

TRABALHO INFANTIL NO MEIO RURAL BRASILEIRO: EVIDÊNCIAS SOBRE O “PARADOXO DA RIQUEZA”.

ANA LÚCIA KASSOUF*
MARCELO JUSTUS DOS SANTOS†

Resumo

O objetivo deste estudo é investigar os efeitos da riqueza familiar no meio rural, mensurada pelo tamanho da propriedade agrícola, sobre a probabilidade de ocorrência do trabalho infantil agrícola. Utilizando os microdados da PNAD de 2006, e controlando as principais características individuais, demográficas e familiares que potencialmente afetam o trabalho infantil agrícola, foi possível isolar o efeito da riqueza familiar agrícola. Os resultados indicaram que, controlando a idade, gênero, raça, efeitos regionais, características da mãe e da família, há diferença na probabilidade de um indivíduo trabalhar precocemente devido às diferenças na riqueza de sua família. Especificamente, observa-se que a probabilidade de uma criança trabalhar em função do tamanho da propriedade agrícola segue uma parábola com vértice para cima, mostrando que com o aumento da propriedade agrícola, aumenta a probabilidade de crianças trabalharem em atividades agrícolas e pecuárias até atingir um ponto (76 ha) a partir do qual ocorre redução do trabalho infantil nessas atividades.

Palavras-chave: trabalho infantil, paradoxo da riqueza, área rural.

JEL classification: J43

Abstract

The objective of this study is to investigate the effects of the family wealth – using the agricultural land size as a proxy – on the probability that a child works in rural areas of Brazil. The data are from the 2006 Brazilian Household Survey (PNAD). The results indicated that, after controlling for individual and family characteristics (age, gender, education and race), and demographic and regional effects, child labor is affected by family wealth. It is possible to observe that the child's probability to work as a function of the land size follow a parabolic curve, showing that as the land size increases, increases the probability that a child works up to a maximum of 76 hectares, after which child labor decreases.

Keywords: child labor, wealth paradox, rural area.

* Departamento de Economia, Administração e Sociologia da Escola Superior de Agricultura “Luis de Queiroz”, Universidade de São Paulo – ESALQ/USP. E-mail: alkassou@esalq.usp.br.

† Doutorando em Economia Aplicada pela ESALQ/USP e professor do Departamento de Economia, Universidade Estadual de Ponta Grossa – UEPG. E-mail: marcelojustus@uepg.br.

1 Introdução

O Brasil é considerado hoje um país urbano, bem diferente da realidade dos anos 50, quando a taxa de urbanização era de apenas 36%. Em 2000, mais de 80% da população já vivia na área urbana. Apesar de a população e os empregos em geral se concentrarem nas áreas urbanas, o trabalho infantil ainda tem grande proporção rural. De acordo com os dados da PNAD de 2006, das crianças de 5 a 15 anos que moram no meio urbano, apenas 4,3% ainda trabalham. No meio rural, porém, essa taxa é muito superior (19%).

Dos trabalhadores infantis de 5 a 15 anos de idade, a maioria trabalha em atividades agropecuárias. Se considerarmos apenas os pequenos trabalhadores de 5 a 9 anos, a taxa de prevalência do trabalho infantil rural é de aproximadamente 75%. Mesmo numa faixa etária mais elevada, de 10 a 15 anos, mais da metade (52%) dos trabalhadores infantis estão no meio rural.

Diante dessas estatísticas, e não renegando a importância de se estudar os determinantes do trabalho precoce no meio urbano,¹ o objetivo aqui é analisar, no meio rural, o efeito da riqueza familiar (medida pela posse de terra) sobre a probabilidade de uma criança dessa família trabalhar.

Bhalotra & Heady (2003) pioneiramente analisaram o efeito da “riqueza” familiar sobre a probabilidade de uma criança trabalhar, utilizando dados de Gana e do Paquistão. Usando o tamanho da propriedade rural como *proxy* para a riqueza familiar, concluíram que as crianças pertencentes às famílias mais ricas tem maior probabilidade de trabalhar precocemente quando comparadas às famílias mais pobres. A essa constatação, os pesquisadores chamaram de “paradoxo da riqueza”, isto é, quanto mais rica a família responsável pela criança (quanto mais terra a família possui), maior é a probabilidade de inserção precoce no mercado de trabalho no meio rural.

Os autores justificam o resultado sugerindo que indivíduos com maior posse de terra têm oportunidade de usar de forma mais produtiva a mão-de-obra familiar. Assim, não significa que pobreza não é um determinante do trabalho infantil, mas sim que o trabalho infantil responde a incentivos e oportunidades que surgem com as imperfeições no mercado de trabalho. Não obstante, Basu & Tzannatos (2003), levantaram a hipótese de que a pouca abrangência dos dados utilizados não permitiu captar toda a curva do processo, que teoricamente é uma parábola com vértice para cima, isto é, à medida que a riqueza aumenta deveria aumentar a probabilidade de um indivíduo trabalhar precocemente até certo ponto e depois reduzir.

Diante dessa divergência, busca-se explorar os microdados da PNAD, que devido à sua grande abrangência e ao fato de o Brasil ter alta incidência de trabalho infantil no meio rural, espera-se que a curva estudada por Bhalotra & Heady (2003) possa ser mais precisamente estimada. Além disso, para dar mais confiabilidade aos resultados são estimados também os efeitos da riqueza sobre a probabilidade de as crianças estudarem. Neste caso, espera-se que o efeito seja o inverso do observado para a probabilidade de trabalhar precocemente.

Para atingir os objetivos propostos, o estudo está didaticamente organizado da seguinte forma: na seção 2, a literatura correlata é brevemente apresentada; na seção 3, detalha-se a construção da base de dados e a metodologia

¹O Relatório do Banco Mundial (2001) comenta, por exemplo, que crianças de rua nas áreas urbanas estão muito mais vulneráveis aos riscos, como vício em drogas e violência. Além disso, a ligação com a família dessas crianças é, em geral, mais fraca.

empírica utilizada; na seção 4 é feita uma análise estatística descritiva dos dados, com o intuito de auxiliar na interpretação dos resultados das estimativas reportadas e analisadas na seção 5; por fim, a seção 6 conclui o estudo.

2 Revisão de literatura

Inúmeros são os trabalhos que abordam o tema do trabalho infantil. Nos últimos dez anos, graças à disponibilidade de microdados de pesquisas domiciliares levantadas em diversos países e de análises econométricas voltadas ao tema trabalho infantil, economistas começaram a entender melhor os determinantes do trabalho precoce. A pobreza, a escolaridade dos pais, o tamanho e a estrutura da família, o sexo do chefe, a idade em que os pais começaram a trabalhar, o local de residência, entre outros são os determinantes mais importantes e analisados empiricamente.² Vale destacar a importância dada à variável riqueza familiar, normalmente mensurada pelo salário dos adultos ou pela renda familiar, na determinação da probabilidade de trabalhar precocemente.

Nessa investigação, Rosenzweig & Evenson (1977), Levy (1985), Skoufias (1994) precederam o modelo de equilíbrios múltiplos no mercado de trabalho infantil proposto por Basu & Van-Pottelsberge (1998), no qual se pressupõe que os pais são altruístas e não colocariam seus filhos no mercado de trabalho se a renda originária do trabalho dos adultos fosse suficientemente elevada. Na sequência, Basu (1999) defende que cada família tem um salário crítico tal que ela somente enviará suas crianças ao trabalho se o valor recebido pelo trabalho dos adultos estiver abaixo do valor crítico.

Alguns estudos abordaram esta relação para a Índia. Rosenzweig & Evenson (1977) encontraram que o salário dos homens e mulheres adultos tem um efeito negativo sobre o trabalho das crianças na zona rural, ou seja, concluíram que quanto mais alto os salários dos pais, menor a probabilidade de as crianças estarem exercendo algum tipo de trabalho. Skoufias (1994), por outro lado, observou que os salários dos adultos não influenciam significativamente a probabilidade de as crianças trabalharem. Rosati & Tzannatos (2000) verificaram que a renda familiar tem um efeito negativo significativo no trabalho infantil, corroborando com o “axioma do luxo” proposto por Basu & Van-Pottelsberge (1998).

Utilizando dados do meio rural da Índia, Kambhampati & Rajan (2007) observaram que um aumento no salário do pai ou da mãe diminui a probabilidade de crianças trabalharem. Para o salário da mãe, constatou-se que, na verdade, aumenta a probabilidade de ocorrer trabalho infantil (especialmente com meninas), porém, que esse efeito é suavizado ao se atingir salários muito altos.

Analisando a situação para o Paquistão, Bhalotra & Heady (2003) encontraram uma elasticidade renda (por meio do salário) negativa para meninos e uma elasticidade renda não significativa para meninas. Concluiu-se que o número de horas trabalhadas pelas crianças diminui à medida que o salário dos pais aumenta, e, portanto, a hipótese de que os pais são altruístas não é refutada.

No entanto, em uma série de estudos sobre o trabalho infantil, Ray (2000) encontrou pouca sustentação para o “axioma do luxo”. Com dados do Peru e

²Kassouf (2001) resume os principais estudos empíricos sobre trabalho infantil no Brasil.

do Paquistão, por meio da identificação de famílias acima e abaixo da linha da pobreza, Ray (2000) observou sustentação empírica para esse axioma apenas para o primeiro país. Contudo, ao agrupar as famílias que estão no limite da linha da pobreza juntamente com aquelas que estão significativamente acima desta linha, em uma única categoria, o estudo rejeita a hipótese de altruísmo para ambos os países.

A maior parte dos estudos realizados na África (Canagarajah & Coloumbr 1997, Nielsen 1998, Grootaert 1998) verificou que a renda familiar não é estatisticamente significativa na determinação da probabilidade de a criança trabalhar. Somente Blunch & Verner (2000), analisando o trabalho infantil em Gana, encontraram que a pobreza afeta positivamente a probabilidade de trabalhar precocemente. Contrariamente, não se observa nenhuma relação significativa entre pobreza e trabalho infantil em Gana (Ray 2003) e no Nepal (Ray 2001).

Essa divergência de resultados pode ser parcialmente explicada pela existência de efeitos específicos regionais não-observáveis, como, por exemplo, que as crianças residentes em áreas rurais são mais suscetíveis ao trabalho que aquelas residentes em áreas urbanas. Isso porque as do meio rural são frequentemente requisitadas ao trabalho nas fazendas e nos empreendimentos familiares e também pela precariedade do acesso à escola no campo (Dreze & Gazdar 1996). Dessa forma, se a oportunidade de trabalhar é mais acessível que a oportunidade de estudar, os pais podem optar pela primeira em detrimento da segunda, ou então combiná-las e prejudicar o aprendizado escolar.

Outra causa das divergências pode estar na forma de mensuração da riqueza familiar, bem como pela maneira pela qual ela é especificada dentro dos modelos empíricos. A variável renda normalmente inclui todas as fontes de renda da unidade estudada. Poucos estudos fazem a distinção entre a renda oriunda do salário e a renda oriunda de outras fontes. Muitos estudos usam a posição da família em relação à linha de pobreza como um indicador de renda. Há também uma incerteza sobre qual é a melhor medida de bem estar, a renda ou a despesa.

Além disso, a variável renda no plano familiar pode ser endógena por ser determinada parcialmente pelo trabalho das crianças. Quanto maior a contribuição do trabalho infantil à renda e à sobrevivência da família, maior será a endogeneidade dessa variável (Kambhampati & Rajan 2007). Não obstante, pela dificuldade de identificação de bons instrumentos leva a maioria dos pesquisadores a ignorar essa questão.

Há também problemas relacionados ao modo pelo qual a relação é especificada. Rogers & Swinnerton (2003) defendem que a relação entre o trabalho infantil e a renda dos pais pode ser descontínua e não monotônica. Para eles, o aumento na renda dos pais nem sempre conduz à diminuição do trabalho infantil. Basu & Tzannatos (2003) complementam sugerindo que essa descontinuidade pode estar em níveis diferentes para os salários das mães e para os salários dos pais.

Nota-se que muitos dos autores que analisaram o impacto da riqueza sob o trabalho infantil, o fizeram por meio do salário ou da renda familiar como *proxy*. Sendo que a maioria concluiu que a probabilidade de uma criança trabalhar é inversamente relacionada a essas variáveis.

Diferentemente desses autores, Bhalotra & Heady (2003) fizeram a análise do efeito da riqueza no trabalho infantil rural utilizando o tamanho da propriedade agrícola como *proxy*. A literatura disponível sobre o que se cha-

mou de “paradoxo da riqueza” é escassa para que possamos resumir as divergências e convergências de resultados e conclusões. Como destacado na introdução, Basu & Tzannatos (2003), ao analisarem o estudo de Bhalotra e Heady, argumentam que os dados são limitados em termos de abrangência e que o esperado seria que o aumento da riqueza aumentasse a probabilidade de um indivíduo trabalhar precocemente até certo ponto e depois a reduzisse, ou seja, o processo deveria caracterizar-se por uma parábola com vértice para cima.

Essa divergência é a principal justificativa para o presente estudo, no qual busca-se avançar na discussão sobre a relação entre riqueza familiar e a probabilidade de uma criança trabalhar no meio rural.

3 Metodologia

3.1 Dados e amostra

São utilizados os microdados da PNAD de 2006, realizada pelo IBGE. Nesse banco de dados há mais de 410 mil observações individuais, porém, alguns filtros foram necessários para se obter uma amostra adequada para a estimativa do modelo empírico que será apresentado mais a frente.

Atualmente, a legislação brasileira proíbe a admissão em qualquer forma de trabalho de menores de 16 anos, salvo sob a condição de menor aprendiz a partir dos 14 anos. Portanto, foram mantidos na amostra somente os indivíduos de 5 a 15 anos de idade.

Foram excluídos os indígenas, os que faziam parte de famílias sem posse de propriedade agrícola, os pensionistas, empregados domésticos e parentes de empregados domésticos.³

Vale ressaltar ainda que todas as informações não-declaradas para as variáveis que compõem a especificação do modelo empírico foram tratadas como *missings* e, portanto, não são usadas nas estimações.

Após os filtros supracitados, obteve-se uma amostra composta por 5.737 indivíduos que tinham de 5 a 15 anos de idade e que faziam parte de famílias com posse de terra.

3.2 Procedimentos de estimação

A estratégia empírica adotada neste estudo é a estimação por máxima verossimilhança de um modelo próbite,⁴ ponderado pelo fator de expansão da amostra, em que a variável dependente é caracterizada pela condição de ocupação no meio agrícola – trabalha ou não trabalha. Essa variável assume valor 1, se o indivíduo (da amostra selecionada) exerceu algum tipo de trabalho agrícola (agricultura, pecuária e serviços relacionados com estas atividades) na semana de referência da pesquisa; se produziu alimento para consumo próprio; se trabalhou na construção para próprio uso; se trabalhava, porém, estava de férias ou com problemas de saúde.

Além disso, são estimados também os efeitos da riqueza sobre a probabilidade de as crianças estudarem. Entretanto, nesse modelo são excluídas as informações de crianças com menos de 7 anos de idade. Com essa exclusão, a

³A definição de família utilizada restringe-se a indivíduos com laço de parentesco.

⁴Tradução do termo *probit* segundo o Dicionário Brasileiro de Estatística, 2ª edição, 1970, Fundação IBGE.

amostra utilizada na estimação é composta por 4.908 crianças e adolescentes de 7 a 15 anos de idade.

3.3 Variáveis de controle

Como *proxy* para a riqueza familiar utiliza-se, seguindo Bhalotra & Heady (2003), o tamanho da propriedade agrícola da família (em hectares). Adicionalmente, inclui-se essa variável ao quadrado para testar a hipótese de Basu & Tzannatos (2003), de que à medida que a riqueza aumenta deve aumentar a probabilidade de um indivíduo trabalhar precocemente até certo ponto e depois reduzir, ou seja, o processo hipoteticamente caracteriza-se por uma parábola com vértice para cima. No caso da frequência escolar, espera-se que o inverso ocorra.

As demais variáveis de controle foram escolhidas fundamentando-se na literatura empírica sobre causas do trabalho infantil apresentada resumidamente na seção 2. São elas:

- a) a idade, medida em anos;
- b) uma variável binária para gênero, que assume valor 1 se for masculino e valor 0 se for feminino;
- c) três variáveis binárias para distinguir as cores: branca/amarela (variável omitida), preta e parda;
- d) cinco variáveis binárias para controlar as especificidades regionais: Sudeste (variável omitida), Norte, Nordeste, Sul e Centro-Oeste;
- e) uma binária para o gênero do chefe da família, que assume valor 1 se o chefe for do gênero feminino e valor 0 se for do gênero masculino;
- f) uma binária para crianças que têm mãe trabalhando, que assume valor 1 se a mãe trabalha e valor 0 se não trabalha;
- g) a idade da mãe, em anos;
- h) anos de estudo da mãe;
- i) tamanho da família (número de pessoas na família);
- j) logaritmo da renda familiar mensal *per capita* (em reais).

De uma forma geral, a inclusão dessas variáveis na especificação do modelo empírico busca controlar as características individuais, demográficas e familiares das crianças e adolescentes nas estimações. As definições precisas e suas estatísticas descritivas de posição central e variabilidade são apresentadas no apêndice.

4 Análises preliminares

A tabela 1 apresenta os percentuais de indivíduos de 5 a 15 anos que trabalhavam em atividades agrícolas e pecuárias.

Vale ressaltar novamente que a amostra selecionada é formada por crianças e adolescentes de 5 a 15 anos de idade que faziam parte de famílias com

Tabela 1: Porcentagem (com peso) de crianças e adolescentes de 5 a 15 anos de idade trabalhando em atividades agrícolas ou não.

Indivíduos de 5 a 15 anos	Frequência (%)
Trabalhando em atividades agrícolas ($n=4.317$)	25,10
Não trabalha em atividades agrícolas ($n=1.420$)	74,90

Fonte: elaborada pelos autores com os dados da amostra selecionada.
 n = número de observações na amostra.

posse de propriedade agrícola. Portanto, as estatísticas apresentadas nessa seção devem ser analisadas com cautela, pois são do grupo específico utilizado nas estimações. Servem, portanto, apenas para orientar as expectativas das relações de causalidade que serão testadas na próxima seção.

Constata-se que 25,1% dos indivíduos de 5 a 15 anos estão envolvidos em atividades agrícolas e pecuárias e, de acordo com a legislação brasileira, são considerados trabalhadores infantis.

Na tabela 2, a distribuição de frequência da taxa de ocorrência de trabalho infantil agrícola é condicionada às características individuais e demográficas das crianças e adolescentes.

Constata-se que o trabalho infantil agrícola ocorre principalmente com crianças e adolescentes do sexo masculino (36,44%), porém, a taxa de ocorrência não é desprezível entre as meninas (13,49). Vale ressaltar que parte dessa diferença deve-se ao fato de que o trabalho doméstico é predominantemente realizado por meninas.

Naturalmente, a probabilidade de se trabalhar em atividades agrícolas parece ser maior à medida que a idade aumenta; diferenças na taxa de ocorrên-

Tabela 2: Distribuição de frequência percentual (com peso) de trabalhadores infantis em atividades agrícolas e pecuárias condicional às classes das variáveis de controle das características familiares

Variáveis	Classes	Trabalha (%)
Gênero	Feminino ($n=2.818$)	13,49
	Masculino ($n=2.919$)	36,44
Idade	de 5 a 7($n=1.293$)	4,48
	de 8 a 10 ($n=1.487$)	13,66
	de 11 a 13 ($n=1.733$)	34,51
	de 14 a 15($n=1.224$)	47,27
Cor	Branca/amarela ($n=2.147$)	24,76
	Parda ($n=3.307$)	25,29
	Negra ($n=283$)	25,66
Região	Sudeste ($n=468$)	21,39
	Norte ($n=1.012$)	26,38
	Nordeste ($n=3.095$)	23,89
	Sul ($n=760$)	33,51
	Centro-Oeste ($n=402$)	17,60

Fonte: elaborada pelos autores com os dados da amostra selecionada. n = número de observações

cia de trabalho infantil agrícola entre as raças não é observada; e em termos regionais, o Sul do Brasil ganha destaque como o maior demandante de mão-de-obra infantil na agricultura.

Na tabela 3, reporta-se a distribuição de frequência da taxa de ocorrência de trabalho infantil agrícola condicionada às características da família da criança ou adolescente.

Tabela 3: Distribuição de frequência percentual (com peso) de trabalhadores infantis em atividades agrícolas e pecuárias condicional às classes das variáveis de controle das características familiares

Variáveis	Classes	Trabalha (%)
Mãe era chefe de família	Sim ($n = 280$)	28,97
	Não ($n = 5.737$)	24,93
Mãe trabalhava	Sim ($n = 4.122$)	28,54
	Não ($n = 1.615$)	16,30
Escolaridade da mãe (em anos de estudo)	Menos de 1 ($n = 1.397$)	30,41
	1 a 4 ($n = 2.609$)	26,97
	5 a 8 ($n = 1.106$)	21,24
	9 a 11 ($n = 458$)	13,44
	12 ou mais ($n = 167$)	9,26
Idade da mãe (em anos)	18 a 28 ($n = 667$)	9,31
	29 a 39 ($n = 2.764$)	23,48
	40 a 50 ($n = 1.848$)	29,75
	51 a 61 ($n = 439$)	39,52
	Mais de 61 ($n = 19$)	33,71
Tamanho da família (número de pessoas)	2 a 4 ($n = 1.878$)	23,05
	5 a 7 ($n = 2.893$)	25,83
	8 a 10 ($n = 770$)	27,33
	11 a 13 ($n = 186$)	25,44
	14 a 16 ($n = 10$)	29,98
Renda familiar per capita mensal (em reais de 2006)	100 ou menos ($n = 3.225$)	25,25
	101 a 200 ($n = 1.389$)	26,48
	201 a 300 ($n = 478$)	25,42
	301 a 400 ($n = 221$)	24,84
	Mais de 400 ($n = 397$)	19,25

Fonte: elaborada pelos autores com os dados da amostra selecionada.
 n = número de observações na amostra.

Uma diferença de aproximadamente 4% na taxa de ocorrência de trabalho infantil agrícola é observada entre o grupo de crianças e adolescentes cuja mãe ocupava a posição de chefe da família; uma diferença bem mais significativa é encontrada quando a taxa de ocorrência de trabalho infantil é condicionada ao fato de a mãe trabalhar, sendo neste caso mais elevada nas famílias em que a mãe trabalhava. Fica evidente que nos grupos compostos por crianças e adolescentes em que a mãe é mais instruída educacionalmente, menor é a ocorrência de trabalho infantil agrícola; e também que, exceto para a última faixa de renda considerada, a ocorrência aumenta com a faixa etária da mãe,

isto é, a ocorrência é maior nas famílias em que a mãe é mais velha; pouca diferença na taxa de ocorrência de trabalho infantil agrícola é observada quando condicionada ao tamanho ou à renda *per capita* da família, exceto na faixa de renda mais elevada (acima de 400 reais mensais), em que ocorre uma redução em torno de 5,6%.

A taxa de ocorrência de trabalho infantil agrícola condicional ao tamanho da propriedade agrícola da família (*proxy* para a riqueza) é apresentada na tabela 4.

Como se pode ver, ela passa de 25,28% nas propriedades com 20 ou menos hectares para 37,08% nas propriedades de 81 a 100 hectares, porém, se reduz substancialmente a partir dessa faixa de tamanho de propriedade. Essa constatação reforça a expectativa de que a relação (se existir) entre riqueza e trabalho infantil agrícola é caracterizada por uma parábola com vértice para cima.

Tabela 4: Distribuição de frequência percentual (com peso) de trabalhadores infantis em atividades agrícolas e pecuárias condicional às classes da variável de controle da riqueza familiar (propriedade agrícola em ha)

Área (ha)	Trabalha (%)
20 ou menos ($n=4.265$)	25,28
21 a 40 ($n=575$)	24,06
41 a 60 ($n=329$)	26,83
61 a 80 ($n=122$)	30,20
81 a 100 ($n=144$)	37,08
101 a 120 ($n=50$)	32,39
121 ou mais ($n=252$)	13,33

Fonte: elaborada pelos autores com os dados da amostra selecionada.

n = número de observações na amostra.

Ressalta-se que as evidências estatísticas apresentadas nesta seção não são capazes de sustentar hipóteses sobre causalidade, mas, associadas à literatura correlata a que tivemos acesso, fundamentaram a especificação do modelo empírico, além de orientarem as expectativas sobre os sinais dos parâmetros das variáveis de controle.

5 Resultados empíricos

Na busca de evidências estatísticas sobre o efeito da riqueza familiar no trabalho infantil agrícola, duas abordagens empíricas foram empregadas. A primeira é a estimativa de um modelo empírico dos determinantes da probabilidade de trabalhar precocemente, isto é, de uma criança ou adolescente de 5 a 15 anos de idade ser exposto ao trabalho infantil; a segunda abordagem visa dar mais confiabilidade nos resultados observados pela estimação do primeiro modelo, por meio da estimação de um modelo empírico dos determinantes da frequência escolar, utilizando os mesmos controles.

A tabela 5 reporta os resultados (efeitos marginais)⁵ obtidos da estimação do modelo próbite. Ressalta-se que, assim como na análise exploratória dos dados feita anteriormente, é utilizado o fator de expansão da amostra associado a cada observação.

O principal resultado na equação de trabalho agrícola de crianças é o sinal positivo e estatisticamente significativo para a área da propriedade agrícola (*proxy* para a riqueza) e negativo para área ao quadrado. O efeito do tamanho da propriedade agrícola mostra não só o efeito riqueza, mas também o efeito substituição que aparece com as imperfeições no mercado de trabalho e de terra. Segundo Bhalotra & Heady (2003), se o coeficiente estimado de área de terra for positivo, os mercados de terra e de trabalho são imperfeitos. Na ausência de mercado de trabalho perfeito, por exemplo, os proprietários de terra não são capazes de contratar mão-de-obra adulta de forma eficiente e enviar seus filhos para a escola. Ao contrário, eles têm maior incentivo para utilizar o trabalho de seus filhos, sendo que essa motivação é até certo ponto mais forte nas maiores propriedades, uma vez que o produto marginal do trabalho aumenta com o tamanho da propriedade agrícola.

Outros resultados mostraram que cada ano a mais de idade, aumenta a probabilidade de a criança trabalhar em 5,7% em atividades agrícolas e pecuárias. O fato de a criança ser do gênero masculino aumenta em aproximadamente 23% a probabilidade de ela trabalhar em relação às do gênero feminino. Os que habitam a região Sul têm uma probabilidade de trabalhar bem maior (14,82%) do que os que habitam a região sudeste. Quanto maior é a escolaridade da mãe, menor é a probabilidade de a criança trabalhar, sendo essa redução em torno de 1,36% para cada ano adicional de estudo da mãe. O fato de a mãe estar trabalhando, aumenta o risco de a criança trabalhar em 11,46%. Ademais, quanto maior a renda familiar, menor a probabilidade de a criança trabalhar em atividades agrícolas e pecuárias.

Nenhum efeito da cor, do tamanho da família e da idade da mãe foi observado a níveis de significância estatística aceitáveis.

De uma forma geral, os resultados vão ao encontro das expectativas teóricas e, especialmente, às formadas por meio das análises preliminares dos dados realizadas na seção anterior. Sendo a idade da mãe a única exceção.

A figura 1 mostra a probabilidade de a criança trabalhar em atividades agrícolas e pecuárias em função do tamanho da propriedade agrícola, com base nos coeficientes estimados de área e área ao quadrado e mantendo todas as outras variáveis na média.

Observe que a curva é uma parábola com vértice para cima, mostrando que com o aumento da propriedade agrícola, a probabilidade de crianças trabalharem na agricultura aumenta até atingir um ponto, a partir do qual ocorre redução na probabilidade de trabalhar precocemente. O pico ocorre em áreas em torno de 76 hectares.

Com relação à estimativa do modelo de determinação da frequência escolar de crianças de 7 a 15 anos de idade, os resultados (tabela 5) indicam que os coeficientes de área e área ao quadrado não foram estatisticamente significativos a pelo menos 10%, mas os sinais estão coerentes com o resultado do primeiro exercício realizado, isto é, sobre a probabilidade de crianças e ado-

⁵Os efeitos marginais das variáveis explicativas devem ser interpretados como a mudança na probabilidade de trabalhar (ou estudar) para uma mudança infinitesimal em cada variável independente contínua e uma mudança discreta para as variáveis binárias.

Tabela 5: Resultados das estimações (efeitos marginais percentuais)

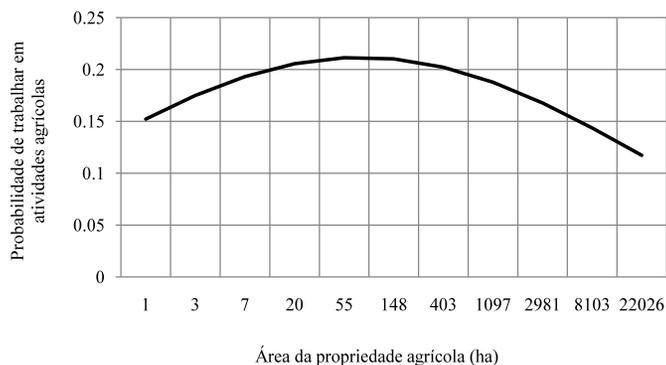
Variáveis	Trabalha em atividade agrícolas e pecuárias	Estuda
Gênero	23,13 (19,29)*	-1,94 (-3,99)*
Idade	5,7 (24,78)*	-0,0503 (-4,07)*
Negra	-0,024 (-0,08)	-2,09 (-1,46)
Parda	0,096 (0,70)	-0,0468 (-0,82)
Norte	2,95 (1,08)	0,0133 (0,15)
Nordeste	-1,11 (-0,5)	2,34 (2,76)*
Sul	14,82 (5,18)*	2,38 (3,11)*
Centro-Oeste	-1,75 (-0,6)	1,28 (1,43)
Mãe era chefe de família	1,44 (0,55)	-0,0312 (-0,31)
Mãe trabalha	11,46 (9,3)*	-0,053 (-0,97)
Escolaridade da mãe	-1,36 (-6,91)*	0,0227 (2,50)**
Idade da mãe	0,0308 (0,37)	-0,0102 (-2,98)*
Tamanho da família	0,00637 (0,20)	-0,0124 (-1,06)
Logaritmo da renda familiar	-3,75 (-4,81)*	-0,0385 (-0,11)
Logaritmo da área agrícola	2,72 (3,82)*	0,0136 (-0,72)
Logaritmo da área agrícola ao quadrado	-0,314 (-2,26)**	0,00287 (0,83)
Número de observações	5.737	4.908
Pseudo R2	0,257	0,0821

Testes Z entre parênteses (com erros-padrão robustos).

* indica significância estatística ao nível de 1%.

** indica significância estatística ao nível de 5%.

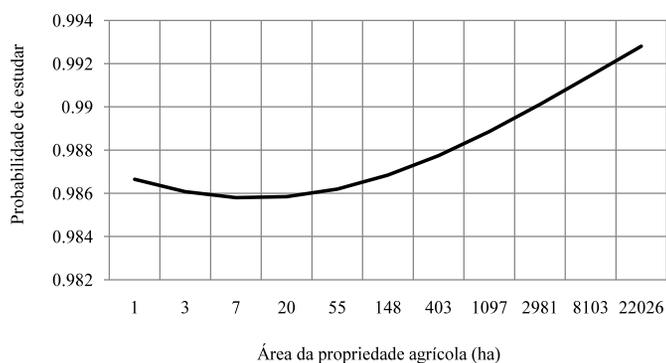
A ausência de asteriscos indica que o coeficiente estimado não foi estatisticamente significativo até 10%.



Fonte: elaborada pelos autores com os resultados das estimativas.

Figura 1: Impacto da área do estabelecimento agrícola na probabilidade de a criança ou jovem trabalhar em atividades agrícolas e pecuárias.

lescentes trabalhareem em atividades agrícolas. O sinal negativo para área da propriedade agrícola e positivo para área ao quadrado mostra que a probabilidade de a criança ir à escola diminui com o aumento do tamanho da propriedade agrícola até certo ponto, aumentando em seguida, conforme mostra a figura 2. Ou seja, o processo se caracteriza por uma parábola com vértice para baixo (com ponto mínimo estimado em 10,71 ha). O que de certo modo vai ao encontro das evidências observadas sobre o efeito da riqueza familiar (no meio rural) no risco de uma criança ou adolescente trabalhar precocemente em atividades agrícolas.



Fonte: elaborada pelos autores com os resultados das estimativas.

Figura 2: Impacto da área do estabelecimento agrícola na probabilidade de a criança ou jovem estudar.

6 Considerações finais

Controlando as principais características individuais, demográficas e familiares que potencialmente levam crianças e adolescentes ao trabalho precoce, o modelo estimado permitiu isolar o efeito da riqueza familiar agrícola (mensu-

rada pelo tamanho da propriedade agrícola) no trabalho infantil em atividades agrícolas.

Os resultados indicaram que, mesmo controlando a idade, gênero, raça, efeitos regionais, características da mãe e da família, há diferença na probabilidade de uma criança ou adolescente de 5 a 15 anos trabalhar em atividades agrícolas devido às diferenças na riqueza familiar. Especificamente, constatou-se que a probabilidade cresce a taxas decrescentes com o tamanho da propriedade agrícola, atinge um ponto máximo aproximadamente aos 76 hectares, e depois decresce nas propriedades maiores.

Esse resultado, até certo ponto, vai ao encontro ao observado por Bhalotra & Heady (2003) ao pioneiramente analisarem o efeito da “riqueza” familiar sobre a probabilidade de uma criança trabalhar com dados de Gana e do Paquistão. Como dito na introdução, os autores concluíram que as crianças pertencentes às famílias mais ricas têm maior probabilidade de trabalhar precocemente quando comparadas às famílias mais pobres (“paradoxo da riqueza”). Não obstante, nossos resultados sugerem que a crítica feita por Basu & Tzannatos (2003) foi pertinente, uma vez que com dados da PNAD (de maior abrangência) foi possível identificar todo o processo caracterizado por uma parábola com vértice para cima.

Os resultados sugerem que até certo ponto, na ausência de mercado de trabalho perfeito, os proprietários de terra não são capazes de contratar mão-de-obra adulta de forma eficiente e enviar seus filhos para a escola. Ao contrário, eles têm maior incentivo para utilizar o trabalho de seus filhos nas atividades agrícolas e pecuárias.

Por fim, em função da elevada taxa de ocorrência de trabalho infantil no meio rural brasileiro, sugere-se que novos esforços sejam feitos no sentido de aprofundar a investigação da relação entre riqueza familiar e trabalho infantil agrícola. Um avanço seria construir um pseudo-painel com dados de várias PNADs, criando condições para controlar efeitos específicos não observáveis que podem implicar trabalho infantil.

Apêndice A

Tabela A.1: Média (com peso) e desvio padrão das variáveis utilizadas nas estimações do modelo principal (probabilidade de trabalhar precocemente em atividades agrícolas)

Variáveis	Descrição	Média	d.p
Trabalha	1 se trabalha e 0 caso contrário	0,2510	0,4336
Estuda	1 se estuda e 0 caso contrário.	0,9290	0,2570
Gênero	1 se é do gênero feminino e 0 se é do gênero masculino	0,5060	0,5000
Idade	Anos de idade	10,4270	3,1050
Branca/amarela	1 se é branca/amarela e 0 se é de outra cor	0,3910	0,4880
Negra	1 se é preta e 0 se é de outra cor	0,0484	0,2150
Parda	1 se é parda e 0 se é de outra cor	0,5610	0,4960
Sudeste	1 se residia na Região Sudeste e 0 se residia em outras regiões	0,1010	0,3020
Norte	1 se residia na Região Norte e 0 se residia em outras regiões	0,1090	0,3110
Nordeste	1 se residia na Região Nordeste e 0 se residia em outras regiões	0,5880	0,4920
Sul	1 se residia na Região Sul e 0 se residia em outras regiões	0,1550	0,3620
Centro-Oeste	1 se residia na Região Centro-Oeste e 0 se residia em outras regiões	0,0475	0,2130
Mãe chefe de família	1 se a mãe ocupa a posição de chefe da família e 0 caso contrário	0,0454	0,2080
Mãe trabalhava	1 se a mãe trabalha e 0 caso contrário	0,7190	0,4490
Escolaridade da mãe	Anos de estudo da mãe	3,8710	3,5460
Idade da mãe	Anos de idade da mãe	38,0090	7,9490
Tamanho da família	Número de pessoas na família	5,6270	2,0190
Logaritmo da renda familiar	Logaritmo da renda familiar mensal per capita, em reais de 2006	1,6380	1,7780
Logaritmo da área agrícola	Logaritmo do tamanho da propriedade agrícola da família, em hectares.	5,8430	8,8020

Fonte: elaborada pelos autores com dados da amostra selecionada.
n = 5.737

Referências Bibliográficas

- Basu, K. (1999), 'Child labor: Causes, consequence, and cure, with remarks on international labour standards', *Journal of Economic Literature* **37**, 1083–1119.
- Basu, K. & Tzannatos, Z. (2003), 'The global child labor problem: What do we know and what can we do?', *The World Bank Economic Review* **17**.
- Basu, K. & Van-Pottelsberge, P. H. (1998), 'The economics of child labour', *American Economic Review* **88**, 412–427.
- Bhalotra, S. & Heady, C. (2003), 'Child farm labor: "the wealth paradox"', *The World Bank Economic Review* **17**.
- Blunch, N. H. & Verner, D. (2000), Revisiting the link between poverty and child labor the ghanaian experience, Technical report, The World Bank / Policy Research Working Paper Series.

Canagarajah, S. & Coloumbr, H. (1997), Child labour and schooling in ghana, Technical report, Policy Research Working Paper n.1844. Washington, DC: The World Bank.

Dreze, J. & Gazdar, H. (1996), Uttar pradesh: the burden of inertia, in 'Jean Dreze and Sen Amartya', Oxford University Press.

Grootaert, C. (1998), Child labor in côte d'ivoire., in 'The Policy Analysis of Child Labor: A Comparative Study', World Bank.

Kambhampati, U. S. & Rajan, R. (2007), 'Does child work decrease with parental income?: The luxury axiom revisited in india', *European Journal of Development Research* .

Kassouf, A. L. (2001), Trabalho infantil, in N. M. e Marcos Lisboa, ed., 'Microeconomia e Sociedade no Brasil', Editora Contra Capa e Fundação Getúlio Vargas.

Levy, V. (1985), 'Cropping pattern, mechanization, child labor, and fertility behavior in a farming economy: Rural egypt', *Economic Development and Cultural Change* pp. 777-791.

Nielsen, H. S. (1998), Child labour and school attendance: Two joint decisions, Technical report, University of Aarhus and Aarhus School of Business.

Ray, R. (2000), 'Child labor, child schooling, and their interaction with adult labor: Empirical evidence for peru and pakistan', *The World Bank Economic Review* 14, 347-371.

Ray, R. (2001), Child labour and child schooling in south asia: A cross country study of their determinants, Technical report, ASARC Working Papers.

Ray, R. (2003), 'The determinants of child labour and child schooling in ghana', *Journal of African Economics* 4, 561-590.

Rogers, C. A. & Swinnerton, K. A. (2003), Does child labor decrease when parental incomes rise?, Technical report, Economics Working Paper Archive EconWPA.

Rosati, F. & Tzannatos, T. (2000), Child labor in vietnam, Technical report, The World Bank.

Rosenzweig, M. & Evenson, R. (1977), 'Fertility, schooling, and the economic contribution of children in rural india: An econometric analysis', *Econometrica* 45, 1065-1079.

Skoufias, E. (1994), 'Market wages, family consumption and time allocation of children in agricultural households', *Journal of Development Studies* 30, 335-360.