

ANALISANDO AS DIFERENÇAS DE PROBABILIDADES NA OFERTA DE TRABALHO INFANTO-JUVENIL NO NORDESTE RURAL

ANALYZING THE DIFFERENCES OF CHALLENGES IN THE OFFER OF INFANT-YOUTH WORK IN THE RURAL NORTHEAST

Celina Santos de Oliveira¹

Juliane da Silva Ciríaco²

Otoniel Rodrigues dos Anjos Júnior³

Julyan Gleyvison Machado Gouveia Lins⁴

RESUMO

A presente pesquisa analisa os determinantes do trabalho infanto-juvenil nas áreas rurais do Nordeste brasileiro. Para tal fim, utilizam-se dados da PNAD de 2002 e 2014 verificando quais fatores mais contribuíram para a redução dessa modalidade de trabalho no período. A variável dependente é formada por indivíduos entre 5 e 16 anos de idade e modelado por meio do *Logit*. Procurou-se identificar quais fatores mais contribuíram para a redução observada nessa modalidade de trabalho no período. Para tanto, considera-se variáveis destacadas na literatura relacionadas aos atributos pessoais da criança, atributos do lar e, por fim, a localização geográfica. Encontrou-se que meninos mais velhos e que não estudam possuem maior propensão a ofertar trabalho, essa propensão tem relação inversa com a escolaridade do chefe da família e, por sua vez, apresenta, relação direta com o tamanho da família. As diferenças de probabilidade entre os anos se deu por distintos comportamentos não observados relacionados à idade e escolaridade da criança.

Palavras-chave: Trabalho. Infantil. Nordeste Rural.

ABSTRACT

This research analyzes the determinants of child labor in the rural areas of Northeast Brazil. For this purpose, data from the PNAD of 2002 and 2014 are used, verifying which factors contributed most to the reduction of this type of work in the period. The dependent variable is formed by individuals between 5 and 16 years old and modeled by *Logit*. We sought to identify which factors contributed most to the observed reduction in this type of work in the period. For this, we consider variables that are highlighted in the literature related to the child's personal attributes, attributes of the home and, finally, the geographical location. It was found that older boys who do not study are more likely to offer work, this propensity is inversely related to the head of the family's schooling

¹ Doutora em Economia pelo PPGE-UFPB. Professora da Universidade Federal do Ceará (UFC) – Campus Sobral.

² Doutoranda em Economia pelo Centro de Aperfeiçoamento de Economistas do Nordeste da Universidade Federal do Ceará (CAEN-UFC).

³ Doutorando em Economia pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba (PPGEUFPB).

⁴ Doutor em Economia pela Universidade Federal de Pernambuco.

and, in turn, has a direct relation with family size. The differences in probability between the years were due to different behaviors not observed related to age and schooling of the child.

Keywords: Job. Infant. Rural Northeast.

1. INTRODUÇÃO

O trabalho infantil já foi palco de uma série de discussões e pesquisas científicas no Brasil e no mundo. Destaca-se que tal modalidade atinge massivamente os países subdesenvolvidos e em processo de desenvolvimento. A literatura apresenta estudos enfatizando os mais diversos aspectos. São pesquisas que destacam os reflexos desta modalidade de trabalho sobre a educação, aprendizagem, saúde e renda adulta dos agentes envolvidos.

No Brasil, o trabalho infantil tem sofrido duras críticas, sobretudo, após a implementação do Estatuto da Criança e do Adolescente (ECA) no ano de 1990. Ao longo dos anos a vigilância efetuada pelos mais diversos entes da sociedade acabou desencadeando relevantes reduções na incidência de tal modalidade de trabalho no país. Mesquita e Ramalho (2015) informam que no Brasil, apesar da redução no número de crianças trabalhando nas últimas décadas, o problema ainda persiste em todos os estados do país.

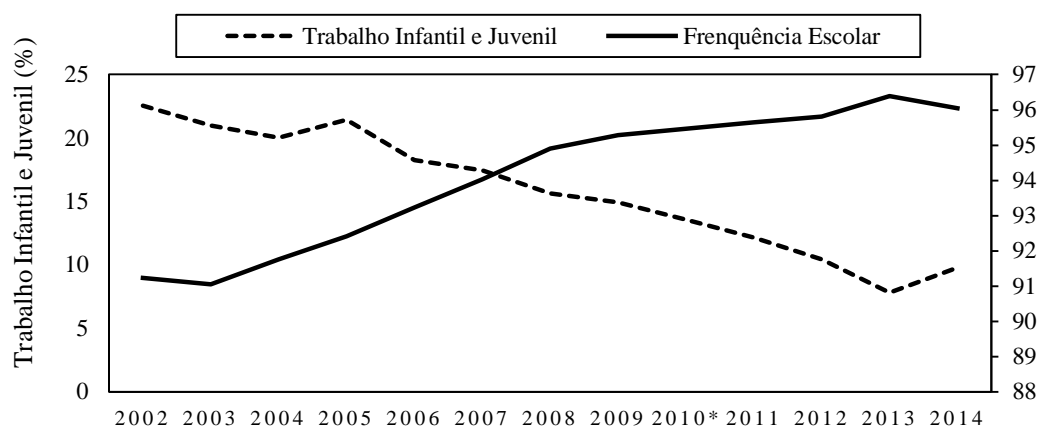
Como ilustração, dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) dos anos de 2002 e 2014 mostram que a maior concentração de trabalho infantil nas idades entre 5 e 16 anos ocorre na região Nordeste do país, destaca-se que no ano de 2002 essa participação era de 45,39%. No entanto, há uma queda no ano de 2014 passando a representar 35,42%. Julga-se que tal diminuição é reflexo de uma série longa de fatores, destacando-se entre todos: a efetivação de políticas de combate e, consequente, intensificação da fiscalização; frequentes denúncias por parte da mídia e população em geral; redução no tamanho da população jovem; execução de programas sociais que acabaram desencadeando melhorias na vida da população mais carente do país; apoio de escolas, igrejas entre outras importantes instituições vigentes no país.

Nesta conjuntura, destaca-se que fato incontestável são os efeitos danosos do trabalho infantil sobre o aprendizado, saúde e renda futura das crianças e adolescentes envolvidos em tal processo (KASSOUF, 1997; MINAYO-GOMEZ; MEIRELLES, 1997; EMERSON; PORTELA SOUZA, 2005; BEEGLE et al., 2007; KASSOUF, 1999). No tocante ao aprendizado, Kassouf (2002a) destaca que o trabalho infantil leva a perda da infância e reduz a oportunidade de uma boa educação.

Neste contexto, tem-se que diversas pesquisas (PATRINOS; PSACHAROPOULOS, 1997; HEADY, 2003; CANAGARAJAH; COULOMBE, 1997; CAVALIERI, 2002; PSACHAROPOULOS, 1997; REPETTO, 1976; PONCZEK; SOUZA, 2007) concordam que o trabalho infantil prejudica o aprendizado, aumenta a repetência e a desistência dos jovens trabalhadores. Por sua vez, Kassouf et al. (2001), utilizando dados do Brasil, mostram que quanto mais cedo o indivíduo começa a trabalhar pior é o seu estado de saúde em sua fase adulta da vida.

A partir do Gráfico 1, verifica-se o comportamento do trabalho infantil e da frequência escolar entre os anos de 2002 e 2014 para áreas rurais do Nordeste brasileiro. Nota-se, com o passar dos anos, que o trabalho infanto-juvenil apresenta movimento relativamente monótono de decaimento. Por sua vez, observa-se que na mesma janela temporal ocorrem aumentos relevantes da frequência escolar. Portanto, há motivações para se acreditar que tais variáveis possuem alguma correlação negativa entre si e tal relação é resistente no longo espaço de tempo.

GRÁFICO 1 - COMPORTAMENTO DO TRABALHO INFANTO-JUVENIL E DA FREQUÊNCIA ESCOLAR ENTRE OS ANOS DE 2002 E 2014 NO NORDESTE BRASILEIRO



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD.

Nota¹: * Em 2010 não foi realizada a pesquisa, desta forma realizou-se uma média simples entre os anos imediatamente anterior e posterior. **Nota²:** Indivíduos com idade entre 5 e 16 anos.

No Brasil há uma série de trabalhos Kassouf (1999), Kassouf (2000), Kassouf e Santos (2010), Cacciamali et al. (2010) que procuram relacionar a importância da renda ou da riqueza na decisão entre ofertar ou não trabalho na infância. Acredita-se que a oferta de trabalho tem forte ligação com o baixo nível de renda e a estrutura familiar dos indivíduos (KASSOUF, 2005; BASU, 2000; RAY, 2003). Neste contexto, percebem-se indícios de que o declínio da renda familiar acaba aumentando a probabilidade de a criança trabalhar e, conseqüentemente, reduzindo a probabilidade de ela estudar (NAGARAJ, 2002; KASSOUF, 2002).

Tanto na ótica de Santos (2005), quanto de Kassouf (2002), o trabalho infantil possui o poder de gerar um ciclo vicioso na pobreza, sendo assim, ao passo que se entra precocemente no mercado de trabalho, acaba-se por limitar as melhorias advindas do processo de qualificação, gerando expressivas reduções nas chances de receber maiores remunerações na fase adulta. Logo, no longo espaço de tempo, o trabalho infantil ocasiona reduções relevantes na renda dos agentes participantes dessa prática (KASSOUF, 2002; KASSOUF, 2005; ILAHI et al., 2000; EMERSON; PORTELA SOUZA, 2005). Salienta-se que este fenômeno gerador de ciclos de pobreza possui o poder de se propagar entre diferentes gerações ao longo do tempo.

Nesta perspectiva, Kassouf (1997) destaca que a idade que os pais começaram a trabalhar pode influenciar a decisão dos filhos entre ofertar ou não ofertar trabalho na infância. Demonstra que o mercado de trabalho adolescente e infantil é composto,

sobretudo, por indivíduos com pais que começaram a trabalhar ainda na fase da adolescência ou antes. Barros e Silva (1991) argumentam que a pobreza corrente pode ser uma das causas do trabalho precoce, e o trabalho precoce pode ser uma das causas da pobreza futura. Dessa forma, acreditam que a pobreza pode ser transmitida entre diferentes gerações ao longo do tempo.

O fator intergeracional se manifesta também ao passo que há relação inversa entre a escolaridade dos pais e a probabilidade de os filhos começarem a trabalhar. Dessa forma, quanto mais educação formal os pais detiverem, menores as chances de seus filhos ofertarem trabalho infantil ou adolescente (KASSOUF, 1999).

Nessa ótica, Barros et al. (2000) argumentam que a pobreza pode ser transmitida entre diferentes gerações ao longo dos anos. Portanto, indícios levam a crer que a decisão dos pais, enquanto crianças ou jovens, acerca da qualificação e oferta precoce de trabalho pode alterar a probabilidade de seus descendentes ofertarem trabalho infantil e juvenil no futuro.

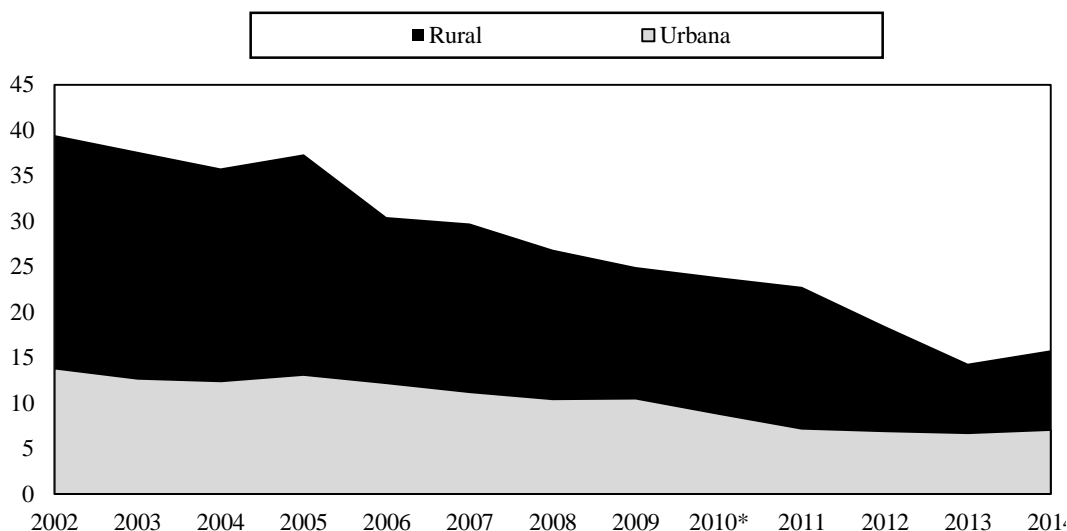
Para Moreira et al. (2014), a inserção rápida de crianças no mercado de trabalho depende do fato delas estarem inseridas em ambientes rurais ou não. Na mesma pesquisa destacam que os meninos têm maiores chances de exercer atividades laborais comparativamente às meninas. Neste contexto, Kassouf e Santos (2010) demonstram que há diferença na probabilidade de uma criança ou adolescente ofertar trabalho em atividades agrícolas devido às diferenças observadas na riqueza familiar. Constatam que a probabilidade de ofertar trabalho cresce a taxas decrescentes com o tamanho da propriedade agrícola, atinge um ponto máximo aproximadamente aos 76 hectares, e depois decresce nas propriedades maiores.

O Nordeste brasileiro, segundo os dados da PNAD de 2002 a 2014 ilustrado no Gráfico 2, tem abrigado um maior contingente de trabalhadores nas áreas rurais em comparação aos moradores urbanos, sobretudo, devido à maior facilidade de a criança e/ou adolescente ser absorvido em atividades informais rurais que, de maneira geral, exigem baixa qualificação. Contudo, percebe-se uma crescente queda devido a inúmeros fatores explicativos como redução da pobreza, a expansão da infraestrutura educacional e de acesso à serviços básicos no campo.

Kassouf e Santos (2010) argumentam que na ausência de um mercado de trabalho perfeito, os proprietários de terra não são capazes de contratar mão-de-obra adulta de forma eficiente. Sendo assim, os agricultores têm maiores incentivos para utilizar o trabalho de seus filhos nas atividades agrícolas e pecuárias.

Como devidamente enfatizado, o trabalho infantil é fenômeno que atinge fortemente as famílias mais carentes seja nas áreas urbanas ou mesmo nas áreas rurais brasileiras. Nota-se a presença de tal prática em todas as regiões do país. No entanto, as regiões menos desenvolvidas sofrem maiores impactos do trabalho infantil e adolescente. Para Monte (2008), o trabalho infantil atinge expressivamente a região Norte e Nordeste do Brasil.

GRÁFICO 2 - COMPORTAMENTO DA POPULAÇÃO TRABALHADORA INFANTO-JUVENIL RURAL E URBANA DO NORDESTE BRASILEIRO ENTRE OS ANOS DE 2002 E 2014



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD.

Nota¹: * Em 2010 não foi realizada a pesquisa, desta forma realizou-se uma média simples entre os anos anterior e posterior. **Nota²:** Indivíduos com idade entre 5 e 16 anos.

Diante do exposto, propõe-se analisar os determinantes do trabalho infanto-juvenil nas áreas rurais do Nordeste brasileiro considerando, para tanto, os dados da PNAD dos anos de 2002 e 2014, respectivamente. Foram consideradas nesta pesquisa variáveis bem destacadas na literatura como, por exemplo, as relacionadas aos atributos pessoais (gênero, idade e raça), atributos do lar (tamanho da família, escolaridade do chefe, idade em que o chefe começou a trabalhar) e, por fim, a localização geográfica do lar. Além disso, procurou-se verificar quais dessas variáveis consideradas têm o maior peso sobre a queda da probabilidade de a criança ofertar trabalho.

O artigo está estruturado em cinco seções juntamente com essa introdução. A próxima seção consiste em expor o modelo teórico. Na seção subsequente, serão expostos os procedimentos metodológicos e os bancos de dados adotados. Em seguida, demonstram-se os resultados alcançados e, por fim, são feitas as considerações cabíveis.

2. MODELO TEÓRICO E DETERMINANTES DO TRABALHO INFANTIL

Uma série longa de pesquisas (KASSOUF, 2002; KASSOUF, 2005; KASSOUF, 2007; MOREIRA et al., 2014) estudaram os fatores geradores e/ou indutores do trabalho infantil no Brasil utilizando o modelo de determinação proposto por Rosenzweig (1981). Tal modelagem mostra, econometricamente, o processo de otimização elaborado por cada família na alocação de tempo entre trabalho, lazer e escola. Apesar do lazer e/ou escola se apresentar como opção possível ao trabalho, os agentes acabam enfrentando restrições de tempo e renda. Portanto, a oferta de trabalho infantil e o tempo dedicado à escola são determinados pela alocação ótima dos membros do domicílio em diversas atividades (KASSOUF, 2005).

Kassouf (2005) e Moreira et al. (2014) apresentam uma versão simplificada do modelo de determinação de trabalho infantil de Rosenzweig, passando a considerar

famílias de apenas três membros: pai, mãe e uma criança. Nesta apresentação, a família tem uma função de utilidade (U) contínua, estritamente crescente, quase côncava e diferenciável que será maximizada mediante uma restrição orçamentária. A solução de tal problema de otimização condicionada, entre outras coisas, determinará como a família decide a alocação temporal da criança no trabalho. A função de utilidade é expressa abaixo, na Equação 1:

$$U = U(X, lm, lp, lc, edc) \quad (1)$$

Tal função tem como argumentos uma cesta de bens de consumo adquirida pela família (X), o tempo de lazer da mãe (lm) e do pai (lp), o tempo de lazer da criança (lc) e o nível de escolaridade da criança (edc). Por sua vez, o nível de escolaridade da criança depende tanto do tempo para se dedicar minimamente aos estudos ($tedc$) quanto de certa quantidade de bens ($Xedc$) fundamentais no processo de aprendizagem: material escolar, taxas escolares, transportes, entre outros. Logo, pode-se expressar o nível de escolaridade da seguinte forma:

$$edc = edc(tedc, Xedc) \quad (2)$$

A restrição imposta (que é a renda total da família) pode ser devidamente representada por F :

$$F = Px \cdot X + Wm \cdot lm + Wp \cdot lp + Ps \cdot Xedc + Wc (lc + tedc) = R + Tm \cdot Wm + Tp \cdot Wp + Tc \cdot Wc \quad (3)$$

Entenda-se R como sendo a renda não salarial da família e Tm , Tp e Tc , apresentam-se como sendo o tempo total disponível da mãe, pai e criança, nessa ordem. Os termos Wm , Wp e Wc são os salários da mãe, pai e criança, respectivamente. Por fim, tem-se Px e Ps representando os preços de X e $Xedc$.

Assim, baseando-se na restrição de renda total é possível constatar que o rendimento total da criança pode ser expresso como sendo $Wc (Tc - lc - tedc)$, por seu turno, os custos diretos de escolaridade são $PsXedc$ e os custos do tempo de escolaridade são $Wctedc$.

A solução da maximização da função utilidade sujeita à restrição da renda total é capaz de produzir um conjunto de equações de demanda em função tanto das variáveis endógenas (lm , lp , lc , $tedc$, X , $Xedc$) quanto das exógenas (Wm , Wp , Wc , Px , Ps) do modelo. Por sua vez, a partir das formas reduzidas das equações de demanda, podem-se verificar os efeitos das variáveis exógenas sobre as endógenas. Neste contexto, é possível obter:

$$lm = lm(Wm, Wp, Wc, Px, Ps, R) \quad (4)$$

$$lp = lp(Wm, Wp, Wc, Px, Ps, R) \quad (5)$$

$$lc = lc(Wm, Wp, Wc, Px, Ps, R) \quad (6)$$

$$tedc = tedc(Wm, Wp, Wc, Px, Ps, R) \quad (7)$$

$$X = X(Wm, Wp, Wc, Px, Ps, R) \quad (8)$$

$$Xedc = Xedc (Wm, Wp, Wc, Px, Ps, R) \quad (9)$$

Tais procedimentos matemáticos permitem analisar o efeito de mudanças nas variáveis exógenas sobre as endógenas. Moreira et al. (2014), por exemplo, exibem como uma mudança no salário da criança (Wc) e da mãe (Wm) afeta diretamente o tempo de trabalho da criança ($twc = Tc - lc - tedc$) e da mãe ($twm = Tm - lm$) e, indiretamente, o tempo de trabalho do pai ($twp = Tp - lp$). Assim, por estes autores, os dois primeiros efeitos podem ser decompostos da seguinte forma:

$$\frac{\partial twm}{\partial wm} = - \frac{\partial lm}{\partial wm} \Big|_{u=\bar{u}} - twm \frac{\partial lm}{\partial F} \quad (10)$$

$$\frac{\partial twm}{\partial wc} = - \frac{\partial lm}{\partial wc} \Big|_{u=\bar{u}} - twc \frac{\partial lm}{\partial F} \quad (11)$$

$$\frac{\partial twc}{\partial wm} = - \frac{\partial (lc + tedc)}{\partial wm} \Big|_{u=\bar{u}} + twm \frac{\partial twc}{\partial F} \quad (12)$$

$$\frac{\partial twc}{\partial wc} = - \frac{\partial (lc + tedc)}{\partial wc} \Big|_{u=\bar{u}} + twc \frac{\partial twc}{\partial F} \quad (13)$$

Segundo Moreira et al. (2014), por (10) e (13), aumentos no salário da mãe e da criança podem acarretar aumentos no tempo de trabalho de ambos. É um caso clássico de aumento relativo no custo do lazer. Por outro, das equações (11) e (12), nota-se que mudanças no salário da criança terão um efeito sobre o tempo de trabalho da mãe e vice-versa. Sendo assim, aumentos no salário da criança poderiam provocar reduções no tempo de trabalho da mãe enquanto aumentos no salário da mãe poderiam provocar queda no tempo de trabalho da criança. Os autores ainda destacam que, no modelo de Rosenzweig (1981), o efeito salário cruzado observado no comportamento da oferta de trabalho da família faz com que as condições de trabalho das mães tenham impactos significativos no emprego das crianças, mesmo que os empregadores não as considerem mão-de-obra substituta.

É plausível supor também que uma mudança no tempo de alocação do trabalho infantil irá alterar negativamente a oferta de trabalho do pai. Temos aí o efeito indireto de uma mudança em Wc . Segundo os autores anteriormente descritos, teremos:

$$\frac{\partial twp}{\partial wc} = \frac{\partial twp}{\partial wc} \Big|_{u=\bar{u}} = - \frac{\partial lp}{\partial wc} \Big|_{u=\bar{u}} - twc \frac{\partial lp}{\partial F} \quad (14)$$

Por fim, vale destacar que a magnitude destas elasticidades dependerá da produtividade da criança e dos pais, das características do mercado e também do grau de substituição da força de trabalho dos membros da família (MOREIRA et al., 2014).

Outros autores também procuraram evidenciar os determinantes do trabalho infantil no Brasil. Mesquita e Ramalho (2015), por exemplo, fazem um apanhado de trabalhos empíricos sobre a temática. Nesse caso, sugerem que a estrutura familiar

(mono ou biparental), o nível de renda domiciliar, a educação e o sexo do chefe da família, o tamanho da família, o sexo, a idade e a cor de pele da criança, entre outros fatores como a região geográfica, são essenciais para entender a propensão ao fenômeno.

Os autores ainda destacam que um ponto relevante (e controverso) diz respeito à estrutura familiar. De forma geral, evidencia que lares monoparentais, em que o pai (mãe) tem baixa instrução, têm maiores chances de a criança trabalhar quando comparado a lares biparentais com nível de renda semelhante. Além disso, mostram que o consenso das pesquisas sociológicas da área é que os lares com apenas um responsável estão mais propensos a problemas de rendimento escolar, trabalho infantil, delinquência, suicídio e violência, além de viverem em pior situação socioeconômica em relação às crianças criadas por ambos os pais. Tal fato demonstra que comportamentos sociais, e não apenas motivação econômica, podem induzir este fenômeno. Porém, como destacam os autores, apesar disto, a literatura aponta que a pobreza ainda é um dos principais fatores relevantes para o fenômeno.

Por fim, embora não faça parte do objeto de estudo deste trabalho (que foca na estrutura familiar), é importante enfatizar que a decisão de trabalho das crianças e adolescentes é influenciada também por políticas públicas de distribuição de renda. Segundo Nunes e Mariano (2015), com o objetivo de reduzir os níveis de pobreza no Brasil, o governo federal vem, nas últimas décadas, implantando um conjunto de políticas de transferência direta de renda, procurando focalizar populações de baixa renda, tanto nas áreas urbanas como nas áreas rurais do País. O marco institucional dessas políticas é a Constituição de 1988 e a Lei Orgânica da Assistência Social (LOAS), de 1993, que trouxe um rumo completamente novo ao tratamento da assistência social no Brasil. Desde então, diversos programas de transferência direta de renda foram sendo instituídos, focalizando a população em situação de pobreza ou que não dispõe dos recursos básicos para sua sobrevivência. Destes, o programa Bolsa Família (PBF), o Benefício de Prestação Continuada (BPC) e o Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (PETI) se destacaram como os principais programas de transferência de renda do governo federal⁵.

No caso do trabalho infantil rural, as pesquisas empíricas sugerem que os programas sociais têm influenciado e, sendo assim, reduzido a participação de pais e filhos na oferta de trabalho não agrícola. No meio rural brasileiro, o elemento que tem se destacado como componente importante da renda das famílias diz respeito às transferências no contexto dos programas Bolsa Família, Benefício da Prestação Continuada e dos benefícios das aposentadorias e pensões. Esses rendimentos têm se constituído parte importante das rendas rurais, principalmente das famílias mais pobres

⁵ O programa BPC se destina à transferência de um salário mínimo para pessoas com mais de 65 anos de idade e deficientes que comprovadamente estejam incapacitados para a vida independente e para o trabalho. Por outro lado, o PBF é a principal política de transferência direta de renda do governo federal para as famílias que estão em situação de pobreza ou de extrema pobreza. Para receber os benefícios, as famílias devem se inscrever no Cadastro Único de Programas Sociais. As famílias selecionadas passam a receber os benefícios do programa, assumindo o compromisso de manter as crianças e os jovens de 6 a 17 anos na escola, acompanhar o cartão de vacinação e desenvolvimento de menores de sete anos, as gestantes e nutrizas devem fazer o acompanhamento de sua saúde e da saúde da criança. As famílias beneficiadas – em que há adolescentes com até 15 anos, retirados do trabalho infantil pelo Programa de Erradicação do Trabalho Infantil – devem obter frequência de 85% dos serviços de convivência e fortalecimento de vínculos (NUNES; MARIANO, 2015).

e, sobretudo, no meio rural do Nordeste, onde esses benefícios chegam a representar mais de 30% da renda domiciliar, o que é sinônimo de sobrevivência de seus componentes, principalmente durante os períodos de seca e de entressafra (NUNES; MARIANO, 2015).

3. ASPECTOS METODOLÓGICOS

Nesta seção discutem-se os procedimentos metodológicos associadas a pesquisa, discorrendo brevemente sobre o banco de dados e os procedimentos econométricos associados ao modelo *logit*. Finalmente, na última parte da seção, traz-se informações sobre a técnica de Yun (2004) que é uma extensão aplicada a modelos de resposta binária do tradicional método de decomposição de Oaxaca-Blinder.

Descrição do Banco de dados

A fonte de dados utilizada, como já mencionada anteriormente, advém da PNAD, restringindo-se ao ano de 2002 e 2014. A escolha desse banco de dados consiste na gama de informações disponíveis sobre a população residente no país, fornecidas anualmente no portal do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

A amostra utilizada se restringe às áreas rurais do Nordeste brasileiro totalizando 7.776 observações de crianças e adolescentes com idade entre 5 e 16 anos para o período acima citado, onde cerca de 31% dessas crianças e adolescentes exercem alguma atividade de trabalho.

A variável dependente é dicotômica, onde se atribui o valor de “um” para os indivíduos entre 5 e 16 anos que trabalhavam no referido período da pesquisa e “zero” caso contrário. Para analisar os determinantes do trabalho infanto-juvenil no Nordeste, utiliza-se o modelo de resposta binária, o modelo *logit*, especificado por:

$$Y_i = \ln\left(\frac{p_i}{1-p_i}\right) = B_0 + B_1Pessoal_i + B_2Lar_i + B_3Geográfica_i + \varepsilon_i \quad (15)$$

Em que: $\ln\left(\frac{p_i}{1-p_i}\right)$ representa o logaritmo ponderado das chances favoráveis ao trabalho infanto-juvenil; $Pessoal_i$ denota o conjunto de atributos relativo às características do indivíduo i ; Lar_i descreve o conjunto de atributos relacionado à família do indivíduo i ; $Geográfica_i$ corresponde à variável de localização regional do indivíduo; e ε corresponde ao termo de erro estocástico.

Por sua vez, as variáveis explicativas são exemplificadas no Quadro 1:

QUADRO 1 - BRASIL: DESCRIÇÃO DOS DADOS UTILIZADOS NAS ESTIMAÇÕES	
VARIÁVEIS	DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS
Variável dependente	
Trabalho infanto-juvenil	1 caso o indivíduo trabalha “0” caso contrário.
Variável independente	
Atributo Pessoal	
Menino	1 para Menino e 0 para Menina
Estudante	1 se o indivíduo estuda e “0” caso contrário.
Idade	Idade aferida em anos de vida.
Branco	1 para raça branco e “0” caso contrário
Atributo do lar	
Mulher Chefe da Família	1 se o chefe da família for mulher e “0” caso contrário.
Escolaridade Chefe da Família	Cada série com aprovação é considerado como um ano de estudo
Idade Chefe Iniciou Trabalhar	Idade em que o Chefe da família começou a trabalhar
Renda do Não Trabalho Chefe	1 se o chefe da família recebeu renda do não trabalho e “0” caso contrário.
Tamanho da Família	Número de componentes da família
Localização Geográfica	
Metropolitana	1 para o indivíduo que mora na região Metropolitana e “0” caso contrário
<i>Dummies</i> Estaduais	Foram criadas <i>dummies de controle</i> para cada estado do Nordeste. O objetivo é tentar captar alguma diferença estadual, dada pelas peculiaridades locais de cada estado, em relação ao estado do Rio Grande do Norte, que servirá de base de comparação.

Fonte: Elaboração própria.

Decomposição de Yun

O interesse maior do presente estudo é avaliar os fatores que mais contribuíram para a redução do trabalho infanto-juvenil no Nordeste brasileiro no período entre 2002 e 2014. Para tanto, empregou-se o método de Yun (2004) cuja finalidade é decompor a diferença de probabilidades por grupos considerando a contribuição de diferenças entre as covariadas que expressam as variações sobre os fatores observáveis e a diferença entre coeficientes que expressam as variações sobre os fatores não observáveis (dado pela diferença entre os comportamentos dos grupos).

Ressalta-se que a referida técnica é uma extensão aplicada a modelos de resposta binária do tradicional método de decomposição de Oaxaca-Blinder, onde se levam em consideração pesos consistentes para a contribuição de cada característica observada e para cada efeito do coeficiente.

A motivação para o uso do método de Yun (2004) está no fato de ser possível a computação da importância de cada característica sobre a diferença global das probabilidades entre dois grupos, e também, o fato de corrigir a sensibilidade ao se escolher a categoria de referência quando se usa covariadas binárias para múltiplas categorias no modelo. Esta sensibilidade é corrigida tomando-se a média das estimativas obtidas pela permuta entre os grupos de referência. Esse procedimento é

equivalente a uma normalização que pode identificar o intercepto e os coeficientes de um conjunto de variáveis binárias, incluindo os grupos de referência.

Sob o contexto da atual pesquisa, considerou-se inicialmente a diferença média de probabilidade de a criança trabalhar entre o ano de 2014 (1º grupo) e o ano de 2002 (2º grupo) para o modelo *logit*⁶ (Equação 1). Sendo assim, a diferença global da probabilidade de a criança trabalhar em dois componentes principais foi decomposta, onde o primeiro refletirá as diferenças na composição dos grupos e, o segundo, as diferenças nos efeitos das características (diferenças nos coeficientes ou retornos) entre os grupos. Assim descreve-se a equação a seguir:

$$\bar{Y}_{2014} - \bar{Y}_{2002} = \underbrace{\left\{ \overline{F(X_{2014}\beta_{2014})} - \overline{F(X_{2002}\beta_{2014})} \right\}}_E + \underbrace{\left\{ \overline{F(X_{2002}\beta_{2014})} - \overline{F(X_{2002}\beta_{2002})} \right\}}_C \quad (16)$$

Em que: \bar{Y}_{2014} e \bar{Y}_{2002} são as médias de probabilidade dos anos de 2014 e 2002, respectivamente; $\overline{F(X_{2014}\beta_{2014})}$ é a média de probabilidade predita considerando características do ano de 2014 e parâmetros estimados para o mesmo ano; $\overline{F(X_{2002}\beta_{2014})}$ é a média de probabilidade com características do ano de 2002 e parâmetros estimados para o ano de 2014, indicando a probabilidade contrafactual de uma criança no ano de 2002 trabalhar caso estivesse no ano de 2014; $\overline{F(X_{2002}\beta_{2002})}$ é a média de probabilidade predita levando em conta características do ano de 2002 e parâmetros estimados para o mesmo ano.

A primeira parte da equação (16) mensura a diferença de probabilidade da variável de resultado explicada pela soma das diferenças nas características observadas (E) e pelas diferenças dos potenciais efeitos das características, ou seja, a parcela da diferença de probabilidade relacionada ao comportamento dos dois grupos, no ano 2014 e 2002, e às características não observadas (C), ou seja, é a parcela explicada por fatores ocorridos entre o período de tempo considerado.

Com o objetivo de se obter pesos apropriados para a contribuição de cada atributo e coeficiente na diferença de probabilidade intergrupo, avalia-se primeiramente a função de densidade normal acumulada na média das características observadas para cada grupo, e logo após usa-se uma aproximação de Taylor de 1ª ordem para obtenção da equação de decomposição com pesos específicos para cada atributo observado e coeficiente estimado, dado por:

$$\bar{Y}_{2014} - \bar{Y}_{2002} = \sum_{k=1}^K W_{\Delta x}^k \left\{ \overline{F(X_{2014}\beta_{2014})} - \overline{F(X_{2002}\beta_{2014})} \right\} + \sum_{k=1}^K W_{\Delta \beta}^k \left\{ \overline{F(X_{2002}\beta_{2014})} - \overline{F(X_{2002}\beta_{2002})} \right\} \quad (17)$$

⁶ Em que β_j é um vetor de coeficientes $K \times 1$, x_j é um vetor $K \times 1$ de características individuais para o ano ($j = 2002, 2014$), e $F(\bullet)$ denota o valor médio logístico. Pode-se motivar essa decomposição de outras maneiras: a) em um modelo *logit*, o diferencial total $dY = \frac{\partial Y}{\partial X} X\beta = \beta f(X\beta)dX + Xf(X\beta)d\beta$; b) em termos de diferenças finitas, $\Delta Y\beta \approx \beta f(X\beta)\Delta X + Xf(X)\Delta\beta$.

$$\text{Para: } W_{\Delta x}^k = \frac{(\tilde{x}_{2014}^k - \tilde{x}_{2002}^k) \hat{\beta}_{2014}^k}{(\bar{X}_{2014} - \bar{X}_{2002}) \hat{\beta}_{2014}} \quad \text{e} \quad W_{\Delta \beta}^k = \frac{\tilde{x}_{2002}^k (\hat{\beta}_{2014}^k - \hat{\beta}_{2002}^k)}{\bar{X}_{2002} (\hat{\beta}_{2014} - \hat{\beta}_{2002})}$$

Onde $W_{\Delta x}^k$ é o peso da característica k sobre a explicação da diferença de probabilidade justificada pelo hiato de atributos observados entre os anos; e $W_{\Delta \beta}^k$ representa a importância do coeficiente k na explicação da diferença de probabilidade entre os anos devido às inequidades dos coeficientes estimados. O $\sum_{k=1}^K W_{\Delta x}^k = \sum_{k=1}^K W_{\Delta \beta}^k = 1$ assegura que a soma dos respectivos pesos totaliza 1. Dessa forma, este método possibilita calcular a decomposição inicial, estabelecendo a parte correspondente à diferença das variáveis e a parte correspondente aos parâmetros. Subsequentemente, calcula-se a importância relativa de cada variável e de cada parâmetro em cada uma das diferenças de decomposição.

4. ANÁLISE DOS RESULTADOS E DECOMPOSIÇÃO DE YUN

Nesta seção são descritos os principais resultados do estudo. Inicialmente, tem-se os resultados do modelo econométrico (*logit*). Posteriormente, discutem-se as principais estimativas do modelo de Yun (2004).

Resultados do Modelo Logit

Na presente seção serão apresentados os resultados relacionados aos determinantes do trabalho infanto-juvenil nas áreas rurais nordestinas estimados pelo modelo *Logit* para os anos de 2002 e 2014. Dado que a proposta é avaliar os fatores que contribuíram para a queda do trabalho infantil entre os anos acima citados, optou-se pela estimação do modelo proposto para cada ano.

Na Tabela 1, têm-se os resultados econométricos dos efeitos marginais do modelo *Logit* apresentados tanto para o ano de 2002 quanto para 2014. Os dados revelam que há relação positiva entre a idade da criança e a probabilidade de esta trabalhar, assim, no ano de 2002, um ano a mais de idade aumenta em 2,2 p.p. (pontos percentuais) a probabilidade de a criança trabalhar. Já em 2014 esse aumento passa a ser de 2,7 p.p. Isto sugere que com o aumento da idade é possível que haja vagas mais atrativas de emprego em termos de renda e condições de trabalho fazendo com que haja um alto custo de oportunidade da dedicação exclusiva da criança aos estudos (EMERSON; PORTELA SOUZA, 2007; CACCIAMALI; BATISTA; TATEI, 2011; AQUINO et al., 2010; MESQUITA; RAMALHO, 2015).

No tocante ao gênero das crianças e adolescentes, nota-se que os meninos são mais propensos a trabalhar em relação às meninas, representando no último período um aumento estimado de 13,5 p.p. Tais resultados estão em concordância com os encontrados na literatura especializada (KASSOUF, 2002; CACCIAMALI; TATEI, 2008; MOREIRA et al., 2014; ARAÚJO, 2010; KASSOUF; SANTOS, 2010) em que enfatizam que as meninas apresentam menores chances trabalhar comparativamente aos meninos.

Verifica-se que o fato da criança estudar desencadeia uma redução na probabilidade de a mesma ofertar trabalho em 7,8 p.p. no ano de 2002 e 10 p.p. em 2014, assim como expressado pelo Gráfico 1, onde se observou que entre 2002 e 2014,

houve uma queda no número de crianças e adolescentes que trabalham e um aumento na taxa de escolaridade.

Analisando os atributos referentes ao contexto familiar, observa-se o fato de que ter pais mais instruídos reduzem as chances da criança ou adolescente trabalhar, os resultados evidenciam que para cada ano adicional de estudo do chefe da família a probabilidade de o filho trabalhar reduz em 0,9 p.p. e 0,8 p.p. no primeiro e segundo ano respectivamente. Considerou-se ainda a educação como uma *proxy* do nível de renda dos pais, logo, acredita-se na existência de uma relação inversa entre a renda do chefe da família e o trabalho infanto-juvenil. Nesta perspectiva, há uma série de pesquisas (KASSOUF, 1999; KASSOUF, 2001; KASSOUF, 2002; KASSOUF; SANTOS, 2010) realizadas no Brasil que encontram as mesmas condições entre educação dos pais e a probabilidade de crianças e adolescentes ofertarem trabalho.

TABELA 1 - EFEITOS MARGINAIS LOGIT PARA OS ANOS DE 2002 E 2014

	2002	2014
Atributo Pessoal		
Idade	0.0222* (0.0030)	0.0274* (0.0033)
Menino	0.2553* (0.0117)	0.1355* (0.0137)
Branco	-0.0106 (0.0155)	0.0213 (0.0163)
Estudante	-0.0784* (0.0252)	-0.0997* (0.0264)
Atributo do lar		
Mulher Chefe da Família	-0.0101 (0.0249)	-0.0113 (0.0149)
Escolaridade Chefe da Família	-0.0086* (0.0032)	-0.0082* (0.0020)
Renda Não Trabalho do Chefe da Família	-0.0401 (0.0247)	0.0160 (0.0237)
Idade Chefe Iniciou a Trabalhar	-0.0047** (0.0019)	-0.0003 (0.0014)
Tamanho da Família	0.0202* (0.0031)	0.0070*** (0.0039)
Localização Geográfica		
Metropolitana	-0.2625* (0.0491)	-0.0908** (0.0442)
CE	0.1424* (0.0361)	0.0558 (0.0428)
MA	0.1407* (0.0390)	0.1307* (0.0411)
PI	0.1098* (0.0397)	0.1846* (0.0421)
PB	0.1091* (0.0397)	0.0680 (0.0490)
PE	0.1633* (0.0368)	0.0738*** (0.0438)
BA	0.0922* (0.0340)	0.1010** (0.0406)
AL	0.0786*** (0.0419)	0.0317 (0.0469)
SE	0.0818*** (0.0485)	0.1384* (0.0434)

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD.

Nota: Desvio Padrão em Parênteses *** p < 0.1, ** p < 0.05, * p <

Uma das formas de se captar o efeito do contexto familiar sobre a oferta de trabalho infanto-juvenil é verificando com que idade o chefe da família começou a trabalhar, onde se espera que quanto mais tarde o chefe comece suas atividades de trabalho menor a probabilidade da criança e adolescente ofertar trabalho (KASSOUF, 2005). No presente trabalho, verificou-se que apenas para o ano de 2002 há redução de 0,5 p.p. sobre a probabilidade de a criança ofertar trabalho associado à decisão dos pais.

Encontrou-se ainda que o tamanho da família exerce efeitos sobre a probabilidade da criança ou do adolescente em ofertar trabalho. De modo que, quanto maior o número de componentes na família, maior a probabilidade de se observar trabalho infanto-juvenil. Isto porque se acredita que quanto maior o tamanho da família menor será a renda *per capita* domiciliar e maior o grau de vulnerabilidade familiar. Em 2002, o impacto sobre a probabilidade de a criança trabalhar foi de 2 p.p. e em 2014 esse impacto reduziu para 0,7 p.p. Destaca-se que tais constatações corroboram com achados literários Kassouf e Santos (2010), Moreira et al. (2014) e Barros et al. (1994), Mesquita e Ramalho (2015), Emerson e Portela Souza (2008), portanto, a estrutura familiar formada por grande quantidade de componentes parece exercer forças estimulantes sobre o trabalho infantil.

O fato de morar em áreas metropolitanas diminui em 26 p.p. e 9,1 p.p. a probabilidade de inserção no mercado de trabalho infanto-juvenil em 2002 e 2014, respectivamente. Tais resultados corroboram com os achados expostos na literatura nacional (KASSOUF; 2007; KASSOUF; SANTOS, 2010; MOREIRA et al., 2014) a qual concorda que áreas urbanas possuem maior dinâmica econômica com mais postos de trabalho para os pais e, conseqüentemente, maior nível de renda. Associado a estes fatores se percebe maior nível de infraestrutura como escolas, postos de saúde e lazer. Portanto, todos esses mecanismos podem contribuir para que crianças e adolescentes escolham não ofertar trabalho.

Em tempo, informa-se que nas áreas não metropolitanas houve queda na oferta de trabalho infanto-juvenil entre o ano de 2002 e 2014. Tal fato sugere possíveis melhorias de bem-estar para os agentes que residem nesses ambientes. Destaca-se que estes impactos ocasionados pelas melhorias estruturais foram sentidos pelos Estados da região Nordeste, no entanto, existem Estados como Piauí e Sergipe que apresentam uma maior probabilidade de se ofertar trabalho e tal fato pode ter ligação com o baixo dinamismo de suas economias.

Com o intuito de verificar quais fatores contribuíram mais para uma queda do trabalho infantil, a próxima subseção apresenta a análise da decomposição dos efeitos de atributos observáveis e não observáveis relacionados às características da criança e do adolescente, de suas famílias e a localização geográfica.

Decompondo as Diferenças de Probabilidade do Trabalho Infanto-juvenil entre 2002 e 2014

Como já evidenciado em seções anteriores, observou-se uma queda do percentual de crianças e adolescentes que trabalham nas áreas rurais do Nordeste brasileiro entre os anos de 2002 e 2014. Desta forma, o principal objetivo desta subseção é decompor a diferença na probabilidade dessas crianças ofertarem trabalho entre o referido período e verificar quais fatores mais contribuíram para essa redução. A

decomposição das diferenças gera dois efeitos: transformações na composição das crianças, em termos de características observáveis; e mudanças relacionadas a outros fatores, influenciadas pelos retornos dessas características na probabilidade de se ofertar trabalho, os chamados fatores não observáveis (motivação da criança ou dos pais, a dinâmica do mercado de trabalho e questões socioeconômicas). Para tanto, foi utilizada a técnica proposta por Yun (2004).

A Tabela 2 apresenta os resultados obtidos com a decomposição da diferença de probabilidade de trabalho infanto-juvenil entre os anos de 2002 e 2014. Considerando o efeito de várias características observadas referentes às próprias crianças, às suas famílias e à localização, os resultados mostram uma diferença negativa de probabilidade da criança e adolescente ofertar trabalho de 24% entre os anos de 2002 e 2014. Dada a significância estatística, isto sugere que uma criança no ano de 2014 possuía, relativamente, uma probabilidade menor de entrar precocemente no mercado de trabalho comparativamente a 2002.

Observa-se ainda que o hiato de probabilidade entre os referidos anos se deve, principalmente, pelas diferenças sobre os fatores não observados (91,6%) dados pela diferença do comportamento do indivíduo ao longo dos anos. Já a diferença devida aos atributos médios tem um peso de apenas 8,4%. Além disso, se os dois anos considerados apresentassem atributos médios iguais, a diferença de probabilidade de trabalho infanto-juvenil aumentaria em cerca de 2 p.p. Por outro lado, se considerarmos que ambos os anos apresentaram o mesmo comportamento em termos de atributos não observados, o hiato de probabilidade aumentaria em cerca de 24 p.p. Dessa forma, evidenciou-se que a diferença de probabilidade da criança trabalhar é determinada principalmente por distintos comportamentos entre os anos de 2002 e 2014.

Cabe destacar que as características observáveis que mais explicam a diferença de probabilidade de a criança trabalhar na respectiva janela de tempo são, respectivamente, o nível de escolaridade do chefe da família (6,54%), estar localizada no Maranhão (-5,12%) e na Bahia com 4,5% e, por último, o tamanho da família (3,1%). Isto implica que, se fossem eliminadas as diferenças no nível de escolaridade do chefe da família, na localização do Maranhão e da Bahia e no tamanho da família, entre os anos de 2002 e 2014, os respectivos impactos sobre o hiato da probabilidade de trabalho infantil seriam: um aumento de 1,6 p.p; uma redução de 1,2 p.p; um aumento 1,1 p.p. e um aumento 0,7 p.p.

No que se refere aos fatores imputados pelas características não observáveis, dados pela diferença nos coeficientes, sugere-se que as diferenças comportamentais ao longo dos anos considerados estão relacionadas principalmente à idade da criança (-112,4%) e à condição da criança estudar (30,5%), dada a significância estatística do teste. Portanto, se a média de idade da criança fosse à mesma no ano de 2002 e 2014, a diferença de probabilidade de trabalho infantil entre esses anos seria reduzida em 27 p.p. Já se a condição de estudar das crianças nos dois anos considerados registrasse o mesmo comportamento, o hiato médio de probabilidade de trabalho infanto-juvenil entre esses anos aumentaria em 7,3 p.p.

TABELA 2 - DECOMPOSIÇÃO DAS DIFERENÇAS DE PROBABILIDADE DO TRABALHO INFANTO-JUVENIL ENTRE OS ANOS 2002 E 2014

	DIFERENÇA EM ATRIBUTOS OBSERVADOS (E)			DIFERENÇA NOS COEFICIENTES (C)		
	Coefficiente	Desvio-Padrão	Importância (%)	Coefficiente	Desvio-Padrão	Importância (%)
Atributo Pessoal						
Idade	0.007*	0.001	-2.8	0.269*	0.065	-112.4
Menino	-0.001*	0.001	0.43	-0.005	0.0121	2.2
Branco	-0.001	0.001	.34	0.010	0.0065	-4.0
Estudante	-0.004*	0.001	1.5	-0.073***	0.039	30.5
Atributo do lar						
Mulher Chefe da Família	-0.002	0.003	0.9	-0.001	0.0031	0.35
Escolaridade Chefe da Família	-0.016*	0.004	6.5	-0.007	0.0054	2.8
Renda Não Trabalho do Chefe da Família	-0.000	0.0004	0.11	0.006	0.004	-2.3
Idade Chefe Iniciou a Trabalhar	-0.000	0.001	0.06	0.032	0.024	-13.2
Tamanho da Família	-0.007***	0.004	3.1	-0.037	0.037	15.5
Localização Geográfica						
Metropolitana	-0.001**	0.0005	0.5	0.002	0.0022	-1.0
CE	-0.000	0.00017	0.1	-0.005	0.0103	2.1
MA	0.012*	0.004	-5.1	0.006	0.005	-2.6
PI	0.001*	0.00023	-0.4	0.014*	0.005	-5.7
PB	-0.002	0.0015	0.9	0.001	0.006	-0.3
PE	-0.001***	0.00086	0.6	-0.003	0.009	1.3
BA	-0.011**	0.0043	4.5	0.023	0.021	-10
AL	0.001	0.0008	-0.2	-0.001	0.0046	0.4
SE	0.006*	0.002	-2.5	0.004*	0.0024	-1.8
Constante				-0.453*	0.112	189.31
Subtotal	0.02*	-2.92	8.42	0.24*	-18.5	91.6
R=Total (E+C)	0.24*	-26.1	100			

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD.

Nota: Desvio Padrão em Parênteses *** p < 0.1, ** p < 0.05, * p < 0.01.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

A presente pesquisa analisou os determinantes do trabalho infanto-juvenil nas áreas rurais do Nordeste brasileiro a partir dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) dos anos de 2002 e 2014, respectivamente. Complementarmente, procurou identificar quais desses fatores mais contribuíram para a redução observada entre o período citado. Para tanto, foram consideradas variáveis destacadas na literatura relacionadas aos atributos pessoais da criança, atributos do lar e, por fim, a localização geográfica. No tocante aos atributos pessoais, as variáveis, gênero, idade e se estuda, foram significantes para explicar a incidência de trabalho infanto-juvenil no país. Logo, percebeu-se que meninos, mais velhos e que não estudam possuem maior frequência na oferta de trabalho infantil-juvenil brasileira.

Com relação aos atributos do lar, observou-se que quanto maior a escolaridade do chefe da família e maior a idade com que o chefe começou a trabalhar, menor será a incidência de trabalho infantil. Por seu turno, as ocorrências de trabalho infantil se mostraram relacionadas positivamente com o tamanho da família.

Os resultados mostraram que houve uma queda na probabilidade de a criança ofertar trabalho entre os anos de 2002 e 2014. Essa diferença de probabilidade entre os dois anos foi decomposta em dois efeitos: as mudanças em características observáveis e as mudanças em características não observáveis. Os dois efeitos apresentaram peso na decomposição das diferenças de probabilidade, no entanto, a maior parte dessa diferença pode ser explicada por distintos comportamentos, principalmente de atitudes não observadas entre os anos considerados e relacionados à idade da criança e ao fato desta estudar.

REFERÊNCIAS

AQUINO, J. M. et al. Trabalho infantil: persistência intergeracional e decomposição da incidência entre 1992 e 2004 no Brasil rural e urbano. **Revista Economia Contemporânea**, v. 14, n. 1, p. 61-84, jan./abr. 2010.

ARAÚJO, A. A. **O Programa Bolsa-Família e o trabalho infantil no Brasil**. Tese (Doutorado em Economia Aplicada)– Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2010.

BARROS, R. P.; HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R. Desigualdade e pobreza no Brasil: retrato de uma estabilidade inaceitável. **Revista Brasileira de Ciências Sociais**, v. 15, n. 42, p. 123-142, 2000.

BARROS, R. P.; MENDONÇA, R.; VELAZCO, T. Is poverty the main cause of child work in urban Brazil? **Texto para Discussão**, IPEA, n. 351, 1994.

BARROS, R. P.; SILVA, P. R. Infância e adolescência no Brasil: as consequências da pobreza diferenciadas por gênero, faixa etária e região de residência. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 21, p. 355-376, 1991.

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

BEEGLE, K. et al. The consequences of child labor: evidence from longitudinal data in rural Tanzania. **Anais...** Child Labor Conference, Indiana University, 2007.

CACCIAMALI, M. C.; FERREIRA BATISTA, N. N.; TATEI, F. Padrões familiares de utilização de trabalho infantil. **Revista ABET**, v. 10, n. 1, p. 11-34, 2011.

CACCIAMALI, M. C.; TATEI, F. Trabalho infantil e o status ocupacional dos pais. **Brazilian Journal of Political Economy**, v. 28, n. 2, p. 269-290, 2008.

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

CANAGARAJAH, S.; COLOUMBE, H. Child labor and schooling in Ghana: technical report. **Policy Research**, n. 1844, 1997.

CAVALIERI, C. H. **O impacto do trabalho infantil sobre o desempenho escolar: uma avaliação para o Brasil metropolitano**. 2002. Tese (Doutorado em Economia de Empresas)- Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2002.

EMERSON, P. M.; PORTELA SOUZA, A. Bargaining over sons and daughters: child labor, school attendance and intra-household gender bias in Brazil. **Working Papers**, v. 213, 2002.

_____. Birth order, child labor, and school attendance in Brazil. **World Development**, v. 36, n. 9, p. 1647-1664, 2008.

_____. Child Labor, School Attendance, and Intra-household Gender Bias in Brazil. **The World Bank Economic Review**, v. 21, n. 2, p. 301-316, 2007.

_____. The inter-generational persistence of child labor. **Social Protection Discussion Paper Series**, n. 515, 2005. Disponível em: <<http://documents.worldbank.org/curated/en/179861468235435623/The-inter-generational-persistence-of-child-labor>>. Acesso em: 1 jan. 2016.

HEADY, C. The effect of child labor on learning achievement. **World Development**, v. 31, n. 2, p. 385-398, 2003.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Censo Demográfico 2010: resultados do universo**. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br>>. Acesso em: 1 jan. 2016.

_____. PNAD. **Microdados: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio**. Rio de Janeiro, 2002.

_____. PNAD. **Microdados: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio**. Rio de Janeiro, 2014.

ILAHY, N.; ORAZEM, P.; SEDLACEK, G. The implications of child labor for adult wages, income and poverty: retrospective evidence from Brazil. **Working Paper**, 2000.

KASSOUF, A. L. **Aspectos socioeconômicos do trabalho infantil no Brasil**. Brasília: Ministério da Justiça, 2002.

_____. O efeito do trabalho infantil para os rendimentos dos jovens, controlando o background familiar. **Anais...** 13. Encontro da Associação Brasileira de Estudos Populacionais, Ouro Preto, 2002a.

_____. O efeito do trabalho infantil para os rendimentos e a saúde dos adultos. Rio de Janeiro: **IPEA**, 2000.

_____. O que conhecemos sobre o trabalho infantil? **Nova economia**, v. 17, n. 2, p. 323-350, 2007.

_____. Saúde e mercado de trabalho. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 27, n. 3, p. 587-610, 1997.

_____. **Trabalho infantil no Brasil**. 1999. (Livre Docência)- Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz da Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1999.

_____. **Trabalho infantil**: causas e consequências. Estudo realizado para ser apresentado na prova pública oral do concurso de Professor Titular do Departamento de Economia da Esalq, 2005.

_____. Trabalho infantil: escolaridade x emprego. **Economia**, v. 2, n. 2, p.549-586, 2001.

KASSOUF, A. L.; MCKEE, M.; MOSSIALOS, E. Early entrance to the job market and its effect on adult health: evidence from Brazil. **Health Policy and Planning**, v. 16, n. 1, p. 21-28, 2001.

KASSOUF, A. L.; SANTOS, M. J. Trabalho infantil no meio rural brasileiro: evidências sobre o “paradoxo da riqueza”. **Economia Aplicada**, v. 14, n. 3, 2010.

MESQUITA, S. P.; RAMALHO, H. M. B. Trabalho infantil no Brasil urbano: qual a importância da estrutura familiar?. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 19, n. 1, 2015.

MINAYO-GOMEZ, C.; MEIRELLES, Z. V. Crianças e adolescentes trabalhadores: um compromisso para a saúde coletiva. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 13, n. 2, p. 135-140, 1997.

MONTE, P. A. Exploração do Trabalho Infantil no Brasil: Consequências e Reflexões. **Revista Economia**, Brasília(DF), v.9, n.3, p. 625-650, 2008.

MOREIRA, G. C. et al. Determinantes do trabalho infantil na região nordeste do Brasil, no ano de 2009. **Revista Economia e Desenvolvimento**, v. 13, n. 2, p. 258-272, 2014.

MUNIZ, A. L. P. Características e importância do trabalho infantil rural mineiro no período de 2003 a 2007. **Revista CEPPG**, 2012.

NAGARAJ, K. Female and child workers in a household industry. **Working Paper**, 2002.

NUNES, J. A.; MARIANO, J. L. Efeitos dos programas de transferência de renda sobre a oferta de trabalho não agrícola na área rural da região nordeste. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 53, n. 1, p. 71-90, 2015.

PATRINOS, A. H.; PSACHAROPOULOS, G. Family size, schooling and child labor in Peru: an empirical analysis. **Journal of Population Economics**, v. 10, n. 4, p. 387-405, 1997.

PONCZEK, V.; SOUZA, A. P. The causal effect of family size on child labor and education. **Texto para Discussão**, Fundação Getúlio Vargas, 2007.

PSACHAROPOULOS, G. Child labor versus educational attainment: some evidence from Latin America. **Journal of Population Economics**. v.10, n.4, p. 377-386, 1997.

RAY, R. The determinants of child labor and child schooling in Ghana. **Journal of African Economies**, v. 11, n. 4, p. 561-590, 2003.

REPETTO, R. Direct economic costs and value of children in population and development. Baltimore: JHU Press, 1976. p. 77-97.

ROCHA, S. Pobreza e indigência no Brasil: algumas evidências empíricas com base na PNAD 2004. **Revista Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 16, n. 2, p. 265-299, 2006.

ROSENZWEIG, M. **Household and non-household activities of youths**: issues of modelling, data and estimation strategies in child work, poverty and underdevelopment. Geneva: Ed. Rodgers & Standing, 1981.

SANTOS, B. R. Combating child labor in Brazil: social movements in action. In: WESTON, B. (Ed.). **Child labor and human rights**: making children matter. London: Lynne Rienner, 2005. p. 209-232.

YUN, M. Decomposing differences in the first moment. **Economics Letters**, n. 82, p. 275-280, 2004.