

Trabalho infantil e o status ocupacional dos pais

MARIA CRISTINA CACCIAMALI
FÁBIO TATEI*

Child labor and the parents' status of employment. The objective of this paper is to verify the hypothesis of the effect of the status of employment of the head of the family on the occurrence of child labor, as well as to analyze other characteristics which can influence such behavior. A probit model was used to realize the statistical tests. The results ratify the hypothesis proposed that the families whose head works as an independent worker show higher probability for the occurrence of child labor than those whose head works as a formal salaried worker. Among other results, it must be highlighted, making simulations, that increasing parents' schooling is more efficient than augmenting income to reduce the use of child labor. These results endorse the proposition that the status of employment should be used, complementing the criteria of income per capita, to select families in the cash transfers programmes or others to eradicate child labor.

Keywords: child labor; human rights at work; child labor in the informal sector; eradication of child labor; labor public policies; labor market.

JEL Classification: J13; J22; J44.

O objetivo do presente trabalho é gerar evidências sobre a utilização de trabalho infantil¹ de acordo com o status ocupacional da pessoa de referência ou responsável pela família, ou seja, o pai ou a mãe da criança, em geral, quando esta não tem cônjuge. Consideramos que o status ocupacional do pai ou mãe da família, além de suas características pessoais, como idade e educação, entre outras, altera o uso do trabalho dos membros da família, incluindo as crianças.

* Professora Titular da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade e Presidente do Programa de Pós-Graduação em Integração da América Latina da Universidade de São Paulo, e-mail: Ucciamali@uol.com.br; Bacharel em Economia pela FEA-USP, e-mail: ftatei@gmail.com. Submetido: Setembro 2006; Aceito Fevereiro 2007.

¹ Neste trabalho, consideramos como *trabalho infantil* qualquer forma de ocupação exercida pela população entre 10 e 16 anos de idade, seja ela remunerada ou não, inclusive o trabalho para consumo próprio.

Nesse sentido, averiguamos a seguinte hipótese: as famílias nas quais as pessoas de referência trabalham em atividades inseridas na pequena produção, urbana ou rural, na condição de trabalhador por conta própria ou empregador, tenderiam a apresentar um comportamento mais intensivo na utilização de trabalho infantil, em virtude da forma de organização da produção dessa atividade e de suas características?

As atividades inseridas na pequena produção urbana ou rural demandam, muitas vezes, força de trabalho familiar, não apenas como estratégia de sobrevivência na pobreza reduzindo custos, mas também como um elemento de confiança e de garantia para operar e manter os pequenos negócios em funcionamento. A intervenção pública, entretanto, salvo em ações especificamente localizadas e concebidas de maneira integrada, na maioria dos programas mais abrangentes, pauta-se, principalmente, quando não unicamente, pelo critério de renda familiar per capita para selecionar as famílias que receberão incentivos — pecuniários, por exemplo, transferência de renda, ou motivacionais — para retirar as crianças do trabalho. A desconsideração de outras variáveis, que não a renda, para focalizar as famílias que participam de ações de erradicação do trabalho infantil pode vir a aumentar, a nosso juízo, a inoperância dos programas, e aumentaria os custos de fiscalização. Pois, caso a hipótese levantada se comprovasse, as famílias tenderiam a receber o benefício e a manter as crianças trabalhando.

A análise da problemática proposta será efetuada em quatro seções, além desta introdução e das considerações finais. A primeira seção apresenta as bases teóricas do estudo, focalizando o paradoxo da riqueza e o uso do trabalho das crianças pelas famílias que têm um trabalhador por conta própria como pessoa de referência. Na segunda seção, descrevemos a metodologia e os testes estatísticos empregados. Inicialmente, procuramos observar a importância do trabalho infantil para as famílias que têm responsáveis de status ocupacional distinto: trabalhador por conta própria ou empregado com carteira assinada. A intenção é verificar se o fato de a pessoa possuir um negócio próprio tende à utilização de mais mão-de-obra das crianças, seja por redução de custo ou por motivo de confiança. Os assalariados não possuem estes incentivos, pois não trabalham para si mesmos. Podemos afirmar, ainda, que os ocupados do primeiro tipo — trabalhadores por conta própria — se constituem no núcleo típico do setor informal, enquanto aqueles do segundo — empregados com carteira assinada ou assalariados registrados — representam o grupo característico do setor formal.² Na terceira

² De acordo com a definição da Organização Internacional do Trabalho, o setor informal é o conjunto das empresas familiares operadas pelos proprietários e seus familiares, ou em sociedade com outros indivíduos. São unidades produtivas que não são constituídas como entidades legais separadas de seus proprietários e que não dispõem de registros contábeis-padrão. O setor informal, sob a ótica da ocupação, é definido como o conjunto de trabalhadores inseridos nessa forma de organização da produção que inclui proprietários, a mão-de-obra familiar e os ajudantes assalariados (OIT, 1993).

seção, aplicamos o modelo probit, com o objetivo de verificar a existência de diferenças nas probabilidades de uso de trabalho infantil entre as famílias nas quais as pessoas de referência se encontram ocupadas na situação ou de trabalhador por conta própria, ou de empregado com carteira assinada. Na quarta seção, apresentamos os resultados alcançados. À guisa de conclusão, entre outras, informamos que a probabilidade de incidência de trabalho infantil nas famílias sob responsabilidade de um trabalhador por conta própria, controlando as variáveis relevantes, é aproximadamente três vezes maior do que nas famílias nas quais a pessoa de referência é um trabalhador empregado com carteira assinada. Por fim, tecemos as considerações finais.

A DECISÃO DA FAMÍLIA QUANTO AO TRABALHO INFANTIL DEPENDE APENAS DA POBREZA?

A literatura especializada registra a pobreza como a principal causa para a prevalência do trabalho infantil no mundo.³ No campo da teoria econômica, a explicação centra-se, principalmente, em duas racionalizações. A primeira afirma que a educação e o lazer das crianças podem ser considerados bens de luxo. Na medida em que o nível de renda de uma família aumenta, o seu consumo de educação e lazer aumenta mais que proporcionalmente. Ou seja, o aumento da renda familiar deve vir acompanhado da diminuição da utilização do trabalho das crianças em prol de maior consumo de educação e de lazer para esses membros da família. Assim, a família faz uso do trabalho da criança apenas quando a sua renda não é suficiente para manter um nível mínimo de qualidade de vida.

A segunda racionalização entende que o trabalho infantil pode ser substituído da mão-de-obra adulta com alguma correção de escala. Isto significa que a criança é capaz de realizar todo e qualquer tipo de trabalho que o adulto faz, com alguma diferença na eficiência ou habilidade, fruto da desproporção de força física, idade ou experiência. Porém, é mais vantajoso para as empresas empregarem crianças, devido ao menor custo.

A análise da oferta de trabalho infantil, ademais, pode ser elaborada considerando a estrutura familiar e a posição da família na estrutura social. O tempo da criança será distribuído entre escola, atividades domésticas e trabalho, de acordo com o tamanho e a estrutura da família, a produtividade da criança e dos pais, e o grau de substituição no trabalho entre eles.⁴ Isso posto, esse modelo diz o se-

³ Ver Basu (1999); Kassouf (1999); Brown, Deardorff e Stern (2001); Basu e Tzannatos (2003).

⁴ Vejam-se, entre outros, Barros et al. (1990); Cervini e Burger (1991); Azevedo, Menezes e Fernandes (2000).

guinte: quando os salários dos adultos permitem a obtenção de um nível mínimo tolerável de consumo familiar, nível esse definido pela própria família, ela decide não utilizar a mão-de-obra de suas crianças. Por outro lado, quando esses salários não alcançam o nível de renda desejado e/ou necessário, as crianças passam a trabalhar para complementar a renda familiar, pois seu trabalho pode substituir aquele dos adultos. Essas duas combinações — salários altos e nenhum trabalho infantil; salários baixos e trabalho infantil — são equilíbrios estáveis. A oferta de trabalho adulto e infantil, que se situa entre os dois níveis de salários — alto e baixo —, é instável. Dependendo das características da demanda de trabalho, é possível que apenas seja factível o equilíbrio perverso — baixo salário e trabalho infantil.

Dessa maneira, Basu (1999) sugere que as intervenções sejam selecionadas de acordo com a situação econômica do país ou região onde se pretende atuar. Por exemplo, o banimento do trabalho infantil pode ser prejudicial àquelas famílias extremamente pobres, mas pode melhorar o bem-estar das crianças em locais de melhores condições sociais e econômicas. Isso devido à presença de múltiplos equilíbrios em determinados mercados (Basu e Van, 1998).

Entretanto, a noção de que a pobreza é o principal fator determinante do trabalho infantil foi contestada em alguns estudos sobre o meio rural. Bhalotra e Heady (2001) realizam uma análise do fenômeno com base em dados sobre propriedades rurais de Gana (1991-1992) e Paquistão (1992). Esses autores observam que o paradoxo da riqueza no setor agrícola — quanto maior o tamanho da propriedade rural, maior é a utilização de trabalho infantil — existe para as meninas, mas não para os meninos. Esse comportamento, segundo os autores, pode ser originário das imperfeições do mercado de trabalho no meio rural. Eles apontam também que o efeito substituição é maior para as meninas do que para os meninos, comportamento consistente com resultados de estudos realizados para os países mais ricos, onde a oferta de mão-de-obra feminina é mais elástica que a masculina.

Seguindo a mesma abordagem, Edmonds e Turk (2002), analisando o Vietnã na década de 1990, indicam que a mudança no status das empresas familiares está fortemente correlacionada com a participação econômica das crianças. A abertura de novas empresas familiares está associada a uma menor redução na probabilidade da criança trabalhar; por outro lado, o fechamento de empresas familiares está relacionado com um maior declínio dessa probabilidade. O estudo indica que a família que começa a participar da pequena produção depende da força de trabalho familiar para auxiliá-la no negócio.

Ademais, diversos estudos apontam para a relevância do status ocupacional dos pais como um determinante da escolha familiar sobre o uso da força de trabalho de suas crianças.⁵ A partir do censo brasileiro de 1980, Psacharopoulos e

⁵ Ver Duryea e Arends-Kuenning (2003); Parikh e Sadoulet (2005).

Arriagada (1989) utilizam um modelo logit e mostram que o status ocupacional da mãe, a presença de irmãos mais novos, o número de crianças em idade escolar, ser do sexo masculino, e ter residência em áreas rurais, aumentam significativamente a probabilidade de incidência de trabalho infantil. Complementarmente, o estudo indica que pais com maior nível de educação são menos propensos a utilizar a força de trabalho de seus filhos. Em outro estudo, Schwartzman (2001) utiliza as PNADs de 1992, 1995 e 1998, e verifica que o trabalho infantil no Brasil tem presença marcante nas atividades e áreas agrícolas, principalmente entre as famílias que trabalham por conta própria; além de constatar que à medida que a população deixa o campo em direção às cidades, se reduz o trabalho infantil. Por sua vez, Neri e Thomas (2001), em estudo sobre o Brasil, entre 1982 e 1999, observam que, em períodos de crescimento econômico, a transição de um emprego formal para o informal dos membros de um domicílio eleva a probabilidade da criança trabalhar.

Assim, os últimos estudos citados corroboram a idéia de que a existência de um negócio próprio familiar tende a aumentar a propensão no uso de trabalho infantil.

ELABORAÇÃO DO MODELO ESTATÍSTICO APLICADO

O modelo a ser utilizado pretende comparar a probabilidade de ocorrência, e as variáveis determinantes, do trabalho da criança de 10 a 16 anos, membro de famílias cujos responsáveis trabalham por conta própria, relativamente ao trabalho das crianças inseridas em famílias na qual um assalariado com carteira de trabalho assinada é o responsável. Assim, utilizando as informações obtidas por meio da Pesquisa Nacional por Amostra Domiciliar de 2002, verificamos a importância das variáveis condicionantes, consideradas pelo desenvolvimento teórico apresentado na seção anterior, que induzem a família a utilizar a mão-de-obra de suas crianças. Para alcançar esse objetivo, procedemos com a estimação de um probit, cuja variável dependente é a condição de trabalho da criança, tendo as características da própria criança e de seus pais como variáveis explicativas. Assim, temos:

$$T_i = \alpha + \beta X_i + \delta Y_i + \varphi Z_i + \varepsilon_i$$

onde:

$T_i = 0$ se criança não trabalha e $T_i = 1$ se criança trabalha;

X_i = vetor explicativo das crianças;

Y_i = vetor explicativo da pessoa de referência da família;

Z_i = vetor explicativo da família.

O vetor explicativo referente às crianças compõe-se de quatro variáveis sobre as suas características pessoais, a saber:

- gênero (*genc*), dummy que assume valor 1 (um) para o sexo masculino e 0 (zero) para o sexo feminino;

- raça (corc), dummy que assume valor 1 (um) para brancos e 0 (zero) para negros e pardos;⁶
- idade (ic) é a própria idade, variando de 10 a 16 anos;
- anos de escolaridade (ec), os valores variam de 1 a 12, indicando, respectivamente, nenhuma instrução ou menos de 1 ano de estudo a 12, equivalente ao ensino médio completo.

O vetor explicativo da pessoa de referência, por sua vez, se constitui de três variáveis:

- idade (ipr) da pessoa de referência da família;
- anos de escolaridade (epr), nesse caso, o número de anos de estudo varia de 1 a 16, este último representando ensino superior completo;
- cônjuge (cj), variável que considera a presença ou não do cônjuge da pessoa de referência, assumindo o valor 1 (um) em afirmação positiva.

Por fim, o vetor explicativo da família correspondente se constitui de duas variáveis:

- tamanho da família (tf), indica o número de membros da família, incluindo a própria criança, e excluindo-se as relações de dependência de agregado e empregado doméstico;⁷
- renda (rdf), referente ao valor do rendimento familiar per capita, expresso em reais de setembro de 2002.

Modelos como o probit, utilizando variáveis dependentes discretas, permitem estimar a influência das variáveis explicativas na tomada decisão binária, do tipo ‘ou uma ou outra’, ou seja, uma escolha que pode ser representada por uma variável *dummy*, assumindo valores 0 (zero) ou 1 (um). No presente caso, a ‘escolha’ é a criança trabalhar ou não. O modelo probit consegue relacionar os fatores explicativos à probabilidade da ‘escolha’, empregando a função de distribuição acumulada de uma variável aleatória normal padrão, de modo que aquela probabilidade permaneça no intervalo [0,1]. Assim, podemos calcular a probabilidade de a criança entrar no mercado de trabalho de acordo com as características julgadas relevantes e os efeitos marginais, qual seja, a variação naquela probabilidade, caso haja variação em uma unidade de alguma das variáveis explicativas, captando ou estimando a influência desta variável, *coeteris paribus*.

⁶ Não foram incluídas as crianças de procedência indígena ou amarela por se tratar de amostra insignificante.

⁷ Segundo a metodologia da PNAD 2002, “considerou-se como família o conjunto de pessoa ligada por laços de parentesco, dependência doméstica ou normas de convivência, que residissem na mesma unidade domiciliar e, também, a pessoa que morasse só em uma unidade domiciliar. Entendeu-se por dependência doméstica a relação estabelecida entre a pessoa de referência e os empregados domésticos e agregados da família e por normas de convivência as regras estabelecidas para o convívio de pessoas que morassem juntas sem estarem ligadas por laços de parentesco ou dependência doméstica”.

Por se tratar de um modelo estatístico não-linear, o melhor método de estimação é por máxima verossimilhança, adequado apenas para grandes amostras.

A seguir, faremos uma série de testes buscando investigar se as características da pessoa de referência da família que trabalha por conta própria acarretam maior propensão de utilizar o trabalho das crianças na própria família em suas atividades.

VERIFICANDO A UTILIZAÇÃO DE TRABALHO INFANTIL

Em 2002, o Brasil apresenta pouco mais de 52 milhões de famílias, das quais 23,9 milhões (45,8%) são chefiadas por pais ocupados de forma assalariada ou por conta própria. Dentro desse recorte, ao considerarmos as famílias que apresentam crianças com idade entre 10 e 16 anos, o total se reduz para 11,4 milhões de famílias, sendo que 52,8% delas são chefiadas por conta própria.

Por sua vez, existem 3,9 milhões de crianças ocupadas em alguma forma de trabalho, das quais 48,8% possuem até 14 anos de idade. No tocante às características de trabalho, elas se concentram principalmente nas ocupações não remuneradas (45%) e sem registro em carteira (28,3%), do setor não-agrícola (54%). Ao contrastarmos a posição de ocupação das crianças e dos pais, observamos na Tabela 1 uma clara distinção entre elas. Enquanto entre as famílias chefiadas por empregados com carteira assinada prevalece o emprego sem registro dos filhos (44,4%), seguido pelo trabalho para consumo próprio (10,3%), entre as famílias com pais que trabalham por conta própria predomina o trabalho não remunerado das crianças (73,7%). Interessante observar que as famílias do primeiro tipo — chefiadas por conta própria — apresentam um menor percentual de crianças ocupadas com carteira assinada, perante as famílias do segundo tipo, respectivamente, 1,4 e 9,2%.

Tabela 1
Status ocupacional das crianças, segundo o status ocupacional dos pais

Brasil 2002 (em %)	Pais		
	Empregado com registro	Conta Própria	
Empregado com registro	9,2	1,4	
Empregado sem registro	44,4	12,6	
Filhos	Trabalhador doméstico	8,8	3,4
	Conta própria	9,3	4,8
	Trabalhador na produção para o próprio consumo	10,3	4,1
	Não remunerado	17,9	73,7

Fonte: IBGE — PNAD (2002).

Com relação aos ramos de atividade econômica observamos na Tabela 2 que, no setor agrícola, os filhos também se encontram ocupados no mesmo ramo dos pais, independente do status ocupacional desses. Por outro lado, a alocação dos ramos de atividades não-agrícolas para as crianças apresenta comportamento distinto segundo a posição de ocupação da pessoa de referência da família. Assim, entre os pais empregados com carteira assinada, os filhos se encontram, principalmente, nas atividades de comércio. Enquanto para os pais que trabalham por conta própria, as crianças, em geral, estão ocupadas nos mesmos ramos de atividade.

Tabela 2

Ramos de atividades das crianças, segundo o status ocupacional e ramo de atividade dos pais

Brasil 2002 (em %)	Ramos de atividades dos filhos							Total		
	1	2	3	4	5	6	7			
Empregado com registro	1	79,2	0,6	2,7	10,0	0,6	0,9	6,1	100,0	
	2	15,9	19,2	4,2	30,0	2,2	10,9	17,6	100,0	
	3	19,3	10,1	6,4	42,7	2,2	4,5	14,7	100,0	
	4	7,9	10,4	4,2	46,2	3,5	7,1	20,8	100,0	
	5	5,3	14,9	5,0	39,1	6,0	5,1	24,6	100,0	
	6	10,2	13,0	5,4	33,9	1,6	21,0	14,8	100,0	
	7	12,3	13,9	2,4	35,2	5,8	12,2	18,2	100,0	
Ramos de atividades dos pais	Conta própria	1	92,4	2,1	0,2	2,7	0,2	0,2	2,2	100,0
		2	5,0	57,0	1,0	15,1	2,9	6,2	12,8	100,0
		3	14,4	9,2	20,6	30,4	1,4	8,0	16,0	100,0
	Empregado com registro	4	7,9	7,3	1,0	72,3	1,5	5,4	4,6	100,0
		5	14,8	10,8	10,0	31,9	15,5	8,3	8,6	100,0
		6	6,8	15,7	0,0	26,0	5,4	24,4	21,8	100,0
		7	13,1	5,7	0,0	23,2	5,7	5,7	46,6	100,0

Fonte: IBGE — PNAD (2002).

Legenda: (1) Agrícola; (2) Atividades industriais; (3) Construção; (4) Comércio, reparação, alojamento e alimentação; (5) Transporte, armazenagem e comunicação; (6) Educação, saúde, serviços sociais e outros serviços coletivos, sociais e pessoais; (7) Outras atividades, mal definidas ou não declaradas.

Desse modo, aplicamos o modelo para o Brasil, com o objetivo de verificar a existência de diferenças nas probabilidades no uso de trabalho infantil entre famílias que apresentam pessoa de referência na situação ou de trabalhador por conta própria ou de empregado com carteira assinada. Inicialmente, utilizamos uma versão simplificada do modelo descrito na seção anterior, visando averiguar variações na incidência de trabalho infantil em famílias que apresentam pessoas de referência em situações ocupacionais distintas.

Os resultados expostos na Tabela 3 indicam que a probabilidade no primeiro tipo de família — a pessoa de referência trabalha por conta própria — é de

25,4%, contrastando com as famílias do segundo tipo — a pessoa de referência trabalha na condição de empregado com carteira assinada — que mostra a probabilidade de 8,9%. Ou seja, no Brasil, entre as famílias nas quais as pessoas de referência trabalham no setor informal, uma em cada quatro tem filhos entre 10 e 16 anos que participam do mercado de trabalho.

Tabela 3
Probabilidade de incidência de trabalho infantil, por setor de atividade,
posição de ocupação e sexo da pessoa de referência

	Posição de Ocupação	Com Educação		Com Renda	
		5 anos	10 anos	R\$ 50	R\$ 200
Brasil					
<i>Empregado com registro</i>	8,9	11,3	5,8	10,8	9,1
<i>Conta Própria</i>	25,4	25,3	15,4	27,7	24,5
Homens					
<i>Empregado com registro</i>	9,1	11,2	5,9	11,0	9,3
<i>Conta Própria</i>	25,6	25,2	15,4	27,8	24,7
Mulheres					
<i>Empregado com registro</i>	8,0	12,6	5,9	9,9	8,3
<i>Conta Própria</i>	24,1	27,4	15,5	26,4	23,2
Agrícola					
<i>Empregado com registro</i>	16,6	15,9+	13,9+	17,1**	16,0**
<i>Conta Própria</i>	46,0	44,7+	41,1+	46,6**	44,7**
Homens					
<i>Empregado com registro</i>	16,8	16,2*	14,2*	17,3**	16,2**
<i>Conta Própria</i>	45,4	44,2*	40,9*	45,9**	44,1**
Mulheres					
<i>Empregado com registro</i>	11,4**	10,9+	8,5+	11,5+	12,2+
<i>Conta Própria</i>	58,2**	55,6+	50,1+	59,1+	60,3+
Não Agrícola					
<i>Empregado com registro</i>	8,1	10,1	6,5	9,0	8,3
<i>Conta Própria</i>	14,8	16,1	11,0	15,7	14,7
Homens					
<i>Empregado com registro</i>	8,2	9,9	6,5	8,9	8,3
<i>Conta Própria</i>	14,2	15,2	10,5	15,0	14,1
Mulheres					
<i>Empregado com registro</i>	7,9	11,7	6,4	9,2	8,2
<i>Conta Própria</i>	18,4	22,1	13,7	19,7	18,0

Fonte: IBGE — PNAD (2002).

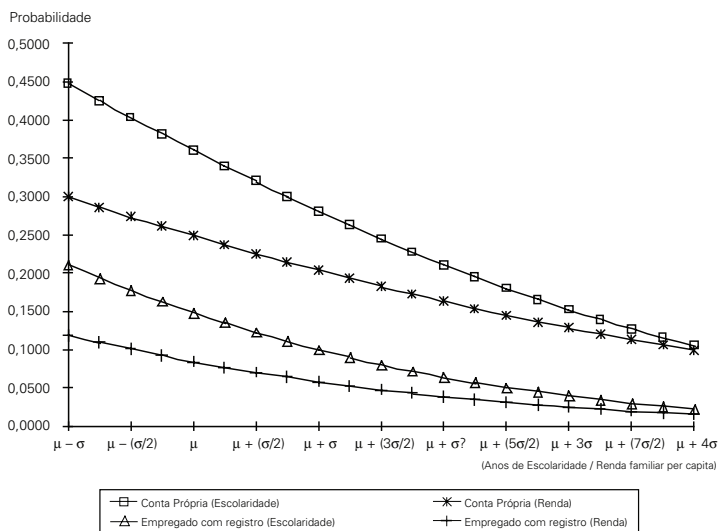
Variáveis significativas ao nível de confiança de 1%, com exceção de: (*) Significativa ao nível de confiança de 5%; (**) Significativa ao nível de confiança de 10% e (+) Não significativa.

Esse resultado poderia estar relacionado com o axioma da pobreza, na medida em que a renda familiar média dos ocupados do setor formal é maior que a renda familiar média dos ocupados do setor informal. De fato, a inclusão da variável renda familiar per capita no modelo mostra que o aumento dessa variável diminui a probabilidade da família empregar o trabalho das crianças. No caso das famílias que apresentam um empregado com carteira assinada como pessoa de referência, a mudança da renda familiar per capita de R\$ 50,00 para R\$ 200,00, altera a probabilidade de a família empregar trabalho infantil de 10,8% para 9,1%. Nota-se que essas probabilidades estão acima da probabilidade estimada sem a inclusão da renda. Isso ocorre devido à renda familiar per capita média dessa categoria de trabalhador, no Brasil, ser superior a R\$ 200,00.⁸ No caso das famílias do primeiro tipo — um trabalhador por conta própria é a pessoa de referência —, as probabilidades são de 27,7% e 24,5%, respectivamente. Como a diferença de probabilidade entre os dois tipos de famílias pouco se altera, há que se reconhecer que o simples aumento do rendimento familiar não modifica a estrutura da incidência do trabalho infantil nas famílias.

A inclusão da variável educação dos pais em lugar da renda familiar per capita torna os resultados mais contundentes. Nas famílias do segundo tipo — pessoa de referência na condição de empregado com carteira assinada —, um aumento de cinco anos de estudo da pessoa de referência, de 5 anos para 10, representa uma queda de 5,5 pontos percentuais na probabilidade da família empregar trabalho infantil, de 11,3% para 5,8%. Nas famílias que apresentam trabalhadores por conta própria como pessoas de referência — famílias do primeiro tipo —, a queda é mais acentuada: em torno de 10 pontos percentuais, de 25,3% para 15,4%. A educação é mais eficiente que a renda na diminuição da probabilidade da criança trabalhar.

⁸ Respectivamente, R\$ 265 e R\$ 180 para as famílias com crianças, chefiadas por ocupados assalariados e conta própria, em 2002.

Gráfico 1
 Probabilidade de incidência de trabalho infantil, por
 renda familiar per capita e anos de escolaridade. Brasil 2002



Fonte: IBGE — PNAD (2002). Elaboração própria.

Tal resultado se torna evidente no Gráfico 1, que apresenta as probabilidades de ocorrência de trabalho infantil em relação aos níveis de renda familiar per capita e anos de escolaridade, que são dados no eixo das abscissas por suas respectivas médias somadas às frações de seus desvios-padrão.⁹

Desse modo, novamente observamos que as famílias chefiadas por trabalhadores por conta própria apresentam probabilidades de trabalho infantil superiores às das famílias chefiadas por assalariados. Contudo, a principal inferência é que as curvas de escolaridade apresentam inclinações mais íngremes que as curvas de renda, ou seja, a elevação do nível educacional dos pais se reflete em reduções mais acentuadas da probabilidade de incidência do trabalho infantil.

Assim, o aumento da renda não altera a estrutura da incidência do trabalho infantil entre famílias chefiadas por trabalhadores por conta própria ou por empregados registrados. As famílias chefiadas por trabalhadores inseridos no setor informal mostram maior propensão a utilizar suas crianças como força de trabalho. O aumento dos anos de escolaridade das pessoas de referência da família mostra resultados mais expressivos do que o aumento da renda na diminuição da propensão ao uso do trabalho das crianças.

⁹ A escolaridade média das pessoas de referência da família, em 2002, é de 7,7 e 5,4 anos, respectivamente, empregados com carteira assinada e trabalhadores por conta própria.

Com o objetivo de apreender de uma maneira mais acurada o comportamento destes dois tipos de família, a análise será realizada considerando a pessoa de referência da família segundo dois recortes: ocupados agrícolas e não-agrícolas, e gênero.

Os testes realizados a seguir valem-se do mesmo método anterior, utilizando-se de amostras distintas. Os resultados mostram comportamentos diferentes entre as famílias, dependendo do ramo de atividade de inserção dos seus responsáveis. Nas atividades não-agrícolas, entre as famílias do segundo tipo, a probabilidade de haver trabalho infantil é próxima do resultado anteriormente obtido, 8,1%; enquanto naquelas do primeiro tipo a probabilidade é de 14,8%, expressivamente inferior com relação à situação anterior. Por sua vez, nas atividades agrícolas, as famílias apresentam probabilidades muito superiores, 16,6% e 46% para as pessoas de referência na condição de empregado com carteira assinada e trabalhador por conta própria, respectivamente.

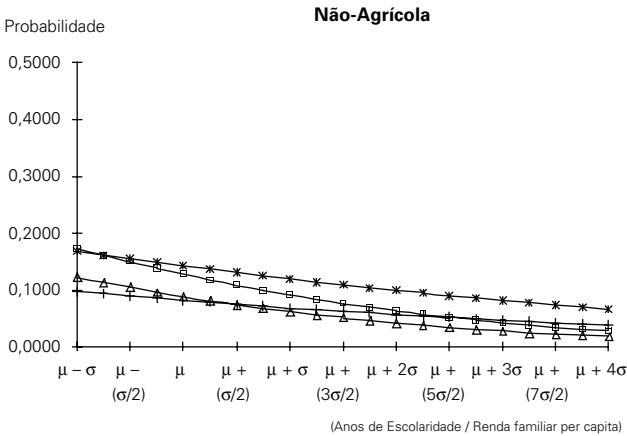
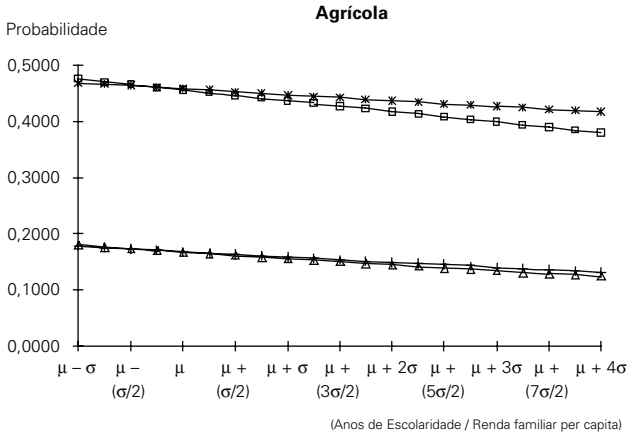
Ao adicionarmos a variável renda familiar per capita, observamos que as estimativas para ambas as amostras pouco se alteram com elevações no rendimento familiar. As famílias situadas no setor agrícola apresentam as maiores variações em pontos percentuais quando ocorre um aumento da variável em questão de R\$ 50 para R\$ 200, 1,1 e 1,9, respectivamente, assalariados e conta própria. Por sua vez, o setor não-agrícola apresenta as maiores variações percentuais, de 9% para 8,3% nas famílias do segundo tipo, e de 15,7% para 14,7% para as famílias do primeiro tipo — pessoa de referência trabalha na condição por conta própria.

A inclusão da variável escolaridade no lugar da renda mostra, conforme esperado, que as probabilidades da existência de trabalho infantil nas atividades não-agrícolas são menores do que as encontradas naquelas agrícolas. Além disso, um aumento de 5 para 10 anos de estudos tem impacto mais marcante nas atividades não-agrícolas, cujas probabilidades passam de 10,1% para 6,5%, e 16,1% para 11%, respectivamente, pessoas de referência assalariadas e conta própria.

No Gráfico 2 observamos que, novamente, as curvas de escolaridade apresentam uma inclinação maior em relação às curvas de renda familiar, no entanto, entre as famílias chefiadas por assalariados no setor agrícola essa diferença não é tão visível como entre as famílias cuja pessoa de referência está ocupada em atividades não-agrícola ou por conta própria. Tais resultados ratificam a evidência de que, nos programas de combate ao trabalho infantil, o impacto do aumento dos anos de estudo da pessoa de referência da família é superior ao aumento da sua renda, mas que no setor agrícola esse diferencial não é tão proeminente.

Gráfico 2

Probabilidade de Incidência de Trabalho Infantil, por setor de atividade, renda familiar per capita e anos de escolaridade. Brasil 2002



□	Conta Própria (Escolaridade)	*	Conta Própria (Renda)
△	Empregado com registro (Escolaridade)	+	Empregado com registro (Renda)

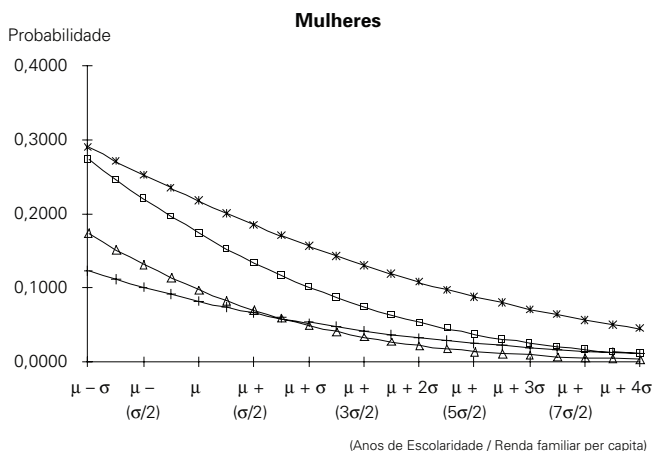
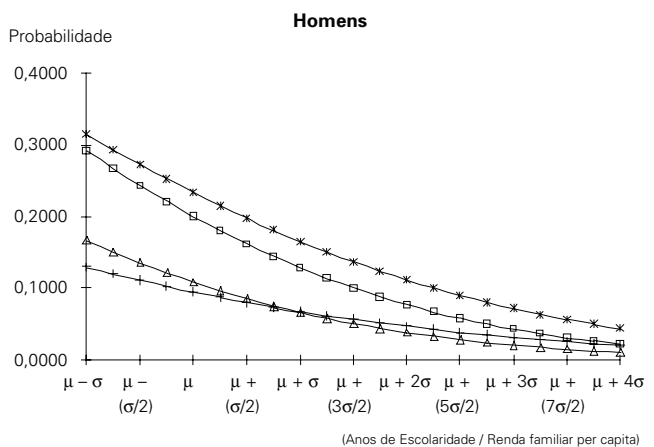
Fonte: IBGE — PNAD (2002). Elaboração própria.

Por fim, neste modelo simplificado, empregando os dados agregados para o Brasil, notamos que as probabilidades da existência de trabalho infantil são similares para as famílias que têm homens ou mulheres como pessoas de referência (Gráfico 3). Entretanto, ao desagregarmos os dados segundo os setores de atividade — agrícola e não-agrícola —, as diferenças se desvelam. Notamos um evidente diferencial nas probabilidades de utilização de trabalho infantil nas famí-

lias que têm pessoas de referência no setor agrícola. Assim, uma análise mais detalhada torna-se necessária para se averiguar a relevância do gênero na ocorrência do fenômeno, o que pode ser mais bem conferido na aplicação do modelo completo.

Gráfico 3

Probabilidade de Incidência de Trabalho Infantil, por sexo, renda familiar per capita e anos de escolaridade. Brasil 2002



□ Conta Própria (Escolaridade)	× Conta Própria (Renda)
△ Empregado com registro (Escolaridade)	+ Empregado com registro (Renda)

Fonte: IBGE — PNAD (2002). Elaboração própria.

O COMPORTAMENTO DAS FAMÍLIAS QUE TÊM TRABALHADORES POR CONTA PRÓPRIA COMO PESSOAS DE REFERÊNCIA

Na primeira seção, vimos que uma das críticas ao axioma da pobreza se baseia em um estudo referente à área rural. Além disso, na seção anterior verificamos que, no setor agrícola, as famílias apresentam maior probabilidade de utilizar o trabalho infantil, especialmente nas famílias nas quais as pessoas de referência trabalham por conta própria. Dessa maneira, analisaremos o comportamento das famílias desagregando a amostra, segundo o setor de atividade do trabalho das pessoas de referência.

Setor não-agrícola

Os resultados derivados da aplicação do modelo completo mostram a não significância da variável raça e educação das crianças (Quadro 1). Ou seja, não se pode afirmar que a existência do trabalho infantil esteja relacionada com a questão racial, portanto, o fato de a criança ser negra ou branca não altera a condição de trabalho infantil. Assim como é possível dizer que não há relação entre os seus anos de estudo e a sua probabilidade de participar do mercado de trabalho. De fato, alguns estudos indicam que o aumento da frequência escolar não implica queda de trabalho infantil. Ao contrário, os dois comportamentos podem estar positivamente relacionados, sugerindo que a criança, ao trabalhar, pode estar sustentando o seu estudo, arcando com os custos envolvidos.

Quadro 1: Impacto das variáveis sobre a incidência de trabalho infantil

Brasil Não-Agrícola 2002		Estimação I			Estimação II			Estimação III		
		Todas as famílias	Pai	Mãe	Todas as famílias	Pai	Mãe	Todas as famílias	Pai	Mãe
Crianças	gênero	+	+	+	+	+	+	+	+	+
	raça	NS	NS	NS	-	-	NS	NS	NS	NS
	idade	+	+	+	+	+	+	+	+	+
	escolaridade	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS
Chefe da família	idade	NS	NS	NS	+	+	NS	NS	NS	NS
	escolaridade	-	-	-			-	-	-	
	cônjuge	-	NS	+	-	NS	+	-	NS	+
Família	tamanho	+	+	NS	+	+	NS	+	+	NS
	renda per capita	NS	NS	NS	-	-	-			

Fonte: IBGE - PNAD (2002). Elaboração própria.

Legenda: (+) influencia positivamente a incidência de trabalho infantil; (-) influencia negativamente a incidência de trabalho infantil; (NS) sem influência sobre a incidência de trabalho infantil.

(Estimação I) todas as variáveis; (Estimação II) exceto variável estudo dos pais; (Estimação III) exceto variável renda familiar per capita.

Quanto às características do responsável pela família, a idade da pessoa de referência da família não é significativa, o fato de o responsável ter 30 ou 60 anos não influencia no processo de decisão de enviar ou não a criança ao mercado de trabalho. O rendimento familiar per capita também é não significativo.

Porém, ao excluirmos a variável educação do responsável pela família, correlacionada com a renda, verificamos que a idade dos pais passa a ser significativa, influenciando positivamente a existência de trabalho infantil, ou seja, quanto maior a idade do pai e/ou mãe, maior será a chance da criança estar trabalhando (Quadro 1, Estimação II). Por sua vez, a variável raça da criança também passa a ser significativa, com influência negativa sobre o trabalho infantil, isto é, crianças negras e/ou pardas são mais propícias a estarem trabalhando. O mesmo ocorre com a variável renda familiar per capita, ou seja, o aumento de renda diminui a chance de a criança trabalhar.

Ao excluirmos a variável renda ao invés da educação dos pais, constatamos que não ocorrem mudanças qualitativas nas demais variáveis em relação à primeira estimação. (Quadro 1, Estimação III).

Se por um lado duas variáveis — escolaridade dos pais e a presença de cônjuge — influenciam negativamente a probabilidade do uso de trabalho infantil, por outro, um conjunto de variáveis do vetor característico da criança influenciam positivamente a sua probabilidade de trabalhar: idade da criança, sexo masculino e o tamanho da família. De tais resultados podemos assumir que, de acordo com o senso comum, em famílias com elevado número de crianças há grandes possibilidades dos filhos mais velhos estarem trabalhando para auxiliar na renda familiar.

Complementando o estudo, foram realizadas simulações separando-se a amostra das pessoas de referência da família de acordo com o sexo. Assim, para a amostra masculina, verificamos que os resultados são semelhantes aos da amostra total, com a exceção da não significância da variável cônjuge. Esse resultado é esperado, uma vez que os homens possuem maior peso na distribuição da amostra e que a presença da mãe não afeta a probabilidade da criança trabalhar.

Por sua vez, para a amostra das famílias sob a responsabilidade de mulheres, o tamanho da família é uma variável não significativa para todos os testes, enquanto, na segunda estimação, apenas a variável renda passou a ser significativa, provavelmente devido à sua correlação com a variável escolaridade. Destaca-se que para as mulheres chefes de família, ao contrário da amostra total, a presença do cônjuge influencia positivamente as chances de haver trabalho infantil, enquanto para as demais variáveis não há mudanças qualitativas.

Setor agrícola

A primeira diferença que observamos nesta amostra, com relação aos resultados da amostra anterior, é a não significância da variável escolaridade dos pais correlacionada com a variável renda familiar per capita (Quadro 2).

Quadro 2
Impacto das variáveis escolhidas sobre a incidência de trabalho infantil

Brasil Não-Agrícola 2002		Estimação I			Estimação II			Estimação III		
		Todas as famílias	Pai	Mãe	Todas as famílias	Pai	Mãe	Todas as famílias	Pai	Mãe
Crianças	gênero	+	+	+	+	+	+	+	+	+
	raça	+	+	NS	+	+	NS	+	+	NS
	idade	+	+	+	+	+	+	+	+	+
	escolaridade	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS
Chefe da família	idade	-	-	NS	-	-	NS	-	-	NS
	escolaridade	NS	NS	NS	-	-	NS	-	-	NS
	cônjuge	-	NS	-	-	NS	-	-	NS	-
Família	tamanho	+	+	NS	+	+	NS	+	+	NS
	renda per capita	-	-	NS	-	-	NS	-	-	NS

Fonte: IBGE - PNAD (2002). Elaboração própria.

Legenda: (+) influencia positivamente a incidência de trabalho infantil; (-) influencia negativamente a incidência de trabalho infantil; (NS) sem influência sobre a incidência de trabalho infantil.

(Estimação I) todas as variáveis; (Estimação II) exceto variável estudo dos pais; (Estimação III) exceto variável renda familiar per capita.

Observamos, além da primeira, duas diferenças adicionais: a raça da criança e a idade dos pais passam a ser significantes, enquanto a escolaridade da criança permanece não significativa. O fato do coeficiente para a raça da criança ser positivo e significativo sugere que, no setor agrícola, as crianças brancas apresentam maior probabilidade de estarem trabalhando que as crianças negras. A idade dos pais influencia negativamente o fenômeno, assim, quanto mais velhos forem os pais, menores serão as chances de haver trabalho infantil naquela determinada família.

As demais variáveis apresentam comportamentos semelhantes aos encontrados na amostra analisada anteriormente. Três variáveis do vetor característico da criança influenciam positivamente a sua probabilidade de trabalhar: tamanho da família, idade e ser do sexo masculino. Enquanto isso, a renda da família e a presença do cônjuge apresentam influência negativa na ocorrência de trabalho infantil.

Nos testes realizados, excluindo-se ou a variável renda familiar per capita

ou a escolaridade dos pais, procurando evitar a sua correlação, os resultados não se alteram de forma qualitativa em relação à Estimação I.

Amostra de família sob responsabilidade de homem ou mulher

Ao analisarmos as simulações efetuadas para pais e mães separadamente, observamos que a variável cônjuge, na amostra masculina, passa a ser não significativa, indicando que, nas famílias chefiadas por homens, a presença da esposa não influencia a existência de trabalho infantil na região rural. Por sua vez, os resultados dos testes para a amostra das mulheres apresentam um alto grau de não significância das variáveis no modelo, exceto para as variáveis: cônjuge — que apresenta coeficiente negativo — e idade e sexo da criança — de coeficientes positivos; expressando que, para as famílias chefiadas por mulheres, nas regiões rurais, poucos fatores influenciam na decisão da criança estar ou não trabalhando.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

As estimações efetuadas neste trabalho corroboram dois pontos principais. Em primeiro lugar, o status ocupacional da pessoa de referência da família influencia na probabilidade de ocorrência trabalho infantil, pois nas famílias sob a responsabilidade de um trabalhador por conta própria a probabilidade é maior, inclusive controlando a variável renda familiar per capita. O segundo ponto refere-se às famílias nas quais as pessoas de referência se inserem no setor agrícola, pois elas tendem a utilizar mais o trabalho das crianças do que aquelas no setor urbano. Estes resultados confirmam os argumentos e as evidências derivadas das pesquisas de Psacharopoulos e Arriagada (1989), Bhalotra e Heady (2001), Schwartzman (2001), Edmonds e Turk (2002), e Neri e Thomas (2002), que defendem que a pobreza não pode ser considerada o único fator determinante para a existência do fenômeno, devendo incorporar-se à análise, por exemplo, fatores relacionados com a forma de organização da produção e a inserção ocupacional do chefe da família.

Cabe destacar que diversos testes foram realizados utilizando-se apenas a amostra dos trabalhadores assalariados, mas, como esperado, os resultados mostraram-se infrutíferos, apresentando diversas variáveis não significativas. Tais resultados podem ser explicados pela própria natureza desse tipo de ocupação. As relações de substituição e complementaridade, entre o trabalho do pai e/ou da mãe e o trabalho da criança, são pouco prováveis quando a pessoa de referência da família participa do mercado de trabalho através de uma relação de emprego. Situação oposta ocorre quando se trata de um trabalhador por conta própria,

para o qual há o incentivo de se aproveitar do baixo custo da mão-de-obra infantil existente dentro de sua própria família.

As diversas estimações realizadas mostram que a problemática do trabalho infantil não deve ser encarada isoladamente. Principalmente no que se refere às famílias situadas no setor agrícola, torna-se evidente que outros fatores devem ser relevados em conjunto, tais como: a questão da propriedade da terra, alternativas de geração de renda, melhores condições educacionais para a população carente e o fortalecimento do papel da mulher dentro das famílias. Igualmente para o meio urbano, podemos citar a necessidade de se criar meios de proteção para as crianças ocupadas em atividades informais, visando à sua reinserção no ciclo escolar, seja por meio de organizações comunitárias ou por meio do governo local.

Assim, é de vital importância que as políticas sociais que visam ao combate ao trabalho infantil não sejam pautadas apenas pelo critério de renda e, sobretudo, sejam desenhadas de forma que não se busque somente a retirada das crianças do trabalho, mas que, além disso, visem criar ações preventivas juntos às instituições pertinentes, às crianças e suas famílias. Relembrando que o simples ato de banimento do trabalho infantil não é a melhor solução existente, uma vez que, se por um lado a renda proveniente das crianças é muitas vezes essencial para a sobrevivência dela e de seus familiares, por outro lado a carência de serviços fundamentais no desenvolvimento das crianças, como por exemplo a dificuldade de acesso ao sistema educacional em áreas rurais longínquas, não lhes oferece alternativa a não ser trabalhar. Dessa forma, sugerem-se programas que envolvam ações complementares envolvendo oferecimentos de serviços escolares de período integral, apoio de educação escolar, de geração de emprego e renda e de capacitação para os pais.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AZEVEDO, José Sérgio Gabrielli; MENEZES, Wilson & FERNANDES, Cláudia M. (2000) *Fora de lugar: crianças e adolescentes no mercado de trabalho*, Coleção Teses & Pesquisas. Salvador: UFBA/ ABET.
- BARROS, Ricardo Paes et al. (1990) “Determinantes da participação de menores na força de trabalho”, *Texto para Discussão*, No 200. Rio de Janeiro: IPEA.
- BHALOTRA, Sonia & HEADY, Christopher (2001) “Child farm labour: the wealth paradox”, *World Bank Discussion Paper No. 0125*, Washington DC: World Bank.
- BASU, Kaushik (1999) “Child labor: cause, consequence, and cure, with remarks on international labor standards”, *Journal of Economic Literature* (37:3): 1083-1119.
- BASU, Kaushik & TZANNATOS, Zafiris (2003) “The global child labor problem: what do we know and what can we do?”, *The World Bank Economic Review*, (17:2): 147-173.
- BASU, Kaushik & VAN, Pham Hoang (1998) “The economics of child labor”, *The American Economic Review*, (88:3): 412-427.
- BROWN, Drusilla K.; DEARDORFF, Alan V. & STERN, Robert M. (2001) “Child labor: theory,

- evidence and policy”, *Research Seminar in International Economics Discussion Paper # 474*. University of Michigan.
- CACCIAMALI, Maria Cristina (2002), “Liberalización económica y los desafíos para implementar los derechos fundamentales en el trabajo en América Latina”. In CACCIAMALI, Maria Cristina; BANKO, Catalina & KON, Anita, *Los desafíos de la política social en América Latina*, Caracas: UCV/PROLAM — USP/PUCSP.
- CERVINI, Rubem & BURGER, Freda (1991) “O menino trabalhador no Brasil”. In FAUSTO, Ayrton & CERVINI, Rubem (orgs.), *O trabalho e a rua: crianças e adolescentes no Brasil urbano dos anos 80*, São Paulo: Cortez, p. 17-46.
- DURYEA, Suzanne & ARENDS-KUENNING, Mary (2003) “School attendance, child labor and local labor market fluctuations in urban Brazil”. *World Development* (31:7): 1165-1178.
- EDMONDS, Eric & TURK, Carrie (2002) “Child labor in transition in Vietnam”. *Policy Research Working Paper Series 2774*, World Bank.
- Emerson, Patrick & André Portela Souza (2002) “From childhood to adulthood: the effect of child labor activities on adult earnings in Brazil”. *Vanderbilt University Department of Economics Working Paper*.
- F. IBGE (2002). *Pesquisa por amostra de domicílios* (microdados). FIBGE: Rio de Janeiro.
- KASSOUF, Ana Lúcia (1999). *Trabalho infantil no Brasil*. Tese de Livre Docência apresentada na Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz da Universidade de São Paulo, Piracicaba.
- NERI, Marcelo C. & THOMAS, Mark R. (2001). *Household responses to labor market shocks in Brazil, 1982–99*. Paper presented at the Crises and Disasters Conference, IFPRI, Washington: DC, November 13-14.
- ORGANIZAÇÃO INTERNACIONAL DO TRABALHO (1993). *15^a. Conferência de estatísticas do trabalho*, Genebra, janeiro de 1993.
- PARIKH, Anokhi & SADOULET Elisabeth (2005) “The effect of parents’ occupation on child labor and school attendance in Brazil”. *UC Berkeley Manuscript*.
- PSACHAROPOULOS, George & ARRIAGADA, Ana Maria (1989) “The determinants of early age human capital formation: evidence from Brazil”. *Economic Development and Cultural Change*, (37:4): 683-708.
- SCHWARTZMAN, Simon (2001) *Trabalho infantil no Brasil*, Brasília: OIT.

APÊNDICE

Tabela A1: Estimação probit das variáveis indicadoras de trabalho infantil,
por sexo da pessoa de referência. Brasil Não-Agrícola — 2002

Variáveis	Estimação I			Estimação II			Estimação III		
	Coef.	Sig.	Desv. P.	Coef.	Sig.	Desv. P.	Coef.	Sig.	Desv. P.
Brasil									
<i>GENC</i>	0,4340	*	0,0364	0,4263	*	0,0362	0,4262	*	0,0358
<i>CORC</i>	-0,0358	+	0,0372	-0,0617	***	0,0369	-0,0423	+	0,0365
<i>IC</i>	0,1944	*	0,0125	0,2077	*	0,0123	0,1904	*	0,0124
<i>EC</i>	0,0082	+	0,0109	-0,0108	+	0,0105	0,0102	+	0,0108
<i>IPR</i>	0,0019	+	0,0023	0,0047	**	0,0022	0,0007	+	0,0022
<i>EPR</i>	-0,0399	*	0,0055	—	—	—	-0,0424	*	0,0050
<i>CJ</i>	-0,1637	*	0,0518	-0,1447	*	0,0514	-0,1816	*	0,0508
<i>TF</i>	0,0283	**	0,0115	0,0345	*	0,0115	0,0332	*	0,0112
<i>RENDA</i>	-6,92E+06	+	7,11E+05	-0,0003	*	7,16E+05	—	—	—
<i>C</i>	-3,7684	*	0,1757	-4,1893	*	0,1659	-3,6686	*	0,1725
Homem									
<i>GENC</i>	0,4895	*	0,0406	0,4817	*	0,0404	0,4861	*	0,0400
<i>CORC</i>	-0,0527	+	0,0410	-0,0760	***	0,0407	-0,0562	+	0,0403
<i>IC</i>	0,1999	*	0,0138	0,2118	*	0,0136	0,1965	*	0,0136
<i>EC</i>	0,0109	+	0,0120	-0,0058	+	0,0116	0,0125	+	0,0119
<i>IPR</i>	0,0029	+	0,0025	0,0052	**	0,0024	0,0019	+	0,0024
<i>EPR</i>	-0,0376	*	0,0062	—	—	—	-0,0392	*	0,0056
<i>CJ</i>	-0,1277	+	0,1095	-0,1564	+	0,1088	-0,1163	+	0,1087
<i>TF</i>	0,0390	*	0,0126	0,0448	*	0,0126	0,0423	*	0,0122
<i>RENDA</i>	-2,04E+06	+	7,82E+06	-0,0002	*	7,80E+06	—	—	—
<i>C</i>	-4,0624	*	0,2183	-4,3922	*	0,2112	-3,9967	*	0,2153
Mulher									
<i>GENC</i>	0,2214	*	0,0851	0,2036	**	0,0841	0,1951	**	0,0834
<i>CORC</i>	0,0683	+	0,0911	0,0173	+	0,0897	0,0449	+	0,0886
<i>IC</i>	0,1574	*	0,0311	0,1827	*	0,0302	0,1492	*	0,0304
<i>EC</i>	0,0111	+	0,0266	-0,0270	+	0,0250	0,0159	+	0,0263
<i>IPR</i>	0,0006	+	0,0063	0,0068	+	0,0061	-0,0010	+	0,0061
<i>EPR</i>	-0,0611	*	0,0126	—	—	—	-0,0655	*	0,0117
<i>CJ</i>	0,2258	**	0,1068	0,1985	***	0,1059	0,1883	***	0,1047
<i>TF</i>	-0,0280	+	0,0289	-0,0157	+	0,0289	-0,0196	+	0,0284
<i>RENDA</i>	-2,23E-04	+	1,77E-04	-0,0005	*	1,96E-04	—	—	—
<i>C</i>	-2,7541	*	0,4237	-3,5053	*	0,3919	-2,6038	*	0,4131

Fonte: IBGE — PNAD (2002). Elaboração própria.

Tabela A 2: Estimação probit das variáveis indicadoras de trabalho infantil, por sexo da pessoa de referência. Brasil Agrícola — 2002

Variáveis	Estimação I			Estimação II			Estimação III		
	Coef.	Sig.	Desv. P.	Coef.	Sig.	Desv. P.	Coef.	Sig.	Desv. P.
Brasil									
<i>GENC</i>	0,8326	*	0,0411	0,8303	*	0,0410	0,8267	*	0,0405
<i>CORC</i>	0,1910	*	0,0443	0,1837	*	0,0437	0,1855	*	0,0435
<i>IC</i>	0,1769	*	0,0129	0,1788	*	0,0128	0,1756	*	0,0127
<i>EC</i>	0,0016	+	0,0120	-0,0015	+	0,0116	-0,0026	+	0,0117
<i>IPR</i>	-0,0052	**	0,0023	-0,0047	**	0,0023	-0,0053	**	0,0022
<i>EPR</i>	-0,0097	+	0,0092	-	-	-	-0,0187	**	0,0087
<i>CJ</i>	-0,3712	*	0,0859	-0,37452	*	0,0859	-0,3651	*	0,0840
<i>TF</i>	0,0442	*	0,0110	0,0453	*	0,0109	0,0495	*	0,0107
<i>RDF</i>	-5,21E-04	*	1,82E-04	-0,0006	*	1,74E-04	-	-	-
<i>C</i>	-2,5386	*	0,1987	-2,5971	*	0,1908	-2,5496	*	0,1953
Homem									
<i>GENC</i>	0,3037	*	0,0144	0,8382	*	0,0421	0,8314	*	0,0416
<i>CORC</i>	0,0701	*	0,0155	0,1970	*	0,0446	0,1980	*	0,0444
<i>IC</i>	0,0629	*	0,0045	0,1811	*	0,0131	0,1781	*	0,0131
<i>EC</i>	-0,0015	+	0,0043	-0,0064	+	0,0119	-0,0069	+	0,0121
<i>IPR</i>	-0,0017	**	0,0008	-0,0046	**	0,0023	-0,0050	**	0,0023
<i>EPR</i>	-0,0030	+	0,0032	-	-	-	-0,0170	***	0,0089
<i>CJ</i>	-0,0415	+	0,0548	-0,12123	+	0,1598	-0,1524	+	0,1574
<i>TF</i>	0,0170	*	0,0039	0,0503	*	0,0112	0,0549	*	0,0110
<i>RDF</i>	-1,57E-04	*	5,95E+06	-0,0005	*	1,75E-04	-	-	-
<i>C</i>	-0,5037	*	0,0835	-2,9010	*	0,2413	-2,8254	*	0,2431
Mulher									
<i>GENC</i>	0,7876	*	0,1949	0,7726	*	0,1931	0,8278	*	0,1891
<i>CORC</i>	-0,1520	+	0,2323	-0,1564	+	0,2320	-0,1676	+	0,2261
<i>IC</i>	0,1773	**	0,0584	0,1833	*	0,0575	0,1679	*	0,0568
<i>EC</i>	0,0888	+	0,0544	0,0827	+	0,0532	0,0630	+	0,0518
<i>IPR</i>	-0,0140	+	0,0128	-0,0117	+	0,0122	-0,0165	+	0,0125
<i>EPR</i>	-0,0269	+	0,0448	-	-	-	-0,0420	+	0,0427
<i>CJ</i>	-0,9729	*	0,3715	-0,98814	*	0,3713	-1,0148	*	0,3645
<i>TF</i>	-0,0582	+	0,0524	-0,0550	+	0,0520	-0,0546	+	0,0503
<i>RDF</i>	-1,92E-03	+	1,69E-03	-0,0021	+	1,66E-03	-	-	-
<i>C</i>	-1,6966	***	0,9174	-1,9155	**	0,8414	-1,5035	***	0,8913

Fonte: IBGE — PNAD (2002). Elaboração própria.

Variáveis significativas ao nível de confiança de 1%, com exceção de: (*) Significativa ao nível de confiança de 5%; (**) Significativa ao nível de confiança de 10% e (+) Não significativa.

Legenda: (GENC) gênero da criança; (CORC) cor/ da criança; (IC) idade da criança; (EC) escolaridade da criança; (IPR) idade da pessoa de referência; (EPR) escolaridade da pessoa de referência; (CJ) presença de cônjuge; (TF) tamanho da família; (RDF) renda familiar per capita; (C) constante.

(Estimação I) todas as variáveis; (Estimação II) exceto variável estudo dos pais; (Estimação III) exceto variável renda familiar per capita.