

Efeitos do Trabalho Infantil sobre a Educação na Região Nordeste do Brasil

Leonardo Bornacki de Mattos

- Doutorando em Economia Aplicada pelo Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa (DER-UFV);
- Mestre em Economia Aplicada pelo DER-UFV;
- Bacharel em Ciências Econômicas pela Pontifícia Universidade Católica de Minas Gerais (PUC-BH).

Carlos André da Silva Muller

- Doutorando em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (DER-UFV);
- Mestre em Economia Aplicada pelo DER-UFV;
- Bacharel em Administração pela Universidade Federal de Rondônia (UNIR).

João Eustáquio de Lima

- Pós-Doutor pela University of Florida;
- Doutor em Economia Rural pela Michigan State University;
- Mestre em Economia pela Michigan State University;
- Mestre em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (DER-UFV);
- Engenheiro Agrônomo pela Universidade Federal de Viçosa.

Viviani Silva Lírio

- Doutora em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (DER-UFV);
- Bacharel em Ciências Econômicas pela Universidade Federal do Espírito Santo (UFES).

Resumo

O emprego de trabalho infantil tem gerado sérias conseqüências para o desempenho escolar de crianças. Além disso, pode ter impactos negativos no nível educacional da população. O objetivo principal deste estudo foi estimar os efeitos do trabalho infantil sobre a educação da população da região Nordeste do Brasil. Foi usado um modelo de regressão linear para explicar o número de anos de estudo, e modelos *Logit* para estimar a probabilidade de conclusão da 4ª e da 8ª séries do Ensino Fundamental. Foram utilizadas informações obtidas no Arquivo de Pessoas da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios/Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística-2001. Os resultados obtidos mostraram que os efeitos do trabalho infantil sobre a educação são de fato significativos e repercutem, negativamente, no nível de escolaridade das pessoas.

Palavras-chave:

Trabalho infantil–Região Nordeste; Educação–Região Nordeste.

1 – INTRODUÇÃO

O trabalho infantil é um fenômeno social diretamente relacionado com condições econômicas da família, estrutura produtiva e a questões de ordem cultural. Embora não se possa desconsiderar a existência de outros fatores, a pobreza, a desigualdade e a exclusão social são as principais causas do trabalho infantil, o que não é uma relação de causalidade unidirecional, pois a inclusão da criança na força de trabalho também contribui para o agravamento das condições socioeconômicas às quais essa criança está submetida.

Além de colocar em risco a saúde da criança, o trabalho infantil reduz, em decorrência do cansaço, a capacidade de concentração e a qualidade do aprendizado, o que repercute, negativamente, na frequência escolar e, conseqüentemente, no nível de escolaridade. A redução no nível de escolaridade, por sua vez, diminui a possibilidade de maiores rendimentos futuros, perpetuando um ciclo que se sustenta na relação entre a oferta de mão-de-obra infantil e as condições de pobreza da família ofertante.

No Brasil, as disparidades socioeconômicas produzem efeitos diferenciados do trabalho infantil sobre a escolaridade, quando se comparam as cinco regiões brasileiras. Via de regra, a região Nordeste é a que apresenta os efeitos mais perversos. Em razão dessa constatação, justifica-se realizar um estudo dos impactos do trabalho infantil no nível educacional da população desta Região.

Assim, este artigo teve o objetivo geral de fornecer uma estimativa dos efeitos gerados pelo trabalho infantil sobre a educação da população da região Nordeste do Brasil. Especificamente, pretendeu-se:

- a) Quantificar os efeitos gerados pelo trabalho infantil sobre o número de anos de estudo de um indivíduo; e
- b) Identificar a influência do trabalho infantil na probabilidade de um indivíduo concluir a 4ª e a 8ª séries do ensino fundamental.

2 – O TRABALHO INFANTIL NO BRASIL

No Brasil, a legislação vigente protege a criança do trabalho infantil. A Constituição Federal de 1988 prevê que quaisquer trabalhos insalubres, tais como os noturnos e os perigosos à saúde, são proibidos para cidadãos

com idade inferior a 18 anos. Para os cidadãos com idade inferior a 16 anos, proíbe-se qualquer tipo de trabalho, salvo na condição de aprendiz, cuja idade deverá ser pelo menos de 14 anos.

Além desta, há legislações específicas, como o Estatuto da Criança e do Adolescente (Lei Federal nº 8.069/1990), e ações como o Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (Peti), coordenado pelo Ministério do Desenvolvimento Social (MDS), cuja finalidade é erradicar as chamadas piores formas de trabalho infantil no país, ou seja, aquelas consideradas perigosas, penosas, insalubres ou degradantes (BRASIL. Ministério do Desenvolvimento Social, 2005).

O Ministério Público do Trabalho (MPT) também tem atuado contra o trabalho infantil, destacando-se os esforços para eliminação do trabalho infantil doméstico. Segundo pesquisa realizada pela Organização Internacional do Trabalho (OIT), essa modalidade de trabalho infantil é de difícil fiscalização e esbarra na crença cultural de que se está realizando uma obra social para a criança, tornando prioritários os esforços que conscientizem as pessoas do contrário (BRASIL. Ministério Público do Trabalho, 2005).

Dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) (PESQUISA..., 2001) mostram que 3% dos cidadãos entre 10 e 14 anos, residentes nas áreas urbanas, declararam já ter trabalhado, enquanto que na área rural o percentual foi de 14,20%. Isso decorre, provavelmente, da maior dificuldade de implantação de políticas sociais no meio rural, assim como de fiscalização de sua eficácia, o que torna esta última prioritária.

Embora reconhecidamente o trabalho infantil não seja o único fator a influenciar o nível de escolaridade, nota-se, a partir da Tabela 1, que a região Nordeste sofre maior impacto na redução do nível educacional pelo trabalho infantil realizado, quando comparada às demais regiões do país. Por exemplo, cidadãos residentes em áreas rurais da região Nordeste, que começaram a trabalhar antes dos 10 anos de idade, têm, em média, 3,83 anos de estudo, considerado o menor nível educacional entre todas as regiões brasileiras.

Dois aspectos relevantes devem ser ressaltados na Tabela 1. Primeiro, observa-se que, quanto maior a idade com que se começava a trabalhar, maior era a escolari-

Tabela 1 – Macrorregiões do Brasil: média de anos de estudo* de indivíduos com mais de 18 anos de idade, segundo a idade com que começaram a trabalhar, conforme regiões – 2001

Área	Idade de início do trabalho	Regiões**			
		Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
Urbano	Antes de 10 anos de idade	5,43	6,00	6,21	6,31
	De 10 a 13 anos de idade	6,11	6,96	7,04	6,91
	De 14 a 15 anos de idade	7,43	8,34	8,44	8,33
	De 16 a 17 anos de idade	8,68	9,19	9,38	9,18
	18 ou mais anos de idade	9,94	10,56	10,61	10,69
Rural	Antes de 10 anos de idade	3,83	4,00	4,67	4,18
	De 10 a 13 anos de idade	4,00	4,65	5,04	4,84
	De 14 a 15 anos de idade	4,47	5,57	6,07	6,08
	De 16 a 17 anos de idade	5,83	6,72	6,98	7,43
	18 ou mais anos de idade	7,22	8,18	8,14	8,24

Fonte: PESQUISA... (2001)

* Cidadãos com 16 ou mais anos de estudo foram agrupados em 15 anos, representando 8,2% do total da amostra.

** A região Norte não foi considerada devido ao fato de a PNAD não ter amostra representativa da sua área rural.

dade média dos cidadãos em todas as regiões. Tal fato, além de elevar as possibilidades de redução da pobreza, por meio da elevação dos rendimentos, afeta positivamente o estoque de capital humano do país. Segundo, o fato de a região Centro-Oeste ser, na maior parte dos estratos, a que apresenta a maior média de anos de estudo, tanto na zona rural quanto na urbana. Talvez isto seja resultado da acentuada migração ocorrida da região Sul para a Centro-Oeste, como também da prosperidade gerada pelas culturas de alta produtividade que afetam tanto sem o meio rural como o urbano.

3 – OUTROS ESTUDOS REFERENTES AO TRABALHO INFANTIL

Entre os recentes desenvolvimentos teóricos a respeito do trabalho infantil, destacam-se os realizados por Grootaert e Kambur (1995), Basu e Van (1998), e Baland e Robinson (2000).

Baland e Robinson (2000) mostraram, matematicamente, que a provisão de mão-de-obra infantil poderia ser economicamente eficiente, apesar de reconhecerem os efeitos negativos do trabalho infantil sobre a escolaridade das crianças. Para isto, seria necessário que, no futuro, as crianças já adultas recebessem dos pais uma compensação financeira pelo tempo em que elas foram privadas do estudo para realizarem o trabalho infantil. Entretanto, os próprios autores afirmaram que dificilmente a eficiência econômica ocorrerá, uma vez que o trabalho infantil, na maior parte dos casos, existe em locais onde a pobreza também se faz presente. Assim, os pais

não seriam capazes de oferecer compensação financeira suficiente aos seus filhos.

Pouliot (2003), ao acrescentar a variável “incerteza” ao modelo de Baland e Robinson (2000), afirmou que, mesmo se os pais pudessem tomar empréstimos de terceiros, tornando-se capazes de compensar financeiramente seus filhos, a eficiência econômica não estaria assegurada, já que o período em que os filhos se tornam adultos é duvidoso.

Cavalcante (2003) reviu o mesmo modelo e demonstrou que restrições ao acesso escolar e na qualidade de ensino, e as condições do mercado de trabalho para as crianças definem o grau de incidência de trabalho infantil, além das já salientadas por Baland e Robinson (2000), como, por exemplo, as condições de pobreza. Assim, por mais que legislações versem contra o trabalho infantil ou que políticas mitiguem seus efeitos negativos, tais manifestações permanecerão recorrentes, se as verdadeiras causas não forem atacadas.

No tocante a políticas sociais, Ferro (2003) estudou os efeitos do programa social “Bolsa Escola”. Segundo essa autora, o programa apresentou resultados positivos, embora crianças que trabalhem em meio período tenham mais incentivos para participarem deste programa do que as que trabalham em período integral, visto que o valor da bolsa pouco compensa o custo de oportunidade para os últimos. Soares e Pianto (2003), ao compararem o nível de escolaridade em municípios que participavam do Programa de Erradicação do Trabalho In-

fantil (PETI) com os que não participavam deste, constataram que o referido programa gerou efeitos positivos sobre o nível de escolaridade. O estudo foi realizado a partir de dados coletados antes e após a adesão ao programa e comparou esses municípios com grupos de controle, isto é, municípios com características semelhantes e que não participavam do PETI.

Kassouf (2002) investigou o efeito do trabalho infantil sobre os rendimentos dos adultos. Segundo seus resultados, as pessoas que começaram a trabalhar com 10 a 14 anos tiveram acréscimos de 8,8% nos salários, quando comparadas às que iniciaram com menos de 9 anos; para aqueles que começaram a trabalhar com 15 a 17 anos, de 9,3%; e para os que apenas trabalharam com mais de 18 anos, 12,7%. A autora também verificou relação negativa entre escolaridade dos pais e trabalho das crianças, e positiva entre escolaridade dos pais e frequência à escola.

Pontili (2004), ao realizar estudo de frequência escolar no ensino fundamental, comparou os Estados de São Paulo e Pernambuco, dadas as disparidades regionais existentes dentro do país. A autora citou, nesta pesquisa, condições das escolas para explicar a evasão escolar de crianças no ensino fundamental, a qual era menor em escolas com bibliotecas do que em escolas sem bibliotecas. Verificou-se, também, que a elevação da escolaridade média dos professores compensava o efeito da baixa escolaridade do chefe da família sobre a probabilidade de a criança paulista frequentar o ensino fundamental. Da mesma forma, para a criança pernambucana, a elevação dos salários dos professores substituía o efeito da baixa escolaridade dos pais.

4 – METODOLOGIA

4.1 – Modelos Empíricos

O procedimento adotado para quantificar os efeitos gerados pelo trabalho infantil sobre a educação consistiu na comparação entre o nível educacional de pessoas que exerciam o trabalho infantil com o daquelas que não exerciam tal tipo de trabalho. Considerou-se como uma medida representativa dos efeitos gerados pelo trabalho infantil sobre a educação a diferença existente entre o nível educacional desses dois grupos de pessoas. Admite-se, entretanto, que a quantificação de tais efeitos por meio deste procedimento possa estar superestimada, uma vez que a ocorrência do trabalho infantil está associada,

em muitas situações, a outros fatores que tenham forte relação com o nível educacional de uma pessoa, a exemplo do nível da renda permanente dessa pessoa.

Para que a referida comparação fosse feita, adotaram-se dois procedimentos. O primeiro foi estimar um Modelo Clássico de Regressão Linear (MCRL), cuja variável dependente era o número de anos de estudo (NAE). O segundo foi estimar dois modelos *Logits*, nos quais a variável dependente era a probabilidade de conclusão da 4ª e da 8ª séries do Ensino Fundamental. Tanto no MCRL quanto nos modelos *Logits* foi especificada uma variável *dummy* binária, que recebeu valor 1 para os indivíduos que exerceram o trabalho infantil, e valor 0 para os que não o fizeram. Para isso, considerou-se que haviam exercido o trabalho infantil todas as pessoas que começaram a trabalhar antes dos dez anos de idade. Nota-se que, antes dessa idade, a criança ainda não havia concluído sequer a 4ª série do ensino fundamental.

4.1.1 – Modelo econométrico para o número de anos de estudo (NAE)

O Modelo Clássico de Regressão Linear (MCRL) foi especificado com o objetivo de determinar, a partir de um conjunto de variáveis que caracterizam um indivíduo da região Nordeste do Brasil, o número de anos de estudo (NAE) desse indivíduo. Embora tenham sido consideradas variáveis diversas, o interesse principal foi pela influência da variável que caracteriza o fato de o indivíduo ter ou não realizado trabalho infantil sobre o número de anos de estudo desse indivíduo. Dessa forma, pode-se verificar se há diferenças significativas entre o NAE dos indivíduos que trabalharam na infância e o NAE dos que não trabalharam. A equação (1) apresenta o modelo:

$$NAE_i = X_i' \beta + \varepsilon_i \quad (1)$$

em que NAE_i é o número de anos de estudo do indivíduo i ; β , vetor de coeficientes a serem estimados; X_i , vetor de variáveis que explicam o número de anos de estudos do indivíduo i ; e ε_i , termo de erro aleatório com as pressuposições usuais, ou seja, $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$.

4.1.2 – Modelo econométrico para a probabilidade de conclusão da 4ª e 8ª séries do Ensino Fundamental

Para determinar os efeitos do trabalho infantil sobre a probabilidade de um indivíduo concluir cada uma das

etapas do Ensino Fundamental, ou seja, 4ª e 8ª séries, foram especificados os seguintes modelos *Logit*:

$$P_{4i} = L(X'_{4i}\beta_4 + v_i) = \frac{1}{1 + e^{-(X'_{4i}\beta_4 + v_i)}} \quad (2)$$

$$P_{8i} = L(X'_{8i}\beta_8 + u_i) = \frac{1}{1 + e^{-(X'_{8i}\beta_8 + u_i)}} \quad (3)$$

em que P_{4i} e P_{8i} são as probabilidades de conclusão da 4ª e da 8ª séries do ensino fundamental, respectivamente; $L(\cdot)$, função de distribuição logística acumulada, tal que $0 \leq L(\cdot) \leq 1$; e , base de logaritmos naturais, que é aproximadamente igual a 2,718; X_{4i} e X_{8i} , vetores de variáveis que explicam a probabilidade de um indivíduo concluir a 4ª e a 8ª séries, respectivamente; e v_i e u_i , termos de erros aleatórios.

A partir da estimação dos modelos anteriormente especificados, pode-se determinar o efeito marginal de cada uma das variáveis explicativas sobre a probabilidade de conclusão das séries anteriormente mencionadas. O efeito marginal (EM) da k -ésima variável explicativa é dado por

$$EM \text{ de } X_k = \frac{\partial \hat{P}_i}{\partial X_k} = \hat{\beta}_k \hat{P}_i (1 - \hat{P}_i), \quad (4)$$

em que X_k é a k -ésima variável explicativa e $\hat{\beta}_k$, seu coeficiente estimado.

No caso em que X_k for uma variável *dummy* binária, seu efeito marginal será obtido da seguinte maneira:

$$EM \text{ de } X_k = P[(P_i=1)|X_k=1] - P[(P_i=1)|X_k=0], \quad (5)$$

ou seja, o efeito marginal é dado pela diferença entre a probabilidade de o indivíduo concluir a série, quando a k -ésima variável explicativa tiver valor 1, e a probabilidade de o indivíduo concluir a série quando essa variável tiver valor 0.

4.2 – Definição das Variáveis e Fonte dos Dados

Os vetores de variáveis explicativas, usadas para explicar o número de anos de escolaridade e a probabilidade de conclusão da 4ª e da 8ª séries, foram definidos pelas informações coletadas junto ao Arquivo de Pessoas da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do ano de 2001, cuja fonte é o IBGE (PESQUISA..., 2001). Como variáveis explicativas do número de

anos de estudo, bem como da probabilidade de conclusão da 4ª e da 8ª séries do Ensino Fundamental, foram definidas as seguintes variáveis:

- 1) *idade*, e *idade*², que representam, respectivamente, em anos, a idade e a idade ao quadrado do indivíduo. Espera-se relação positiva entre a variável *idade* e as variáveis dependentes, e que tal relação cresça a taxas decrescentes, tal que o coeficiente da variável *idade*² seja negativo;
- 2) *rendapc*, é a renda corrente *per capita* do domicílio do qual o indivíduo faz parte (em R\$/mês). Espera-se que essa variável seja uma boa aproximação tanto do nível de renda permanente quanto do nível de instrução dos pais, de maneira que o coeficiente dessa variável apresente sinal positivo¹;
- 3) *masculino*, é uma variável *dummy* que representa o sexo do indivíduo; com valor 1 para indivíduos do sexo masculino e 0 para os do sexo feminino. Espera-se sinal negativo para o coeficiente dessa variável, visto que se acredita que os indivíduos do sexo masculino sejam os principais responsáveis pelo sustento das unidades domiciliares, restando-lhes menor tempo disponível para o estudo, em comparação às pessoas do sexo feminino;
- 4) *preta*, é uma variável *dummy* que caracteriza a cor da pele; com valor 1 para os indivíduos de cor da pele preta e 0 para os demais. Espera-se que o coeficiente dessa variável seja negativo;
- 5) *infantil*, é uma variável *dummy* que caracteriza o fato de o indivíduo ter exercido trabalho infantil. A essa variável foi atribuído valor 1 para os indivíduos que começaram a trabalhar antes dos dez anos de idade e valor 0 para os que não trabalharam antes dessa idade. Se os efeitos do trabalho infantil forem negativos, o coeficiente dessa variável será negativo;

¹ Provavelmente, a melhor *proxy* para o nível de renda permanente fosse o tipo de escola, se pública ou privada, freqüentada pelo indivíduo. Entretanto, essa informação não se encontra disponível na base de dados utilizada. A renda familiar foi utilizada por Emerson e Souza (2005), como *proxy* para educação dos pais.

- 6) *metropol_i* é uma variável *dummy* que recebeu valor 1 para os residentes nas regiões metropolitanas e valor 0 para os não-residentes nessas regiões. Espera-se sinal positivo para o coeficiente dessa variável, o que indicará maior disponibilidade do serviço educacional;
- 7) *rural_i* é uma variável *dummy* que recebeu o valor 1 para os residentes nas zonas rurais e o valor 0 para os residentes nas zonas urbanas. Espera-se sinal negativo para o coeficiente dessa variável, indicando maiores dificuldades de acesso à escola;
- 8) *chefe_i* é uma variável *dummy* que representa a posição do indivíduo na unidade familiar, com valor 1 quando o indivíduo for o chefe de família e valor 0 para os demais casos. Espera-se relação positiva entre essa variável e as variáveis dependentes;
- 9) *somãe_i* é uma variável *dummy* que caracteriza as famílias nas quais a figura paterna está ausente. Aos indivíduos pertencentes a esse tipo de família foi atribuído valor 1, enquanto aos demais, o valor 0. Espera-se relação negativa entre essa variável e as variáveis dependentes.

Para operacionalização do modelo econométrico especificado para o estudo do número de anos de estudo, somente foram considerados os indivíduos maiores de vinte e cinco anos de idade. Assim, todos já teriam condições, pelo menos no que se refere à idade, de ter completado quinze anos de estudo, valor que representa o limite superior da variável NAE na PNAD-2001. De modo similar, para operacionalização do modelo *Logit*, referente à probabilidade de conclusão da 4ª série, especificado em (2), só foram considerados os indivíduos com mais de dez anos de idade, enquanto no modelo *Logit* especificado em (3), referente à probabilidade de conclusão da 8ª série, apenas as pessoas com mais de quatorze anos de idade.

Além das pessoas cujas idades eram inferiores às faixas etárias anteriormente citadas, não foram incluídos nesse estudo aqueles que não souberam ou não declararam pelo menos uma das seguintes características: idade, número de anos estudados e cor da pele (ou raça). Também foram excluídas da amostra pessoas de raça indígena e que ocupavam alguma das seguintes condi-

ções na unidade domiciliar: agregado, pensionista, empregado doméstico e parente do empregado doméstico.

Ressalta-se que, no caso da probabilidade de conclusão da 8ª série, o estudo não se limitou aos indivíduos que já haviam concluído a 4ª série, da mesma forma que a probabilidade de conclusão da 4ª série não se limitou aos indivíduos que haviam concluído a 1ª, 2ª e 3ª séries. Trata-se, portanto, de probabilidades não condicionadas à conclusão de séries anteriores.

Para estimação do MCRL especificado em (1) foi utilizado o *software* econométrico Eviews 4, enquanto para estimação dos modelos *Logits* especificados em (2) e (3) foi utilizado o *software* LIMDEP 8.0.

5 – RESULTADOS E DISCUSSÃO

5.1 – Efeitos do Trabalho Infantil Sobre o Número de Anos de Estudo

O primeiro modelo estimado foi aquele em que se procurou estabelecer uma medida dos efeitos do trabalho infantil sobre o número de anos de estudo (NAE) de um indivíduo, o que permitiu uma comparação entre o NAE de indivíduos que começaram a trabalhar antes dos dez anos de idade e o dos que, ao contrário, só trabalharam após os dez anos.

De acordo com os resultados apresentados na Tabela 2, pode-se constatar que, com exceção da variável “chefe”, todas as demais foram estatisticamente significativas a 1%. Assim, conclui-se que, estatisticamente, o fato de um indivíduo ser o chefe de unidade domiciliar não tem influência sobre o número de anos de estudo desse indivíduo.

O valor referente à média da variável dependente, apresentado na parte inferior da Tabela 2, indica que o número médio de anos de estudo da população com mais de 25 anos de idade na região Nordeste era de 5,4 anos.

O coeficiente da variável “infantil” indica que os indivíduos que começaram a trabalhar antes de completarem dez anos de idade estudavam, aproximadamente, 2 anos a menos que os que não haviam trabalhado na infância. Nota-se que, em relação ao número médio de anos de estudo de um indivíduo na região Nordeste (5,4 anos), esses 2 anos a menos equivaliam a uma redução de 37%. Tem-se, portanto, evidência de

Tabela 2 – Estimativa do número de anos de estudo de indivíduos com mais de 25 anos de idade, na região Nordeste – 2001

Variável Explicativa	Coefficiente	Desvio-padrão	p-valor
intercepto	9,0880 ^(***)	0,0724	0,0000
infantil	-2,0112 ^(***)	0,0403	0,0000
idade	-0,0298 ^(***)	0,0089	0,0008
idade ²	-0,0006 ^(***)	0,00009	0,0000
masculino	-0,7996 ^(***)	0,0482	0,0000
preta	-0,4517 ^(***)	0,0679	0,0000
rendapc	0,0044 ^(***)	0,00008	0,0000
metropol	0,8531 ^(***)	0,0441	0,0000
rural	-2,2017 ^(***)	0,0424	0,0000
chefe	-0,0362 (NS)	0,0478	0,4487
somãe	-0,1426 ^(**)	0,0578	0,0136
Média da variável dependente: 5,4	Estatística F: 3164,97p-valor: 0,0000	R ² : 0,4508	Nº de obs.: 38.573

Fonte: Resultado da pesquisa.

Nota: Foi utilizado o procedimento de White para correção da heteroscedasticidade.

(***) significativo a 1%;

(**) significativo a 5%;

(NS) não-significativo.

que o trabalho infantil gera efeitos negativos importantes, visto que afeta negativamente o nível de escolaridade na região Nordeste.

O efeito marginal² da variável “idade” sobre o NAE de um indivíduo da região Nordeste foi de -0,079, ou seja, o acréscimo de uma unidade na idade do indivíduo implicou redução de 0,079 ano no seu NAE, ou, em comparação ao número médio de anos de estudo da população dessa região, redução de 1,46%. Como só foram consideradas as pessoas com mais de 25 anos de idade, esse resultado indica que as pessoas mais idosas possuíam, em média, menor nível de instrução do que as menos idosas, o que sugere que o acesso ao serviço de ensino tenha aumentado ao longo do tempo.

Os resultados apresentados na Tabela 2 mostram que os indivíduos do sexo masculino estudavam, em média, 0,80 ano a menos que os do sexo feminino ou, em comparação à média de 5,4 anos, 14,81% a menos. Constatou-se, também, que as pessoas de cor de pele preta estudavam, em média, 0,45 ano a menos do que as de cor de pele não-preta. Em comparação à média, esse valor representa uma redução de 8,33% no NAE.

² O efeito marginal (EM) da k-ésima variável explicativa, nesse caso, a variável “idade”, foi obtido da seguinte forma: $EM_{X_k} = \partial NAE / \partial X_k$. Considerou-se o valor médio da variável “idade”, sendo este igual a 41,1 anos.

O coeficiente da renda *per capita* estimado foi positivo, o que significa que maiores níveis de renda estavam associados a maiores níveis de escolaridade. A partir desse coeficiente, pode-se afirmar que um acréscimo de R\$ 100,00 na renda mensal *per capita* de um domicílio provocou um aumento de, aproximadamente, 0,44 ano no NAE de seus moradores.

A variável “metropol”, ao apresentar coeficiente positivo, estabelece que na região Nordeste as pessoas que residiam nas regiões metropolitanas tinham, em média, NAE maior que as que residiam fora das regiões metropolitanas. Especificamente, o valor de 0,85 ano representa um acréscimo de 15,74% em relação à média de 5,4 anos de estudo. A outra variável, que associa NAE à localização da residência, é a “rural”. O coeficiente obtido para essa variável foi expressivo e tornou evidente a dificuldade enfrentada pelos moradores da zona rural em, inicialmente, terem acesso à escola e, posteriormente, concluírem seus estudos. O valor de 2,2 anos de estudo implica redução de 40,7% em relação ao NAE médio dessa região.

As variáveis que associam a condição da pessoa no domicílio ou a estrutura do domicílio na qual essa reside ao seu NAE foram “chefe” e “somãe”. Enquanto a primeira não foi estatisticamente significativa, a segunda estabeleceu que membros de domicílios comandados ape-

nas pela figura materna, estando o pai ausente independentemente do motivo, apresentavam NAE 2,6% inferior à média de 5,4 anos.

Conclui-se ainda, a partir da estatística F, que as variáveis explicativas foram, conjuntamente, significativas. O coeficiente de determinação obtido indica que cerca de 45% das variações na variável dependente são explicadas pelo modelo ajustado, o que, por se tratar de dados de seção-cruzada, pode ser considerado um bom ajuste.

5.2 – Efeitos do Trabalho Infantil Sobre a Probabilidade de Conclusão da 4ª e 8ª Séries do Ensino Fundamental

Após estimação do MCRL, referente ao NAE da população da região Nordeste do Brasil, procedeu-se à operacionalização dos modelos *Logits* especificados em (2) e (3), a fim de determinar a influência do trabalho infantil sobre a probabilidade de um indivíduo concluir cada uma das etapas do ensino fundamental. As Tabelas 3 e 4 apresentam, respectivamente, os resultados referentes à conclusão da 4ª e da 8ª séries do ensino fundamental.

Por se tratar de um modelo *Logit*, a interpretação dos resultados concentrou-se no efeito marginal de cada uma das variáveis, ficando a interpretação dos seus coeficientes restrita aos seus sinais e a suas significâncias estatísticas. A partir dos resultados apresentados na Tabela 3, pode-se verificar que todas as variáveis foram estatisticamente significativas a 1%. Constata-se, também, que a probabilidade de um indivíduo da região Nordeste concluir a 4ª série do ensino fundamental foi de 72%³.

Conforme pode ser observado, o coeficiente da variável “infantil”, que representa o fato de um indivíduo ter começado a trabalhar antes dos dez anos de idade, foi negativo, ou seja, reduziu a probabilidade de conclusão da 4ª série. A partir do efeito marginal dessa variável, constata-se que tal probabilidade foi de 16,58 pontos percentuais (p.p.) menor do que a de um indivíduo que não tenha realizado o trabalho infantil concluir essa mesma série. Ressalta-se que, para operacionalização do modelo especificado em (2), tanto aqueles que começaram a trabalhar aos quatro anos de idade como os que iniciaram seu trabalho aos nove anos foram classificados como tendo exercido o trabalho infantil. Dessa forma, é de esperar que, para os primeiros, os

Tabela 3 – Estimativa do modelo *Logit* para a probabilidade de um indivíduo com mais de 10 anos de idade concluir a 4ª série do ensino fundamental na região Nordeste – 2001

Variável Explicativa	Coefficiente	Desvio-padrão	Efeito Marginal
intercepto	2,2085 ^(***)	0,0410	—
infantil	-0,7881 ^(***)	0,0227	-0,1658
idade	-0,0565 ^(***)	0,0010	-0,0107
idade ²	0,00005 ^(***)	0,00001	—
masculino	-0,5266 ^(***)	0,0260	-0,1041
preta	-0,1782 ^(***)	0,0411	-0,0372
rendapc	0,0053 ^(***)	0,0001	0,0011
metropol	0,6370 ^(***)	0,0259	0,1233
rural	-0,9840 ^(***)	0,0263	-0,2148
chefe	0,1950 ^(***)	0,0277	0,0392
somãe	-0,1989 ^(***)	0,0311	-0,0414
Nº de observações 53.672	Qui-quadrado (gl) 19602,12 (10)	Previsões corretas 76,49%	R ² de McFadden 0,2735

Fonte: Resultado da pesquisa.

Nota: Os efeitos marginais foram calculados com os valores médios das variáveis.

(***) significativo a 1%;

(NS) não-significativo.

³ Percentual calculado a partir dos coeficientes estimados, utilizando-se os valores médios das variáveis explicativas.

efeitos negativos do trabalho infantil sobre a educação tenham sido ainda maiores.

O efeito marginal⁴ da variável “idade” sobre a probabilidade de conclusão da 4ª série foi negativo. Pode-se dizer que o acréscimo de uma unidade na idade implica redução de 1,07 p.p. na probabilidade de o indivíduo concluir a referida série. Tal fato sugere que o acesso ao serviço de educação tenha melhorado ao longo do tempo, uma vez que as pessoas de maior idade apresentam menor probabilidade de concluírem a 4ª série.

No que diz respeito ao sexo da pessoa, o efeito marginal da variável “masculino” indicou que a probabilidade de os indivíduos desse sexo concluírem a 4ª série foi 10,41 p.p., menor que a das pessoas de sexo feminino. Esse resultado pode ser ainda reflexo do trabalho infantil, já que pessoas do sexo masculino começam a trabalhar mais cedo. Em relação à cor da pele, verifica-se que as pessoas de cor preta apresentam menor probabilidade de concluir a 4ª série do que as de cor não-preta, embora a diferença tenha sido pouco expressiva. O efeito marginal da variável

“rendapc” pode ser considerado pouco expressivo, o que é coerente com a utilização dessa variável como *proxy* para o nível de instrução dos pais. Pode-se dizer que o acréscimo de R\$ 100,00 na renda mensal *per capita* domiciliar elevou em 0,11 p.p. a probabilidade de conclusão da 4ª série do ensino fundamental.

O efeito marginal da variável “metropol” estabelece que a probabilidade de conclusão da 4ª série por residentes nas regiões metropolitanas da região Nordeste foi, em média, 12,33 p.p. maior que a daquelas que residiam fora das regiões metropolitanas. Verifica-se, também, que tal probabilidade foi sensivelmente reduzida pelo fato de o indivíduo residir em área rural. Com base no efeito marginal da variável “rural”, conclui-se que a probabilidade de uma pessoa que residia na área rural concluir a 4ª série foi 21,48 p.p. menor que a de uma residente em área urbana. Os resultados permitem ainda constatar que os indivíduos que ocupavam posição de chefe da família tinham maior probabilidade de concluir a 4ª série, enquanto o oposto ocorria com os membros de famílias comandadas apenas pela figura materna.

Tabela 4 – Estimativa do modelo *Logit* para a probabilidade de um indivíduo com mais de 14 anos de idade concluir a 8ª série do ensino fundamental, na região Nordeste – 2001

Variável Explicativa	Coefficiente	Desvio-padrão	Efeito Marginal
intercepto	-2,0031 ^(***)	0,1008	—
infantil	-1,0085 ^(***)	0,0289	-0,2051
idade	- 0,1077 ^(***)	0,0056	0,0066
idade ²	-0,0019 ^(***)	0,00007	—
masculino	-0,5357 ^(***)	0,0269	-0,1183
preta	-0,1910 ^(***)	0,0434	-0,0404
rendapc	0,0049 ^(***)	0,00008	0,0011
metropol	0,3162 ^(***)	0,0243	0,0700
rural	-1,2379 ^(***)	0,0380	-0,2354
chefe	0,0083 ^(NS)	0,0291	0,0018
somãe	-0,1574 ^(***)	0,0311	-0,0337
Nº de observações 51.581	Qui-quadrado (gl) 20765,11(10)	Previsões corretas 78,93%	R ² de McFadden 0,3089

Fonte: Resultado da pesquisa.

Nota: Os efeitos marginais foram calculados com base nos valores médios das variáveis.

(***) significativo a 1%.

(NS) não-significativo.

⁴ Os efeitos marginais da variável “idade”, apresentados nas Tabelas 3 e

4, foram obtidos da seguinte forma: $EM_{X_{idade}} = \frac{\partial P_i}{\partial X_{idade}} = (\hat{\beta}_1 + 2\hat{\beta}_2 \text{ idade})(P_i)(1 - P_i)$, sendo $\hat{\beta}_1$ e $\hat{\beta}_2$ os coeficientes estimados das variáveis “idade” e “idade²”, respectivamente. Foram considerados os valores médios das variáveis explicativas.

O percentual de previsões corretas do modelo⁵ indica que, em mais de 76% das observações, o modelo ajustado classificou corretamente os indivíduos quanto ao fato de terem concluído ou não a 4ª série, o que indica boa qualidade do modelo ajustado.

Ao utilizar os coeficientes estimados para o cálculo da probabilidade de um indivíduo da região Nordeste concluir a 8ª série do ensino fundamental, conclui-se que tal probabilidade foi de 32%.

Em se tratando da probabilidade de um indivíduo que tenha realizado trabalho infantil concluir a 8ª série do ensino fundamental, os resultados apresentados na Tabela 4 indicam que tal probabilidade era 20,51 p.p. menor do que a de um indivíduo que não tivesse realizado tal trabalho. Em comparação ao resultado referente à 4ª série, constata-se que os efeitos negativos do trabalho infantil foram maiores, o que sugere que a criança conseguiria conciliar trabalho e atividade escolar no primeiro momento. Entretanto, os efeitos do trabalho infantil, sejam eles físicos, psíquicos ou simplesmente devido ao fato de essas duas atividades serem concorrentes no que se refere ao tempo alocado a cada uma delas, são acumulados ao longo do tempo, o que afeta, negativamente, o rendimento escolar da criança.

Quanto à variável “idade”, seu efeito marginal sobre a probabilidade de conclusão da 8ª série foi negativo, assim como já havia sido constatado em relação à probabilidade de conclusão da 4ª série. Especificamente, o resultado obtido mostra que o acréscimo de um ano na idade de um indivíduo reduziu em 0,66 p.p. a probabilidade de ele concluir a 8ª série do ensino fundamental.

Em relação ao efeito da variável “masculino”, constata-se que as pessoas desse sexo tinham menor probabilidade de concluir a 8ª série, quando comparadas às do sexo feminino. Em média, a probabilidade de um homem concluir a referida série foi 11,83 p.p. menor que a de uma mulher. O mesmo raciocínio pode ser repetido para as pessoas de cor da pele preta, que tinham menor probabilidade de conclusão da 8ª série, quando compa-

radas às de pele não-preta, embora a diferença entre tais probabilidades tivesse sido apenas de 4,04 p.p.

A variável “rendapc” novamente apresentou-se positivamente relacionada ao nível de instrução dos habitantes da região Nordeste. Nota-se, ao comparar os resultados apresentados nas Tabelas 3 e 4, que o efeito marginal dessa variável sobre a probabilidade de conclusão da 8ª série é exatamente o mesmo que seu efeito sobre a probabilidade de conclusão da 4ª série. Outra variável que também se relaciona positivamente com a probabilidade de conclusão da 8ª série é o fato de o indivíduo residir em uma das regiões metropolitanas. Constatou-se que as pessoas que residiam nessas regiões tinham probabilidade de concluir a 8ª série 7,0 p.p. acima daquelas que residiam fora dessas. Entretanto, o mesmo não ocorria com os residentes da zona rural, que tinham probabilidade de conclusão da 8ª série 23,54 p.p. inferior aos residentes das áreas urbanas.

É possível ainda, de acordo com os resultados apresentados na Tabela 4, verificar que o fato de um indivíduo assumir a condição de chefe de família não tinha, sob o ponto de vista estatístico, relação com a probabilidade de concluir a 8ª série. Pode-se, também, constatar que membros de unidades domiciliares, sem a presença paterna, apresentavam menor probabilidade (3,3 p.p.) de conclusão dessa série que membros de famílias cuja figura paterna se fazia presente.

O percentual de previsões corretas do modelo indica que, em cerca de 80% dos casos, o modelo ajustado classificou corretamente os indivíduos quanto ao fato de terem concluído ou não a 8ª série, o que indica boa qualidade do ajuste.

6 – CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho procurou fornecer uma medida para os efeitos gerados pelo trabalho infantil sobre a educação da população da região Nordeste do Brasil.

O Modelo Clássico de Regressão Linear, utilizado para explicar o número de anos de estudo das pessoas na região Nordeste, foi adequado. Do total de onze coeficientes estimados, apenas um não foi estatisticamente significativo. As variáveis explicativas foram conjuntamente significativas, e o coeficiente de determinação deste

⁵ Definiu-se que $P_i = 1$, se $0,5 \leq L(X_i'\beta) \leq 1$; e $P_i = 0$, se $0 \leq L(X_i'\beta) < 0,5$, ou seja, quando o valor da função de distribuição logística acumulada fosse igual ou maior a 0,5, o indivíduo teria concluído a série; quando fosse inferior a 0,5, não teria concluído a série.

modelo indica estar ele bem ajustado, principalmente por se utilizarem dados de seção-cruzada.

O modelo *Logit*, utilizado para determinar a probabilidade de um indivíduo concluir a 4ª série do ensino fundamental também se apresentou bem ajustado. Todos os onze parâmetros estimados foram estatisticamente significativos, além de o percentual de previsões corretas ter sido superior a 75%. O mesmo pode ser afirmado sobre a qualidade do modelo *Logit* usado para estabelecer a probabilidade de um indivíduo concluir a 8ª série do ensino fundamental. Do total de onze parâmetros estimados, apenas um não foi estatisticamente significativo. Além disso, o percentual de previsões corretas desse modelo foi de 79%, o que ratifica o seu bom ajuste.

Dentre as variáveis explicativas utilizadas nesse estudo, apenas a variável que caracteriza o fato de o indivíduo ser o chefe da unidade domiciliar na qual reside não foi estatisticamente significativa (em dois dos modelos estimados). Constatou-se que as variáveis mais importantes para explicar tanto o número de anos de estudo quanto a probabilidade de conclusão da 4ª e da 8ª séries do ensino fundamental foram as variáveis “rural” e “infantil”.

A variável “rural” representa o fato de o indivíduo residir na zona rural. Verifica-se que o nível de escolaridade de pessoas residentes em áreas rurais foi significativamente inferior ao de escolaridade das pessoas residentes em áreas urbanas, o que demonstra que ainda há muito a ser feito para garantir o acesso e a frequência da população rural à escola.

A variável “infantil” representa o fato de o indivíduo ter trabalhado na infância. Logo, os resultados obtidos ratificam que os efeitos do trabalho infantil são significativos e repercutem, negativamente, no nível de escolaridade das pessoas. Faz-se necessário, portanto, que as autoridades responsáveis pelo combate ao trabalho infantil se empenhem cada vez mais em suas atividades, para, senão erradicar, reduzir, de maneira expressiva, esse tipo de trabalho que põe em risco a formação de capital humano no país.

Abstract

The use of child labor has had serious consequences on the school performance of children. It also may have negative impacts on the education level of the popu-

lation. The main objective of this paper was to estimate the effects of child labor on the education of the population of the Northeast Region of Brazil. It was used a linear regression model to explain the number of years of study and Logit models to estimate the probability of finishing the 4 and 8 year of the fundamental cycle. The data used are from National Household Sample Survey from Brazilian Institute of Geography and Statistics – 2001. The results showed that the child labor's effects on education are in fact significant and they rebound negatively on the level of the people's education.

Key words:

Child labor-Northeast Region; Education-Northeast Region.

REFERÊNCIAS

BALAND, J. M.; ROBINSON, J. A. Is child labor inefficient? **Journal of political economics**, v. 108, n. 4, p. 663-679, 2000.

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

BRASIL. Ministério do Desenvolvimento Social. **Programa de erradicação do trabalho infantil**. Disponível em: <<http://200.152.40.24/ASCOM/peti/peti.htm>>. Acesso em 2 jul. 2005.

BRASIL. Ministério Público do Trabalho. **Trabalho infantil doméstico**. Disponível em: <http://www.pgt.mpt.gov.br/trab_inf/domestico/index.html>. Acesso em 2 jul. 2005.

CAVALCANTE, T. V. V. Child labor and school policies. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 4, n. 57, p. 741-752, out./dez. 2003.

EMERSON, P. M.; SOUZA, A. P. **The inter-generational persistence of child labor**. Washington, D.C.: World Bank, 2005. (Social protection discussion paper series, n. 515).

FERRO, A. D. **Avaliação dos impactos dos programas de bolsa escola no trabalho infantil no**

Brasil. 2003. 92 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queirós”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2003.

GROOTAERT, C.; KANBUR, R. **Child labor: a review.** Washington: D.C.: World Bank, 1995. 48 p. (Policy research working paper, n. 1454).

KASSOUF, A. L. **Aspectos sócio-econômicos do trabalho infantil no Brasil.** Brasília, D.F.: Ministério da Justiça, 2002. Disponível em: <<http://cepea.esalq.usp.br/social>>. Acesso em: 9 jul. 2005. 107 p.

PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRA DE DOMICÍLIOS. Rio de Janeiro: IBGE, 2001. 1 CD-ROM. Microdados.

PONTILI, R. M. **A infra-estrutura escolar e as características familiares influenciando a freqüência e o atraso no ensino fundamental.** 2004. 131 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queirós”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2004.

POULIOT, W. **Introducing uncertainty into Baland and Robinson’s model of child labor.** Carleton Economic Papers, 2003. 11p. (Econpaper, n. 03-11). Disponível em: <<http://www.carleton.ca/economics/cep/cep03-11.pdf>>. Acesso em: 10 jun. 2005.

SOARES, S.; PIANTO, D. M. **Metodologia e resultados da avaliação do programa de erradicação do trabalho infantil.** Rio de Janeiro: IPEA, 2003. 16 p. (Texto de Discussão, n. 994).

Recebido para publicação em 02.09.2005