

PADRÕES FAMILIARES DE UTILIZAÇÃO DE TRABALHO INFANTIL

FAMILIAL STANDARDS OF CHILD LABOUR USE

Maria Cristina Cacciamali^(*)
Natália Nunes Ferreira Batista^(*)
Fábio Tatei^(*)

RESUMO

Este trabalho analisa a relevância do *status* ocupacional do responsável da família (trabalhador por conta própria ou empregado com carteira assinada) na probabilidade de trabalhar das crianças entre 10 e 16 anos. Testamos se essas duas formas de inserção dos responsáveis da família no mercado de trabalho geram padrões diferentes de utilização de trabalho infantil. Pelo método de decomposição de Yun (2000), analisamos o diferencial da probabilidade de trabalhar das crianças segundo as variáveis pessoais das crianças e do chefe da família, variáveis relativas às famílias e à região. Os resultados apontam que uma parte não desprezível da diferença observada na ocorrência de trabalho infantil entre as crianças de famílias sob responsabilidade de um trabalhador por conta própria ou de um empregado com carteira assinada deve-se justamente às características intrínsecas da situação ocupacional dos responsáveis da família.

Palavras-chave: Trabalho infantil; *Status* de emprego; Decomposição não linear; Políticas de erradicação de trabalho infantil.

ABSTRACT

This paper examines the relevance of the occupational status of family's head (self-employed or employed with a formal contract) on the probability of child labor of kids between 10 and 16 years. We tested whether these two forms of integration of family's head in the labor market generate different patterns of use of child labour. Through the decomposition method of Yun (2000) analyzed the differential probability of children labor under the personal variables of children, the family's head and variables related to families and the region. The results show that a non-negligible portion of the difference in the occurrence of child labor among children from families under the responsibility of a self-employed or an employee with a formal contract is due precisely to the intrinsic characteristics of the occupational status of responsible family.

Keywords: child labor, status of employment, familial patterns of child labor use and school attendance, non linear decomposition, child labor eradication policies.

(*) Os autores são, respectivamente, professores do Departamento de Economia da Universidade de São Paulo, *campus* de São Paulo e de Ribeirão Preto, e pesquisador associado do Núcleo de Estudo e Pesquisa de Política Internacional. Estudos Internacionais e Políticas Comparadas.

O objetivo do presente artigo é o de verificar, no âmbito da família, a ocorrência de padrões de trabalho das crianças segundo o *status* da ocupação do responsável pela família, podendo este estar inserido sob a forma de trabalhador por conta própria ou de empregado com carteira assinada. O pressuposto da investigação é que o *status* ocupacional do responsável da família poderia gerar padrões distintos de utilização da mão de obra familiar, inclusive das respectivas crianças. Para tanto, avaliaremos a diferença da probabilidade de trabalhar das crianças entre 10 e 16 anos de famílias distintas quanto à inserção ocupacional de seu responsável: empregado com carteira assinada — famílias do primeiro tipo ou trabalhador por conta própria — famílias do segundo tipo. Adotando essa partição, pretendemos verificar até que ponto a discrepância na ocorrência de trabalho se deve às características pessoais das crianças, seus responsáveis, respectivas famílias, setor de atividade e região geográfica. Admitimos, então, que a diferença que não puder ser explicada pelas características observáveis deve ser referida ao *status* ocupacional do responsável pela família.

A análise da problemática proposta será efetuada em quatro seções, além desta introdução e das considerações finais. A primeira seção desenvolve argumentos e resenha evidências da literatura especializada para fortalecer as bases teóricas do paradoxo entre o aumento da riqueza e o uso intensivo do trabalho das crianças pelas famílias que apresentam um trabalhador por conta própria como pessoa de referência. Esse comportamento decorre da alocação diferenciada do tempo da criança, entre trabalho, escola e lazer, em virtude da forma de inserção do responsável pela família. O trabalhador por conta própria — *proxy* para o pequeno produtor, tem o incentivo de estabelecer um padrão mais intensivo em trabalho para as crianças das respectivas famílias, graças à necessidade do trabalho familiar para operar a sua atividade. Os empregados com carteira assinada não possuem esse incentivo — de fazer uso da mão de obra de seus filhos, pois não trabalham para si mesmos; portanto, não geram a própria demanda pelo trabalho de suas crianças.

A segunda seção focaliza as diferenças entre a ocorrência de trabalho infantil e frequência escolar das crianças do primeiro e do segundo tipos de família nos setores agrícola e não agrícola por região do País. Inicialmente, procuramos apontar a importância da decisão entre o trabalho e a frequência à escola para as famílias sob responsabilidade de trabalhadores por conta própria ou de empregados com carteira assinada. Na terceira seção, descreve-se o método de decomposição aplicado na diferença da probabilidade de trabalhar entre os dois tipos de família presentes neste estudo. A quarta seção avalia os resultados da decomposição de Yun para aferir a relevância do *status* ocupacional do responsável da família sobre a probabilidade das respectivas crianças trabalharem. Por fim, tecem-se considerações finais.

1. AMPLIANDO O ESPECTRO DE VARIÁVEIS PARA APREENDER AS CAUSAS DO TRABALHO INFANTIL

Na literatura especializada, é, praticamente, unânime a interpretação de que a variável mais importante para explicar o trabalho infantil é a pobreza. Essa concepção se encontra baseada na análise econômica da oferta de trabalho infantil, desconsiderando

que a decisão da família quanto à oferta de trabalho da criança também pode ser influenciada pelas possibilidades de inserção precoce no mercado de trabalho. A demanda de trabalho infantil, segundo a teoria econômica, decorre de pelo menos quatro fatores: substituição em alguma escala do trabalho adulto por aquele da criança, menor custo do trabalhador menor, pouca capacidade de organização desse grupo e legislação apropriada e sua aplicação.

No campo da intervenção pública, a maioria dos programas mais abrangentes se pauta, principalmente, quando não unicamente, pelo critério de renda familiar por pessoa para selecionar as famílias que receberão incentivos — pecuniários, por exemplo, transferência de renda, ou motivacionais — para retirar as crianças do trabalho. A desatenção a 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 os custos de monitoramento e fiscalização, pois, caso as famílias elegíveis para participar dos programas apresentem padrões distintos quanto à inserção no trabalho e/ou na escola de suas crianças, algumas, ou até muitas delas, poderão receber o benefício, simultaneamente à manutenção de suas crianças no trabalho, prejudicando-lhes o aprendizado escolar. Um dos objetivos dos programas de transferência de renda, aquele de romper o ciclo de reprodução intergeracional da pobreza, seria frustrado, porque as crianças e jovens não adquiririam educação adequada para romper, por meio de formação escolar de melhor qualidade, uma das principais barreiras da mobilidade social.

O comportamento acima pode ser o caso das famílias pobres sob responsabilidade de trabalhadores em situações distintas na ocupação: de forma assalariada — famílias do primeiro tipo — ou por conta própria — famílias do segundo tipo. O trabalho por conta própria, exceto aquele do profissional liberal, tanto agrícola quanto não agrícola, demanda, muitas vezes, força de trabalho familiar, não apenas como estratégia de redução de custos, mas também como um elemento de confiança e de garantia para operar e manter o pequeno negócio. Pode-se esperar, então, que a ocorrência de trabalho infantil seja superior nas famílias sob responsabilidade dessa categoria de ocupação — famílias do segundo tipo.

No Brasil, além de evidências que constam da literatura especializada, informações extraídas da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD) de 2005 revelam indícios da existência desse comportamento.

Tabela 1 — Ocorrência de trabalho e frequência escolar das crianças segundo a situação ocupacional do responsável pela família — em %

Posição na ocupação — trabalho principal	Filhos 10-16	Participação	Escola	Trabalho
Empregado com carteira assinada	5.872.614	31,0	98,1	7,4
Militar	43.033	0,2	97,8	5,0
Funcionário público estatutário	1.163.062	6,1	93,9	6,6
Outros empregados sem carteira	3.028.761	16,0	93,9	15,0
Trabalhador doméstico com carteira	319.979	1,7	92,1	7,9
Trabalhador doméstico sem carteira	755.719	4,0	94,8	9,5
Conta própria	6.175.323	32,6	97,8	24,3
Empregador	1.119.358	5,9	89,3	16,5
Trabalhador na produção para o próprio consumo	360.327	1,9	93,3	23,5
Trabalhador na construção para o próprio uso	30.050	0,2	97,5	8,9
Não remunerado	59.153	0,3	98,1	28,9
Total	18.927.379	100,0	95,4	15,1

Fonte: PNAD 2005, elaboração própria.

Dentre as famílias, nas quais os responsáveis, independente da idade e sexo, trabalham nas categorias ocupacionais de trabalhador por conta própria, empregador, trabalhador na produção para o próprio consumo e não remunerado, a ocorrência de trabalho infantil é maior do que nas demais famílias. Observa-se que este fenômeno não se verifica com a mesma intensidade nas famílias sob responsabilidade de um trabalhador do serviço doméstico, embora o respectivo nível de renda média por pessoa seja baixo, incentivando o trabalho infantil, nem nas famílias sob responsabilidade de empregados com carteira assinada, embora, neste último caso, o nível de renda média familiar por pessoa seja superior à maioria dos demais tipos de família⁽¹⁾.

Distintos estudos evidenciam a propensão de maior ocorrência de trabalho infantil em famílias cujos responsáveis exercem atividades na pequena produção rural ou urbana. 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.

(1) A incidência do trabalho infantil entre os filhos de 10 a 16 anos de famílias sob responsabilidade de trabalhador desempregado é da ordem de 6,5%.

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 à menor redução na probabilidade da criança trabalhar; por outro lado, o fechamento de empresas familiares está relacionado com maior declínio dessa probabilidade. O estudo indica que a família que começa a participar da pequena produção depende da força de trabalho familiar para operar e manter o negócio.

Diversos estudos, no Brasil, apontam para a relevância do *status* ocupacional dos pais como determinante da escolha familiar sobre o uso da força de trabalho de suas crianças⁽²⁾. A partir do censo brasileiro de 1980, Psacharopoulos e Arriagada (1989), utilizando um modelo logit, mostram que as variáveis de *status* ocupacional da mãe, presença de irmãos mais novos, número de crianças em idade escolar, ser do sexo masculino e residir 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), empregando as PNADs de 1992, 1995 e 1998, verifica que o trabalho infantil tem presença marcante nas atividades e áreas agrícolas, principalmente, entre as famílias que trabalham por conta própria. Além disso, o autor constata que, à medida que a população deixa o campo em direção às cidades, o trabalho infantil se reduz. Neri e Thomas (2000), em estudo 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. Cacciamali e Tatei (2007) defendem que a pobreza não pode ser considerada o único fator determinante para a existência do trabalho infantil, devendo incorporar-se à análise, por exemplo, fatores relacionados com a forma de organização da produção e a inserção ocupacional do chefe da família. Os autores se baseiam sobre resultados obtidos a partir de informações da PNAD de 2002 por meio de um modelo de probabilidade. Dentre as principais conclusões, destacamos: a primeira refere-se à influência de o *status* ocupacional da pessoa de referência da família sobre a probabilidade de ocorrência trabalho infantil, pois nas famílias sob a responsabilidade de um trabalhador por conta própria a probabilidade de ocorrência é maior, inclusive controlando a variável renda familiar por pessoa. A segunda alude 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 não agrícola. A terceira conclusão diz respeito às relações de substituição e complementaridade, entre o trabalho do responsável da família e o trabalho da criança que se mostram pouco prováveis quando a pessoa de referência da família participa do mercado de trabalho mediante uma relação de emprego. Situação oposta ocorre quando se trata de um trabalhador por conta própria que detém o incentivo do baixo custo da mão de obra infantil existente dentro de sua própria família.

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

Parikh e Sadoulet (2005), por fim, mostram que filhos de trabalhadores por conta própria e de empregadores têm maiores probabilidades de trabalhar, independente do setor de atividade dos pais. Os autores utilizam dados da PNAD de 1992 e, por meio de um modelo de probabilidade bivariada (probabilidade de estudar e/ou trabalhar), constatam que, na área urbana, crianças de famílias sob responsabilidade de trabalhadores por conta própria ou empregadores têm 4% de chance maior de trabalhar em relação aos filhos dos demais pais empregados ou desempregados. Na área rural, essa diferença chega a ser 12% maior, em favor dos filhos de trabalhadores por conta própria ou empregadores. Quanto à probabilidade de frequentar a escola, os resultados indicam que, no agregado, a proporção de crianças que se encontra matriculada é praticamente a mesma, independente da categoria ocupacional dos pais. Nas áreas urbanas, os filhos de pais que trabalham por conta própria ou na condição de empregador apresentam maior probabilidade de combinar trabalho e escola, mas não optam por trabalhar à custa da perda da escolaridade. A discrepância da ocorrência de trabalho infantil é muito maior (17%) do que a discrepância referente à não frequência escolar (-2,2%).

Ademais, a opção por isolar os filhos das categorias de trabalhadores por conta própria e empregados com carteira assinada implica destacar as diferenças entre os ocupados do setor formal e informal do mercado de trabalho⁽³⁾. Os filhos de trabalhadores por conta própria — categoria típica do setor informal — além da questão da endogeneidade da demanda de trabalho, apontada anteriormente, do lado dos determinantes da oferta de trabalho, também devem apresentar maior probabilidade de ofertar trabalho. A análise dos determinantes do trabalho infantil realizada por Grootaert e Kanbur (1995) aponta a existência do *risco gerencial da renda*. Segundo esses autores, as famílias enviam os filhos para o mercado de trabalho não apenas para aumentar a renda familiar, mas também para administrar com maior grau de liberdade o risco da volatilidade dos rendimentos⁽⁴⁾.

A administração do risco de obtenção da renda está relacionada tanto à riqueza da família quanto à sua probabilidade de suportar choques externos que produzam uma variação não desprezível da renda. Dessa maneira, podemos associar a necessidade de administrar o risco da renda ao *status* ocupacional do chefe de família, pois existem ocupações mais estáveis que outras ou que, ao menos, possuem mais garantias.

Ao comparar a situação das famílias que se encontram no mesmo nível de pobreza, mas os seus responsáveis trabalham na condição de empregados com carteira assinada ou de trabalhador por conta própria, podemos afirmar que as crianças do primeiro tipo de família dispõem de uma situação mais favorável com relação ao

(3) Com base na definição da Organização Internacional do Trabalho (OIT), consideramos que a categoria de trabalhador por conta própria representa o núcleo típico do setor informal; enquanto os empregados com carteira assinada ou assalariados registrados correspondem ao grupo característico do setor formal. Veja-se, por exemplo, Cacciamali (1983; 2000).

(4) Grootaert e Kanbur utilizam o argumento do risco gerencial para explicar por que o trabalho infantil prevalece mais entre famílias pobres que por não possuir poupança e ativos líquidos ou, ainda, não ter acesso ao mercado de crédito, acabam fazendo uso da mão de obra de seus filhos como forma de assegurar a inconstância dos rendimentos.

risco gerencial, pois, quando o responsável pela família trabalha na condição de empregado com carteira assinada, no Brasil, a possível perda de rendimento vem acompanhada do recebimento de direitos trabalhistas, tais como, aviso prévio, FGTS e seguro-desemprego. Assim, as crianças deste tipo de família encontram-se menos expostas aos choques adversos do que os filhos de pais que trabalham por conta própria, implicando menor probabilidade de trabalhar e maior probabilidade de estudar.

As informações da Tabela 2 corroboram a relação entre a ocorrência de trabalho infantil e o *status* ocupacional do responsável pela família, independente da região onde a criança vive ou do setor de atividade do primeiro. As crianças de famílias sob a responsabilidade de trabalhador por conta própria — segundo tipo de família — apresentam, sistematicamente, maior probabilidade de trabalhar com relação às crianças inseridas no primeiro tipo de família — sob responsabilidade de empregados com carteira assinada. De maneira geral, a ocorrência de trabalho infantil nas famílias do segundo tipo supera até quatro vezes a ocorrência verificada nas famílias do primeiro tipo.

2. DISTRIBUIÇÃO DO USO DE TRABALHO INFANTIL E A FREQUÊNCIA ESCOLAR ENTRE TIPOS DE FAMÍLIAS E SETOR DE ATIVIDADE

A maior taxa de trabalho infantil, para o agregado das regiões brasileiras, ocorre no Nordeste, dentre os filhos de trabalhadores por conta própria; enquanto a maior probabilidade de trabalho precoce para as crianças de famílias sob responsabilidade de empregados com carteira assinada se apresenta na região Sul. Quanto à frequência escolar, apesar das taxas não serem muito divergentes dentre os filhos dos dois tipos de família, nota-se que a variância é maior dentre os filhos das famílias sob responsabilidade de um trabalhador por conta própria, apontando que o acesso à escola dessas crianças pode ser menor e/ou o seu custo de oportunidade de estar na escola é maior.

As crianças de famílias sob responsabilidade de trabalhadores inseridos no setor não agrícola apresentam, sistematicamente, maior frequência escolar e menor ocorrência de trabalho, indicando uma posição mais vantajosa do que as demais crianças, a despeito de ocorrer a maior diferença da frequência escolar entre os dois tipos de família no setor não agrícola.

Tabela 2 — Distribuição das crianças segundo a frequência escolar e o trabalho infantil, de acordo com o *status* ocupacional da pessoa de referência da família e o setor de atividade

Atividade/região	Proporção amostral	Escola %		Trabalho %		Diferença (2) – (1)	
		Empregado com carteira assinada (1)	Conta própria (2)	Empregado com carteira assinada (1)	Conta própria (2)	Escola	Trabalho
Agrícola							
– Norte	2,6 %	89,1	90,1	17,7	34,5	1,0	16,8
– Nordeste	12,1 %	94,4	94,2	13,0	43,1	-0,1	30,1
– Sudeste	3,8 %	93,7	90,4	11,7	37,6	-3,3	25,9
– Sul	3,4 %	93,6	93,8	20,0	50,6	0,2	30,5
– Centro-Oeste	1,3 %	96,9	94,6	11,1	40,2	-2,3	29,1
Brasil agrícola	23,1 %	94,2	93,3	13,1	42,4	-0,9	29,3
Não Agrícola							
– Norte	6,6 %	96,0	94,2	7,2	20,8	-1,8	13,6
– Nordeste	15,9 %	98,0	95,1	6,5	18,2	-3,0	11,7
– Sudeste	36,7 %	97,5	96,8	5,9	9,9	-0,7	4,0
– Sul	12,6 %	96,5	95,1	8,9	13,3	-1,4	4,5
– Centro-Oeste	5,1 %	97,2	95,3	8,7	11,8	-1,9	3,1
Brasil não agrícola	76,9 %	97,3	95,7	6,8	14,0	-1,6	7,2
Brasil							
– Norte	1.105.380	95,6	92,6	7,7	26,0	-3,0	18,3
– Nordeste	3.371.798	97,4	94,6	7,5	31,8	-2,8	24,3
– Sudeste	4.871.079	97,2	96,0	6,4	13,2	-1,2	6,8
– Sul	1.921.285	96,3	94,6	9,6	27,7	-1,7	18,1
– Centro-Oeste	778.395	97,2	95,1	9,1	18,7	-2,0	9,6
Total Brasil	12.047.937	97,0	94,8	7,4	24,3	-2,2	16,9

Fonte: PNAD 2005, elaboração própria.

Os dados agregados também mostram que a maior diferença de incidência de trabalho infantil entre os dois tipos de família se verifica na região Nordeste. As maiores discrepâncias quanto à frequência escolar, para os dois tipos de família, se verificam entre as crianças nas regiões Norte e Nordeste. Essas informações criam indícios para confirmar a hipótese de que as crianças de famílias sob responsabilidade de um trabalhador por conta própria possuem maiores e menores chances, respectivamente, de trabalhar e estudar do que as crianças das famílias sob responsabilidade de um empregado com carteira assinada. As evidências quando desagregadas pelos setores agrícola e não agrícola detalham este tipo de comportamento.

No que diz respeito às crianças de famílias de responsáveis inseridos no setor agrícola, as crianças das famílias do segundo tipo — sob responsabilidade de um trabalhador por

conta própria — mostram a maior probabilidade de trabalhar, contudo, simultaneamente, à elevada frequência escolar. A menor diferença de matrículas escolares ocorre nas regiões Nordeste e Sul, justamente, onde a incidência de trabalho infantil é mais elevada. Surpreendentemente, na região Sudeste que possui a maior taxa de urbanização do país se encontra a segunda menor frequência escolar das crianças de famílias chefiadas por trabalhadores por conta própria do setor agrícola, conseqüentemente, também se verifica a maior diferença de frequência escolar em relação às crianças de famílias do primeiro tipo — sob responsabilidade de um trabalhador empregado com carteira assinada⁽⁵⁾.

A análise segundo as regiões mostra que, no caso do Nordeste, a maior discrepância de incidência de trabalho infantil e frequência escolar, entre crianças dos dois tipos de família, se inverte, dependendo do setor de atividade da pessoa de referência da família. No setor agrícola, dentre todas as regiões, constata-se a maior diferença da ocorrência de trabalho infantil entre esses dois tipos de família, mas, em contrapartida, se observa uma situação equilibrada da frequência escolar. Por outro lado, as famílias cujo responsável participa do setor não agrícola, além de apresentar uma diferença elevada da ocorrência de trabalho infantil entre os dois tipos de família, ainda mostram uma das maiores diferenças da frequência escolar do Brasil não agrícola.

Na região Sul, a utilização da mão de obra infantil é mais frequente do que nas demais regiões tanto segundo o setor de atividade quanto por tipo de família — com exceção das famílias chefiadas por conta própria no setor não agrícola, para a qual o percentual relativo de trabalho infantil é inferior nas famílias do Norte e Nordeste. Em contraposição, a região Sudeste mostra as menores probabilidades de ocorrência de trabalho infantil no setor não agrícola para os dois tipos de famílias e as maiores participações de frequência escolar⁽⁶⁾. As diferenças, apresentadas anteriormente, sobre a frequência escolar e a incidência de trabalho das crianças segundo o tipo de família, desconsideram as características pessoais e familiares de cada tipo. Por esse motivo, não podemos atribuir única e exclusivamente ao *status* ocupacional dos responsáveis pelas famílias as diferenças entre as possibilidades das crianças estarem na escola e/ou trabalhando, apontadas pela Tabela 2.

Os dados da PNAD de 2005 mostram que, dentre o grupo de pessoas que são referência da família, os trabalhadores por conta própria dispõem de 2 anos e 10 meses a menos de estudo, mostram renda do trabalho 40,3% menor e renda familiar por pessoa 23,3% inferior, respectivamente, aos empregados com carteira assinada⁽⁷⁾. Existem apenas duas exceções: os trabalhadores por conta própria do setor agrícola das regiões Sudeste e Sul que, independente do setor de atividade, apresentam renda do trabalho e renda familiar por pessoa maior do que os assalariados registrados, mesmo apresentando menor nível educacional.

(5) De acordo com a separação de áreas urbanas e rurais utilizada na metodologia da PNAD, os dados de 2005 mostram que a taxa de urbanização das regiões Norte, Nordeste, Sudeste, Sul e Centro-Oeste são respectivamente: 74,4%; 70,7%; 91,8%; 82,5%; 86,2%.

(6) 5,9% para os filhos de empregados com carteira e 9,9% para os filhos de por conta própria.

(7) Este cálculo baseia-se em todos os indivíduos que apresentavam a posição de responsável pela família, independente de ter ou não filhos entre 10 a 16 anos. Para dados separados por setor de atividade e região, consultar apêndice A.

Para avaliarmos a possibilidade de decomposição das diferenças das probabilidades de estudar/ trabalhar entre as crianças dos dois tipos de família, primeiramente, é necessário verificar se esta discrepância é significativa. Em razão da reduzida diferença na incidência de crianças na escola, talvez a diferença observada para o Brasil agrícola e não agrícola, em favor dos filhos de empregados com carteira, não seja estatisticamente significativa.

A Tabela 3 mostra que no caso da frequência escolar a diferença média obtida entre os filhos empregados por conta própria e de empregados com carteira assinada não é nula somente para aqueles cujo responsável pela família está inserido em atividade não agrícola.

**Tabela 3 — Teste de significância da diferença de proporção:
frequência escolar e trabalho infantil, de acordo com o *status* ocupacional
da pessoa de referência da família e o setor de atividade**

Diferença: família (2) – família (1)	Média	Desvio padrão	z	P > z
Brasil agrícola				
Frequência escolar	- 0,013	0,008	- 1,530	0,127
Trabalho infantil	0,282	0,012	17,730	0,000
Brasil não agrícola				
Frequência escolar	- 0,0189	0,0027	- 7,280	0,000
Trabalho infantil	0,0730	0,0044	17,310	0,000

Fonte: PNAD 2005, elaboração própria.

O teste de proporção mostra que, dentre os filhos cujo responsável pela família insere-se em atividade agrícola, a incidência da frequência escolar é estatisticamente igual para os dois *status* ocupacionais; portanto, neste caso, a decomposição da probabilidade não se aplica. Já no caso do trabalho infantil, a dimensão da discrepância entre os dois grupos garante a significância da diferença.

3. MENSURAÇÃO E DECOMPOSIÇÃO DO TRABALHO INFANTIL

A determinação do trabalho infantil depende, particularmente, da tomada de decisão da família no que concerne à alocação do tempo do menor. Para tal fim, distintas hipóteses podem ser estabelecidas sobre esse comportamento, assim como, diferentes formas de modelá-las⁽⁸⁾. Mesmo reconhecendo que as decisões de estudar e/ou trabalhar são realizadas conjuntamente, optamos neste trabalho pela estimação do modelo univariado somente para o cálculo da probabilidade de trabalhar (*probit*).

(8) A literatura especializada sobre trabalho infantil apresenta vários estudos para apreender a contribuição econômica da criança; muitos desses trabalhos estão baseados em Rosenzweig e Evenson (1977).

Essa escolha se deve tanto à elevada inserção das crianças na escola em praticamente todo o Brasil, quanto à não aplicação da decomposição da probabilidade da criança estudar em parte da amostra. Sendo assim, estimaremos o modelo *probit* para a probabilidade da criança trabalhar, separando a amostra de acordo com o *status* ocupacional do responsável pela família como também para o setor de atividade deste.

Após a estimação da probabilidade da criança trabalhar, a diferença entre estas será decomposta pelo método de Yun (2000), o qual por meio aproximações de Taylor permite a aplicação da decomposição em modelos não lineares. No caso de um modelo *probit*, temos:

$$\overline{S}_g = \overline{\hat{P}}_g = \overline{\Phi(X_g \hat{\beta}_g)} \quad (1)$$

onde $\hat{\beta}_g$ é um vetor ($K \times 1$) de coeficientes estimados via *probit*,

$\Phi(\bullet)$: Função de densidade acumulada de uma distribuição normal $N \sim (0,1)$ — modelo *probit*

$$\overline{S}_g = \sum_{i=1}^{n_g} \frac{S_{ig}}{n_g}, \quad (2)$$

$$\overline{P}_g = \sum_{i=1}^{n_g} \frac{\hat{P}_{ig}}{n_g}, \quad \hat{P}_{ig} = \Phi(X_{ig} \hat{\beta}_g) \quad \text{e} \quad \overline{F(X_g \hat{\beta}_g)} = \sum_{i=1}^{n_g} \frac{(X_{ig} \hat{\beta}_g)}{n_g}$$

Neste caso, S_{ig} é uma variável binária que assume valor 1 se a criança trabalha e zero caso contrário para cada grupo da amostra (família tipo 1 e tipo 2, $g = 1,2$). Assim, a proporção de crianças para as quais $S_{ig} = 1$ é igual ao valor médio das probabilidades calculadas da chance de trabalhar de cada grupo. Essas probabilidades são obtidas aplicando-se Φ em $X_{ig} \hat{\beta}_g$ para cada caso i . Neste estudo, temos que a proporção de crianças que trabalham e que observamos na subamostra de cada grupo é igual à média das probabilidades de trabalhar calculadas para as crianças de cada tipo de família.

A diferença da probabilidade de trabalhar entre os dois grupos é decomposta na parcela decorrente de diferenças nos coeficientes (comportamentos distintos entre os grupos — não observável) e na parte decorrente de diferenças nas características dos indivíduos (mudança nas variáveis observáveis). Assim, g assumirá valor 1 para os filhos de empregados com carteira assinada e valor 2 para os filhos de empregados por conta própria. Podemos então escrever:

$$S_2 - S_1 = [\overline{\Phi(X_2 \hat{\beta}_2)} - \overline{\Phi(X_1 \hat{\beta}_2)}] + [\overline{\Phi(X_1 \hat{\beta}_2)} - \overline{\Phi(X_1 \hat{\beta}_1)}] \quad (2.1)$$

ou:

$$S_2 - S_1 = [\overline{\Phi(X_2 \hat{\beta}_1)} - \overline{\Phi(X_1 \hat{\beta}_1)}] + [\overline{\Phi(X_2 \hat{\beta}_2)} - \overline{\Phi(X_2 \hat{\beta}_1)}] \quad (2.2)$$

Na equação (2.1), somamos e subtraímos $\overline{\Phi(X_1 \hat{\beta}_2)}$, o que nos permite realizar a decomposição. Na equação (2.2), fazemos manipulação semelhante com $\overline{\Phi(X_2 \hat{\beta}_1)}$. Desse modo, tomando por exemplo a equação (2.1), calculamos qual seria a probabilidade de trabalhar das crianças do grupo 1 se elas tivessem o comportamento do grupo 2. Esse exercício é conhecido como contrafactual, já que, na realidade, não é possível observar, muito menos alterar, os comportamentos distintos de cada grupo de famílias.

A segunda parcela de 2.1 (2.2) fornece o diferencial da probabilidade de trabalhar controlada pelas características observadas do grupo 1 (2). Assim, se do diferencial total entre os grupos retiramos a parcela controlada pelas características observáveis da família, ficamos somente com a parte que se deve à influência de comportamentos distintos por causa do *status* ocupacional do responsável da família.

Nota-se que as equações (2.1) e (2.2) fornecem medidas agregadas do efeito de diferenças nos coeficientes estimados e nas variáveis. Entretanto, como Φ é uma função não linear, não podemos desagregar diretamente os efeitos globais nos componentes decorrentes de cada uma das variáveis ou de cada um dos coeficientes estimados. O método de Yun (2000) desenvolve uma estratégia que permite avaliar essas contribuições específicas, de maneira aproximada. A estratégia possui dois passos: o primeiro baseia-se no teorema de Slutsky⁽⁹⁾, que garante a seguinte aproximação:

$$\overline{\Phi(X_g \hat{\beta}_g)} \approx \Phi(\overline{X_g} \hat{\beta}_g) \quad (3)$$

Onde:

$$\overline{X_g} = \sum_{i=1}^{n_g} \frac{X_{ig}}{n_g} \quad (4)$$

Ou seja, a média amostral das FDAs de todas as crianças é aproximadamente igual à FDA no ponto de média das características individuais. Em virtude dessa aproximação, as equações (2.1) e (2.2) se transformam em:

$$S_2 - S_1 = [\Phi(\overline{X_2} \hat{\beta}_2) - \Phi(\overline{X_1} \hat{\beta}_2)] + [\Phi(\overline{X_1} \hat{\beta}_2) - \Phi(\overline{X_1} \hat{\beta}_1)] + R_m \quad (5.1)$$

Ou:

$$S_2 - S_1 = [\Phi(\overline{X_2} \hat{\beta}_1) - \Phi(\overline{X_1} \hat{\beta}_1)] + [\Phi(\overline{X_2} \hat{\beta}_2) - \Phi(\overline{X_2} \hat{\beta}_1)] + R_m \quad (5.2)$$

Onde:

$$R_m = [\Phi(\overline{X_2} \hat{\beta}_2) - \Phi(\overline{X_1} \hat{\beta}_2)] + [\Phi(\overline{X_2} \hat{\beta}_2) - \Phi(\overline{X_1} \hat{\beta}_1)] \quad (6)$$

No segundo passo, o método de Yun (2000) utiliza uma expansão de Taylor de primeira ordem para aproximar a diferença entre duas FDAs normas-padrão. Vale dizer que quanto mais próximos estiverem os pontos nos quais vamos fazer a aproximação, menor será o resto do processo. Realizando a expansão de Taylor em torno dos pontos onde $(X_g \hat{\beta}_g) = (X_{g'} \hat{\beta}_{g'})$, onde $g \neq g'$, chegamos às seguintes equações:

(9) Teorema de Slutsky nos indica que para uma função contínua que não é função de n , plim — ver GREENE (2000).

$$\bar{S}_2 - \bar{S}_1 = (\bar{X}_2 - \bar{X}_1)\hat{\beta}_2 \varphi(\bar{X}_2\hat{\beta}_2) + \bar{X}_1(\hat{\beta}_2 - \hat{\beta}_1) \varphi(\bar{X}_1\hat{\beta}_1) + R_m + R_1 \quad (7.1)$$

ou:

$$\bar{S}_2 - \bar{S}_1 = (\bar{X}_2 - \bar{X}_1)\hat{\beta}_1 \varphi(\bar{X}_1\hat{\beta}_1) + \bar{X}_2(\hat{\beta}_2 - \hat{\beta}_1) \varphi(\bar{X}_2\hat{\beta}_2) + R_m + R_2 \quad (7.2)$$

Onde:

$$R_1 = [\Phi(\bar{X}_2\hat{\beta}_2) - \Phi(\bar{X}_1\hat{\beta}_1)] - [(\bar{X}_2 - \bar{X}_1)\hat{\beta}_2 \varphi(\bar{X}_2\hat{\beta}_2)] + \bar{X}_1(\hat{\beta}_2 - \hat{\beta}_1) \varphi(\bar{X}_1\hat{\beta}_1) \quad (8)$$

e:

$$R_2 = [\Phi(\bar{X}_2\hat{\beta}_2) - \Phi(\bar{X}_1\hat{\beta}_1)] - [(\bar{X}_2 - \bar{X}_1)\hat{\beta}_1 \varphi(\bar{X}_1\hat{\beta}_1)] + \bar{X}_2(\hat{\beta}_2 - \hat{\beta}_1) \varphi(\bar{X}_2\hat{\beta}_2) \quad (9)$$

Desse modo, podemos calcular a contribuição separada de cada variável e de cada coeficiente no diferencial total da probabilidade de trabalhar da criança, sempre levando em conta que se trata de uma aproximação e não de uma decomposição exata.

A distribuição da amostra final deste estudo, juntamente com a taxa de trabalho das crianças entre 10 a 16 anos de famílias do primeiro e do segundo tipos segundo o setor de atividade (agrícola/ não agrícola), é apresentada na Tabela 4⁽¹⁰⁾.

Tabela 4 — Distribuição da amostra segundo o *status* ocupacional do responsável da família por setor de atividade — em %

Pessoa referência da família	Agrícola	Não agrícola	Total
1. <i>Empregado com carteira assinada</i>	19,31%	56,22%	47,86%
– Trabalho	13,10%	6,60%	7,20%
Total de filhos	1.122	11.159	12.281
2. <i>Trabalhador por conta própria</i>	80,69%	43,78%	52,14%
– Trabalho	42,40%	13,90%	23,60%
Total de filhos	4.689	8.690	13.379
Diferença probabilidade de trabalhar ^(*)	29,30%	7,30%	16,40%
Total da amostra	5.811	19.849	25.660

(*) Probabilidade família (2) – família (1).

Fonte: PNAD 2005, elaboração própria.

O vetor explicativo pode ser dividido em três conjuntos de variáveis: características dos filhos (idade, escola, sexo e cor), características da pessoa de referência (idade, anos de estudo e situação conjugal) e características da família (tamanho, renda por pessoa, área e região de residência).

No total, foram estimados quatro *probits*: um para cada *status* ocupacional do responsável pela família — empregado com carteira assinada e trabalhador por conta própria — no setor agrícola e no setor não agrícola da economia. Os resultados dos

(10) As informações da tabela são apresentadas sem a aplicação da ponderação do peso amostral.

probits por setor de atividade e as probabilidades previstas correspondentes se encontram nas Tabelas 5 e 6.

Tabela 5 — *Probit* segundo o status ocupacional do responsável da família
Brasil agrícola

<i>Probit</i>	Empregado com carteira assinada		Trabalhador por conta própria	
	Efeito marginal	Desvio padrão	Efeito marginal	Desvio padrão
Idade – filho	0,03839 ^(***)	0,00507	0,06303 ^(***)	0,00444
Escola – filho	-0,15176 ^(***)	0,05485	-0,15191 ^(***)	0,03563
Sexo – filho	-0,12147 ^(***)	0,01794	-0,34224 ^(***)	0,01503
Cor – filho	-0,00194	0,01987	0,00642	0,02006
Idade – pess. ref.	-0,00185	0,00125	-0,00122	0,00093
Anos estudo – pess. ref.	-0,00133	0,00348	-0,01463 ^(***)	0,00354
Pess. ref. sem cônjuge	-0,00094	0,04407	0,11239 ^(**)	0,03761
Tamanho da família	0,00522	0,00614	0,02402 ^(***)	0,00449
Renda <i>per capita</i> – família	0,00008	0,00006	-0,00002	0,00006
Área rural	0,06353 ^(***)	0,01798	0,25007 ^(***)	0,01756
Região Norte	0,03581	0,05306	-0,04366	0,03497
Região Nordeste	0,00383	0,02307	0,04801	0,03178
Região Sul	0,06790 ^(**)	0,03994	0,21496 ^(***)	0,03656
Região Centro-Oeste	-0,01504	0,02361	0,08864 ^(**)	0,04500
No. Obs. =	1.122		4.689	
Wald chi2 (14) =	115,37		839,26	
Prob. > chi2 =	0,0000		0,0000	
Log. Pseud. =	-35.429		-26.413	
Pseud. R ² =	0,1932		0,1749	
Prob. Trabalhar (%)	9,06		41,08	

(***) Significativo ao nível de confiança de 1%.

(**) Significativo ao nível de confiança de 5%.

(*) Significativo ao nível de confiança de 10%.

Os resultados básicos referentes à probabilidade de trabalhar ratificam as conclusões obtidas por outros autores: a probabilidade de trabalhar aumenta com a idade, é maior entre os meninos, diminui se a criança está inserida na escola, reduz-se conforme aumenta a escolaridade do responsável da família⁽¹¹⁾. A situação conjugal do responsável da família se mostra relevante para a probabilidade da criança trabalhar apenas no caso da família tipo 2. Neste caso, a chance de a criança trabalhar aumenta caso faça parte de uma família monoparental de responsabilidade de um trabalhador por conta própria. A família que reside na área rural apresenta maior probabilidade de inserção precoce da criança no trabalho, inclusive, em virtude da substitubilidade da mão de obra adulta pela das crianças, mesmo levando em conta a queda na produtividade⁽¹²⁾.

(11) No caso dos filhos de empregado com carteira assinada em atividade agrícola, a escolaridade do responsável não se mostrou significativa.

(12) Evidências empíricas encontradas, entre outros, em Barros e Mendonça (1990b), Cervini e Burger (1991), Kassouf (1999), Azêvedo, Menezes e Fernandes (2000), Barros e Mendonça (1990a), Muniz (2001) e Cacciamali e Tatei (2007).

Tabela 6 — *Probit* segundo o *status* ocupacional do responsável da família
Brasil não agrícola

<i>Probit</i>	Empregado com carteira assinada		Trabalhador por conta própria	
	Efeito marginal	Desvio padrão	Efeito marginal	Desvio padrão
Idade – filho	0,02319***	0,0011	0,03779***	0,00200
Escola – filho	-0,07005***	0,01763	-0,08386***	0,01988
Sexo – filho	-0,01464***	0,00393	-0,07280***	0,00741
Cor – filho	0,00354	0,00436	0,01616*	0,00826
Idade – pess. ref.	-0,00045	0,00028	0,00008	0,00048
Anos estudo – pess. ref.	-0,00278***	0,00056	-0,00482***	0,00108
Pess. ref. sem cônjuge	0,00645	0,00625	0,04838***	0,01262
Tamanho da família	0,00266*	0,00149	0,00546**	0,00248
Renda <i>per capita</i> – família	0,00000	0,00001	0,00000	0,00001
Área rural	0,02701***	0,01114	0,10256***	0,01629
Região Norte	0,00563	0,0075	0,07091***	0,01486
Região Nordeste	0,00269	0,00552	0,05895***	0,01143
Região Sul	0,02096***	0,00641	0,04532***	0,01447
Região Centro-Oeste	0,02054***	0,00786	0,01804	0,01429
No. Obs. =	11.159		8.690	
Wald chi2 (14) =	551,41		694,79	
Prob. > chi2 =	0,0000		0,0000	
Log. Pseud. =	-23.297		-30.373	
Pseud. R ² =	0,1565		0,1389	
Prob. Trabalhar (%)	4,07		10,74	

(***) Significativo ao nível de confiança de 1%.

(**) Significativo ao nível de confiança de 5%.

(*) Significativo ao nível de confiança de 10%.

No que diz respeito às *dummies* regionais, a região Sudeste foi selecionada como variável de controle, representando a menor probabilidade de inserção da criança no mercado de trabalho. Confirmando indícios apresentados anteriormente neste trabalho, estimamos que as crianças residentes na região Sul apresentam maior probabilidade de participar do mercado de trabalho, independente do *status* ocupacional do responsável da família, ou ainda, do setor no qual ele exerce a sua atividade. Mas ao contrário do que muitos entenderiam, as crianças que residem no Nordeste só possuem maiores oportunidades de trabalhar em relação àquelas que residem no Sudeste, caso sejam membros de uma família sob responsabilidade de um trabalhador por conta própria do setor não agrícola⁽¹³⁾.

(13) A não significância da *dummy* Nordeste nas estimações dos filhos de pais assalariados (agrícola e não agrícola) como também dos pais por conta própria do setor agrícola aponta que, nestes casos, após a aplicação do controle das demais variáveis, residir na região nordestina não amplia as chances da criança trabalhar.

As demais regiões (Norte e Centro-Oeste) não apresentam comportamento homogêneo, em virtude do tipo de família ou do setor de atividade do responsável. No caso da região Centro-Oeste, nota-se uma relação cruzada da probabilidade da criança trabalhar e o *status* ocupacional do responsável pela família: as crianças de famílias sob responsabilidade de um trabalhador por conta própria — famílias do segundo tipo — têm maior probabilidade de trabalhar em relação às crianças do Sudeste, caso a atividade do pai seja exercida no setor agrícola. Em contrapartida, para as crianças de família sob responsabilidade de empregados com carteira assinada — famílias do primeiro tipo, a probabilidade de trabalhar é maior no setor não agrícola.

Quanto à região Norte, apenas a *dummy* da equação das crianças de famílias do segundo tipo, em que o responsável trabalha no setor não agrícola, se mostra significativa, indicando que, neste caso, as crianças desta região possuem probabilidade maior de trabalhar do que aquelas que residem no Sudeste.

Como partimos de um modelo de probabilidade univariado, fez-se necessário incluir dentre as variáveis explicativas a frequência escolar. Os resultados apontam que a inserção da criança na escola é o fator que mais contribui para a redução da probabilidade de trabalhar⁽¹⁴⁾, chegando a diminuir em aproximadamente 15 pontos percentuais as chances da criança estar inserida no mercado de trabalho.

4. DECOMPOSIÇÃO DA PROBABILIDADE DE A CRIANÇA TRABALHAR SEGUNDO O STATUS OCUPACIONAL DO RESPONSÁVEL DA FAMÍLIA

Calculamos a decomposição do diferencial da probabilidade prevista das crianças trabalharem, de acordo com o *status* ocupacional dos responsáveis das famílias, a partir da aplicação do método de Yun (2000). Partimos da equação (7.1), e por meio dos coeficientes estimados para os *probits* de cada tipo de família nos dois setores de atividade (agrícola/não agrícola) e da média das variáveis explicativas, obtivemos a contribuição de cada um deles para a diferença de trabalhar entre as crianças das famílias tipos 1 e 2.

O resultado de cada *probit* corresponde à probabilidade prevista de trabalhar, controlado pelas variáveis observadas, por este motivo, nem sempre corresponde à proporção obtida pela incidência média da amostra sem controle. Os resultados da Tabelas 5.1 e 5.2 indicaram que as crianças de famílias do segundo tipo, mesmo depois do controle das variáveis observáveis, ainda mostram probabilidades bem mais elevadas de trabalhar comparativamente às crianças de famílias sob a responsabilidade de empregado com carteira assinada — famílias do primeiro tipo.

Com o intuito de responder às questões levantadas até aqui, é necessário distinguir a parcela da diferença da ocorrência de trabalho infantil que se deve às características observáveis das crianças, responsáveis, família e região — variáveis do vetor explicativo —

(14) Esta afirmação só não é válida para o caso dos filhos de trabalhadores conta própria em atividades agrícolas. Neste caso, o sexo dos filhos contribui mais para a criança não trabalhar (a favor da menina).

daquela que se verifica particularmente por causa da diferença do comportamento entre os dois grupos em razão do *status* ocupacional do responsável da família. Nas tabelas 7 e 8, encontram-se os resultados da decomposição de Yun para os setores agrícola e não agrícola respectivamente.

Tabela 7 — Decomposição da diferença da probabilidade de trabalhar
Brasil Agrícola

<i>Probit</i>	Empregado com carteira assinada		Trabalhador por conta própria	
	Efeito marginal	Desvio padrão	Efeito marginal	Desvio padrão
Idade – filho	0,0187	-0,1518	6,64	-53,90
Escola – filho	0,0012	0,0420	0,44	14,92
Sexo – filho	0,0012	-0,0128	0,43	-4,53
Cor – filho	0,0000	0,0029	0,01	1,04
Idade – pess. ref.	-0,0055	0,0549	-1,94	19,49
Anos estudo – pess. ref.	0,0094	-0,0192	3,32	-6,83
Pess. ref. sem cônjuge	-0,0006	0,0030	-0,21	1,06
Tamanho da família	0,0136	0,0251	4,82	8,91
Renda <i>per capita</i> – família	0,0007	-0,0144	0,26	-5,13
Área rural	0,0646	0,0272	22,94	9,68
Região Norte	-0,0044	-0,0016	-1,55	-0,56
Região Nordeste	0,0133	0,0050	4,72	1,76
Região Sul	0,0082	0,0037	2,91	1,33
Região Centro-Oeste	-0,0081	0,0069	-2,86	2,46
Constante	0,0000	0,1632	0,00	57,99
Soma	0,1124	0,1342	39,93	47,68
Total equação (2.1)	0,1073	0,2128		7,75
R_m	0,0001			
R_1				

Fonte: PNDA Elaboração própria.

A primeira constatação em relação ao resultado da decomposição da diferença da probabilidade de trabalhar das crianças no setor agrícola é que a maior parte da diferença é explicada pela discrepância nos coeficientes (47,7%). Isto significa que comportamentos específicos dos dois grupos pesam mais do que as características observáveis⁽¹⁵⁾.

No caso do responsável estar inserido em atividade não agrícola, ocorre justamente o contrário: as características observáveis pesam mais na explicação da diferença

(15) Ainda assim, temos uma parcela não desprezível da diferença que não é explicada nem pelas variáveis nem pelos coeficientes, fazendo com que o resto incorpore aproximadamente 23% da diferença.

na probabilidade de trabalhar do que os coeficientes⁽¹⁶⁾. Contudo, ambas chegam a explicar conjuntamente 82,4% da diferença total da probabilidade de trabalhar entre os grupos.

Tabela 8 — Decomposição da diferença da probabilidade de trabalhar
Brasil Não Agrícola

<i>Probit</i>	Empregado com carteira assinada		Trabalhador por conta própria	
	Efeito marginal	Desvio padrão	Efeito marginal	Desvio padrão
Idade – filho	0,0065	-0,0684	8,85	-93,39
Escola – filho	0,0011	0,0132	1,55	18,03
Sexo – filho	0,0000	-0,0097	-0,04	-13,29
Cor – filho	0,0011	0,0019	1,51	2,59
Idade – pess. ref.	0,0002	0,0197	0,26	26,86
Anos estudo – pess. ref.	0,0082	0,0043	11,24	5,83
Pess. ref. sem cônjuge	0,0003	0,0021	0,46	2,83
Tamanho da família	0,0019	-0,0004	2,55	-0,50
Renda <i>per capita</i> – família	0,0002	0,0001	0,22	0,20
Área rural	0,0041	0,0010	5,60	1,32
Região Norte	0,0036	0,0014	4,96	1,97
Região Nordeste	0,0058	0,0038	7,91	5,14
Região Sul	-0,0018	0,0002	-2,47	0,21
Região Centro-Oeste	0,0001	-0,0006	0,10	-0,86
Constante	0,0000	0,0606	0,00	82,80
Soma	0,0312	0,0291	42,67	39,76
Total equação (2.1)	0,0280	0,0386		2,91
R _m	0,0065			
R _i	0,0063			

Fonte: PNDA Elaboração própria.

Também podemos entender a contribuição de cada variável e coeficiente no diferencial total da probabilidade de trabalhar. Dentre as variáveis observáveis que mais contribuem para a discrepância na probabilidade de trabalhar entre os grupos, temos idade da criança (em ambas as atividades), setor rural (Brasil agrícola), anos de estudo da pessoa de referência (Brasil não agrícola).

Os filhos de trabalhadores por conta própria são em média mais velhos que os filhos dos empregados com carteira assinada, fazendo com que a probabilidade de trabalhar destes seja maior que a do segundo grupo⁽¹⁷⁾. Para o Brasil agrícola, temos

(16) Nesta situação, a diferença entre as parcelas (variáveis, coeficientes) é apenas de 2,9%.

(17) O Apêndice B traz a média das variáveis explicativas utilizadas na estimação do modelo *probit*.

que a localização na área rural de 79% da família tipo 2 (contra 56% da família tipo 1), aumenta as chances das crianças do segundo grupo trabalharem em relação às do primeiro grupo. Já no Brasil não agrícola, são os anos de estudo da pessoa de referência, a característica que mais colabora para a diferença na probabilidade de trabalhar⁽¹⁸⁾.

No que diz respeito à colaboração dos coeficientes estimados, portanto, o peso de fatores específicos de cada grupo na probabilidade de trabalhar de seus filhos, temos que as mesmas variáveis apresentam maior contribuição nos dois setores (agrícola e não agrícola). São elas: idade da criança e do responsável e frequência escolar.

Quanto à idade da criança, temos que se a média é maior para os filhos de trabalhadores por conta própria, contribuindo assim para a sua inserção no mercado de trabalho em relação aos filhos da família tipo 1; o menor coeficiente estimado para esta variável no caso das crianças do grupo 2 caminha no sentido contrário. Ou seja, existe algum comportamento específico da família tipo 2 que faz com que a idade da criança pese menos na decisão de trabalhar do que para a família tipo 1. Desta maneira, enquanto a variável explicativa aumenta a diferença na probabilidade de trabalhar entre estes dois grupos, o coeficiente estimado deste mesmo fator diminui esta discrepância. Em contrapartida, a reação específica da pessoa de referência de cada grupo quanto ao impacto da sua idade sobre a probabilidade de seu filho trabalhar contribui para aumentar a discrepância na probabilidade de trabalhar de seus respectivos filhos.

No caso da frequência escolar, como apontado anteriormente, temos que os filhos de empregado com carteira assinada têm uma inserção maior na escola do que os filhos de conta própria. Se atribuíssemos às crianças do segundo grupo a mesma frequência escolar que a observada para as crianças das famílias tipo 1, ainda assim, a probabilidade destas trabalharem seria maior. Isto ocorre em razão do comportamento específico de cada grupo quanto à alocação temporal entre escola/trabalho (magnitude do coeficiente) dos seus filhos.

Como o coeficiente estimado desta variável para o grupo 1 apresenta uma magnitude negativamente maior do que a obtida para o grupo 2, temos que a frequência escolar é considerada mais impeditiva para a atividade laboral da criança pelos responsáveis que são empregados com carteira assinada do que aqueles que são conta própria. Desta maneira, o comportamento específico das famílias faz com que este fator contribua positivamente para a diferença observada na probabilidade de trabalhar em 14,9% no caso agrícola e 18,3% no não agrícola.

Conforme apresentado, a grande maioria das crianças que trabalha também está comprometida com a escola, pelo menos quanto à frequência, contudo, o respectivo aproveitamento escolar pode ser inferior, por causa da insuficiência de tempo e/ou da intensidade exigida pelo trabalho. Essa situação pode estar sendo exacerbada para as crianças de famílias sob responsabilidade de trabalhador por conta própria,

(18) Em média, os responsáveis pela família que ocupam o *status* de trabalhadores por conta própria possuem quase 2 anos de estudo a menos que os responsáveis que são empregados com carteira assinada (ver Apêndice B).

pois o custo de oportunidade do tempo de lazer (não escola e não trabalho) é muito elevado para a família. Graças à possibilidade do uso imediato da mão de obra da criança, muitos responsáveis que trabalham por conta própria podem acabar impondo um custo ainda maior para a continuidade dos estudos das crianças, reforçando o ciclo intergeracional de reprodução da pobreza.

A decomposição da diferença da probabilidade de trabalhar das crianças entre 10 e 16 anos, em virtude de sua participação em famílias do primeiro ou do segundo tipo, mostra que, de maneira geral, a situação ocupacional dos responsáveis pelas crianças colabora com uma parcela não desprezível desta discrepância.

Este fato certifica a relevância da oportunidade de emprego, além da renda familiar por pessoa para o comportamento das famílias quanto à decisão de inserção da criança no mercado de trabalho. Famílias que apresentam características similares quanto ao nível de escolaridade dos responsáveis, tamanho, renda familiar por pessoa, entre outras, mas diferem no que diz respeito à situação da ocupação do seu responsável apresentam prioridades distintas na alocação do tempo de todos os seus membros.

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, contribuindo com 47,7% da diferença na probabilidade de trabalhar no setor agrícola e com 39,7% no setor não agrícola. O segundo ponto refere-se à maior frequência de trabalho infantil nas famílias nas quais as pessoas de referência se inserem no setor agrícola do que quando os seus responsáveis se encontram trabalhando no setor não agrícola.

Os resultados alcançados nesta investigação confirmam os argumentos e as evidências derivadas de outras pesquisas sobre o tema que defendem que a pobreza não pode ser considerada o único fator determinante para a existência da ocorrência do trabalho infantil. Além da oferta e do acesso escolar, fatores relacionados com a forma de organização da do pequeno negócio, a mão de obra familiar disponível e a inserção ocupacional do chefe da família, por exemplo, devem ser incorporados à análise. 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 de menor renda 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 do setor informal, visando sua reinserção no ciclo escolar, seja por intermédio de organizações comunitárias, ou por intermédio do governo local.

A comprovação de que crianças de famílias sob responsabilidade de um trabalhador por conta própria têm maior probabilidade de se inserir precocemente

no mercado de trabalho graças à possibilidade de seus responsáveis poderem fazer uso produtivo de sua mão de obra, aponta para uma faceta inconveniente das recomendações padrão de fomento ao microcrédito. O fomento da renda dos adultos via microcrédito pode trazer como contrapartida o aumento do trabalho infantil. No entanto, este não é um resultado necessariamente negativo se não for obtido à custa da frequência à escola e da aprendizagem adequada, adicionando-lhe ainda o desenvolvimento de alguma habilidade com seus respectivos pais. As políticas de crédito popular ou de microcrédito para os pequenos negócios devem contemplar o compromisso de manter as crianças na escola de maneira apropriada, inclusive, quando for o caso, uso de creche e atividades de período integral.

As políticas de erradicação do trabalho infantil, dessa maneira, devem observar evidentemente o critério de renda; entretanto, o seu desenho deve incluir ações preventivas junto às instituições pertinentes, às crianças e às suas famílias. Relembrando que o simples ato de banimento do trabalho infantil, de forma isolada, pode não ser a melhor alternativa, uma vez que, se por um lado, a renda proveniente das crianças é muitas vezes essencial para a sobrevivência do grupo familiar; 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. Os programas devem ser concebidos de forma integral, envolvendo ações complementares compreendendo os diferentes membros da família, como ações de empoderamento da família e da comunidade, saúde, creches, serviços escolares de período integral, reforço escolar, atividades esportivas e recreativas de socialização e desenvolvimento de capacidades, geração de emprego e renda, e de capacitação para os pais.

REFERÊNCIAS

BARROS, Ricardo Paes; MENDONÇA, Rosane S. Pinto de. Determinantes da participação de menores na força de trabalho. Rio de Janeiro: IPEA, *Textos para Discussão*, vol. 200, 1990a.

BARROS, Ricardo Paes; MENDONÇA, Rosane S. Pinto de. Infância e adolescência no Brasil: as consequências da pobreza diferenciada por gênero, faixa etária e região de residência. Rio de Janeiro: IPEA, *Textos para discussão*, vol. 202, 1990b.

BASU, Kaushik; TZANNATOS, Zafiris. The global child labor problem: what do we know and what can we do? *The World Bank Economic Review*, Vol. 17, n. 2, 2003.

BASU, Kaushik; VAN, Pham Hoang. The economics of child labor. *The American Economic Review*, Vol. 88, n. 3 jun. 1998.

BHALOTRA, Sonia; HEADY, Christopher. Child farm labour: the wealth paradox, *World Bank Discussion Paper*, n. 0125. Washington DC: World Bank, 2001.

CACCIAMALI, Maria Cristina. *Setor informal urbano e formas de participação na produção*. São Paulo: IPE, 1983. 146 p.

CACCIAMALI, Maria Cristina. Globalização e processo de informalidade. *Economia e Sociedade* (UNICAMP), IE — UNICAMP, São Paulo, v. 2000, n. julho, p. 153-175, 2000.

CACCIAMALI, Maria Cristina; TATEI, Fábio. Child labor and occupational status, *Revista de Economia Política*, 2007, no prelo.

CERVINI, Rubem; BURGER, Freda. 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, 1991.

DURYEA, Suzanne; ARENDS-KUENNINGS, Mary. School Attendance, Child Labor and Local Labor Market Fluctuations in Urban Brazil. *World Development*, Elsevier vol. 31 (7), July 2003.

EDMONDS, Eric; TURK, Carrie. Child labor in transition in Vietnam. *Policy Research Working Paper Series 2774*. The World Bank, 2002.

GREENE, W. *Econometric analysis*. Upper Saddle River: Prentice hall, 2000.

KASSOUF, Ana Lúcia, *Trabalho infantil no Brasil*, Tese (Livre-Docência), apresentada na Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz da Universidade de São Paulo, Piracicaba:1999.

MADDALA, Gangadharrao S. *Limited-dependent and qualitative variables in econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press, 1986.

MUNIZ, Jerônimo Oliveira. Uma aproximação empírica para o trabalho infantil no Brasil, *Anais do VII Encontro Nacional da ABET*, Salvador, 2001.

NERI, Marcel C.; THOMAS, Mark R. Household responses to labor-market shocks in Brazil 1982-1999. *Anais XXVIII Encontro Nacional de Economia*, São Paulo: ANPEC, 2000.

PARIKH, Anokhi; SADOULET, Elisabeth. The effect of parent's occupation on child labor and school attendance in Brazil, Department of Agricultural & Resource Economics (University of California, Berkeley). *Working Paper, n. 1000*. Berkeley, CA, 2005.

YUN, M. Decomposition analysis for a binary choice model. University of Bonn, Institute for Study of Labor, *IZA Discussion paper*, n. 145, 2000.

Recebido em 06 de Abril de 2010.

Aprovado em 15 Julho de 2010.

APÊNDICE A

Tabela 9 — Características dos empregados com carteira e conta própria segundo o setor de atividade por região^(*)

Características da pessoa de referência da família	Norte		Nordeste		Sudeste		Sul		Centro-Oeste		Brasil	
	Empregado c/ carteira	Conta própria										
Setor agrícola												
– Anos médios de estudo	3,4	2,8	2,9	1,7	3,8	3,4	4,5	4,2	4,2	3,8	3,7	2,7
– Média da renda do trabalho (R\$)	524	474	408	222	537	546	558	668	687	617	530	403
– Renda familiar por pessoa (R\$)	232	219	176	146	252	373	279	364	301	340	243	238
– Tamanho médio da família	3,7	4,2	3,9	4,2	3,6	3,4	3,4	3,3	3,5	3,3	3,6	3,8
Setor não agrícola												
– Anos médios de estudo	8,1	5,5	8,0	5,2	8,7	7,1	8,5	7,1	8,1	6,4	8,5	6,4
– Média da renda do trabalho (R\$)	763	586	728	487	1.182	1.033	1.012	1.049	972	894	1.042	846
– Renda familiar por pessoa (R\$)	383	308	382	296	640	658	571	645	527	523	564	522
– Tamanho médio da família	3,5	3,8	3,4	3,5	3,3	3,3	3,2	3,2	3,3	3,3	3,3	3,4

(*) Os dados referem-se a todas as pessoas que são chefes de família independente de ter ou não filhos entre 10 a 16 anos de idade.

Fonte: PNAD 2005, elaboração própria.

APÊNDICE B

Tabela 10 — Média das variáveis explicativas utilizadas no *Probit* por tipo de família e setor de atividade

Variáveis	Brasil agrícola		Brasil não agrícola	
	Família tipo 1	Família tipo 2	Família tipo 1	Família tipo 2
Idade – filho	12,71	13,01	12,84	13,01
Escola – filho	0,94	0,93	0,97	0,96
Sexo – filho	0,47	0,47	0,49	0,49
Cor – filho	0,63	0,64	0,46	0,53
Idade – pess. ref.	40,94	45,44	40,35	42,70
Anos estudo – pess. ref.	4,00	3,36	8,54	6,84
Pess. ref. sem cônjuge	0,06	0,06	0,14	0,15
Tamanho da família	5,16	5,73	4,47	4,81
Renda <i>per capita</i> – família	163,18	123,38	361,61	291,94
Área rural	0,56	0,79	0,06	0,11

Família tipo 1: pessoa de referência é empregado com carteira assinada

Família tipo 2: pessoa de referência é por conta própria

Recebido em 06 de abril de 2010.

Aceito em 12 de junho de 2010.