

TRABALHO INFANTIL E A RENDA NA VIDA ADULTA: UMA ANÁLISE PARA O MEIO RURAL BRASILEIRO

Desertification and poverty: is there a low level equilibrium?

Gisléia Benini Duarte

Economista. Doutora em Economia. Departamento de Economia – PIMES/UFPE. Av. Prof. Moraes Rego, 1.235, Cidade Universitária, CEP: 50.670-901, Recife, PE, Brasil. gisleiaduarte@gmail.com

Raul da Mota Silveira Neto

Economista. Doutor em Economia. Prof. do Departamento de Economia – PIMES/UFPE. Av. Prof. Moraes Rego, 1.235, Cidade Universitária, CEP: 50.670-901, Recife, PE, Brasil. rau.silveira@uol.com.br

Resumo: o objetivo deste estudo é avaliar o impacto do trabalho infantil sobre a remuneração do indivíduo na idade adulta, levando em consideração as distintas faixas de renda do trabalhador ou *quantis* da distribuição da renda do trabalho. Dada a maior importância do trabalho infantil no meio rural, as dificuldades de redução deste tipo de trabalho e menor investimento familiar em escolaridade das crianças verificado neste meio, o esforço de pesquisa é direcionado para tal setor. O trabalho faz uso do modelo econométrico de regressão quantílica, considerando-se simultaneamente o possível viés de seleção decorrente da observação dos salários apenas dos indivíduos ocupados. As evidências geradas indicam que, para o Brasil com um todo, o trabalho infantil reduz as chances de melhores remunerações enquanto adulto. Entretanto existem no meio rural brasileiro diferentes níveis de comprometimento da renda adulta: o trabalho infantil tende a ser muito mais prejudicial nos *quantis* de menor renda e menos prejudicial nos *quantis* de maior renda. A este respeito, em particular, não se observa influência negativa do trabalho infantil para indivíduos dos *quantis* mais altos de renda quando considerada isoladamente a região Sul do país.

Palavras-chave: trabalho infantil, meio rural, regressões quantílicas.

Código JEL: J22, J31, O12.

1 Introdução

Para a maior parte dos pesquisadores sociais, o trabalho infantil constitui-se em problema social, econômico e político para os países em desenvolvimento. Seria um problema social porque influencia a expectativa de vida das pessoas, econômico porque restringe o desenvolvimento e político porque exige a construção de legislação que regulamente o uso da mão de obra infantil (BASU, 1999). Tal consenso, contudo, não implica que não possa haver diferenças entre os tipos de atividade

Abstract: the article provides evidence about the influence of child labor on the Brazilian rural adult labor income considering both different income quantiles and the potential selection bias that arises when using only observations of occupied individuals. This set of evidence is obtained by using a two stages semi-parametric technique and points out that there are important differences of negative impacts of child labor on adult labor income according to different quantiles of labor income distribution. The strongest negative influence occurs in the lowest income quantiles. These evidences are consistent with the idea that there are important differences between the natures of child work in Brazilian rural sector. Additional evidences are provide separately for the regions Northeast and South. This last set of evidence shows, first, that it is in the Northeast region that we find the most perverse influence of child labor on adult labor income and, second, that in the South region it is not possible to identify a negative influence of child labor on the adult labor income in the highest quantiles of labor income distribution.

Keywords: child labor, rural sector, quantiles regression.

JEL Codes: J22, J31, O12.

Recebido em 12 de julho de 2012 e aprovado em 24 de outubro de 2013

desenvolvidos por crianças e jovens e entre suas repercussões sobre a renda futura dos indivíduos.

Como argumentou French (2002), não é possível excluir sem exame situações onde este trabalho pode ser fonte de aumento do capital humano através do aprendizado e experiência, de forma que as penalidades, em termos de renda na vida adulta da atividade laboral na infância, variem de acordo com as especificidades das atividades ou nível de renda das famílias ou trabalhadores.

No Brasil, de fato, as evidências disponíveis para o caso brasileiro parecem confirmar, na dimensão

econômica, as expectativas da influência negativa do trabalho infantil sobre a renda dos indivíduos quando na vida laboral adulta (KASSOUF, 2000; ILAHI; ORAZEM; SEDLACEK, 2001; KASSOUF; SANTOS, 2010).

De fato, parecem elevadas no Brasil as penalidades econômicas para os indivíduos que foram trabalhadores infantis. Em 2009, com informações da PNAD, é possível notar que a média dos rendimentos dos indivíduos na idade adulta que começaram a trabalhar antes dos 16 anos de idade era 38% menor que a média daqueles que não foram trabalhadores infantis. Todos estes trabalhos e a evidência apontada, contudo, deixam de explorar a possibilidade da influência do trabalho infantil sobre a renda adulta variar de acordo com os *quantis* de renda do trabalho. Tal possibilidade observe-se, é, sobretudo, importante no meio rural do país, onde o investimento em capital humano pelas famílias é regularmente mais baixo.

O País apresentou também significativa tendência de queda do trabalho infantil. A partir das informações da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD), por exemplo, em 1992, é possível observar que o número de crianças e adolescentes trabalhadores, com idade entre 10 a 16 anos era de 18%, um percentual que em 2009 foi reduzido a 11,3%. No mesmo sentido, a idade de ingresso dos indivíduos no mercado de trabalho também tem diminuído, o que pode imediatamente ser evidenciado com a informação de que o percentual de indivíduos das gerações mais jovens que ingressam no mercado de trabalho antes dos 16 anos de idade é menor que aquele das gerações mais antigas. Em 2009, cerca de 20% dos indivíduos da geração de 40 a 49 anos de idade entrava no mercado até os nove anos, percentual que não ultrapassava 10% para as gerações formadas por pessoas com 20 a 29 anos.

A despeito destes movimentos, a parcela de crianças ainda envolvidas regularmente com trabalho ainda é elevada no Brasil, sobretudo no seu meio rural. De fato, as informações mais recentes disponíveis permitem registrar que, em 2009, 18% crianças com idade entre 5 a 9 anos e 23,3% daquelas com idade de 10 a 16 residentes no meio rural do país exerciam atividade de trabalho, percentuais mais de duas vezes maiores que seus correspondentes para o meio urbano.

O objetivo deste trabalho foi avaliar a influência do trabalho infantil sobre a remuneração do indivíduo na idade adulta, levando em consideração as distintas faixas de renda do trabalhador ou *quantis* da distribuição da renda do trabalho. Dada a maior importância do trabalho infantil no meio rural, as dificuldades de redução deste tipo de trabalho e, em geral, o menor investimento familiar em escolaridade das crianças verificado no meio rural, o esforço de pesquisa é direcionado para tal setor. Ao considerar a possibilidade de que a influência do trabalho infantil sobre a renda na vida adulta apresente padrões diferentes de acordo com o quantil de renda, reconhece-se que pode haver diferentes níveis de penalidades do trabalho infantil de acordo com as

especificidades das atividades laborais das crianças e jovens.

Neste sentido, a estratégia empírica da investigação baseia-se em um modelo econométrico de regressão quantílica, considerando-se simultaneamente o possível viés de seleção decorrente da observação dos salários apenas dos indivíduos ocupados. Como é sabido, por um lado, desconsiderar o fato que a distribuição salarial observada no mercado de trabalho é truncada pode gerar um viés de seleção na estimativa dos impactos do trabalho infantil sobre a remuneração na vida adulta; por outro lado, desconsiderar a possibilidade das estimativas do impacto do trabalho infantil sobre a esta renda variar ao longo da distribuição da renda do trabalho significa deixar de explorar informações relevantes para compreensão das consequências econômicas do trabalho infantil. A presente investigação considera e trata, desta forma, ambas as preocupações.

As evidências obtidas no trabalho indicam que há importantes variações na influência do trabalho infantil na renda da vida adulta de acordo com os *quantis* de renda; os resultados indicam que as penalidades do trabalho infantil são mais altas para os menores *quantis* de renda (mais pobres) e menores para *quantis* mais altos, o que sugere que parece haver de fato efeitos diferenciados de comprometimento da renda adulta de acordo com tipo de trabalho. Reforçando tal sugestão, não se observa penalidade na renda adulta associado ao trabalho infantil nos *quantis* de renda mais altos quando considerado apenas o meio rural da região Sul.

O trabalho está organizado em mais quatro seções. Na próxima seção, apresenta-se brevemente a metodologia utilizada na investigação. Na seção três, discute-se a base de dados e são apresentadas estatísticas descritivas da amostra utilizada. Os principais resultados empíricos são apresentados e analisados na seção quatro, deixando-se para a quinta e última seção a apresentação das conclusões e implicações derivadas da investigação.

2 Estratégia empírica

Como antecipado, a obtenção da medida do impacto do trabalho infantil sobre os rendimentos dos trabalhadores em idade ativa do meio rural do Brasil neste trabalho é levada a efeito através da estimação de parâmetros de um modelo de regressão quantílica com correção de seletividade amostral. Nesta seção, apresenta-se breve descrição desta estratégia, que considera a tanto o possível viés de seleção da amostra de ocupados, como a possibilidade de diferentes influências a depender do quantil da distribuição dos salários e ainda permanece inexplorada para o contexto do trabalho rural brasileiro.

2.1 Mínimos quadrados ordinários com seletividade amostral

No modelo de seleção amostral proposto por Heckman (1979), a variável dependente de interesse é o logaritmo do salário-hora observado apenas para os indivíduos que participam do mercado de trabalho. Uma das principais premissas do modelo estabelece que um indivíduo participa do mercado sempre que seu salário for maior que seu salário de reserva. Este modelo pode ser descrito na seguinte forma:

$$Z = \beta + \beta_1 \text{ idade} + \beta_2 \text{ idade}^2 + \beta_3 \text{ branca} + \beta_4 \text{ educ} + \beta_5 \text{ sexo} + \beta_6 \text{ localização} + \varepsilon_i, (1)$$

A equação (1) é chamada equação de participação e Z é a diferença entre salário de mercado e o salário de reserva. Os regressores da equação (1) formam um vetor de características individuais e do domicílio, baseada na teoria do capital humano. A variável branca é uma *dummy* que assume valor igual a um se o indivíduo for de cor branca e zero caso contrário. A variável educ é o número de anos de estudo do indivíduo, sexo é uma *dummy* que assume valor um se o trabalhador for do sexo masculino, localização reporta-se a um conjunto de binárias de localização regional (sul, sudeste, centro oeste, nordeste e norte).

A variável Z da equação (1) não é observável, entretanto, pode-se observar se o indivíduo está ocupado ou não. Segundo Heckman (1979) Z^* possui uma realização dicotômica e observável e se relaciona com Z da seguinte forma:

$$Z_i^* = 1 \text{ se } X_i + \varepsilon_i > 0, \text{ ou} \\ Z_i^* = 0 \text{ caso contrário}, (2)$$

Onde, X_i é o vetor composto pelos regressores da equação (1).

A equação (3) é a equação de salários que depende linearmente de um conjunto de características do mercado de trabalho e individuais:

$$\text{renda} = \gamma H_i + u_i, (3)$$

Sendo H o vetor que contém as características individuais dos trabalhadores, como educação (educ), cor (branca), gênero, idade, localidade e a variável de interesse deste estudo que indica se o trabalhador começou a trabalhar antes dos 16 anos de idade (T. infantil).

O viés de seleção amostral ocorre porque somente se observa a variável renda* que está descrita na equação (4) em vez de renda da equação (3).

$$\text{renda}^* = \begin{cases} \text{renda se } Z^* = 1 \\ 0 \text{ se } Z^* = 0 \end{cases}, (4)$$

$$E(\text{renda} | H_i, Z_i^* = 1) = \gamma H_i + E(u_i | H_i, Z_i^* = 1), (5) \\ = H_i \cdot \gamma + E(u_i | H_i, \varepsilon_i \geq -X_i' \beta) \\ = H_i \cdot \gamma + \mu(X' \beta)$$

Este é o procedimento de Heckit, introduzido por Heckman (1979), que pode ser utilizado para estimar os coeficientes γ de forma consistente. Vale ressaltar que os termos de erro da equação (1) e (3) possui uma distribuição normal.

Regressões quantílicas são modelos cujo quantis distribuição condicional da variável explicada são definidos como função das covariadas. Diferentemente da regressão de mínimos quadrados ordinários, a regressão quantílica permite a determinação da média condicional de uma variável aleatória como a renda (equação 1) em qualquer quantil da função de distribuição condicional.

No caso específico deste estudo, verifica-se o impacto do trabalho infantil sobre o salário do indivíduo já adulto difere ao longo da distribuição dos salários. É possível, então, formalmente modificar a equação (5) para sustentar o arcabouço do quantil condicional (τ),¹

$$\text{Quant}_\tau(\text{renda}_i | H_i, Z_i^* = 1) = H_i \gamma_\tau + \text{quant}_\tau(u_i | H_i, Z_i^* = 1) \\ = H_i \gamma_\tau + \text{quant}_\tau(u_i | H_i, Z_i^* = 1), (6) \\ = H_i \gamma_\tau + \mu(X' \beta)_\tau$$

O termo quantil condicional da equação (6) não tem as mesmas propriedades do valor esperado dos termos de erros da equação (1) e (3), (ε e u). Esses termos de erro possuem distribuição normal bivariada, o termo de correção da equação (6) possui forma desconhecida. Por isso, Buchinsky (1998) propõe que esse termo de correção apresentado na equação (6) seja estimado através de modelo semiparamétrico, discutido a seguir.

2.2 Estimador semi-paramétrico

Buchinsky (1998), ao propor que o termo de correção da equação (6) seja estimado por um modelo semiparamétrico, aplicou o modelo de regressão quantílica para estudar a estrutura do salário das mulheres nos Estados Unidos da América. Para estimar

¹Para mais detalhes ver Buchinsky (1998).

a equação de rendimento salarial foi necessário proceder a correção de seleção amostral. Dado que o quantil condicional do salário depende do termo de correção com forma desconhecida, o autor utilizou o estimador de dois estágios semiparamétrico desenvolvido por Newey (1991).

No presente estudo, a estratégia empírica adotada é semelhante a utilizada por Buchinsky (1998). Primeiro estima-se a equação de participação através de modelo semiparamétrico e, em seguida, a equação de salários, adicionando o termo de correção obtido com o primeiro estágio (equação de participação), através de regressões quantílicas.

De início, estima-se a equação de participação através de modelo semiparamétrico e em seguida a equação de salários, adicionando o termo de correção obtido com o primeiro estágio (equação de participação), através de regressões quantílicas. Neste primeiro estágio, a estimação não tem como hipótese a pré-distribuição especificada para os termos de erro (ε, u), ou seja, relaxa-se a hipótese gaussiana do termo de erro. Um polinômio que permite efetuar a interpolação de Hermite é utilizado para estimar a função de distribuição desconhecida do erro. Este primeiro estágio está baseado em Gallant e Nychka (1987).

A variável dependente desse modelo assume valor igual a “um” se o indivíduo tem ocupação e “zero” caso contrário. Os regressores são os mesmos da equação de salários, idade, gênero, educação, número de pessoas na família, localização regional do domicílio.

No segundo estágio, estima-se o parâmetro γ através regressão quantílica, da seguinte forma:

$$\text{quant}_{\tau} \text{renda} = \gamma_{\tau}(1, \text{educ}, \text{trab}_{\text{inf}}, \text{branca}, \text{idade}, \text{idade2}, \text{nord}, \text{norte}, \text{sul}, \text{coeste} + \mu(\vartheta))_i, \quad (7)$$

Na equação acima temos $\mu(\vartheta)$, que é o termo de seleção que foi estimado de forma semiparamétrica no primeiro estágio.

$$\mu(\vartheta) = \sum_{j=1}^3 \alpha_j \vartheta^{j-1},$$

$$\text{Sendo, } \vartheta_i = X_i' \beta_{\text{semiparamétrico}}, \quad (8)$$

3 Dados e estatísticas descritivas

As estimativas obtidas neste trabalho são baseadas de amostra da PNAD/IBGE de 2009 contendo 32.787 observações referentes a adultos com idade entre 20 e 65 anos que residiam no meio rural do Brasil. Tal amostra inclui tanto ocupados como indivíduos não ocupados. A Tabela 1 apresenta a média do salário para um indivíduo da amostra utilizada para

diferentes níveis de idade, por gênero, cor e grupos de escolaridade.

De forma geral, os números da Tabela conformam bem com as expectativas e com o que é conhecido a respeito do mercado de trabalho brasileiro. Especificamente, primeiro, note-se que os valores apresentados na referida Tabela confirmam que a existência da relação de “U” invertido para o salário médio de acordo com a idade (salários mais altos para indivíduos de meia idade). Também como esperado, os homens apresentam média salarial acima daquela observado para as mulheres, o mesmo acontecendo com indivíduos de cor branca em relação àqueles de outra cor. Por fim, nota-se também que os salários crescem monotonicamente com os níveis de escolaridade apresentados.

Tabela 1 – Média da remuneração para os diferentes grupos de idade, sexo, escolaridade e gênero - Meio rural brasileiro – 2009

Variáveis	Categorias	Média do salário-hora (R\$)
Idade	20 a 30 anos	6,58
	31 a 40 anos	8,26
	41 a 50 anos	9,37
	51 a 60 anos	8,11
	61 a 65 anos	6,66
Sexo	Homem	9,59
	Mulher	5,22
Cor	Branca	10,88
	Não branca	6,55
	Menos de 4	5,88
Anos de estudo	5 a 7 anos	8,08
	8 a 10	9,01
	11 a 14	12,71
	15 ou mais	25,38

Fonte: cálculos dos autores a partir dos microdados da PNAD, 2009.

A Tabela 2, a seguir, apresenta as principais estatísticas descritivas da amostra como um todo e para diferentes grupos de acordo com a idade de início da vida laboral. Com relação às características individuais para toda a amostra dos trabalhadores (primeira coluna da referida Tabela), percebe-se que este conjunto de indivíduos é composto por pessoas com média de 39 anos de idade e que recebem salário médio de cerca de R\$ 7,9 por hora trabalhada. Esses trabalhadores possuíam em média quatro anos de estudo e são, em sua maioria, (63%) de cor não branca e tendo o Nordeste do País como região de residência preponderante.

Ainda na mesma Tabela 2, observa-se as estatísticas descritivas para quatro subconjuntos da amostra, de acordo com as faixas etárias em que os indivíduos começaram a trabalhar. Neste sentido, nota-se que, medida pelo salário-hora, a média da remuneração aumenta conforme aumenta a idade em que a pessoa começou a trabalhar, um movimento consistente com o menor (maior) nível educacional

daqueles que entram mais precocemente (tardiamente) no mercado de trabalho.

Nota-se, além disto, a clara diferenciação por gênero no que diz respeito à faixa etária que os indivíduos começaram a trabalhar: quanto mais precoce o início da atividade laboral, mais forte a presença de indivíduos do sexo masculino. Por fim, parece haver a clara diminuição da presença de indivíduos residentes da região Sul do País à medida que são considerados trabalhadores com entrada mais tardia no mercado de trabalho, ou seja, tal região se destaca, sobretudo, no contingente de trabalhadores com entrada mais precoce no mercado de trabalho.

Tabela 2 – Estatísticas descritivas para amostra de todos os adultos com mais de 20 anos de idade – Meio Rural Brasileiro – 2009

Variáveis	Indivíduo Começou a Trabalhar				
	Toda amostra	Antes dos 16 anos	Entre 10 e 14 anos	Após 16 anos	Após 19 anos
Salário (R\$ por hora)	7,89	7,42	7,21	12,93	12,31
Nível educacional (anos)	4,66	4,37	4,34	5,53	5,85
Número de pessoas na família	4,14	4,13	4,19	4,15	4,19
Idade (anos)	39,0	39,0	38,7	37,7	38,0
Sexo Masculino (%)	52,0	61,0	61,0	29,0	18,0
Cor branca (%)	37,0	37,0	37,0	37,0	37,0
Norte (%)	16,9	17,0	16,0	17,0	16,0
Nordeste (%)	42,8	42,0	44,0	43,0	44,0
Sul (%)	15,0	15,0	15,0	12,0	11,0
Sudeste (%)	16,3	15,0	15,0	18,0	17,0
Centro-Oeste (%)	8,8	8,0	8,1	8,9	8,0

Fonte: PNAD, 2009. Pessoas residentes no meio rural.

O Gráfico 1, a seguir, apresenta, para cada decil da distribuição da renda do trabalho, o percentual dos indivíduos que trabalharam quando criança ou jovens (menos de 16 anos) e permite uma visão mais ampla da evidência associada à primeira linha da Tabela 2. Como se percebe, os indivíduos que foram trabalhadores quando criança/jovem estão mais presentes nos decis de menor renda (por exemplo, 88% entre os 10% mais pobres) e menos presentes nos decis de maior renda (eram 62% dos indivíduos no decil dos 10% mais ricos). Além de sugerir uma influência negativa sobre a renda derivada da vida laboral quando jovem/criança, as evidências apresentadas a partir da ilustração indicam a maior parte dos trabalhadores do meio rural brasileiro, independente da renda, exerceram atividade laboral com menos de 16 anos.

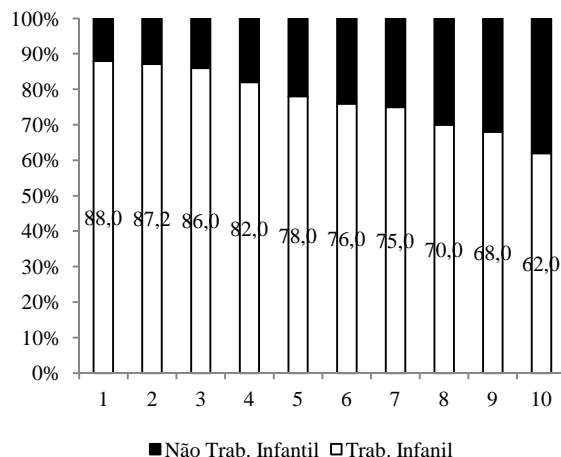


Gráfico 1 – Distribuição dos trabalhadores rurais de acordo com passado laboral por decil de renda, 2009

Fonte: cálculo dos autores a partir de informações da PNAD, 2009.

Se o Gráfico apresenta evidências com respeito a diferenças de participação por faixas de renda, no Gráfico 2, a seguir, são consideradas as diferenças de renda entre os trabalhadores rurais que exerceram atividade laboral quando criança/jovem e os trabalhadores rurais que não exerceram tal atividade para cada decil da renda do trabalho. Ainda que exploratórias, já que sem controles para a influência de outras variáveis, percebe-se que de fato parece haver diferentes influências da condição de ter sido trabalhador infantil sobre a renda na vida laboral adulta de acordo com os decis da renda do trabalho. Neste sentido, note-se que as menores disparidades de renda são encontradas para os decis 4 e 10 (no primeiro caso, a renda do trabalhador com passado de trabalho infantil correspondia a 98% da renda do trabalhador sem passado de trabalho infantil, já no segundo caso tal percentual era de 92%).

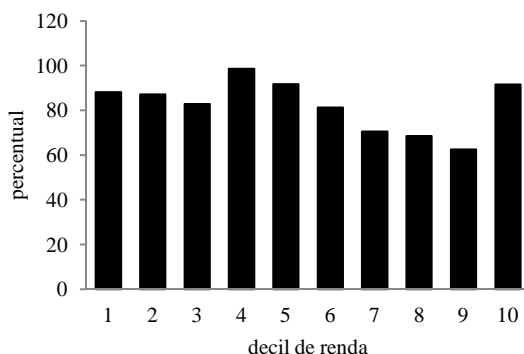


Gráfico 2 – Renda média do trabalhador rural que trabalho quando criança/jovem em relação à renda média do trabalhador rural que não trabalhou quando criança/jovem (%), 2009

Fonte: cálculo dos autores a partir de informações da PNAD, 2009.

4 Trabalho infantil e rendimento na vida adulta no meio: estimativas para diferentes *quantis* de renda

Nesta seção são apresentadas as estimativas da influência do trabalho infantil sobre a renda na vida adulta dos indivíduos para o meio rural brasileiro para diferentes *quantis* da distribuição de renda do trabalho neste meio e, com simultânea correção para possível viés de seleção associado ao fato de que apenas os salários dos ocupados são observados. Tal estratégia, diferentemente da simples aplicação do estimador de Mínimos Quadrados ou mesmo da utilização apenas da tradicional correção de Heckman (1979), permite verificar se o impacto do trabalho na infância influencia de forma distinta o salário dos adultos nos diferentes pontos (*quantis*) da distribuição da renda quando se reconhece e se considera que a amostra é truncada.

Como descrito, a estratégia empregada envolve a estimação semiparamétrica e é estruturada em dois estágios. No primeiro estágio, de forma semelhante ao procedimento de Heckman (1979), mas de forma semiparamétrica, são estimados parâmetros de uma equação de determinantes da condição de ocupado; em seguida são utilizadas as estimativas deste estágio para construção de um polinômio de correção incorporada às estimativas das regressões quantílicas (segundo estágio).

Na Tabela 3, a seguir, são apresentadas as estimativas dos parâmetros dos determinantes da condição de ocupado no mercado de trabalho obtidas a partir da estratégia semiparamétrica de Gallant e Nychka (2000) (primeiro estágio) e, para mais fácil cotejo, aquelas obtidas a partir de um modelo *probit* tradicional, utilizado para construção do termo de correção de acordo com Heckman (1979).

Do exame das estimativas, nota-se que os dois métodos produzem resultados semelhantes, embora os dois não sejam diretamente comparáveis, porque o semiparamétrico não tem variância unitária. Vale ressaltar que, neste último modelo, o coeficiente da variável referente ao número de membros da família (“Membros”) foi fixado em uma unidade (exigência do método). Em ambas as estimativas, as variáveis educação e idade influenciam positivamente as chances de ocupação, da mesma forma que o fato do trabalhador ser do sexo masculino. Note-se, além disto, que a localidade (região) de residência afeta as chances de ocupação: em ambos os procedimentos, o indivíduo morador do meio rural da região Norte ou Nordeste, tem menor probabilidade de estar ocupado que aquele com as mesmas características, mas que reside na região Sudeste do País. Nas estimativas obtidas através do procedimento de Gallant e Nychka (2000), contudo não é obtida distinção com respeito às chances de ocupação da localização no Sudeste ou Sul do País.

Tabela 3 – Determinantes das chances de ocupação, equação de ocupação

Variável	Modelos	
	Probit	Gallant e Nychka (2000)
Idade	0,106*** (0,004)	0,143*** (0,035)
Idade ²	-0,001*** (0,000)	-0,159*** (0,003)
Branca	0,003 (0,019)	0,143*** (0,035)
Sexo	0,017*** (0,002)	1,738*** (0,034)
Educação	1,078*** (0,017)	0,026*** (0,003)
Norte	-0,076** (0,029)	-0,587*** (0,058)
Nordeste	-0,012** (0,024)	-0,795*** (0,051)
Sul	0,228*** (0,031)	0,012 (0,067)
Centro-Oeste	0,070** (0,035)	0,093 (0,071)
Membros	-0,008* (0,004)	1 -
Constante	-1,772*** (0,095)	-1,219*** (0,070)
Obs.	32.787	32.787

Fonte: estimativas dos autores a partir dos microdados da PNAD.

Nota: erro padrão entre parênteses, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Variável dependente: ocupado

Em um segundo estágio, como discutido, o valor predito obtido a partir do modelo semiparamétrico (GALLANT; NYCHKA, 2000) é utilizado para construção do polinômio de correção de para possível viés de seleção, sendo incorporado aos determinantes da renda do trabalho nas regressões quantílicas (segundo estágio). Na Tabela 4, a seguir, são apresentadas as estimativas da influência do trabalho infantil sobre a renda na vida adulta obtidas neste segundo estágio para nove diferentes *quantis* da distribuição da renda do trabalho (0,1 a 0,9), correspondentes às colunas de resultados da referida Tabela. Estimativas dos mesmos parâmetros da equação minceriana através do estimador de Mínimos Quadrados e do procedimento tradicional de correção proposto por Heckman (1979) são apresentadas na Tabela A1 do anexo.

Com respeito às estimativas obtidas através da estratégia proposta neste trabalho, de início, é importante observar as estimativas para os parâmetros de correção (Resíduo e Resíduo2) presentes na Tabela 4 se mostraram estatisticamente significantes para a grande maioria dos *quantis*, o que ressalta a importância do uso da correção de viés em equações de equações de rendimento nas regressões quantílicas.

Em relação às estimativas dos parâmetros das variáveis tradicionalmente utilizadas nas equações mincerianas (características pessoais e de capital humano), os resultados obtidos neste trabalho

conformam bem com as expectativas. Das evidências apresentadas na Tabela 4, é possível observar influências positivas sobre a renda associadas aos indivíduos de sexo masculino e de cor branca. No mesmo sentido, os indivíduos mais escolarizados tendem a receber maior renda, assim como aqueles com mais idade.

No que diz respeito a variável de interesse do modelo, a condição de ter sido trabalhador infantil (“T. Infantil”), nota-se que o coeficiente estimado para esta *dummy* apresenta sinal negativo para todos os *quantis* de renda, o que qualitativamente confirma a influência perversa sobre a renda na vida adulta do fato do indivíduo ter trabalhado durante a infância conhecidos obtidos a partir de estimadores de Mínimos Quadrados (KASSUF; SANTOS, 2010). Note-se, entretanto, que tal influência negativa sobre a renda da condição de ter sido trabalhador infantil não é uniforme para todos os *quantis* da distribuição da renda do trabalho e, em particular, o referido efeito é maior para os *quantis* de renda mais baixo e tende a diminuir até o quantil 0,5

(mediana). Ou seja, são, sobretudo, os indivíduos situados nos menores *quantis* (os mais pobres) os maiores penalizados pelo fato de terem sido trabalhadores durante a infância, resultado, segundo nosso melhor conhecimento, ainda não revelados pela literatura empírica brasileira.

A Figura 1 ilustra mais claramente a diferença do impacto da condição de ter sido trabalhador infantil sobre a renda na vida adulta segundo os diferentes *quantis* de renda. Para aqueles trabalhadores que estão na faixa de renda mais baixa da distribuição salarial, primeiro quantil, o fato de ter trabalhado enquanto criança diminui a renda em aproximadamente 26%, estimativa que diminui até o quantil 0,5 (mediana), onde tal percentual situa-se em 12,5%. A partir da mediana, as estimativas oscilam e variam menos significativamente, girando em torno de 13% para o mais elevado quantil considerado (0,9), ou seja, metade daquele para menor quantil (0,1).

Tabela 4 – Estimativas do impacto do trabalho infantil sobre a renda na vida adulta por – Variável dependente é o log. do salário-hora – Diferentes *quantis*, 2009

Variável	<i>Quantis</i> de renda								
	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5	0,6	0,7	0,8	0,9
Idade	0,047*	0,045*	0,042*	0,045*	0,045*	0,045*	0,048*	0,047*	0,052*
	(0,007)	(0,004)	(0,003)	(0,002)	(0,002)	(0,002)	(0,003)	(0,003)	(0,005)
Idade ²	-0,0005*	-0,0005*	-0,0004*	-0,0005*	-0,0005*	-0,0004*	-0,0004*	-0,0004*	-0,0004*
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Sexo	0,344*	0,265*	0,217*	0,192*	0,171*	0,169*	0,185*	0,167*	0,182*
	(0,035)	(0,019)	(0,014)	(0,012)	(0,012)	(0,012)	(0,014)	(0,016)	(0,023)
Branca	0,073*	0,058*	0,047*	0,074*	0,085*	0,095*	0,112*	0,135*	0,205*
	(0,030)	(0,017)	(0,012)	(0,011)	(0,011)	(0,011)	(0,012)	(0,014)	(0,019)
Norte	-0,102*	-0,052*	-0,015	0,0093	0,024	0,046*	0,084*	0,107*	0,120*
	(0,045)	(0,025)	(0,019)	(0,016)	(0,016)	(0,017)	(0,019)	(0,022)	(0,030)
Nordeste	-0,783*	-0,586*	-0,478*	-0,392*	-0,336*	-0,299*	-0,276*	-0,245*	-0,217*
	(0,038)	(0,022)	(0,016)	(0,014)	(0,014)	(0,014)	(0,016)	(0,018)	(0,025)
Sul	0,004	0,051*	0,077*	0,080*	0,099*	0,109*	0,125*	0,118*	0,172*
	(0,045)	(0,026)	(0,019)	(0,016)	(0,017)	(0,017)	(0,019)	(0,022)	(0,0307)
Centro-Oeste	0,068	0,054*	0,053*	0,0537*	0,070*	0,077*	0,089*	0,089*	0,106*
	(0,052)	(0,030)	(0,022)	(0,019)	(0,019)	(0,019)	(0,022)	(0,025)	(0,0354)
Educação	0,063*	0,061*	0,059*	0,060*	0,060*	0,063*	0,066*	0,072*	0,076*
	(0,003)	(0,002)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,002)
T.infantil	-0,257*	-0,211*	-0,164*	-0,142*	-0,125*	-0,128*	-0,143*	-0,149*	-0,135*
	(0,045)	(0,025)	(0,019)	(0,016)	(0,016)	(0,016)	(0,018)	(0,022)	(0,030)
Resíduo	-0,012	-0,010	-0,011*	-0,010*	-0,003	-0,005	-0,005	-0,002	-0,002
	(0,014)	(0,008)	(0,005)	(0,005)	(0,005)	(0,005)	(0,005)	(0,007)	(0,010)
Resíduo ²	-0,0006	-0,0003	0,000	0,000	-0,0007	-0,001	-0,001	-0,001	-0,002
	(0,001)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,001)	(0,001)	(0,001)
Constant.	0,221	0,515*	0,729*	0,743*	0,818*	0,888*	0,901*	1,023*	1,055*
	(0,165)	(0,092)	(0,068)	(0,059)	(0,060)	(0,0611)	(0,068)	(0,080)	(0,111)
Obs.	18.638	18.638	18.638	18.638	18.638	18.638	18.638	18.638	18.638

Fonte: dados gerados pelos autores.

Nota: erro padrão entre parênteses, * p<0.05.

A partir da referida Figura 1, também é possível comparar as estimativas obtidas neste trabalho com aquelas geradas a partir do estimador tradicional de Mínimos Quadrados Ordinários (OLS), cujos resultados para demais variáveis (controles na

investigação) são apresentados na Tabela A1 do anexo. Neste sentido, percebe-se claramente que a estimativa obtida via OLS, em torno de 19%, subestima a influência do trabalho infantil sobre a renda adulta para os dois primeiros menores *quantis* e sobre-estima as

estimativas para estes efeitos para demais *quantis* superiores da distribuição da renda do trabalho.

Ainda que não seja possível extrair das evidências uma explicação conclusiva para os impactos diferenciados estimados da influência do trabalho infantil sobre a renda na vida adulta por *quantis*, a maior penalidade encontrada para indivíduos situados nos menores *quantis* (mais pobres), juntamente com a conhecida persistência intergeracional da renda familiar brasileira, é consistente com noção de que a qualidade do trabalho infantil para tais indivíduos é pior. Estaria associado, por um lado, ao maior comprometimento de seu investimento em escolaridade e, por outro, a pouca utilidade da experiência adquirida para a vida laboral adulta.

Ainda que o conjunto de evidências não corrobore a tese de French (2002), de que o trabalho infantil pode implicar aquisição de capital humano derivado do aprendizado e experiência propiciados pela vida laboral precoce, as diferenças de influência da condição de ter sido trabalhador infantil sobre a renda na vida adulta das pessoas entre os *quantis* de renda anotados acima. As evidências sugerem que existem diferenças importantes entre as tarefas laborais desempenhadas por crianças pertencentes a diferentes níveis de renda do meio rural brasileiro no que diz respeito ao comprometimento da formação de capital humano.

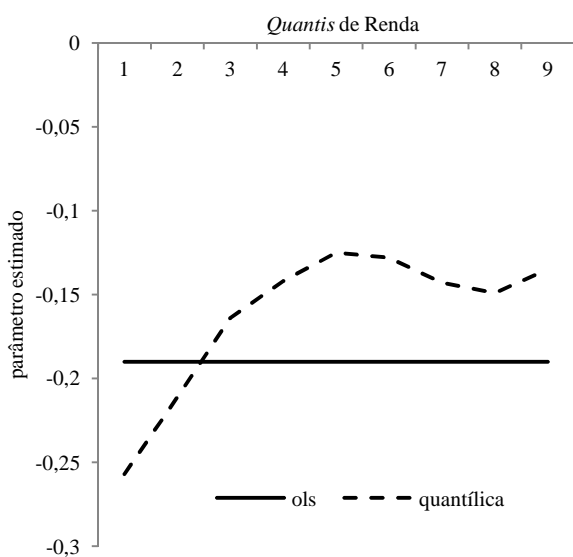


Figura 1 – Efeitos do trabalho infantil sobre a renda do trabalho do indivíduo adulto - coeficientes estimados a partir de Mínimos Quadrados (OLS) e regressões quantílicas

Finalmente, há uma evidência adicional a destacar nas estimativas da Tabela 4 associadas às diferenças regionais do espaço rural brasileiro em relação à região Sudeste: enquanto as estimativas para as *dummies* de localização referentes às regiões Sul e

Centro-Oeste foram sempre positivas para todos os *quantis* de renda, a estimativa para *dummy* associada à localização no Nordeste foi sempre negativa. Tais marcantes diferenciações regionais quanto à renda do trabalho no meio rural sugerem condições de trabalho distintas entre as regiões do País, o que, por sua vez, pode condicionar de forma diferenciada entre as regiões a influência do trabalho infantil sobre a renda do indivíduo quando da vida adulta.

A partir de tal perspectiva e considerando-se o peso das regiões Nordeste e Sul no trabalho infantil rural brasileiro, foram geradas estimativas adicionais para a influência do trabalho infantil sobre a renda do trabalho na vida adulta dos indivíduos separadamente para estas duas referidas regiões do País. As novas estimativas para o Nordeste são apresentadas na Tabela 5 e aquelas obtidas a Sul na Tabela 6, a seguir.

Percebeu-se que a variável de interesse, a condição de ter sido trabalhador infantil, exerceu impacto desfavorável ainda mais significativo sobre o rendimento do trabalho na vida adulta que aquele observado para o País como um todo (Tabela 4), evidência válida na comparação feita a partir de qualquer dos *quantis*. Note-se, além disto, que as diferenças desfavoráveis ao Nordeste se dão, em geral, para os *quantis* de menor renda. Por exemplo, enquanto que a influência estimada do trabalho infantil sobre a renda aponta para uma perda de 30,6% no quantil 0,1 de renda, como visto a mesma estimativa para o País situa-se em 26%; uma diferença que deixa de existir para o quantil de mais elevada renda (0,9).

As estimativas feitas para a região Sul com respeito à influência do trabalho infantil sobre a renda do trabalho na vida adulta apresentaram, todavia, um quadro bastante diferente do apontado acima para a região Nordeste. De fato, a partir dos valores apresentados na Tabela 6, notou-se que tais estimativas feitas especificamente para o Sul pouco diferem daquelas encontradas para o País (Tabela 4) quando se considera os menores *quantis* da distribuição de renda do trabalho rural. Por sua vez, as estimativas para a influência do trabalho infantil sobre a renda do trabalho na vida adulta levadas a efeito para os três últimos *quantis* de maior renda (0,7-0,9), a despeito de negativas, se mostraram não significativas estatisticamente, ou seja, para tais *quantis* de renda (mais ricos), não há evidências de que o trabalho infantil influencie negativamente a renda do trabalho do meio rural da região Sul.

No sentido de ressaltar as diferenças apontadas acima, a Figura 2 apresenta a comparação entre resultados dos coeficientes estimados para a influência do trabalho infantil sobre a remuneração do trabalhador na idade adulta para o Brasil, Nordeste e Sul, presentes, respectivamente, nas Tabelas 4, 5 e 6. Como é evidente, o efeito negativo do trabalho infantil sobre a renda do indivíduo adulto é maior em quase todos os *quantis* de renda no Nordeste do Brasil, seja esta comparada com a região Sul ou com o Brasil. É a única exceção a este padrão encontrada para o *quantil* de mais alta renda. Isto significa que não só trabalho

infantil penaliza relativamente mais os indivíduos desta região, como são os seus indivíduos mais pobres que

arcam com maior comprometimento em termos de renda na vida adulta.

Tabela 5 – Estimativas do impacto do trabalho infantil sobre a renda por *quantis* da distribuição da renda do trabalho. Variável dependente é o log. do salário-hora, Região Nordeste, 2009

Variáveis	<i>Quantis</i> de renda								
	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5	0,6	0,7	0,8	0,9
Idade	0,061*	0,058*	0,054*	0,049*	0,048*	0,047*	0,046*	0,044*	0,046*
	(0,012)	(0,008)	(0,007)	(0,005)	(0,005)	(0,005)	(0,005)	(0,005)	(0,008)
Idade2	-0,0006*	-0,0006*	-0,0006*	-0,0005*	-0,0005*	-0,0004*	-0,0004*	-0,0004*	-0,0003*
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Sexo	0,571*	0,486*	0,364*	0,250*	0,205*	0,162*	0,134*	0,074*	0,111*
	(0,059)	(0,039)	(0,033)	(0,024)	(0,022)	(0,023)	(0,023)	(0,021)	(0,035)
Branca	0,041	0,002	-0,013	0,028	0,044*	0,018	0,034	0,050*	0,101*
	(0,052)	(0,034)	(0,029)	(0,021)	(0,020)	(0,021)	(0,021)	(0,019)	(0,030)
Educação	0,085*	0,074*	0,071*	0,067*	0,064*	0,058*	0,063*	0,069*	0,077*
	(0,006)	(0,004)	(0,003)	(0,002)	(0,002)	(0,002)	(0,002)	(0,002)	(0,004)
T.infantil	-0,306*	-0,308*	-0,260*	-0,201*	-0,182*	-0,204*	-0,190*	-0,167*	-0,138*
	(0,082)	(0,054)	(0,046)	(0,033)	(0,031)	(0,032)	(0,033)	(0,030)	(0,046)
Resíduo	-0,026	-0,056*	-0,041*	-0,032*	-0,025*	-0,012	-0,013	-0,009	0,003
	(0,025)	(0,017)	(0,015)	(0,010)	(0,009)	(0,010)	(0,010)	(0,009)	(0,013)
Resíduo2	0,003	0,005*	0,003*	0,002*	0,0017	0,000	0,000	0,000	-0,001
	(0,002)	(0,001)	(0,002)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)
Constant.	-1,109*	-0,383*	-0,008	0,269*	0,483*	0,715*	0,828*	0,994*	1,034*
	(0,277)	(0,182)	(0,157)	(0,114)	(0,108)	(0,112)	(0,115)	(0,106)	(0,168)
Obs.	7.349	7.349	7.349	7.349	7.349	7.349	7.349	7.349	7.349

Fonte: Estimativas dos autores a partir dos microdados da PNAD.

Nota: erro padrão entre parênteses, * p<0.05.

Tabela 6 – Estimativas do impacto do trabalho infantil sobre a renda por *quantis* da distribuição da renda do trabalho. Variável dependente é o log. do salário-hora, Região Sul, 2009

Variáveis	<i>Quantis</i> de renda								
	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5	0,6	0,7	0,8	0,9
Idade	0,050*	0,044*	0,034*	0,038*	0,042*	0,044*	0,049*	0,050*	0,047*
	(0,016)	(0,009)	(0,008)	(0,006)	(0,007)	(0,007)	(0,008)	(0,012)	(0,013)
Idade2	-0,0006*	-0,0005*	-0,0003*	-0,0004*	-0,0004*	-0,0004*	-0,0004*	-0,0004*	-0,0002*
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Sexo	0,143	0,0850*	0,135*	0,151*	0,150*	0,136*	0,169*	0,199*	0,202*
	(0,074)	(0,041)	(0,037)	(0,030)	(0,035)	(0,032)	(0,035)	(0,056)	(0,061)
Branca	0,098	0,064	0,079*	0,138*	0,145*	0,188*	0,194*	0,243*	0,357*
	(0,068)	(0,039)	(0,035)	(0,028)	(0,033)	(0,030)	(0,033)	(0,054)	(0,059)
Educação	0,052*	0,052*	0,054*	0,056*	0,058*	0,059*	0,061*	0,061*	0,059*
	(0,008)	(0,004)	(0,004)	(0,003)	(0,004)	(0,004)	(0,004)	(0,006)	(0,007)
T.infantil	-0,254*	-0,189*	-0,130*	-0,132*	-0,077*	-0,053*	-0,063	-0,104	-0,141
	(0,095)	(0,054)	(0,050)	(0,040)	(0,047)	(0,043)	(0,048)	(0,078)	(0,084)
Resíduo	0,107*	0,085*	0,085*	0,079*	0,075*	0,079*	0,086*	0,082*	0,088*
	(0,041)	(0,026)	(0,023)	(0,018)	(0,021)	(0,019)	(0,021)	(0,034)	(0,039)
Resíduo2	-0,016*	-0,013*	-0,013*	-0,012*	-0,011*	-0,012*	-0,013*	-0,013*	-0,016*
	(0,005)	(0,003)	(0,003)	(0,002)	(0,003)	(0,002)	(0,003)	(0,004)	(0,005)
Constant.	0,414	0,703*	0,905*	0,860*	0,816*	0,812*	0,765*	0,853*	1,105*
	(0,360)	(0,197)	(0,178)	(0,140)	(0,163)	(0,149)	(0,163)	(0,261)	(0,281)
Obs.	3012	3012	3012	3012	3012	3012	3012	3012	3012

Fonte: Estimativas dos autores a partir dos microdados da PNAD.

Nota: erro padrão entre parênteses, * p<0.05.

É interessante notar, em adição, que há convergência nas estimativas para a penalidade do trabalho infantil sobre a remuneração do trabalhador na idade adulta entre o Brasil e a região Nordeste quando

se considera os *quantis* de renda mais elevada. Ou seja, a situação desfavorável dos indivíduos do meio rural desta região em relação aos demais do País não se aplica para os seus indivíduos de mais alta renda, como

se poderia supor numa simples evidência média obtida pelo estimador OLS.

Como última evidência relevante a destacar, percebe-se que o impacto do trabalho infantil sobre a renda do trabalhador na fase adulta para os últimos *quantis* de distribuição de renda não foi significativa para a região Sul. Mais especificamente, para os dois *quantis* de renda mais altos considerados, as estimativas indicaram não haver diferenças em termos de comprometimento da renda na vida adulta se o indivíduo trabalhou ou não trabalhou quando criança. As razões precisas para tal resultado demandam pesquisa específica, mas, novamente, os resultados são consistentes com o fato destes trabalhadores, sendo, em grande parte, oriundos de famílias com maior capital físico. Podem apresentar maiores chances de terem no trabalho antes dos 16 anos de idade oportunidades de aprendizado e experiência úteis na vida laboral adulta o que, ao lado do generalizado baixo nível de escolaridade do meio rural brasileiro, implicaria a inexistência de penalizações com o trabalho infantil. Estas evidências específicas sugerem que, para a Sul do país, tais oportunidades poderiam compensar a ausência do, em geral, baixo investimento em escolaridade das crianças feito em geral pelas famílias no meio rural.

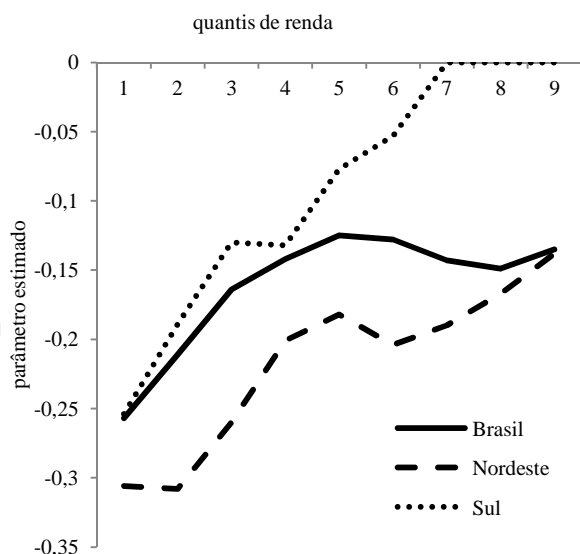


Figura 2 – Efeitos do trabalho infantil sobre a renda do trabalho do indivíduo adulto, coeficientes estimados a partir de regressões quantílicas

Fonte: elaboração dos autores.

5 Conclusões

A despeito da redução recente, o percentual de crianças com atividade laboral no Brasil ainda é relativamente alto, sobretudo no seu meio rural. Embora a maior parte das evidências disponíveis indique que o trabalho infantil no Brasil tem como consequência menor nível de renda do indivíduo na

vida adulta, tais trabalhos não consideraram a possibilidade deste comprometimento variar de acordo com os níveis de renda das famílias ou do trabalhador. De acordo com diferenças potenciais no trabalho infantil, o que pode ser importante, sobretudo, no meio rural onde o investimento em escolaridade das crianças pelas famílias é relativamente baixo. Na busca de preencher tal lacuna, o objetivo do presente estudo foi avaliar o impacto do trabalho infantil sobre a remuneração do indivíduo na idade adulta para diferentes *quantis* da distribuição da renda do trabalho no meio rural brasileiro.

Neste sentido, na avaliação do impacto da exposição ao trabalho antes dos 16 anos de idade ao longo da distribuição do salário dos trabalhadores, a pesquisa fez uso de um modelo de regressão quantílica em que se considera, simultaneamente, a possibilidade de existência de viés de seleção nas estimativas da equação de salário, o que foi possível através da estimação semiparamétrica aplicada aos determinantes da situação de ocupados (GALLANT; NYCHKA, 1987).

Em conformidade com evidências disponíveis (EMERSON; SOUZA, 2003; KASSOUF, 2010; ILAHI et al., 2001), os resultados deste trabalho indicaram que o trabalho na infância, de forma geral, impacta de forma negativa sobre os salários na vida adulta. Contudo, diferentemente deste trabalho, as evidências geradas na pesquisa também apontaram importantes distinções entre a influência do trabalho infantil sobre os níveis salariais do meio rural para os diferentes *quantis* de renda. Especificamente, as estimativas obtidas indicam que tal influência negativa é maior para os menores *quantis* de renda (por exemplo, perda de 26% no quantil 0,1 e de 13% no quantil 0,9), ou seja, são os trabalhadores de mais baixa renda os maiores penalizados (em termos de renda na vida adulta) com a exposição ao trabalho. Tais resultados são consistentes com a noção de que há diferenças importantes entre os tipos de trabalhos desempenhados pelas crianças no meio rural brasileiro de acordo com seus níveis de renda da familiar.

Dadas as significantes disparidades entre os meios rurais das regiões brasileiras, também foram obtidas evidências particulares para as regiões Nordeste e Sul do Brasil, sendo estas significativamente diferentes de acordo com a região considerada. Para a Nordeste, as estimativas do impacto do trabalho infantil sobre a renda na fase adulta são maiores que aquelas obtidas para o Brasil, independentemente dos *quantis* da distribuição de renda, sendo também mais relevantes para os menores *quantis* de renda.

Por sua vez, para o meio rural da região Sul do País, as estimativas também indicaram que os indivíduos situados nos menores *quantis* de renda seguem o padrão brasileiro: tendem a ser os mais penalizados com o trabalho na infância. Contudo, há uma evidência específica à região: para os indivíduos situados nos mais altos *quantis* de renda, não parece fazer diferença em termos de comprometimento da

renda na vida adulta o fato destes terem ou não trabalho durante a infância.

De forma geral, pois, se o conjunto de evidências gerado nesta pesquisa não compromete a noção, quase consensual, de que o trabalho infantil reduz o tempo que a criança dedica aos estudos e consequentemente reduz a chance de melhores remunerações enquanto adulto, tal conjunto também indica que no meio rural brasileiro há diferentes níveis de comprometimento deste investimento em capital humano de acordo com os *quantis* da distribuição de renda do trabalho, o que pode estar associado a diferentes tipos de atividades executadas durante a infância de acordo com a renda familiar. Neste sentido, os resultados obtidos indicaram que, por um lado, são, sobretudo, as crianças de mais baixa renda as maiores beneficiadas por ações que propiciem a erradicação do trabalho infantil e que, por outro, se há algum ganho ou aprendizado com a experiência derivada do trabalho infantil no meio rural brasileiro, este deve ser encontrado nas atividades das famílias de maior renda.

Referências

- BASU, K. Child labor: cause, consequence, and cure, with remarks on international labor standards. **Journal of Economic Literature**, Pittsburgh, v. 37, n. 3 p.1083-1119, Sep. 1999.
- EMERSON, P.; SOUZA, A. Is there a child labor trap? Inter-generation persistence of child labor in Brazil. **Economic Development and Cultural Change**, Chicago, v. 51, n. 2, p. 375-398, Jan. 2003.
- BUHINSKY, M. The dynamics of changes in the female wage distribution in the USA: a quantile regression approach. **Journal of Applied Econometrics**, v.13, n.1, p.1-30, Jan. /Feb. 1998.
- BUCHINSKY, M. Quantile regression with sample selection: estimating women's return to education in the U.S. **Empirical Economics**, Vienna, v. 26, n.1, p. 87-113, Mar. 2001.
- COELHO, D.; VESZTEG, R.; SOARES, F. V. **Regressão quantílica com correção para a seletividade amostral**: estimativa dos retornos educacionais e diferenciais raciais na distribuição de salários das mulheres no Brasil. Brasília, DF: IPEA, 2010. (Texto para Discussão, n. 1483).
- DE LUCA, G. SNP and SML estimation of univariate and bivariate binary-choice models. **The Stata Journal**, Texas, v. 8, n.2, p.190-220, 2008.
- FRENCH, J. L. Adolescent Workers in the Third World Export Industries: Attitudes of Young Brazilian Shoe Workers. **Industrial and Labor Relations Review**, Ithaca, v. 55, n. 2, Jan. 2002.
- GALLANT, R.; D. NYCHKA. Semi-nonparametric maximum likelihood estimation. **Econometrica**, Chicago, v. 55, n. 2, p. 363-390, 1987.
- HECKMAN, J. Varieties of sample selection bias, **American Economic Review**, Pittsburgh, v. 80, n. 2, p. 313-318, 1990.
- ICHIMURA, H. Semiparametric least squares (SLS) and weighted SLS estimation of single-index models, **Journal of Econometrics**, Philadelphia, v. 58, n. 1-2, p. 71-120, 1993.
- ILAH, N; ORAZEM, P; SEDLACEK, G. The implications of child labor for adult wages, income and poverty: retrospective evidence from Brazil. [S. l.: s.n.], 2000. (Working paper). Disponível em: <http://www.grade.org.pe/Eventos/nip_conference/private/sedlacek-0child_labor%20retros.pdf>. Acesso em: 05 fev. 2011.
- KASSOUF, A. L. O efeito do trabalho infantil para os rendimentos e a saúde dos adultos. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, 22., 2000, Campinas. **Anais...** Campinas: Cepea, 2000. Disponível em: <<http://www.cepea.esalq.usp.br/pdf/sbe2000.pdf>>. Acesso em: 02 dez. 2008.
- KASSOUF, A. L. O que conhecemos sobre o trabalho infantil? **Nova Economia**, Belo Horizonte, v.17, n. 2, p. 323-350, Aug. 2007.
- KASSOUF, A.; SANTOS, M. Consequência do trabalho infantil no rendimento futuro do trabalho dos brasileiros: diferenças regionais e de gênero. In: ENCONTRO ECONOMIA, 38., 2010. Salvador. **Anais...** Salvador: ANPEC, 2010. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2010/inscricao/arquivos/000-7bfe42d90954e5040f9bdae429f51e3c.pdf>>. Acesso em: 05 fev. 2011.

Anexo

Tabela A1 – Parâmetros estimados para a equação de rendimentos salariais através dos modelos de Mínimos Quadrados Ordinários e com correção de Heckman

Variável dependente ln renda	Modelos	
	OLS	Heckprobit
Idade	0,050*** (0,003)	0,045*** (0,003)
Idade2	-0,0005*** (0,000)	-0,0004*** (0,000)
Sexo	0,227*** (0,018)	0,170*** (0,018)
Idade2	-0,0005*** (0,000)	-0,0004*** (0,000)
Sexo	0,227*** (0,018)	0,170*** (0,018)
Branca	0,117*** (0,012)	0,117*** (0,012)
Educação	0,070*** (0,001)	0,066*** (0,002)
Norte	0,032* (0,016)	0,027 (0,016)
Sul	0,082*** (0,019)	0,078*** (0,019)
Centro-Oeste	0,067*** (0,022)	0,064*** (0,022)
T.infantil	-0,191*** (0,019)	-0,579*** (0,083)
Lambda		0,678*** (0,142)
Constante	0,607*** (0,067)	0,497*** (0,071)
Obs.	18.638	18.638
R2	0,240	0,240

Fonte: elaboração dos autores.

Nota: erro padrão entre parênteses, ***p<0,001; **p<0,05; *p<0,10.