar: O papel do divórcio**

### **Área 13 - Economia do Trabalho**

#### **Shirley Pereira de Mesquita**

Doutora em Economia Regional e Políticas Públicas  
Professora do Programa de Pós-Graduação em Economia – PPGE.  
Professora do Departamento de Economia – UFPB.  
E-mail: shirley\_mesquita@yahoo.com.br

#### **Wallace Patrick Santos de Farias Souza**

Doutorando em Economia Aplicada  
Programa de Pós Graduação em Economia - UFRGS  
E-mail: wpsfarias@gmail.com

#### **Resumo**

Este trabalho investiga a importância da ruptura familiar provocada pelo divórcio na determinação do trabalho infantil. Para tanto, foram utilizados dados do Brasil urbano provenientes do Censo Demográfico de 2010 e modelos de efeito de tratamento, a saber, o efeito de tratamento médio e o efeito de tratamento com variável instrumental. Os resultados mostraram que existe um efeito direto da estrutura familiar sobre o trabalho infantil. As estimações apontam que as crianças em lares monoparentais com mãe divorciada têm maior chance de trabalhar quando comparadas com crianças em domicílios biparentais sob responsabilidade do pai. Em geral, a ausência do pai e a exposição ao estresse familiar advindo da dissolução conjugal podem ser os principais determinantes da alteração no comportamento da mãe divorciada quanto à escolha de inserção precoce no mercado de trabalho para os filhos. Esse resultado amplia a discussão dos principais determinantes do trabalho infantil para além das hipóteses relacionadas à pobreza e das falhas de mercado, destacando a importância de fatores subjetivos que alteram o comportamento/preferências dos pais quanto à alocação do tempo dos filhos.

Palavras-chave: trabalho infantil; divórcio; efeito de tratamento.

#### **Abstract**

The aim of this paper is to investigate the role of single-mother families on child labor, focused on divorced mother. We use data from Brazil urban areas provided by Brazilian Demographic Census of 2010 and two models of treatment effect, namely, Average Treatment Effect and IV Treatment effect. The main finds show that children in single-parent families with divorced mothers are more likely to work when compared with children living with both parents. The highlight is that, we find evidences of a direct effect of family structure on child labor. The main hypothesis is that father absence and exposure to family stress, arising from marital dissolution, may be the determinant of changing behavior of the divorced mother about child labor. These results expand the discussion of child labor on the literature. In short, besides of the assumptions related to poverty and market failures - usually presented in the studies of child labor -, some subjective factors that change the behavior/parental preferences can be an important determinant of the choice of children's time allocation.

Key-Words: child labor; divorce; treatment effects.

JEL: C21, J12, J13.

## 1. Introdução

A maior diversidade de estruturas familiares presente na sociedade atual é resultado de uma série de mudanças sociais, demográficas e culturais que vem ocorrendo ao longo dos anos. Uma consequência desse novo cenário é o aumento da exposição de crianças a experiência de convívio em lares com pais divorciados, em outras palavras, de fazer parte de uma família monoparental. No Brasil, por exemplo, o número de casos de divórcio cresceu de 30,8 mil (ano de 1984) para 341,1 mil (ano de 2014)<sup>1</sup>. Outra característica importante é que em 85,1% dos casos de divórcio a mãe fica com a responsabilidade pela guarda dos filhos menores de idade, segundo a pesquisa Estatísticas do Registro Civil do ano de 2014.

A literatura sobre o tema tem documentado diferenças entre crianças que crescem em famílias monoparentais em relação às biparentais. As crianças que tem a experiência de viver em uma família com pais divorciados tem seu nível de bem estar reduzido na infância e na vida adulta. De forma geral, os resultados apontam uma maior probabilidade de desenvolver problemas de ordem acadêmica, comportamental, emocional e socioeconômica (Manski et al., 1992; Bilsborrow, 1993; Amato, 2001; Furstenberg e Kiernan, 2001, Keister, 2004, Moehling, 2004).

Apesar de ser um tema pouco explorado na literatura, sobretudo econômica, a ruptura familiar, sobretudo provocada pelo divórcio, pode ser um importante determinante de um sério problema socioeconômico, o trabalho infantil. Manski et al. (1992), por exemplo, mostra que as crianças em família monoparental são mais propensas à entrada precoce no mercado de trabalho. Destaca-se que as principais consequências negativas do trabalho infantil sobre a vida das crianças são os danos ao desenvolvimento físico, mental e social (Unicef, 2012), a interferência no acesso à educação, e, conseqüentemente, na acumulação de capital humano, limitando sua mobilidade econômica na fase adulta (Emerson e Portela Souza, 2005; OIT, 2013). Dentro desse contexto, os fatores determinantes do trabalho infantil nos países em desenvolvimento é uma questão de grande importância para os formuladores de políticas.

O estudo do efeito do divórcio sobre o trabalho infantil pode ampliar a discussão sobre os fatores determinantes do trabalho infantil. Na atualidade, as principais evidências apontam para a pobreza e as falhas de mercado como as principais explicações para a escolha dos pais pela inserção precoce dos filhos no mercado de trabalho. Destacam-se as hipóteses do "Axioma do luxo" de Basu e Van (1998), segundo essa escolha por trabalho infantil diminui quando a renda familiar aumenta. Por outro lado, a hipótese do "Paradoxo da riqueza" de Bhalotra e Heady (2003), mostra que os filhos pertencentes às famílias mais ricas tem maior probabilidade de trabalhar precocemente quando comparadas às mais pobres e a principal explicação para esse comportamento seriam as falhas do mercado de trabalho, tais como presença de risco moral e escassez de mão de obra. Uma análise mais aprofundada do efeito da ruptura familiar sobre a decisão de trabalho infantil explora a hipótese de que fatores de ordem subjetiva que influenciam diretamente no comportamento dos pais, independente do nível de renda e das falhas de mercado, podem estar alterando significativamente a decisão familiar de alocação do tempo dos filhos entre estudo, trabalho e lazer. Fan (2011), por exemplo, apresenta um modelo que destaca o papel das preferências dos pais na decisão de enviar os filhos para o mercado de trabalho.

Existem algumas hipóteses discutidas na literatura especializada para explicar porque famílias monoparentais chefiadas pela mulher afetam negativamente o bem estar das crianças. McLanahan (1985) destaca três hipóteses principais, que por sua vez, resultam na classificação dos efeitos da estrutura familiar sobre as crianças em diretos e indiretos. A primeira é chamada de "privação econômica", segundo essa hipótese os efeitos negativos da família não nuclear (monoparental) sobre as crianças é "indireto" e ocorre por meio da maior privação econômica resultante dessa ruptura. Já a segunda abordagem, dos efeitos diretos, chama a atenção para as hipóteses da "ausência do pai", essa abordagem chama a atenção para efeitos comportamentais provocados pela ausência do pai no domicílio; e a do "estresse familiar" destaca que nas famílias monoparentais com pais divorciados a criança fica mais exposta a condições de estresse envolvido na dissolução conjugal e divergências entre os pais (Biblarz e Gottainer, 2000). Esses efeitos diretos afetam significativamente o desempenho das crianças em diversas áreas da vida, provocando, por

---

<sup>1</sup> Destaca-se que Grande parte desse resultado é explicado pela mudança na lei sobre o divórcio em 2010. A nova lei promoveu o fim da exigência de prazos para dissolução dos casamentos.

exemplo, problemas de desvio de conduta, aumento do consumo de drogas, problemas de delinquência, dificuldade de submissão a autoridade, problemas de relacionamentos, entre outros (McLanahan, 1999).

A partir do exposto é possível concluir que a ausência do pai no domicílio altera o comportamento da mãe em relação ao filho. Portanto, a hipótese discutida nesse trabalho é de que a mãe decide por inserir a criança no mercado de trabalho precocemente com o objetivo de reduzir os efeitos negativos diretos da ruptura familiar e não apenas os indiretos. Partindo da suposição de que o ambiente do trabalho poderia promover a criança o desenvolvimento de algumas habilidades cognitivas que são suprimidas e/ou reduzidas pela ausência do pai, como questões relacionadas à autoridade, supervisão, trabalho em equipe, relacionamento. Por outro lado, as mães podem optar por colocar o filho para trabalhar para que ele tenha uma redução de tempo no convívio com a família e seja menos exposto a situações de estresse e conflito familiar. Investigar tal questão pode fornecer novos parâmetros para políticas de combate ao trabalho infantil, haja vista a possibilidade de o referido fenômeno manifestar-se de forma diferenciada por tipo de família.

Portanto, o objetivo desse estudo é analisar o efeito da ruptura familiar, líquido do efeito da renda familiar, sobre o trabalho infantil, a fim de captar os efeitos diretos desse fenômeno. Considerando que não existe um consenso na literatura sobre como separar esses efeitos empiricamente, esse artigo vai utilizar a seguinte estratégia: o modelo estimado considera a inclusão de uma *proxie* para controlar o efeito da renda familiar<sup>2</sup>, que será o nível de educação do chefe da família. Os métodos utilizados são o Efeito de Tratamento Médio (ATE), a fim de verificar as diferenças entre crianças em família biparental sob responsabilidade masculina e monoparental com mãe divorciada, na tentativa de distinguir o efeito dessa variável de tratamento (estrutura familiar) sobre os dois grupos, sendo possível mensurar o impacto de tal variável sobre indivíduos com as demais características observáveis balanceadas. O outro método utilizado é a estimação do efeito médio com o uso de variável instrumental como forma tratar da endogeneidade da escolha da estrutura familiar, dado que variáveis omitidas ou a não garantia de um tratamento exógeno pode viesar os resultados. O instrumento utilizado para a estrutura familiar é o percentual de adeptos à religião no município em que as famílias residem, admitindo que estas sofram um *peer effect*, ou seja, há uma espécie de pressão social sobre as decisões de núcleo familiar. Por fim, como nem sempre é possível ter um instrumento disponível ou imune a críticas, é também usado o estimador de dois estágios proposto por Lewbel (2012), que explora a heterocedasticidade do primeiro estágio da regressão para gerar instrumentos internamente que possibilitem a identificação.

Em suma, a variável de tratamento que será usada é a estrutura familiar, e dessa forma a amostra é dividida em dois grupos, a saber: o de famílias biparentais chefiadas pelo pai (grupo de tratamento); e das famílias monoparentais chefiadas por mãe divorciada (grupo de controle). Para tanto, foram utilizados dados da zona urbana do Brasil<sup>3</sup> coletados a partir do banco de dados do Censo Demográfico de 2010<sup>4</sup>, providos pelo IBGE.

Além desta introdução, este artigo está organizado da seguinte forma. A segunda seção apresenta uma breve revisão da literatura, reportando as principais evidências sobre o efeito do divórcio sobre o bem estar dos filhos. A terceira seção descreve a estratégia empírica e a base de dados. A quarta seção reporta a discussão dos resultados. Por fim, a quinta seção é reservada às considerações finais.

<sup>2</sup> A variável renda per capita ou renda familiar não foram inseridas diretamente no modelo por serem consideradas endógena na equação de trabalho infantil.

<sup>3</sup>No Brasil, a inserção de crianças no mercado trabalho tem sido foco de discussões políticas nos anos recentes, principalmente devido ao compromisso firmado pelo país através do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE) com a Organização Internacional do Trabalho (OIT), que foi reafirmado em 2014, para eliminar as piores de formas de trabalho infantil, até 2016, e a erradicação total até 2020.

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

## 2. Os efeitos do divórcio sobre o bem estar das crianças

A literatura especializada demonstra que a estrutura familiar tem efeitos sobre a qualidade de vida das crianças na infância e na vida adulta (McLanahan e Sandefur, 1994; Biblarz e Gottainer, 2000; Moehling, 2004). Nesse sentido surge a seguinte pergunta: Qual seria o efeito do rompimento do núcleo familiar sobre o bem estar dos filhos? Um grande número de estudos tem documentado que as crianças que crescem em lares monoparentais chefiados por mães divorciadas apresentam piores resultados em diversas áreas quando comparadas aquelas em lares biparentais (Amato, 2001; Barajas, 2011).

Nos trabalhos de Amato e Keith (1991) e Amato (2001) os autores analisaram crianças, entre o período da pré-escola e a vida adulta, e encontraram evidências de que aquelas provenientes de uma família com pais divorciados têm, em média, resultados inferiores em comparação aquelas que vivem em famílias intactas (biparental). Em geral, as crianças têm resultados piores em medidas de desempenho escolar; maior propensão a apresentar problemas de relacionamento e de conduta, por exemplo, o uso de drogas e comportamento violento; dificuldade de trabalhar em equipe; problemas de relacionamento com os pais; menor habilidade de lidar com conflitos e submeter-se a autoridade. Uma série de outros trabalhos corroboram esses resultados (McLanahan S. e Bumpass, 1988; Manski et al., 1992; Degraff e Bilsborrow, 1993; McLanahan e Sandefur, 1994; Biblarz e Gottainer, 2000; Moehling, 2004).

Outros resultados encontrados são maiores taxas de desistência, suspensão e expulsão escolar, bem como o acúmulo de um número menor de anos de estudo (Furstenberg e Teitler, 1994; Faghan e Churchill, 2012; Carrier e Utz, 2012). Hetherington, Cox e Cox (1979 e 1982) apontam que os meninos têm maiores problemas de ajustamento que as meninas. Os meninos que ficam com a mãe geralmente tem sua exposição à figura paterna reduzida, são mais expostos aos conflitos familiares e recebem menos suporte dos pais comparado as meninas.

No tocante aos efeitos sobre a vida adulta, destacam-se menor acumulação de ativos na vida adulta, menor nível de renda e status ocupacional, maior probabilidade de divórcio na vida adulta e menor desejo de ter filhos (Ross e Mirowsky, 1999; Furstenberg e Kiernan, 2001; Keister, 2004). Os resultados de Biblarz e Gottainer (2000) mostram que crianças que crescem em lares monoparentais com mãe divorciada tem menor nível de educação, pior status ocupacional e nível de felicidade na vida adulta quando comparado com uma crianças que crescem em uma lar monoparental com mãe viúva.

Quanto aos efeitos sobre a probabilidade de trabalho infantil, Manski et al. (1992) aponta que viver em uma família não intacta, isto é, com a presença apenas de um dos pais, são mais propensas à entrada precoce no mercado de trabalho. Outros estudos reportam evidências empíricas que o trabalho infantil é favorecido em famílias monoparentais chefiadas pela mãe, por meio da inclusão de uma covariada que mensura o tipo de família no modelo de oferta de trabalho infantil. No Brasil, os resultados do estudo de Cacciamali e Tatei (2008) apontam que o gênero do chefe da família é importante para a incidência do trabalho infantil, principalmente quando se trata de uma mulher sem cônjuge.

Uma segunda linha de discussão na literatura estuda quais os fatores que promovem a piora no bem estar das crianças que crescem em lares com mães divorciadas. Existem três principais hipóteses: a da "privação econômica", a da "ausência do pai" e a do "estresse familiar".

Na hipótese da privação econômica a discussão é de que os efeitos negativos sobre o bem estar da criança criada em família monoparental são derivados da pobreza, isto é, da condição de maior vulnerabilidade socioeconômica desse tipo de família. Em geral, a ausência do pai pode comprometer a renda domiciliar, somando-se ao fato das diferenças salariais provocadas pela condição de gênero no mercado de trabalho e ao nível de educação, fatores que podem reduzir a renda domiciliar (Carloto, 2005). Por essa hipótese, a estrutura familiar altera a estrutura econômica da família, que, por sua vez, produz efeitos negativos sobre o bem estar das crianças. Esse canal é denominado de "efeito indireto" da estrutura familiar (McLanahan, 1985).

A segunda e a terceira hipóteses tratam dos chamados "efeitos diretos" da estrutura familiar, destacando que a ausência da figura do pai e o estresse familiar provocado pelo divórcio afetam diretamente medidas de bem estar das crianças. No tocante a hipótese da ausência do pai, destaca-se a importância do papel do pai no desenvolvimento emocional e cognitivo das crianças. McLanahan (1985) destaca que a ausência do pai reduz a motivação para a realização de atividades escolares, resultando em baixo desem-

penho. Jersild (1973) enfatiza os possíveis efeitos emocionais, físicos e de aprendizado que a ausência do pai no domicílio pode acarretar sobre os filhos. Nock (1988) aponta que crianças criadas pelos dois pais aprendem mais sobre a estrutura das relações de autoridade e sobre a forma de interagir com as figuras de autoridade, fato que influencia positivamente no desempenho no mercado de trabalho durante a vida adulta. Fialho (2004) argumenta que a mãe pode enfrentar dificuldades ao tentar exercer as funções domésticas, trabalhar, chefiar a família e cuidar da educação e socialização dos filhos, simultaneamente. O pai e a mãe são considerados recursos importantes para as crianças, ambos atuam como fontes de assistência prática em questões comportamentais diárias, de suporte emocional, de proteção, de orientação e de supervisão. O divórcio provoca a redução da convivência domiciliar dos filhos com um dos pais - na maior parte dos casos com o pai - e do acesso a essas fontes de apoio necessárias para o desenvolvimento adequado da criança (Amato, 1994; McLanahan, 1999).

O modelo do conflito familiar expõe a hipótese do estresse familiar. De acordo com essa visão a dissolução conjugal é uma fonte de estresse para as crianças (Biblarz e Gottainer, 2000). Pesquisas apontam que a exposição dos filhos aos conflitos familiares advindos do divórcio eleva a sua probabilidade de desenvolver problemas de relacionamento; piora do desempenho escolar; comportamento agressivo e antissocial; desobediência; delinquência e depressão (McLanahan, 1985; Biblarz e Gottainer, 2000). Amato (1994) aponta que crianças que são testemunhas diretas de conflitos familiares têm maiores dificuldades de relacionamento com os pais e aumentado o risco de uma série de problemas, principalmente de comportamento e nos resultados educacionais.

### 3. Estratégia Empírica

Esta seção apresenta os procedimentos da estratégia empírica utilizada no estudo. Em primeiro lugar será descrito o método de efeito de tratamento médio por *propensity score matching*, utilizando vários métodos de pareamento consolidados na literatura. Em seguida, na subseção 3.2 será apresentado o método de Lewbel (2012), que usa instrumentos internos a partir da heterocedasticidade, quando não existem restrições de exclusão disponíveis para gerar as estimativas. Para confrontar com os resultados gerados a partir da seção 3.2 também será estimado o efeito médio utilizando variável instrumental padrão a fim de endogeneizar a escolha sobre estrutura familiar. Por fim, ainda é realizada a análise sensibilidade do efeito de tratamento usando os limites de Rosenbaum, como forma de verificar até que ponto as variáveis não observáveis podem estar viesando os resultados.

A princípio tem-se a equação de interesse, usada para estimar o efeito da estrutura familiar sobre o trabalho infantil. Para isso, considere a seguinte equação:

$$y = \alpha + \beta \text{ Estrutura Familiar} + X'\gamma + \varepsilon \quad (1)$$

onde  $y$  é o resultado de interesse, nesse caso o trabalho infantil, Estrutura Familiar ( $H$ ) é uma *dummy* que assume valor 1 se a família é biparental chefiada pelo pai e 0 se a família é monoparental chefiada pela mãe divorciada,  $X$  é um vetor de características de controle dos pais, da criança e da região e  $\varepsilon$  é o termo de erro. O parâmetro de interesse  $\beta$ , representa o efeito da família biparental em relação à monoparental (com mãe divorciada) no resultado  $y$ .

No entanto, para estimar a equação acima de forma consistente, sabe-se que é necessário que os indivíduos estejam distribuídos aleatoriamente entre os tipos de estrutura familiar, dadas as características observadas e não observadas, isto é, que o erro não seja correlacionado com a variável de interesse, ou seja,  $COV(H, \varepsilon) = 0$ . Se a seleção do tratamento é baseada em variáveis não observáveis a hipótese de não correlação com a variável de interesse deixa de ser válida e os resultados da estimação da equação (1) serão viesados.

Para estimar corretamente o efeito causal é comum recorrer a variáveis instrumentais, tal que afetem a variável usada como tratamento e não afete diretamente o resultado. Além dessa estratégia e por muita vezes faltar um instrumento adequado ou confiável, serão consideradas duas estratégias para inferir sobre o efeito causal da estrutura familiar sobre o trabalho infantil, este último sendo uma variável binária que assume valor 1 se a criança trabalha e zero caso contrário. Dessa forma, será estimado o efeito de

tratamento médio baseado em estimadores de *propensity score* com correção para o viés amostral e o efeito de tratamento a partir de instrumentos gerados internamente a partir da heterocedasticidade do primeiro estágio da regressão de identificação, como forma de robustez dos resultados e evitar que a omissão de não observáveis tornem os resultados inconsistentes.

### 3.1 Efeito de Tratamento Médio

Esta seção apresenta o modelo de efeito de tratamento baseado em estimadores por *propensity score* usado para equilibrar as covariáveis para as estimativas, de modo que existam dois resultados potenciais para o indivíduo  $i$ , tal que  $y_{1i}$  é o resultado quando  $H_i = 1$  (nesse caso famílias biparentais chefiadas pelo pai) e  $y_{0i}$  é o resultado potencial quando  $H_i = 0$  (estruturas familiares monoparentais chefiada pela mãe divorciada) (Rubin, 1977).

Dessa forma, o efeito causal do tratamento ( $H_i = 1$ ) em relação ao grupo de controle ( $H_i = 0$ ) é definido como a diferença entre os resultados potenciais acima citados. Concentrando-se no efeito de tratamento sobre os tratados (ATT)<sup>5</sup>, o efeito causal é então,

$$\beta_{ATT} = E[\beta_i | H = 1] \quad (2)$$

$$\beta_{ATT} = E[y_{1i} - y_{0i} | H = 1] \quad (3)$$

No entanto, como salientado em Imbens e Wooldridge (2009), não é possível observar um mesmo indivíduo que foi submetido e não submetido ao tratamento simultaneamente, ou seja, uma criança filha de uma família biparental e monoparental no mesmo período de tempo. Em outras palavras, para observar uma mudança de um indivíduo do grupo sem tratamento para o grupo tratado, a estatística relevante é observar indivíduos com as mesmas circunstâncias no novo grupo. No entanto não é possível ter *ex ante* o mesmo indivíduo pertencente aos dois grupos, sendo observado apenas um dos dois estados possíveis, dado o *status* do tratamento,  $y_i = y_{0i} + (y_{1i} - y_{0i})H_i$ .

Portanto, é preciso encontrar indivíduos com diferentes status de tratamento (tratados e não tratados), mas com características observadas similares para que possam ajustadas e as comparações serem feitas, seguindo as hipóteses de independência condicional e independência do tratamento (ver Rubin (1974) e Heckman (1990)), o que implica que a atribuição do tratamento é independente dos resultados potenciais, dado um conjunto de covariáveis  $X$ .

Seguindo Rosenbaum e Rubin (1983), o *propensity score*,  $p(X)$ , é definido como a probabilidade condicional de um indivíduo ser tratado, ou seja, a probabilidade de um indivíduo ser filho de uma família biparental dado o conjunto de variáveis contidas no vetor  $X$ ,  $\Pr(H = 1 | X)$ . Assim, o ATT pode ser obtido a partir da equação (4).

$$\beta_{ATT} = E[y_{1i} - y_{0i} | H = 1, p(X_i)] \quad (4)$$

Portanto, o efeito de tratamento condicionado ao *propensity score* e sob a independência condicional implica que a distribuição das covariáveis  $X$  é equilibrada entre os grupos (tratado e não tratado), de modo que as estimativas são mais confiáveis que as obtidas pela equação (3), além de eliminar o viés pela não aleatoriedade do tratamento. Em outras palavras, o estimador que usa *scores* de propensão estimados  $\hat{p}(X)$  para procurar e atribuir pesos aos pares simétricos  $(i, j)$  com *status* de tratamento opostos, dados os valores de  $X$ .

Para construir o contrafactual para os indivíduos filhos de famílias biparentais, é construída uma função *Kernel*<sup>6</sup> que atribui um maior peso, para cada par de indivíduos  $(i, j)$  com  $(H_i, H_j) = (1, 0)$ , aos pares em que a soma das probabilidades estão mais próximas de um, ou seja, pesos maiores são atribuídos as observações mais semelhantes. Para tanto, o peso de *Kernel* é dado pela equação (5),

<sup>5</sup> Do inglês *average treatment effect on the treated*.

<sup>6</sup> Dado que dificilmente a soma das probabilidades é igual a um nos pareamentos.

$$\hat{k}_{ij} = K_{1n}(1 - \hat{p}(X_i) - \hat{p}(X_j)) \quad (5)$$

onde  $K_{1n}$  é uma função *Kernel*.

Os *scores* de propensão para um indivíduo que recebe tratamento  $\hat{p}(X_i)$ , e para um que não recebe tratamento  $\hat{p}(X_j)$ , são obtidos a partir da função *Kernel*  $\phi_{ij}$ , e por fim o efeito de tratamento é a média de todos os diferenciais dos pares simétricos, ponderados pelas estimativas de  $\hat{k}_{ij}$ .

Seguindo o que sugere a literatura, como Caliendo & Kopeinig (2005), Rosenbaum (2010) e Germler et al. (2011), serão utilizados além do Kernel, diferentes algoritmos de pareamento, como o vizinho mais próximo e a própria estimação por ols.

Como a hipótese de independência condicional não pode ser testável diretamente é possível que variáveis não observáveis possam estar causando indecisão quanto ao efeito causal do tratamento e, portanto, o efeito da estrutura familiar na decisão de trabalho infantil pode ser viesada (ROSENBAUM, 2002). Dessa forma, será estimada a sensibilidade do efeito de tratamento usando os limites de Rosenbaum, que informam o quanto que as alterações nas variáveis não observáveis viesam os resultados e/ou afetam sua robustez. Por fim, visto que a variável dependente referente ao trabalho infantil é binária (se a criança trabalha ou não) a estatística de Mantel-Haenszel é a mais indicada para avaliar a hipótese do viés do efeito da estrutura familiar (CALIENDO; KOPEINIG, 2005).

O método de efeito de tratamento tradicional pressupõe a exogeneidade do tratamento e depende da hipótese de independência condicional, como já mencionado. No entanto, além de variáveis não observáveis que podem viesar os resultados, o tratamento entre os grupos pode também não ser aleatório. Além da análise de sensibilidade serão, portanto, feitas estimativas do efeito de tratamento com variável instrumental e através da geração de instrumentos internos num estimador de dois estágios, como forma de tratar a endogeneidade da estrutura familiar, dado que os resultados do efeito de tratamento médio convencional podem ser tendenciosos sem a aleatoriedade do tratamento.

Portanto será utilizado o percentual de adeptos à religião no município em que as famílias residem como instrumento para o núcleo familiar, admitindo que estas sofram um *peer effect*, ou seja, há uma espécie de pressão social. A utilização desta variável como instrumento justifica-se pela crença de que seja efetiva para alterar as decisões quanto à estrutura das famílias, mas não quanto à decisão de trabalho dos filhos diretamente, condicional a outros fatores observáveis. Para a sua utilização, exige-se que a variável instrumental afete o tratamento, mas não afete diretamente o resultado. Em suma, a justificativa é que estes instrumentos podem ser vistos como proxies para características não observadas sobre as decisões quanto à estrutura familiar dos indivíduos.

### 3.2 Método de Lewbel (2012). Identificação com Heterocedasticidade

A presente seção descreve o estimador de dois estágios proposto por Lewbel (2012), que explora a heterocedasticidade do primeiro estágio da regressão para gerar instrumentos internamente que possibilitem a identificação, quando não existem restrições de exclusão disponíveis<sup>7</sup>, dada que muitas vezes não existem variáveis instrumentais externas que possam ser usadas diretamente nos modelos estimados na subseção anterior.

Para o presente trabalho, as estimativas deste método são apresentadas na mesma tabela que as estimativas por IV padrão, na tentativa de corroborar os resultados e minimizar críticas quanto ao uso de uma variável instrumental externa. Alguns trabalhos como Tigre et al. (2016) tem mostrado que a abordagem de Lewbel produz resultados muito parecidos quando comparado com a estimativa obtida com o uso de instrumentos tradicionais.

Seguindo Lewbel (2012), o sistema triangular de equações como apresentado abaixo mostra que quando as correlações dos erros são causadas devido a fatores não observados, a identificação se dá tendo regressores não correlacionados com o produto dos erros heterocedásticos.

<sup>7</sup> O método pode ser usado também para melhorar a eficiência do estimador IV padrão.

Para o propósito desse artigo, supondo  $U$  ser uma variável omitida que possivelmente afeta a estrutura familiar  $H$  (variável endógena de tratamento) tanto quanto afeta o resultado trabalho infantil  $Y$ , e denotando  $V_1$  e  $V_2$  como erros idiossincráticos. Portanto, é possível identificar o efeito causal da estrutura familiar  $Y$ , denotado por  $\beta$ , através do Método dos Momentos Generalizados (GMM) ou de Mínimos Quadrados Modificados em Dois Estágios (2SLS).

$$Y = X'\beta_1 + \beta H + \varepsilon_1 \quad (6)$$

$$H = X'\beta_2 + \varepsilon_2 \quad (7)$$

$$E[X\varepsilon_1] = 0, \quad E[X\varepsilon_2] = 0, \quad Cov[Z, \varepsilon_1\varepsilon_2] = 0, \quad (8)$$

Onde  $\varepsilon_1 = \alpha_1 U + V_1$  e  $\varepsilon_2 = \alpha_2 U + V_2$  e  $Z \subseteq X$ <sup>8</sup>. A equação (8) apresenta as condições necessárias para a identificação e estimação, juntamente com alguma heterocedasticidade em  $\varepsilon_i$ <sup>9</sup>. Assim, a classe de modelos que satisfazem os pressupostos subjacentes ao método de Lewbel são aqueles que as correlações dos erros nas equações em *cross-section* são por conta da presença de um fator comum não observado.

A equação auxiliar ou regressão do primeiro estágio pode ser usada para fornecer os elementos necessários para o método de Lewbel. Em sua versão mais simples, instrumentos podem ser construídos a partir dos resíduos das regressões auxiliares multiplicado por cada uma das variáveis exógenas centrada na média. Esses resíduos tem covariância zero com cada um dos regressores usados para construí-lo, o que implica que a média dos instrumentos gerados são zero.

Por outro lado, o produto desses resíduos com os elementos dos regressores centrados na média não será zero, se houver evidência considerável de heterocedasticidade de escala com relação às variáveis explicativas.<sup>10</sup> Assim, quanto maior o grau da heterocedasticidade no processo de erro, maior será a correlação dos instrumentos gerados com as variáveis endógenas incluídas (que são os regressandos das regressões auxiliares).

Em suma, quando se quer corroborar os resultados encontrados por IV tradicionais ou na falta de uma variável instrumental externa válida, como é o caso de muitas aplicações empíricas, o método de Lewbel é uma alternativa interessante para estimar o efeito causal de interesse, tal como no presente caso da estrutura familiar na oferta de trabalho por crianças entre 10 e 15 anos de idade.

É importante salientar que as mesmas variáveis usadas no efeito de tratamento médio são usadas nessa etapa, isto é, tratamento binário igual a 1 para as famílias biparentais e 0 para famílias monoparentais chefiadas pela mãe, uma variável binária indicando se a criança trabalha ou não como variável de resultado e um conjunto de covariáveis  $X$  de controle que será descrito na seção de dados.

### 3.3 Base de Dados

Nesta seção é apresentado um breve resumo da descrição e estatísticas das variáveis utilizadas no presente estudo. A fonte de dados são os microdados oriundos do Censo demográfico realizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para o ano de 2010. Ao contrário da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), o Censo abrange todos os municípios brasileiros e sua amostragem não se caracteriza por processos de conglomeração estratificação (amostra complexa). Por outro lado, os dados censitários permitem: (i) a criação de variáveis *proxies* referentes à demanda e à estrutura do mercado de trabalho de cada município; (ii) maior discriminação de estruturas de família pelo detalhamento da posição da pessoa no domicílio e seu estado civil e (c) fornecem uma amostra bastante superior à PNAD. Tais características justificam o uso dos dados do Censo nessa pesquisa.

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

<sup>8</sup> Note que  $Z$  é um subconjunto de  $X$ , e com isso, nenhuma informação de fora do modelo especificado é necessária.

<sup>9</sup> Para mais detalhes ver Lewbel (2012) e Baum e Schaffer (2012).

<sup>10</sup> A heterocedasticidade pode ser analisada por testes tal como o de Breusch-Pagan.



torna-se possível caracterizar a presença de crianças, suas características e aquelas referentes aos seus responsáveis.

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

Após o recorte por zona censitária, foram identificadas crianças entre 10 e 15 anos de idade, sem qualquer deficiência física e/ou mental e que apresentavam com alguma relação de parentesco com a pessoa responsável pelo domicílio<sup>11</sup>. Essa faixa etária foi escolhida porque concentra cerca de 94% do trabalho infantil no Brasil e por caracterizar maior dependência dos filhos em relação aos seus pais<sup>12</sup>. Ademais, trata-se de um corte comum em estudos empíricos sobre o tema<sup>13</sup> (Emerson e Portela, 2005; Batista, 2007; Aquino et al., 2010).

A variável dependente do modelo é a participação da criança no mercado de trabalho, trata-se de uma binária que assume o valor 1 se a criança entre 10 e 15 anos de idade trabalhou de forma remunerada e zero caso contrário, ao passo que alguns atributos das próprias crianças são utilizados como variáveis explicativas de controle. Também são incluídas variáveis de residência e localização e atributos familiares, estes últimos com uma grande quantidade de variáveis, pois a decisão de trabalho infantil é majoritariamente familiar e não individual<sup>14</sup>. Além dessas variáveis, foi incluída a variável de anos de estudo do chefe da família, como uma proxy para captar o nível de renda familiar e a variável percentual de adeptos à religião no município em que as famílias residem, que foi utilizada como instrumento no modelo de variável instrumental tradicional.

As estatísticas descritivas<sup>15</sup> apontam que o percentual de crianças que trabalham é uma proporção pequena da amostra, enquanto que para aquelas que trabalham a média semanal é de 24 horas de trabalho. É notável também que a proporção de crianças por faixa de idade (dos 10 aos 15 anos) é distribuída de maneira proporcional, sendo ao todo 51% do sexo masculino. Quanto aos atributos familiares, 79% dos chefes trabalham e tem uma média de idade de 41 anos, sendo famílias com uma baixa proporção de pessoas com 60 anos ou mais e com irmãos de 15 anos ou menos. Em termos de estrutura familiar, 79% são biparentais chefiadas pelo pai, enquanto os outros 21% compõem as famílias monoparentais. Dentre as monoparentais, 20% são de mães separadas ou divorciadas.

<sup>11</sup> A criança trabalhadora é aquela que na semana de referência do Censo de 2010 trabalhou ao menos 1 hora sendo remunerada em dinheiro, produtos, mercadorias ou benefícios.

<sup>12</sup> Essa é uma faixa etária em que o trabalho infantil não é permitido por lei, exceto na condição de aprendiz a partir dos 14 anos de idade. A Organização Internacional do Trabalho (OIT) - na Convenção nº 138, de 1973, no artigo 2º, itens 3 e 4 - fixou como idade mínima recomendada para o trabalho, em geral, os 16 anos. No caso dos países-membros considerados muito pobres, a Convenção admite que seja fixada, inicialmente, uma idade mínima de 14 anos. No caso do Brasil, é proibido o trabalho noturno, perigoso ou insalubre aos menores de 18 anos e de qualquer forma de trabalho para os menores de 16 anos, exceto como aprendiz e apenas a partir dos 14 anos. Na condição de aprendiz, a criança ou adolescente deve ser submetida a uma jornada de no máximo 6 horas diárias, sendo proibido qualquer tipo de prorrogação ou compensação. Apenas nos casos em que o aprendiz já terminou o ensino fundamental, o limite aumenta para 8 horas diárias, desde que entre as atividades desenvolvidas estejam computadas horas destinadas à aprendizagem teórica.

<sup>13</sup> Outros cortes amostrais também foram convenientes. Primeiro, foram eliminados da amostra chefes de domicílio menores de 25 anos de idade, para evitar incluir crianças na condição de responsável pelo domicílio. Os responsáveis que não responderam as questões sobre cor da pele, escolaridade e renda domiciliar per capita também foram excluídos da amostra. Por fim, as crianças que não tinham informação sobre a condição de trabalho (se trabalha ou não), também, foram excluídas da amostra.

<sup>14</sup> A lista completa das variáveis do modelo podem ser conferidas no Apêndice 1.

<sup>15</sup> As estatísticas descritivas podem ser vistas no Apêndice 2.

## 4. Resultados

Esta seção apresenta os resultados e discussões deste estudo, dada à estratégia empírica adotada. Na subseção 4.1 tem-se a análise do efeito do divórcio sobre a decisão de trabalho infantil estimado por meio do método do Efeito de Tratamento Médio, seguido pelos resultados do teste de sensibilidade usando os limites de Rosenbaum. Na subseção 4.2, como estratégia de análise da robustez dos resultados, são apresentados os efeitos estimados por meio de dois outros métodos, o de variável instrumental tradicional, com o percentual de adeptos à religião no município em que as famílias reside como instrumento, e o método de Lewbel (2012), que se baseia em um mecanismo interno de criação de instrumentos, que possibilitam a identificação do modelo sem a presença de um instrumento exógeno. É importante salientar que todas as estimações foram realizadas com dois arranjos de estrutura familiar, sendo comparados os filhos de famílias biparentais chefiadas pelo pai (presença de pai e mãe no domicílio) com os filhos de famílias monoparentais chefiadas pela mãe divorciada. Além do tratamento, é usado um vetor de variáveis de controle em todas as estimações, tal como descrito na seção de dados.

Dado que a hipótese central desse trabalho é a existência de um efeito direto da ruptura familiar sobre o trabalho infantil, em outras palavras, os efeitos negativos seriam advindos da ausência do pai no domicílio e da maior exposição da criança a situação de conflito/estresse familiar, faz-se necessária a estimação dos resultados líquidos do efeito da renda familiar. Para tanto, a estratégia utilizada foi a inclusão de uma proxy da renda familiar entre as variáveis explicativas dos modelos, qual seja, os anos de estudo do chefe da família.

### 4.1. Efeito de Tratamento Médio

Esta seção apresenta a estimação do efeito médio da estrutura familiar sobre o trabalho infantil através do método de Efeito de Tratamento Médio. A Tabela 1 mostra os resultados da equação tendo como variável dependente uma binária que mensura trabalho infantil, conforme exposto na seção de base dados, e como tratamento, uma *dummy* que assume valor 1 se a criança é filha de uma família biparental chefiada pelo pai e assume valor 0 se é filha de uma família monoparental chefiada pela mãe divorciada<sup>16</sup>.

**Tabela 1: Estimação do Efeito do Tratamento Médio<sup>17</sup>**

	Biparental x Monoparental (Mãe Divorciada)	
	Meninas	Meninos
OLS	-0,014*** (0,001)	-0,013*** (0,001)
Kernel	-0,018*** (0,003)	-0,016*** (0,003)
NN	-0,015*** (0,003)	-0,012*** (0,004)
Nº de observações	271.939	289.741

Fonte: Elaboração dos autores a partir dos dados do Censo 2010.

**Nota:** \*p -valor < 0,01. \*\*p-valor < 0,05. \*\*\*p-valor < 0,10

Desvio padrão entre parênteses

Como é possível observar, as estimativas foram realizadas separadamente por gênero, dada a diferença entre as características e especificidades do trabalho infantil entre estes, conforme mostra (Kassouf, 2005; Emerson e Souza, 2007). Os resultados estimados por diferentes métodos de pareamento (OLS, Kernel, Vizinho mais próximo – NN<sup>18</sup>) mostram um parâmetro com sinal negativo para ambos os gêne-

<sup>16</sup> Todas as estimativas desta e da próxima seção foram obtidas usando o *bootstrap* com 1.000 replicações.

<sup>17</sup> A tabela completa de coeficientes pode ser vista do Apêndice 3.

<sup>18</sup> Do inglês nearest-neighbor

ros, o que significa que viver em um ambiente com estrutura familiar biparental impacta menos no fato da criança trabalhar quando comparado a uma família onde a criança tem a presença apenas da mãe divorciada. Para as meninas esse impacto é ligeiramente maior (em termos absolutos), dado que viver em um ambiente monoparental acarreta num impacto entre 0,014 e 0,018 vezes a mais no trabalho infantil que o ambiente biparental para o sexo feminino, a depender do método utilizado, enquanto esse impacto fica entre 0,012 e 0,016 para o sexo masculino.

Os resultados sugerem que existe um efeito direto da estrutura familiar sobre a decisão dos pais de alocação do tempo dos filhos, ou dito em outras palavras, a ruptura familiar altera o comportamento dos pais quanto à decisão de trabalho infantil. Uma criança que cresce em um lar monoparental com mãe divorciada teria uma maior chance de inserção precoce no mercado de trabalho, podendo esse resultado ser interpretado como uma estratégia da mãe para tentar minimizar os efeitos negativos da ausência do pai no domicílio, bem como reduzir a exposição da criança aos conflitos familiares resultantes da dissolução conjugal. A inserção no mercado de trabalho pode ainda ser motivada pela possibilidade da criança ter acesso a fontes complementares de apoio ao seu desenvolvimento. A convivência no ambiente de trabalho poderia reduzir problemas de conduta, tais como, delinquência e envolvimento com drogas; melhorar as habilidades de comportamento e de trabalho em equipe; as relações de autoridade e supervisão; reduzir o tempo da criança no lar, conseqüentemente, menor exposição a situações de conflito familiar, entre outros. Em geral, a literatura destaca que as crianças que vivem em família monoparental com mãe divorciada, principalmente devido à ausência do pai e ao estresse familiar, tem maior probabilidade de desenvolver esses problemas (McLanahan, 1985; Amato, 1994; McLanahan, 1999; Biblarz e Gottainer, 2000).

Em termos metodológicos, os resultados reportados na Tabela 1 partem da hipótese de independência condicional, cuja presença de variáveis omitidas na especificação do modelo de pareamento pode resultar em um viés na estimação dos efeitos médios sobre o grupo tratado. Dessa forma, é feita a análise de sensibilidade através dos limites de Rosenbaum, com o objetivo de verificar até que ponto as variáveis não observáveis podem ser prejudiciais para os resultados encontrados. Os resultados são exibidos também por gênero na Tabela 2, onde os valores de  $\Gamma$  mostram até que ponto o diferencial de chances da criança está no mercado de trabalho é devido a características não observadas. Em outras palavras, tal valor reflete a suposição de endogeneidade motivada por variáveis omitidas ou não observadas.

**Tabela 2: Limites de Rosenbaum – Sensibilidade aos fatores não-observados**

$\Gamma$	Propensity Score Matching			
	Meninas		Meninos	
	MH	P-valor	MH	P-valor
1,00	4,75	0,000	3,80	0,000
1,10	4,05	0,000	3,17	0,000
1,20	3,64	0,000	2,88	0,000
1,30	3,15	0,000	2,42	0,000
1,40	2,80	0,000	2,15	0,015
1,50	2,37	0,010	2,00	0,028
1,60	2,02	0,035	1,83	0,037
1,70	1,53	0,049		

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

Nota: MH = estatística de Mantel-Haenszel tendo como hipótese nula a sobrestimação do efeito da estrutura familiar.

Dado o nível de significância, os valores da Tabela 2 apresentam o limite mínimo de não rejeição da hipótese nula, em que o efeito do tratamento é influenciado pela autosseleção endógena do estado da estrutura familiar (ROSENBAUM, 2002; CALIENDO; KOPEINIG, 2005). Assim, além da probabilidade de não rejeição de  $H_0$ , o p-valor apresenta a estatística sob a hipótese de superestimação do efeito.

É possível observar pela Tabela 2 que a interposição causada por variáveis não observadas é de 1,70 para as meninas e de 1,60 para os meninos, ao nível de significância abaixo de 5%, o que significa que o viés omitido capaz de gerar superestimação dos resultados ocorre quando variáveis omitidas res-

pondem por uma diferença de 70% e 60% para meninas e meninos, respectivamente, na razão de chances de atribuição a estrutura familiar entre as crianças de famílias biparentais e monoparentais. Em outras palavras, as variáveis não observáveis teriam de ser pelo menos 70% maiores para as meninas e 60% maiores para os meninos de famílias biparentais do que os das famílias monoparentais chefiadas pela mãe divorciada, para que o efeito de tratamento possa não ser estatisticamente diferente de zero, o que não parece muito plausível para nosso caso. Portanto, esse resultado corrobora as estimativas encontradas na Tabela 1.

#### 4.2 Análise de Robustez: Estimação com IV padrão e a partir da heterocedasticidade

Nesta seção, tem-se a estimação do efeito da estrutura familiar usando a estimativa com variável instrumental padrão e o Método de Lewbel (2012), que consiste em uma estimativa a partir da heterocedasticidade para gerar instrumentos internos para o efeito do tratamento, quando o produto de tais erros não é correlacionado com os regressores<sup>19</sup>. A aplicação desses dois métodos ajuda a confirmar o efeito negativo de tais condições, a criança crescer em uma família com mãe divorciada, sobre a chance de trabalho infantil. A Tabela 3 mostra que as estimativas corroboram os resultados anteriores de um efeito negativo da estrutura familiar sobre o trabalho infantil, tanto na IV padrão quanto com o método de Lewbel, sendo a estimação com variável instrumental tradicional exposta na parte superior da tabela e o efeito de tratamento médio estimado por *Generalized Method of Moments* (GMM) a partir do método de Lewbel (2012) na parte inferior.

<b>Tabela 3: ATT Estimado usando IV e o Método de Lewbel (2012)</b>		
	Biparental x Monoparental (Mãe Divorciada)	
	Menina	Menino
	IV	
ATT	-0,015** (0,006)	-0,087* (0,048)
Observações	271.939	289.741
	Lewbel (2012)	
ATT <sub>GMM</sub>	-0,010*** (0,003)	-0,013*** (0,003)
Controles	Sim	Sim
Ocupação (FE)	Sim	Sim
UF (FE)	Sim	Sim
Observações	37.972	39.952
Kleibergen-Paap LM	5708.10***	6310.76***

Fonte: Elaboração dos autores a partir dos dados do Censo 2010.

Notas: Desvios-padrão robustos a heterocedasticidade entre parênteses, com bootstrap 1000 replicações.

\*\*\*p-valor < 0,01. \*\* p-valor < 0,05. \* p-valor < 0,10

Tal como nos resultados anteriores, a estimação utilizando percentual de adeptos à religião no município em que as famílias reside como IV mostra um impacto negativo maior (em termos absolutos) para a chance de trabalho infantil das meninas, com uma diferença bem maior em relação aos meninos nesse caso. Para a estimação com a utilização dos instrumentos internos (Lewbel), o efeito também se apresenta negativo para os dois gêneros, no entanto, o efeito para os meninos passa a ser maior, em termos absolutos. Tais resultados servem para corroborar os achados na seção anterior e evidenciam a influência negativa da ruptura familiar no trabalho infantil.

Para o modelo de Lewbel, a última linha da Tabela 3 apresenta o teste de subidentificação do modelo, no qual se rejeita a hipótese nula indicando que o modelo é identificado. O artigo de Emran e Hou

<sup>19</sup> Foi realizado o teste de White (1980) e rejeitada a hipótese nula de homocedasticidade (verificada a presença de heterocedasticidade), condição para a validade do método.

(2013) encontra uma semelhança qualitativa entre as estimativas obtidas por instrumentos externos e pelos gerados pelo presente método, tal qual o presente estudo. Dessa forma, mesmo que não existam instrumentos externos disponíveis ou que a sua utilização gere questionamentos, é possível ter certo grau de confiança nos instrumentos gerados internamente pelo método apresentado.

Os resultados apresentados nas seções 4.1 e 4.2 apontam para a existência de um efeito direto da estrutura familiar sobre o trabalho infantil, corroborando a hipótese inicial desse trabalho. Esse resultado amplia a discussão sobre os determinantes do trabalho infantil, reforçando a ideia de que fatores que influenciam no comportamento dos pais tem grande importância na determinação da inserção precoce dos filhos no mercado de trabalho. A condição de divorciada pode estar influenciando/alterando significativamente as preferências da mãe quanto à alocação do tempo dos filhos entre trabalho, estudo e lazer. Fato que corrobora a suposição inicial dessa pesquisa, de que fatores além da pobreza e das falhas de mercado atuam na probabilidade de ocorrência desse fenômeno social, que tem efeitos negativos sobre a acumulação de capital humano da economia e sobre o bem estar individual da criança na fase da infância e na vida adulta. Portanto, esse fator deve ser considerado na formulação de políticas públicas para redução do trabalho infantil, sobretudo em países em desenvolvimento, onde o problema é mais intenso.

## 5. Conclusões

O trabalho infantil é um problema social de relevância, sobretudo nos países em desenvolvimento. No Brasil, apesar da redução no número de crianças trabalhando durante as últimas décadas, a meta de erradicação<sup>20</sup> do trabalho infantil ainda não foi alcançada. Segundo dados do Censo 2010, 3,82% das crianças entre 10 e 15 anos ainda trabalham no país, cerca de 454.138. Nesse sentido é importante avaliar de maneira aprofundada as fontes causadoras desse fenômeno social. Esse artigo procurou investigar os determinantes do trabalho infantil, com atenção especial para os possíveis efeitos atrelados à ruptura familiar e utilizando dados do Brasil urbano.

Os achados dessa pesquisa mostraram que a estrutura familiar tem um papel significativo na determinação da probabilidade de trabalho infantil no Brasil urbano. A partir de uma análise empírica rigorosa, por meio dos métodos de Efeito de tratamento médio e os métodos de variável instrumental, os resultados mostraram que viver em uma família biparental chefiada pelo pai, independente do gênero do filho, impacta menos no fato da criança trabalhar quando comparado a uma família onde a criança tem a presença apenas da mãe divorciada.

Em geral os resultados mostram que existe um efeito direto da estrutura familiar sobre o trabalho infantil, que pode estar sendo transmitida a criança devido a alterações no comportamento da mãe provocadas pela ausência do pai e pela exposição a situações de estresse familiar advindas da dissolução conjugal.

Para erradicar o trabalho infantil de forma efetiva, os resultados do presente estudo sugerem políticas de maior conscientização dos pais quanto aos impactos do trabalho infantil sobre a educação, saúde e nível de renda futuro das crianças, que podem promover mudanças no comportamento dos pais quando a decisão de trabalho infantil. Essas políticas precisam de uma linha de ação diferenciada para famílias monoparentais chefiadas por mãe divorciada, bem como, o desenvolvimento de pesquisas que incorporem o estudo detalhado do perfil psicológico e comportamental dessas famílias.

## Referências

Amato, P. R. e Keith, B. “Parental Divorce and Adult Well-being: A Meta-Analysis,” *Journal of Marriage and Family* 53 (1991): 49, 54. 1991.

<sup>20</sup>O Ministério do Trabalho e Emprego (MTE) firmou um compromisso com a Organização Internacional do Trabalho (OIT), que foi reafirmado em 2014, para eliminar as piores formas de trabalho infantil, até 2016, e a erradicação total até 2020.

Amato, P. R. Life-span adjustment of children to their parents' divorce. *The Future of Children*, 4, 143-164. 1994. Disponível em: [http://www.futureofchildren.org/information2826/information\\_show.htm?doc\\_id=75582](http://www.futureofchildren.org/information2826/information_show.htm?doc_id=75582).

Amato, P. R., "Children of Divorce in the 1990s: An Update of the Amato and Keith (1991) Meta-Analysis," *Journal of Family Psychology*, 15 (2001): 366. 2001.

Aquino, J. M.; Fernandes, M. M.; Pazello E. T.; Scorzaface. Trabalho Infantil: Persistência Intergeracional e Decomposição da Incidência entre 1992 e 2004 no Brasil Rural e Urbano. *R. Econ. contemp.*, Rio de Janeiro, v.14, n.1, p.61-84, 2010.

Basu, K. and Van, P. The Economics of Child Labor. *American Economic Review*, v.88, n.3, p.412-427, 1998.

Batista, Ferreira, 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, p. 1-25, 2007.

Baum, C. F., e Schaffer, M.E. ivreg2h: Stata module to perform instrumental variables estimation using heteroskedasticity-based instruments. 2012. Disponível em: <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s457555.html>.

Bhalotra, S. and Heady, C. Child Farm Labor: The Wealth Paradox. *World Bank Economic Review*, 2003, v.17, n.2, p.197-227, 2003.

Biblarz, T. J., Gottainer, G. Family Structure and Children's Success: A Comparison of Widowed and Divorced Single-Mother Families. *Journal of Marriage and the Family*, v. 62, n. 2, p. 533-548, 2000.

Bilsborrow, R. E; DeGraff, D. S. Female-headed households and family welfare in rural Ecuador. *Jornal of Population Economics*, v. 6, n. 4, p. 317-336, 1993.

Caliendo, M.; Kopeinig, S. Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching. IZA Working Paper n. 1588, p. 1-32, 2005.

Carloto, C. M. A chefia familiar feminina nas famílias monoparentais em situação de extrema pobreza. *Revista Virtual Textos e Contextos*, v. 4, n. 4, 2005.

Cacciamali, M. C; Tatei, F. Trabalho infantil e o status ocupacional dos pais. *Revista de Economia Política*, v. 28, n. 2, p. 269-290, 2008.

Catherine E. Ross and John Mirowsky, "Parental Divorce, Life-Course Disruption, and Adult Depression," *Journal of Marriage and Family* 61 (1999): 1034-1045.

Carrier, Holly Uphold e Utz, Rebecca. Parental Divorce Among Young and Adult Children: A Long-Term Quantitative Analysis of Mental Health and Family Solidarity. *Journal of Divorce & Remarriage*. 53:247-266. 2012.

Emerson, P. M., Portela Souza, A. F. The inter-generational Persistence of Child Labor. 2005.

Emerson, P. M.; Portela Souza, A. F. The inter-generational Persistence of Child Labor. 2007.

- Emran, M. S., e Hou, Z. Access to Markets and Rural Poverty: Evidence from Household Consumption in China. *The Review of Economics and Statistics*, 95 (2): 682-697, 2013.
- Fagan, P. F. e Churchill, A. The Effects of Divorce on Children. *MarriResearch: Research Synthesis. Marriage and Religion Research Institute*, 2012. Disponível em: <http://downloads.frc.org/EF/EF12A22.pdf>
- Fan, C. S. The Luxury Axiom, the Wealth Paradox, and Child Labor. *Journal of Economic Development*, v.36, n.3, p.25-44, 2011.
- Fialho, R. C. B. Enfoques sociais da família monoparental. Tese (Doutorado) — Universidade Federal da Paraíba, 2004.
- Furstenberg, Frank F.; Furstenberg, Jr. and Teitler, Julien O. “Reconsidering the Effects of Marital Disruption: What Happens to Children of Divorce in Early Adulthood?” *Journal of Family Issues* 15, no. 2 (1994): 179. 1994.
- Furstenberg, Frank F. e Kathleen E. Kiernan, “Delayed Parental Divorce: How Much Do Children Benefit?” *Journal of Marriage and Family* 63 (2001): 446. 2001.
- Furstenberg, Frank F. e Kiernan, Kathleen E. “Delayed Parental Divorce: How Much Do Children Benefit?” *Journal of Marriage and Family* 63 (2001): 452. 2001.
- Gertler, P. J.; Martinez, S.; Premand, P.; Rawlings, L. B.; Vermeersch, C. M. J. *Impact Evaluation in Practice*. Washington, D.C.: The World Bank, 2011. 266 p. ISBN 9781464800887. Disponível em: <http://www.worldbank.org/ieinpractice>.
- Hetherington, Cox, e Cox, “Effects of Divorce” E. Mavis Hetherington, “Divorce: A Child’s Perspective,” *American Psychologist* 34 (1979): 851–58. 1979
- Hetherington, E. Mavis, Martha Cox, and R. Cox, “Effects of Divorce on Parents and Children,” in *Non-traditional Families*, edited by Michael Lamb (Hillsdale, N.J.: Lawrence Erlbaum, 1982), pp. 233–88., 1982.
- Heckman, J. J. e Honore, B. E. The empirical content of the Roy model. *Econometrica*, 58(5): 1121-1149, 1990.
- Imbens, G. e Wooldridge, J.M. Recent Developments in the Econometrics of Program Evaluation. *Journal of Economic Literature*, 47 (1):5-86, 2009.
- Jersild, A. T. *Psicologia da criança*. Brasília: Itatiaia: [s.n.], 1973.
- Kassouf, A. L. *Trabalho infantil: Causas e Consequências*. São Paulo, 2005.
- Kassouf, A. L. O que conhecemos sobre o trabalho infantil? *Revista Nova Economia*, v. 17, n. 2, p. 323–350, 2007.
- Keister, Lisa A. “Race, Family Structure, and Wealth: The Effect of Childhood Family on Adult Asset Ownership,” *Sociological Perspectives* 47 (2004): 179. 2004.
- Koenker, R., e G. Bassett Jr. Regression quantiles. *Econometrica* 46: 33–50, 1978.

Lewbel, A. Using Heteroscedasticity to Identify and Estimate Mismeasured and Endogenous Regressor Models. *Journal of Business and Economic Statistics*, 30, 67-80, 2012.

Lisa A. Keister, "Race, Family Structure, and Wealth: The Effect of Childhood Family on Adult Asset Ownership," *Sociological Perspectives* 47 (2004): 179.

McLanahan, S. Family Structure and the Reproduction of Poverty. *American Journal of Sociology*, v. 90, n. 4, p. 873–901, 1985.

McLanahan, S., Bumpass, L. Intergenerational Consequences of Family Disruption. *American Journal of Sociology*, v. 94, n. 1, p. 130–152, 1988.

McLanahan, S., Sandefur, G. *Growing up with a single parent: what hurts and what helps*. Cambridge: Harvard University Press, 1994.

McLanahan, S. S. (1999). Father absence and children's welfare. In *Coping With Divorce, Single Parenting, and Remarriage: A Risk and Resiliency Perspective*. Hetherington, E.M., ed. Mahway, NJ: Erlbaum.

Manski, C. F., Sandefur, G. D., McLanahan, S. and Powers, D. Alternative Estimates of the Effect of Family Structure During Adolescence on High School Graduation. *Journal of the American Statistical Association*, v. 87, n. 417, p. 25–37, 1992.

Moehling, C. M. Family structure, school attendance, and child labor in the American South in 1900 and 1910. *Explorations in Economic History*, v. 41, n. 1, p. 73–100, 2004.

Nock, S. L. The family and hierarchy. *Journal of Marriage and the Family*, v. 50, n. 4, p. 957–66, 1988.  
OIT. *Marking Progress Against Child labour - Global Estimates and Trends 2000- 2012*. Geneva, 2013.

Rosenbaum, P. R. Attributing to Treatment in Matched Observational Studies. *Journal of the American Statistical Association*, v. 97, n. 457, p. 183–192, 2002.

Rosenbaum, P. e Rubin, D. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, 70: 41-55, 1983.

Ross, Catherine E. e Mirowsky, John, "Parental Divorce, Life-Course Disruption, and Adult Depression," *Journal of Marriage and Family* 61 (1999): 1040. 1999.

Rubin, D. *Multiple Imputation for Nonresponse in Surveys*. John Wiley & Sons, New York. ISBN 0-471-08705-X, 1987.

Rubin, D.B. Estimating causal effects of treatments in randomized and nonrandomized studies. *Journal of Educational Psychology*, 66 (5): 688-701, 1974.

Tigre, R, Sampaio, B. e Menezes, T. The impact of commuting duration on youth's academic performance: could mobility compromise school achievement? Working paper - University of Illinois at Urbana-Champaign, 2014.

Thomas L. Hanson, Sara S. McLanahan, and Elizabeth Thomson, "Windows on Divorce: Before and After," *Social Science Research* 27 (1998): 337. 1998.



Unicef. UNICEF global databases, 2012. Based on DHS, MICS and other national surveys, 2002-2011. 2012.

## Apêndice

### Apêndice 1: Descrição das variáveis utilizadas no modelo empírico

<i>Variáveis</i>	<i>Definição</i>
Atributos Pessoais	
Sexo	Variável binária: 1 masculino; 0 feminino
Cor/raça	Variável binária: 1 branco; 0 não branco
Idade (10 a 15 anos)	Seis <i>dummies</i> para as idades entre 10 e 15 anos
Trabalho	Variável binária: 1 se a criança trabalha; 0 caso contrário
Atributos familiares	
Estrutura	Variável binária: 1 biparental <sup>1</sup> ; 0 monoparental <sup>2</sup>
Chefe	Variável binária: 1 responsável pela família; 0 caso contrário.
Estudo do Chefe	Anos de estudo do responsável pela família <sup>3</sup>
Idade	Idade do chefe (responsável) da família
Religião	percentual de adeptos à religião no município em que as famílias residem
Trabalha	Variável binária: 1 se o chefe da família trabalha; 0 caso contrário
Ocupação	Ramo de ocupação do chefe da família
Irmãos 0-5	Número de irmãos entre 0 e 5 anos de idade
Irmãos 6-9	Número de irmãos entre 6 e 9 anos de idade
Irmãos 10-15	Número de irmãos entre 10 e 15 anos de idade
Pessoas – 60	Número de pessoas com mais de 60 anos morando no domicílio
Residência	
Região	Região Geográfica de residência
Urbana	Variável binária: 1 reside na zona urbana; 0 caso contrário
Metrópole	Variável binária: 1 reside na região metropolitana; 0 caso contrário
População	
Informal	Proporção de trabalhadores informais
População	População do município de residência em 2010

Fonte: Elaboração própria dos autores com base nos dados das PNADs.

Notas: <sup>1</sup>Casal com filhos. <sup>2</sup>Mãe com filhos. <sup>3</sup> Apesar de reconhecer a importância da educação dos pais para os filhos, o censo não reporta essa informação diretamente. Por esse motivo, foi utilizada a escolaridade do chefe da família.

**Apêndice 2: Estatísticas descritivas das Variáveis<sup>1</sup>**

Variáveis	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Sexo	0,51	0,49	0	1
Trabalho	0,03	0,19	0	1
Idade (10 anos)	0,17	0,37	0	1
Idade (11 anos)	0,16	0,36	0	1
Idade (12 anos)	0,16	0,37	0	1
Idade (13 anos)	0,16	0,37	0	1
Idade (14 anos)	0,17	0,37	0	1
Idade (15 anos)	0,17	0,37	0	1
Estrutura Familiar	0,73	0,44	0	1
Renda (não trabalho)	98,24	0,99	0	5.500
Idade (chefe)	41,66	8,00	25	99
Trabalha (chefe)	0,79	0,40	0	1
Irmãos 0-5 anos	0,03	0,22	0	5
Irmãos 6-9 anos	0,04	0,23	0	5
Irmãos 10-15 anos	0,60	0,75	0	8
Irmãos 16-18 anos	1,18	1,16	0	14
Pessoas-60 anos ou mais	0,07	0,28	0	4
Urbana	1	0	0	1
Metrópole	0,35	0,47	0	1
Informal	0,24	0,07	0	1

Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados das PNADs.

Nota: Nas variáveis binárias a média reporta a proporção da categoria observada.

<sup>1</sup> Algumas variáveis (tais como educação do chefe, religião no município, entre outras) não estão incluídas nas estatísticas descritivas pois são subdivididas em várias categorias e a média não faria sentido em termos de indicar algum padrão de comportamento.

### Apêndice 3: Efeito de Tratamento Médio – Impacto das variáveis utilizadas (Tratamento = Estrutura Familiar)

Variável Dependente: <i>Dummy</i> que indica o trabalh infantil (crianças de 10 a 15 anos)				
	Filhas		Filhos	
	Coef.	Desvio padrão	Coef.	Desvio padrão
Idade (11 anos) <sup>1</sup>	0,212**	0,093	0,473***	0,112
Idade (12 anos)	0,569***	0,092	0,918***	0,111
Idade (13 anos)	1,047***	0,091	1,682***	0,110
Idade (14 anos)	2,087***	0,090	2,870***	0,109
Idade (15 anos)	3,430***	0,090	5,395***	0,108
Idade (chefe)	-0,116***	0,003	-0,128***	0,004
Estudo (chefe)	-0,291***	0,032	-0,499***	0,039
Religião (chefe)	0,156***	0,028	0,162***	0,033
Trabalha (chefe)	0,741***	0,113	0,761***	0,134
Irmãos 0-5 anos <sup>2</sup>	-0,083	0,107	0,324**	0,134
Irmãos 6-9 anos	-0,053	0,102	0,220*	0,124
Irmãos 16-18 anos	0,555***	0,120	0,569***	0,142
Pessoas-60 anos ou mais	-0,215***	0,082	-0,454***	0,101
Região	-0,005	0,027	0,081**	0,033
Informal	2,594***	0,393	3,720***	0,475
Metrópole	-0,061	0,068	-0,149*	0,082
Renda do Não trabalho	-1,058***	0,030	-1,250***	0,036
Observações	81.525		85.156	

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

Obs.: Desvios-padrão robustos à heterocedasticidade, computados por *bootstrap* com 1.000 replicações.

Notas: \*\*\*p-valor < 0,01. \*\* p-valor < 0,05. \* p-valor < 0,10

<sup>1</sup> Idade (10 anos) categoria omitida.

<sup>2</sup> Irmãos 10-15 anos categoria omitida.