



UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO, ATUÁRIA E CONTABILIDADE
CURSO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS

ALINE MARIA SOUZA MENEZES

DETERMINANTES DO TRABALHO INFANTIL NO BRASIL: UMA ANÁLISE A
PARTIR DA PESQUISA DE PADRÕES DE VIDA DO IBGE

FORTALEZA-CE
JULHO/2007

ALINE MARIA SOUZA MENEZES

DETERMINANTES DO TRABALHO INFANTIL NO BRASIL: UMA ANÁLISE A
PARTIR DA PESQUISA DE PADRÕES DE VIDA DO IBGE

ORIENTADOR: PROF. JOSÉ RAIMUNDO CARVALHO

Monografia apresentada à Faculdade de Economia,
Administração, Atuária, Contabilidade e Secretariado
Executivo, como requisito parcial para obtenção do grau
de Bacharel em Ciências Econômicas.

FORTALEZA-CE
2007

ALINE MARIA SOUZA MENEZES

DETERMINANTES DO TRABALHO INFANTIL NO BRASIL: UMA ANÁLISE A
PARTIR DA PESQUISA DE PADRÕES DE VIDA DO IBGE

Esta monografia foi submetida à Coordenação do Curso de Ciências Econômicas, como parte dos requisitos necessários à obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas, outorgado pela Universidade Federal do Ceará – UFC e encontra-se à disposição dos interessados na Biblioteca da referida Universidade.

A citação de qualquer trecho desta monografia é permitida, desde que feita de acordo com as normas de ética científica.

Data da aprovação 03, 07 2007

	Nota
Prof. José Raimundo Carvalho Professor Orientador	-----

	Nota
Prof. Antônio Lisboa Teles da Rosa Membro da Banca Examinadora	-----

	Nota
Prof. Márcio Veras Corrêa Membro da Banca Examinadora	-----

AGRADECIMENTOS

Eu agradeceria a Deus, não fosse o grande erro que cometeria ao considerar que Ele me ajudaria ao invés de outrem. Apesar de achar que Ele atue em meu benefício de vez em quando, talvez para corrigir as “falhas de mercado”.

Aos meus pais pela liberdade de escolha e por acreditarem ser eu melhor do que realmente sou.

Aos meus tios por se comportarem como meus pais durante esses últimos anos, e à minha avó e irmãs, pelo suporte afetivo.

Ao Professor José Raimundo Carvalho pela disposição para um razoável período de discussão para a definição deste tema e pela dedicação e paciência na realização deste trabalho, além do bom humor.

Aos meus tutores Ana Maria Fontenele, Agamenon Almeida, Jacqueline Franco e Isabel Furtado, com os quais pude aprender muito.

Aos bolsistas do PET-Economia, com os quais pude compartilhar vários desafios.

A todos da turma 2003.1, especialmente aqueles que conseguiram permanecer no curso diurno, pelo companheirismo.

Aos amigos Laércio, Sharle, Laura, Carlos Eduardo, Rafael, Bruna, Kamila, Jociany e, em especial, à Graziela, pela amizade.

Ao Professor Antônio Lisboa pela oportunidade de ter discutido parte deste estudo na disciplina Economia do Trabalho e por compor a banca examinadora.

Ao Professor Márcio Veras Corrêa por fazer parte da banca examinadora.

Aos eternos mestres que me ensinaram o valor e a responsabilidade de minha profissão, em especial, os Professores Agamenon Almeida, Ana Maria Fontenele, Jair do Amaral e Cristina Melo.

À Secretaria de Ensino Superior – SESu/MEC pela bolsa do Programa de Educação Tutorial - PET concedida a mim durante toda a graduação.

Enfim, a todos que contribuíram direta ou indiretamente não apenas para a realização deste trabalho, mas para a minha formação humana e profissional, espero que continuem contribuindo.

O todo da ciência nada mais é que o refinamento do pensamento cotidiano.

Albert Einstein

RESUMO

A literatura econômica, desde meados da década de 1990, tem experimentado um ressurgimento do interesse pela compreensão das causas e conseqüências do trabalho infantil, embora este tenha apresentado uma tendência mundial de declínio nas últimas décadas. Isto porque, conquanto tenha decrescido, o número de trabalhadores infantis permanece bastante significativo em alguns países. Adicionalmente, é consensual a essencialidade da acumulação de capital humano para o desenvolvimento. Logo, o trabalho infantil, e conseqüentemente a má formação educacional, representam um entrave ao progresso econômico. Neste sentido, este estudo tem como objetivo analisar como aspectos socioeconômicos influenciam a ocorrência do trabalho infantil no Brasil, e a partir dos resultados obtidos, apresentar sugestões de políticas públicas. Estima-se um modelo do tipo logit multinomial, utilizando os microdados da Pesquisa de Padrões de Vida (PPV) do IBGE, para verificar o efeito das características da criança e do *background* familiar sobre a preferência dos pais em manter os filhos trabalhando e/ou estudando, para as regiões Nordeste e Sudeste do Brasil. Os resultados mostram os efeitos esperados. A criança mais idosa e do sexo masculino, cuja família é numerosa, com baixo nível de renda e residente na zona rural nordestina possui uma probabilidade maior de realizar algum tipo de trabalho. Além disso, a escolaridade dos pais mostrou-se significativa para a determinação da freqüência escolar e do trabalho dos filhos. Destarte, as políticas públicas com relação ao trabalho infantil, além da legislação coerciva, devem atentar para os seguintes aspectos: a não homogeneidade de suas causas, principalmente no que diz respeito a fatores regionais e locais, incentivos à freqüência escolar, qualidade e disponibilidade de escolas e geração de emprego e renda.

Palavras-Chave: trabalho infantil, logit multinomial, Brasil.

ABSTRACT

Economic literature, since the mid 1990s, has experienced a resurgence of interest in understanding causes and consequences of child labor, even so its global incidence has presented a world-wide trend of decline in the last few decades. This because, however it has decreased, the number of child laborers remains sufficiently significant in some countries. Additionally, the essentiality of human capital accumulation to development is consensual. So, the child labor, and consequently the bad educational formation, represents an impediment to economic progress. In this sense, this study has the objective of analyzing the socioeconomic aspects that influence the occurrence of child labor in Brazil, and from the gotten results, to present suggestions of public policies. A model of the multinomial logit type is estimating, using the microdata of the Standard of Living Research of IBGE, to verify the effects of the child's characteristics and household background factors on parents' preference in keeping their children working and/or studying, for regions Northeast and Southeast of Brazil. The male child most aged, whose family is numerous, possess low income level and inhabit in rural areas of the Northeast Region, possess a bigger probability to carry through some type of work. Moreover, the parental schooling revealed significant for child labor and school attendance determination. So, public policies with regard to child labor, beyond the coercitive legislation, must attempt against to following aspects: the non-homogeneity of its causes, mainly in respect to regional and locational factors, incentives to school attendance, quality and availability of schools and job and income generation.

Key Words: Child labor, multinomial logit, Brazil.

SUMÁRIO

AGRADECIMENTOS

RESUMO

ABSTRACT

SUMÁRIO

LISTA DE GRÁFICOS

LISTA DE FIGURAS E QUADROS

LISTA DE TABELAS

LISTA DE APÊNDICES

INTRODUÇÃO 12

CAPÍTULO 01

REVISÃO DE LITERATURA 14

1.1. Referencial Teórico 14

1.2. Modelos Teóricos Explicativos do Trabalho Infantil 21

CAPÍTULO 02

A BASE DE DADOS 28

2.1. Definição de Trabalho Infantil 28

2.2. A Pesquisa de Padrão de Vida 29

2.3. Variáveis Utilizadas 30

2.4. Análise Preliminar dos Dados 33

CAPÍTULO 03

MODELO ECONOMÉTRICO 42

3.1. Modelo Logit Multinomial 42

3.2. Limitações do Modelo 48

CAPÍTULO 04

ESTIMAÇÃO E RESULTADOS 52

4.1. Resultados e Discussões

CAPÍTULO 05

POLÍTICAS PÚBLICAS 56

5.1. Políticas Públicas de Combate ao Trabalho Infantil 56

CONCLUSÕES 61

BIBLIOGRAFIA 64

APÊNDICES 68

LISTA DE GRÁFICOS

CAPÍTULO 01

Gráfico 1.1 – Efeito do consumo de subsistência sobre o trabalho infantil	22
Gráfico 1.2 – Dominância do Benefício Futuro para a criança que apenas estuda	26
Gráfico 1.3 - Dominância do Benefício Futuro para a criança que estuda e trabalha	27

CAPÍTULO 02

Gráfico 2.1 - Distribuição percentual de crianças com idade de 5 a 14 anos, por categoria	33
Gráfico 2.2 - Porcentagem de crianças de 5 a 14 anos em diferentes ramos de atividade	36
Gráfico 2.3 - Distribuição percentual das categorias por localização do domicílio e quintis de renda	38

LISTA DE FIGURAS E QUADROS

CAPÍTULO 01

Figura 1.1 - Principais impactos econômicos do trabalho infantil 15

CAPÍTULO 02

Quadro 2.1 - Escolaridade dos pais 32

LISTA DE TABELAS

CAPÍTULO 02

Tabela 2.1 - Crianças de 5 a 14 anos por categorias de estudo e/ou trabalho	31
Tabela 2.2 - Estatísticas Descritivas	32
Tabela 2.3 - Percentual de crianças de acordo com raça ou cor, por categoria	34
Tabela 2.4 - Distribuição percentual de crianças por categoria com relação à região e localização do domicílio	35
Tabela 2.5 - Distribuição percentual de crianças por categoria com relação ao sexo e à localização do domicílio	35
Tabela 2.6 - Porcentagem de crianças em cada categoria por estrato geográfico	35
Tabela 2.7 - Porcentagem de crianças trabalhando, estratificada pela posição na ocupação	36
Tabela 2.8 - Porcentagem de crianças que trabalham, estratificada pelo número de horas de trabalho semanais, por localização do domicílio e sexo	37
Tabela 2.9 - Relações de trabalho	37
Tabela 2.10 - Distribuição percentual com relação à renda familiar mensal per capita em salários mínimos, por categoria	38
Tabela 2.11 - Contribuição percentual do rendimento das crianças sobre a renda familiar	39
Tabela 2.12 - Percentual de crianças por categoria com relação à escolaridade da mãe	40
Tabela 2.13 - Número de pessoas no domicílio, por categoria	40

CAPÍTULO 04

Tabela 4.1 – Modelo logit multinomial	53
---------------------------------------	----

LISTA DE APÊNDICES

Apêndice A – Modelo logit multinomial	68
Apêndice B – Estatísticas de teste para o modelo logit multinomial	70

CAPÍTULO 01

REVISÃO DE LITERATURA

Este capítulo traz uma breve revisão da literatura disponível sobre as causas e conseqüências do trabalho infantil com vistas a elencar possíveis variáveis a serem utilizadas neste estudo. Além disso, apresentam-se modelos teóricos que descrevem formalmente o processo de escolha da alocação do tempo da criança entre estudo e trabalho, como forma de fundamentar a decisão familiar associada às atividades desenvolvidas pelos filhos.

1.1 Referencial Teórico

O trabalho infantil pode ser analisado sob várias perspectivas. O foco da literatura econômica sobre o tema são os seus determinantes, pelo fato de o seu conhecimento ser essencial para o estabelecimento de políticas e instrumentos de combate. Por outro lado, as conseqüências econômicas do trabalho infantil são pouco estudadas, embora estas constituam também as razões pelas quais os determinantes do trabalho infantil são tão explorados.

As principais conseqüências apontadas dizem respeito aos impactos econômicos sobre educação, salário e saúde dos indivíduos. Um quadro resumo das principais conseqüências do trabalho infantil abordadas pela literatura é apresentado na Figura 1.1. Galli (2001) alerta, no entanto, para o fato de que embora a direção dos efeitos de cada uma destas variáveis no campo econômico seja até certo ponto o resultado de uma aplicação de argumentos do “senso comum”, a análise teórica e a pesquisa empírica tem mostrado que os efeitos econômicos do trabalho infantil podem, muitas vezes, ser ambíguos ou contra-intuitivos e, em muitos casos, as evidências empíricas analisadas não são suficientes para indicar a sua direção ou mesmo sua magnitude. Portanto, as informações apresentadas na Figura 1.1 devem ser encaradas com cautela.

Já os determinantes do trabalho infantil são analisados pelo lado da oferta, ou seja, os motivos pelos quais a criança é levada a trabalhar, e pelo lado da demanda, isto é, por que o mercado de trabalho utiliza crianças como força de trabalho. Ao analisá-los, invariavelmente teremos que recorrer aos impactos causados pelo trabalho infantil e, portanto, procederemos uma análise até certo ponto conjunta.

No que diz respeito à oferta, as principais variáveis analisadas são: a escolaridade dos pais, o tamanho e a estrutura da família, a idade em que os pais começaram a trabalhar, local de residência e pobreza. Pelo lado da demanda, a estrutura do mercado de trabalho e o nível

tecnológico do sistema produtivo são fatores importantes para a determinação do trabalho infantil. Analisaremos cada um deles.

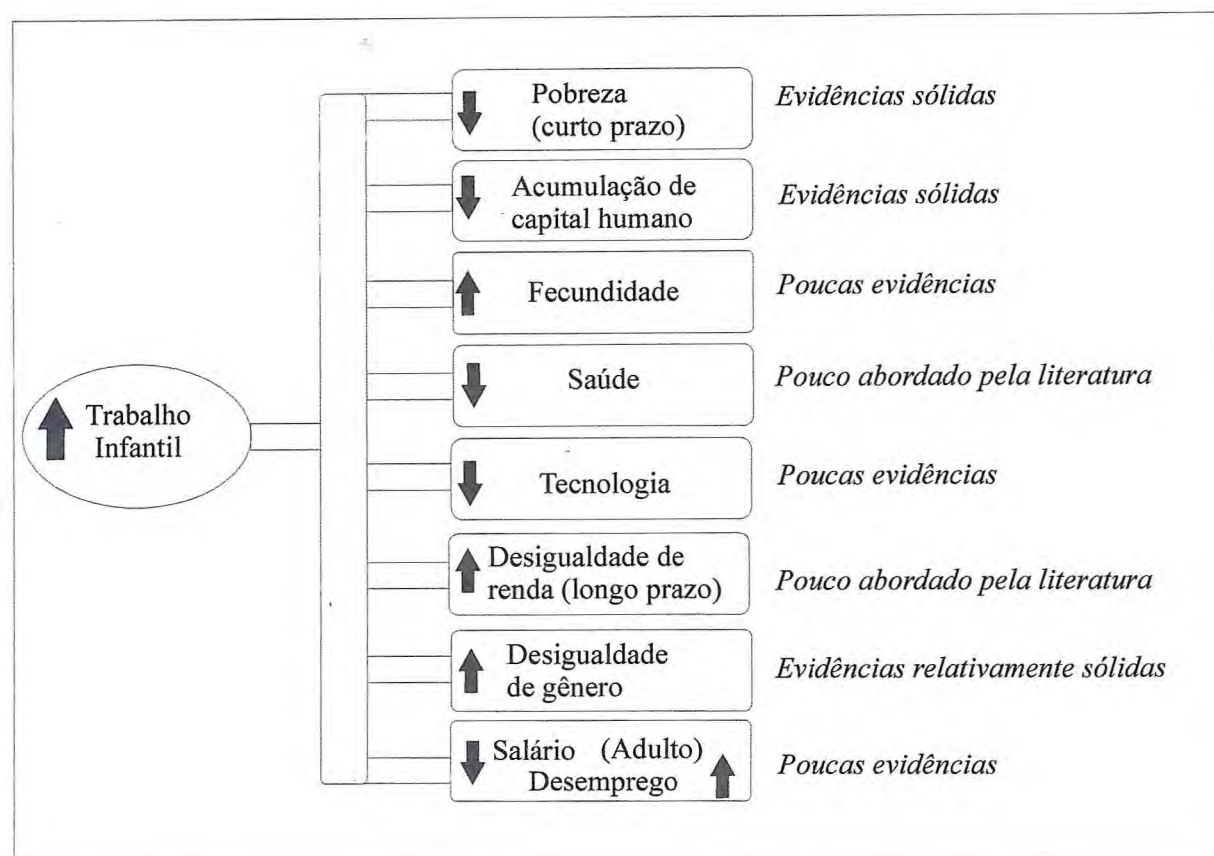


Figura 1.1: Principais impactos econômicos do trabalho infantil avaliados pela literatura

Fonte: Adaptado de Galli (2001).

Entre os vários estudos sobre o trabalho infantil, a pobreza figura como o seu mais importante e controverso determinante. Pelo axioma da luxúria, as crianças só são enviadas ao trabalho quando a renda familiar é insuficiente para garantir a sua sobrevivência ou como uma maneira de reduzir o risco de uma possível perda de renda (BASU; TZANNATOS, 2003). Ou seja, os pais são considerados altruístas, e só submetem seus filhos precocemente ao mercado de trabalho num contexto em que a sobrevivência da família estivesse ameaçada. As famílias enviam as crianças ao trabalho considerando seu nível de renda, mas também o risco a que estão submetidas ao longo da vida com relação a possíveis perdas de renda, levando-se em conta o nível de desemprego, de salários, entre outros. Assim, o trabalho infantil funciona também como um seguro potencial, pode ser parte de uma estratégia de redução desse risco. Este argumento é válido principalmente para famílias muito pobres, para as quais uma pequena redução na renda tem um impacto bastante significativo, particularmente se

considerarmos a sua reduzida ou inexistente capacidade de poupança ou acesso ao crédito. Por outro lado, o fato de os filhos serem uma espécie de garantia para os pais na velhice exerce um efeito contrário, ou seja, é mais lucrativo, no longo prazo, que os pais os enviem à escola hoje (GROOTAERT; KANBUR, 1995).

Nagaraj (2002) encontrou uma relação monotonicamente crescente entre a frequência escolar e incrementos na renda familiar, para crianças indianas com idade entre 5 e 14 anos. Em Edmonds (2001), o crescimento da renda familiar explicou cerca de 94% do declínio do trabalho infantil para famílias na linha de pobreza do Vietnã. Kassouf (2002) obteve resultados semelhantes para o Brasil, ou seja, o aumento da renda familiar reduz a probabilidade da criança trabalhar e amplia a probabilidade dela freqüentar a escola. No entanto, alguns estudos não obtiveram esta relação negativa entre renda e trabalho infantil. Barros, Mendonça e Velazco (1996), em estudo restrito às áreas urbanas do Brasil, mostraram que a pobreza, *per se*, não explica a magnitude do trabalho infantil existente no Brasil, evidenciando a existência de outros fatores condicionantes do problema, tais como: sistema educativo insuficiente e inadequado, tradições e padrão social, tipos de arranjos familiares, entre outros. Os resultados de Bhalotra e Heady (2003) sugerem que um maior nível de pobreza não está relacionado ao aumento do trabalho infantil para áreas rurais de Gana e Paquistão. Isto porque as famílias proprietárias de áreas maiores de terra, onde trabalham, fato que se supõe estar associado a um nível maior de riqueza, tendem a utilizar mais intensamente a mão-de-obra dos filhos. Uma conclusão importante do estudo é a de que o trabalho infantil responde a incentivos e oportunidades que surgem com as imperfeições no mercado de trabalho. Para Schwartzman e Schwartzman (2004), no Brasil, o trabalho de crianças está associado à condição de pobreza, mas é explicado também pela tradição da agricultura familiar, principalmente na região Sul do país.

Adicionalmente, estudos mostram que mesmo quando controlada a renda, residir na zona rural tem um efeito positivo sobre o trabalho infantil. Isto é, o trabalho infantil na zona rural não é o resultado apenas de um menor nível de renda, mas de uma infra-estrutura escolar mais deficiente ou mesmo da inexistência de escolas, da maior facilidade com que a criança é absorvida em atividades informais que exigem menor qualificação e das atividades agrícolas familiares.

Segundo Grootaert e Kanbur (1995), o modo pelo qual as famílias alocam o tempo das crianças, além da renda familiar, depende de seu tamanho e estrutura, da produtividade potencial das crianças com relação a dos pais, tanto em casa quanto no mercado de trabalho, e da possibilidade de substituição entre trabalho adulto e infantil.

A maioria dos estudos que incluíram o sexo do responsável da família como variável exógena explicativa do trabalho infantil encontrou um efeito positivo, resultado que, segundo a literatura, pode estar associado a maior vulnerabilidade da família frente a esta situação.

A renda potencial do trabalho infantil, por sua vez, além de ser importante para a determinação direta do próprio trabalho infantil, também o é para a determinação do tamanho da família, numa perspectiva de curto prazo, na medida em que é fonte de reforço ao orçamento familiar ou de desoneração de seu sustento diante dos recursos escassos. No longo prazo, tem-se também que levar em conta o potencial suporte que darão aos pais na idade adulta.

Trabalhos recentes têm mostrado que o tamanho da família influencia fortemente a probabilidade de a criança freqüentar a escola. Em famílias grandes, a probabilidade de a criança freqüentar a escola é menor, bem como a possibilidade de os pais investirem em sua educação (NAKAMURA; NAKAMURA, 1992; HOTZ; MILLER, 1988; RIVERA-BATIZ, 1985).

Segundo Lloyd (1994), a magnitude dos efeitos derivados do tamanho da família depende de pelo menos quatro fatores fundamentais:

- (i) o nível de desenvolvimento socioeconômico da região em que vive a família, sendo maior para áreas urbanas e mais desenvolvidas;
- (ii) os gastos sociais do Estado, sendo menor para aqueles países em que os gastos são maiores;
- (iii) a cultura da família, pois para algumas famílias o trabalho é importante para a formação da criança, o que geralmente está associado à continuidade de atividades familiares, como acontece no Sul do Brasil; e
- (iv) à fase de transição demográfica.

A existência da combinação destes fatores condicionará a magnitude destes efeitos, implicando em grandes variações de caso para caso (COCHRANE, 1990).

Tem-se também que levar em consideração o sexo e a posição da criança com relação aos irmãos. Se ela possui irmãos mais velhos a probabilidade dela trabalhar reduz-se, especialmente se forem do mesmo sexo, na medida em que eles tendem a assumir esta tarefa (sugere-se que isso seja uma decorrência de sua maior renda potencial). A diferenciação por sexo ocorre porque as atividades desenvolvidas pelas crianças do sexo feminino são essencialmente domésticas, enquanto as do sexo masculino concentram-se em outros

segmentos, como a agricultura (DEGRAFF; BILSBORROW; HERRIN, 1993). O fato da probabilidade de a criança trabalhar ampliar-se com a idade pode estar associado ao término do ensino compulsório e à maior disponibilidade de trabalhos para este tipo de mão-de-obra, além de maiores salários, aumentando o custo de oportunidade da criança permanecer apenas estudando.

Há também um efeito substituição entre a escolaridade de meninas e a participação das mães no mercado de trabalho. Quando as mães estão no mercado de trabalho, para um dado nível de renda, há uma maior probabilidade de as crianças do sexo feminino permanecerem em casa realizando o trabalho doméstico que seria das mães. Assim, o salário das mães seria o custo de oportunidade de elas freqüentarem a escola, quando estas opções são mutuamente excludentes. Por outro lado, como há um incremento da renda familiar, tendo em vista o salário da mãe, produz-se também um efeito contrário à existência do trabalho infantil. Supõe-se que este efeito seja maior do que aquele (GROOTAERT; KANBUR, 1995).

Obviamente estes efeitos estão também correlacionados à escolaridade dos pais. Vários estudos mostram uma correlação negativa entre a escolaridade dos pais e o trabalho infantil e alertam para a interferência da inclusão do efeito renda sobre a educação dos pais, sinalizando para a necessidade de controlar a variável renda da família, já que há uma correlação positiva entre níveis de escolaridade e renda. Outros trabalhos encontraram um efeito negativo apenas com relação à escolaridade da mãe (BHALOTRA; HEADY, 2003; ROSATI; TZANNATOS, 2000). Tunali (1997) não encontrou nenhum efeito para a Turquia e Kassouf (2002) encontra efeito negativo significativo da escolaridade dos pais sobre o trabalho infantil no Brasil.

Desse modo, a literatura sobre os determinantes da freqüência escolar elegeu dois fatores fundamentais que contribuem para sua ocorrência: a escolaridade dos pais, especialmente a da mãe, e a renda familiar.

A visão preponderante com relação à educação é a de que o trabalho impede a aquisição de educação e capital humano, quando realizado durante a infância. Estudos realizados por Ilahi, Orazem e Sedlacek (2000) e Emerson e Souza (2002) mostram que o salário daquele indivíduo que começou a trabalhar mais cedo tende a ser menor na fase adulta. Kassouf (2000), a partir dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios de 1999, analisando os rendimentos de jovens entre 18 e 25 anos, mostrou que quanto mais cedo o indivíduo começa a trabalhar menor é o seu rendimento. Esta redução é atribuída, em grande parte, à perda de anos de escolaridade devido ao trabalho na infância. Esses indivíduos terão uma probabilidade maior de ter filhos que se submeterão também precocemente ao mercado

de trabalho, gerando um círculo vicioso, fenômeno denominado “*dynastic poverty traps*” (EMERSON; SOUSA, 2003; WAHBA, 2002).

Por outro lado, alguns estudos demonstraram a possibilidade de alguns tipos de trabalho poderem ajudar na formação do capital humano, mesmo quando realizados durante a infância (FRENCH, 2002; PSACHAROPOULOS, 1997). Há também a possibilidade de que a renda adquirida com o trabalho possa financiar a educação daquela criança cuja família não poderia mantê-la na escola (MYERS, 1989). Para aquelas crianças que estudam e trabalham simultaneamente, alguns estudos apontam para uma redução do desempenho escolar, por conta da alocação do tempo entre estudo e trabalho (BEZERRA, 2005; GUNNARSSON, ORAZEM e SÁNCHEZ, 2004; HEADY, 2003).

É claro que a magnitude do impacto negativo do trabalho infantil para a produtividade na escola depende da extensão com que ele afeta a frequência escolar e o tempo disponível para o estudo em casa. Trabalhos mais pesados e/ou que exigem uma maior jornada produzem um impacto maior. Vários estudos realizados em países em desenvolvimento mostram que a maioria das crianças que exerce alguma atividade produtiva também estuda, ou seja, o tempo que deveria ser utilizado para complementar os estudos em casa é dedicado ao trabalho. Bezerra (2005), a partir dos dados do Sistema Nacional de Avaliação da Educação Básica (SAEB) de 2003, mostra que, no Brasil, as crianças que trabalham possuem um menor rendimento acadêmico frente àquelas que se dedicam apenas à escola. As crianças que realizam trabalho doméstico têm um desempenho maior relativamente as que trabalham fora de casa, e o desempenho mais baixo é verificado para aquelas que trabalham nos dois locais. O autor mostra uma possibilidade de conciliação entre estudo e trabalho com prejuízo mínimo ao desempenho escolar para alunos que trabalham entre duas horas diárias e 14 horas semanais.

Um outro fator relevante a ser considerado, no que diz respeito à frequência escolar, é a condição do sistema educacional. Alguns estudos questionam se realmente escolaridade e acumulação de capital humano são a mesma coisa. Ou seja, as escolas são suficientemente boas para fornecer a criança o capital humano necessário para torná-la um adulto produtivo, com salários maiores, proporcionar o aumento do bem estar de suas famílias e a reversão do quadro de perpetuação da pobreza no qual está inserida? Estudos mostram que a qualidade do sistema educacional influencia outras variáveis que não podem deixar de ser contempladas nesta análise. Bezerra (2005) aborda questões-chaves como: “será que é o fato de a criança trabalhar que reduz o seu desempenho escolar ou é a baixa qualidade das escolas e a desmotivação do aluno pelo baixo desempenho nos estudos que faz com que ela entre no

mercado de trabalho?” A estimação de dois modelos mostrou que a não inclusão de variáveis que caracterizam a motivação dos indivíduos pelo estudo e a infra-estrutura escolar pode superestimar os danos causados pelo trabalho infantil. Em estudo realizado por Bonnet (1993) mostra-se que por conta de falhas no sistema educacional africano os pais preferem que seus filhos desenvolvam atividades produtivas, em vez de irem à escola. Num ambiente econômico em que a sobrevivência depende do trabalho em setores informais, para alguns pais a escolha que apresenta maior utilidade é a de colocar os filhos no mercado de trabalho, para eles constitui-se numa solução de curto e longo prazo, já que supostamente o destino da criança é trabalhar em setores que não exigem formação escolar.

No âmbito do mercado de trabalho, o nível de salários para crianças e adultos também interfere na oferta de trabalho infantil na medida em que afeta o nível de renda familiar. Neste sentido, os diferenciais de salários e todas as falhas de mercado são importantes. Por exemplo, o aumento de salários femininos tende a reduzir a oferta de trabalho infantil, especialmente para crianças do sexo feminino.

Além disso, em mercados competitivos, onde os salários são flexíveis, o trabalho adulto pode ser substituído pelo infantil, supondo que são substitutos entre si. Nesta perspectiva, o trabalho infantil pode provocar o desemprego adulto, estes adultos desempregados, conseqüentemente, terão que inserir seus filhos no mercado de trabalho, o que propiciará a continuidade do ciclo de perpetuação da pobreza no qual estão inseridos.

Há também o fato de que as crianças representam um baixo custo para o empregador, já que não fazem parte de sindicatos e não possuem direitos trabalhistas (BEQUELE; BOYDEN, 1988 apud FERRO; KASSOUF, 2004), além de supostamente serem mais obedientes e dispostas a realizar trabalhos considerados monótonos pelos adultos (ILO, 1998). No entanto, em mercados onde os salários estão próximos do nível de subsistência, o empregador deverá preferir o trabalho adulto, principalmente se houver uma legislação que proíba o trabalho infantil (assumindo que seja uma atividade em que a produtividade do adulto seja maior do que a da criança) (GALLI, 2001).

A tecnologia empregada na produção, por sua vez, afeta a extensão com que o trabalho adulto pode ser substituído pelo trabalho infantil. O uso da robotização, por exemplo, dispensa a utilização de crianças por conta de características físicas necessárias a algumas atividades. Os efeitos sobre a saúde dos indivíduos se devem à inadequação do ambiente de trabalho associada à vulnerabilidade física da criança (FORASTIERI, 1997) bem como ao favorecimento da ocorrência de determinadas doenças na fase adulta (KASSOUF, MCKEE e MOSSIALOS, 2001; O'DONNELL, ROSATI e DOORSLAER, 2003).

A extensão assumida pelos setores formal e informal na economia também interfere na demanda por trabalho infantil, tendo em vista que as evidências sugerem que ele seja amplamente mais utilizado nos setores informais.

Destarte, qualquer política a ser adotada em favor da redução do trabalho infantil deve levar em conta todas essas questões. Assim, tendo em vista a literatura disponível e a base de dados explorada (apresentada no Capítulo 02), elegemos, para este estudo, as seguintes variáveis: sexo, idade, cor ou raça, nível de instrução do pai e da mãe, renda domiciliar per capita, número de pessoas residentes no domicílio e localização do domicílio.

1.2. Modelos Teóricos Explicativos do Trabalho Infantil

Vários modelos matemáticos de decisão familiar, desenvolvidos a partir da teoria econômica básica, são utilizados pela literatura econômica para explicar a alocação do tempo de crianças entre trabalho, escola e lazer. Duas hipóteses vêm sendo amplamente utilizadas para fundamentá-los: o axioma da luxúria e o axioma da substituição (BASU; TZANNATOS, 2003; BASU; VAN, 1998; SWINNERTON; ROGERS, 1999).

Pelo axioma da luxúria, considera-se que as famílias optam por fazer os filhos trabalharem apenas se o seu nível de renda for suficientemente pequeno ou inexistente. Assim, o tempo a ser dedicado pela criança entre estudo e lazer constitui-se num bem de luxo, não sendo acessível, portanto, a pais com baixo ou nenhum poder aquisitivo. Aqui, o altruísmo dos pais é uma pressuposição implícita.

Pelo axioma da substituição, trabalho adulto e infantil são substitutos entre si. Ou seja, as crianças podem fazer o trabalho dos adultos, e vice-versa, mas com salários sujeitos a uma correção de adulto-equivalência.

Contrariamente, alguns modelos, dos quais não trataremos aqui, foram desenvolvidos a partir da pressuposição do não-altruísmo das famílias com relação aos seus filhos. Neste caso, incrementos na renda familiar não necessariamente irão reduzir a oferta de trabalho infantil.

A análise formal do trabalho infantil trata da modelagem do comportamento familiar. Os modelos tradicionais caracterizam a família como uma unidade tomadora de decisão, ou seja, estes modelos são válidos se apenas um membro da família toma as decisões, em geral o pai, ou todos os seus membros possuem a mesma função de utilidade (BECKER, 1964 apud BASU, 1998). Esta é uma hipótese simplificadora que também será adotada ao longo deste estudo.

No modelo desenvolvido por Basu e Tzannatos (2003), baseados em Basu e Van (1998), pressupõe-se, por simplificação, que a economia é composta por N famílias, e que cada uma delas é composta por um adulto e m crianças. Utiliza-se apenas o fator trabalho para a produção. Pelo axioma da substituição, um adulto oferta uma unidade de trabalho, e a criança oferta uma quantidade γ inferior a esta ($0 < \gamma < 1$). Considera-se que um dia de trabalho realizado por um adulto seja w e o da criança w^c , desta forma, pela relação de equivalência decorrente do axioma da substituição, tem-se $w^c = \gamma w$.

Cada família decide por um nível de consumo mínimo tolerável para sua sobrevivência, designado consumo de subsistência s . Pelo axioma da luxúria, se os adultos trabalham tempo integral e o nível de renda familiar cai abaixo do nível de subsistência as crianças deverão trabalhar.

No Gráfico 1.1, o salário dos adultos é representado no eixo vertical, e o número de trabalhadores no eixo horizontal. Como se pode observar, quando o salário é maior que s , o consumo de subsistência, apenas os adultos trabalham. Assumindo, por simplificação, que a oferta de trabalho adulto é perfeitamente inelástica, temos que AB é parte da oferta de trabalho total. Quando o salário está abaixo de s , as famílias são levadas a enviar as crianças ao trabalho como forma de complementar a sua renda, a fim de que se torne o mínimo tolerável s , com a renda complementar obtida pela criança. Desta forma, a oferta de trabalho total se ampliará. Este ajustamento ocorre, até que a oferta de trabalho infantil se esgote, fazendo com que a oferta de trabalho torne-se novamente inelástica ($N+mN$).

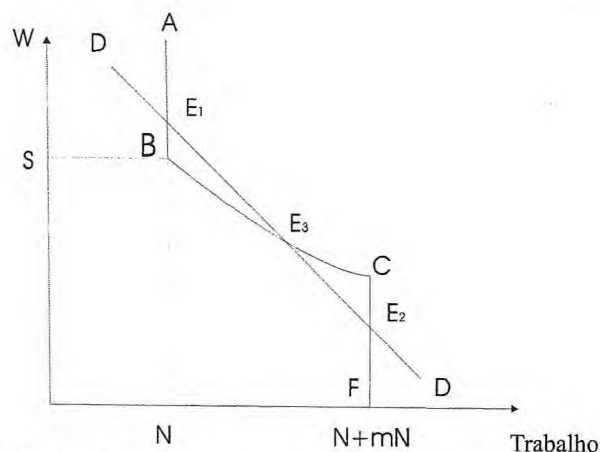


Gráfico 1.1: Efeito do consumo de subsistência sobre o trabalho infantil
Fonte: Extraído de Basu e Tzannatos (2003).

Como se pode depreender, este modelo gera uma situação de equilíbrio múltiplo no mercado de trabalho: E_1 , E_2 e E_3 . Os pontos E_1 e E_2 são equilíbrios estáveis e, portanto, o objeto de interesse do estudo. No ponto E_1 os salários são altos, relativamente a s , e não há trabalho infantil. No ponto E_2 , os salários são baixos e, portanto, há grande incidência de trabalho infantil.

Esta economia pode estar presa a determinado ponto de equilíbrio. Se, por exemplo, ela estiver no ponto E_2 , um “mau equilíbrio”, será necessária uma intervenção legal, através da proibição do trabalho infantil, de modo a mover o equilíbrio de baixos salários em que crianças trabalham, para outro de altos salários e sem trabalho infantil. Por outro lado, em economias pobres o efeito de uma intervenção dessa natureza poderia produzir efeitos contrários, pelo fato de nessas economias a demanda por trabalho ser tão baixa que o único ponto de intersecção entre oferta e demanda seria no segmento CF. Neste caso, a eliminação do trabalho infantil implicaria em levar crianças e pais a uma situação de maior pobreza.

Neste modelo, o trabalho infantil é determinado pela pobreza. Obviamente o trabalho infantil possui diversas outras causas, algumas delas vão além dos aspectos econômicos. Um modelo alternativo, desenvolvido por Lindbeck, Nyberg e Weibull (1999), avalia o trabalho infantil, dentre outras variáveis, sob o ponto de vista das normas sociais.

Por simplicidade, assume-se que cada família i possui uma criança e que a taxa de salários para crianças é fixada em w^c e, por isso, os benefícios derivados do trabalho da criança são também iguais a w^c . O custo do lazer da criança (*trade-off* entre trabalho e lazer) percebido pela família i é $c(i)$. Sem perda de generalidade assume-se que $c(i)$ cresce monotonicamente com i . Um outro custo incorrido por enviar a criança ao trabalho seria o custo social ou “*stigma cost*”, dado por θ . Este custo depende de quantas outras famílias mantêm suas crianças trabalhando, com efeito, $\theta(n)$, onde n é o número esperado de crianças que trabalharão e $\theta'(n) < 0$, o que sugere que as famílias se tornarão mais propensas a enviar os filhos ao trabalho precocemente quanto mais famílias estiverem fazendo o mesmo. Desse modo, no processo decisório, para avaliar se o trabalho da criança será lucrativo ou não, tem-se que deduzir estes custos dos benefícios potenciais. Portanto, a família i enviará a criança n ao trabalho somente quando $w^c - \theta(n) \geq c(i)$.

Define-se $\ell(n)$ como a família crítica que enviará a criança para o trabalho quando sua expectativa for a de que n crianças estarão trabalhando, no agregado. Portanto, $w^c - \theta(n) \equiv c[\ell(n)]$. Quando n for a quantidade de trabalho infantil agregada esperada, todas

as famílias $i \leq \ell(n)$ colocarão seus filhos para trabalhar. Portanto, a quantidade real de crianças que trabalharão é dada por $\ell(n)$. Evidentemente, n^* é quantidade de trabalho infantil de equilíbrio (considerando-se expectativas racionais) se $n^* = \ell(n^*)$.

Portanto, nessa perspectiva, as normas sociais são importantes para a determinação do trabalho infantil, particularmente os “*stigma costs*” incorridos por ter-se que enviar os filhos cedo para o trabalho. É fácil perceber que $\ell(n)$ é monotonicamente crescente. Assim, as normas sociais podem ser compatíveis com equilíbrios múltiplos.

Embora os modelos vistos anteriormente sejam bastante representativos, existem modelos bem mais amplos, nos quais são analisadas diversas variáveis.

O modelo desenvolvido por Gunnarson, Orazem e Sánchez (2003), apresenta um modelo de decisão familiar para alocação do tempo dos filhos entre estudo e/ou trabalho, levando em consideração características observáveis da criança, dos pais e da comunidade em que vivem, do mercado de trabalho e do tempo dedicado à escola.

Supõe-se que a criança aloca o seu tempo entre duas atividades: estudo e trabalho. Em que A é o tempo dedicado ao estudo e C o tempo dedicado ao trabalho, sendo o tempo normalizado, tem-se $A+C=1$.

Os retornos percentuais adquiridos pelos acréscimos unitários de escolaridade são dados pela função w .

$$\ln w = w\{h(E_t, A, H, \eta), Z, \varepsilon\} \quad (1.1)$$

Onde:

h : função dos anos de escolaridade (E_t);

A : tempo dedicado ao estudo;

H : vetor de características observáveis da criança, dos pais e da comunidade em que vive;

η : erro aleatório (características não-observáveis);

Z : vetor de características do mercado de trabalho local;

ε : erro aleatório.

A variável escolaridade possui retornos positivos, porém decrescentes, ou seja:

$$\frac{\partial w}{\partial E_t} > 0, \frac{\partial w}{\partial A} > 0, \frac{\partial h}{\partial E_t} > 0, \frac{\partial h}{\partial A} > 0 \text{ e } \frac{\partial^2 w}{\partial E_t \partial E_t} < 0, \frac{\partial^2 h}{\partial E_t \partial E_t} < 0 \quad (1.2)$$

Segundo Bryant (1990 apud BEZERRA, 2005), os rendimentos decrescentes da escolaridade decorrem de três pontos fundamentais:

- (i) os custos marginais da escolaridade aumentam com o acréscimo de anos de estudo, reduzindo, portanto, a taxa de retorno à educação;
- (ii) quanto mais tempo na escola menor o tempo restante para o trabalho, reduzindo-se a expectativa do benefício marginal decorrente da renda futura, resultado do maior nível de educação;
- (iii) princípio da produtividade marginal decrescente do fator trabalho que reduz o benefício marginal da escolaridade.

Para que a família decida sobre a alocação do tempo de seus filhos é necessário considerar o custo de oportunidade do investimento em educação, ou mesmo como acontece o retorno ao investimento em educação. Suponha-se que E_t sejam os ganhos anuais quando se acrescenta um ano de educação ao capital humano do indivíduo e E'_t os rendimentos sem acréscimo de educação, e que, por suposição, $E_t > E'_t$. O custo do acréscimo de um ano de escolaridade é dado pelo rendimento que o indivíduo adquiriria com o trabalho, E_0 , e pelo custo da educação propriamente dita (livros, mensalidades, etc), C . Assim, o custo de um ano adicional de escolaridade é dado por:

$$CMg = E_0 + C \quad (1.3)$$

O benefício futuro do aumento da escolaridade é dado pela diferença entre os ganhos, descontada pela taxa de retorno da educação, dada por i .

$$BMg = \sum (E_t - E'_t) / (1+i)^t \quad (1.4)$$

O indivíduo investirá em um ano adicional de educação quando o benefício marginal futuro igualar-se ao custo marginal deste acréscimo de escolaridade:

$$\sum (E_t - E'_t) / (1+i)^t = E_0 + C \quad (1.5)$$

Não se pode desconsiderar a possibilidade de investimento no mercado financeiro como uma variável a ser incluída no custo de oportunidade do investimento em educação. Portanto, sendo r a taxa de juros do investimento no mercado financeiro, se $i > r$, o indivíduo

investirá em capital humano, considerando a equação (1.5); se $i < r$, haverá preferência pelo investimento em ativos ou pelo ingresso no mercado de trabalho; se $i = r$, o indivíduo é indiferente entre as opções disponíveis.

A escolha ótima dos anos de estudo de uma criança ocorre no ponto de tangência da reta do valor presente do benefício futuro da educação adicional, que tem inclinação r , e a função log dos salários, que tem inclinação $\partial w / \partial E_t$. Portanto, a escolha ótima dos anos de estudo de uma criança ocorre quando o custo de oportunidade iguala-se ao benefício futuro esperado:

$$r = \partial w / \partial E_t \quad (1.6)$$

No Gráfico 1.2, considere-se como variável no eixo vertical o acréscimo de capital humano decorrente de um ano adicional de escolaridade. No eixo horizontal, o logaritmo dos ganhos adicionais decorrentes do capital humano adquirido pelos anos adicionais de escolaridade e da demanda por trabalho. Como se pode observar, há dois níveis de educação que satisfazem esta condição, E_1 é o ponto ótimo para crianças que trabalham e estudam e E_2 para as que só estudam. Os pais optarão por $A=1$ ou $A<1$ de acordo com sua função de maximização do valor presente do benefício futuro. Portanto, a opção $A=1$ irá dominar considerando que:

$$V(E_t, A=1, H, Z, \varepsilon) > V(E_t, A<1, H, Z, \varepsilon) \quad (1.7)$$

Onde $V(\cdot)$ é o valor presente dos salários associado à escolaridade (E_t) e ao tempo dedicado ao estudo (A).

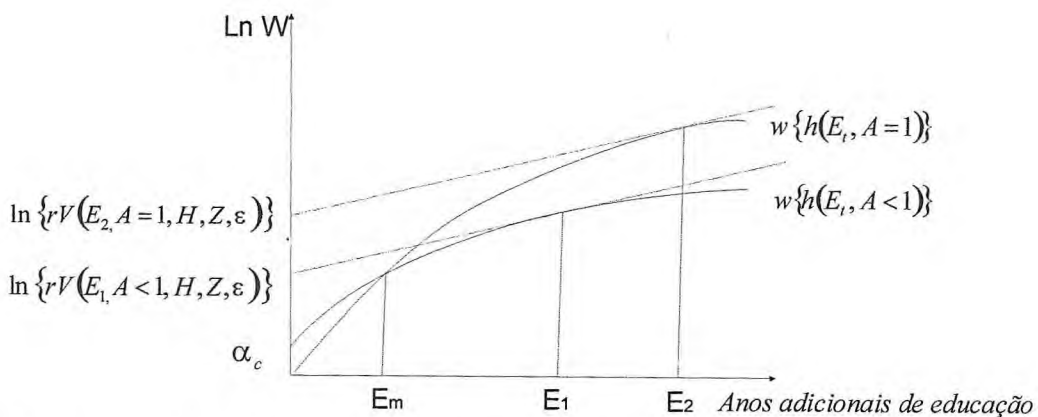


Gráfico 1.2: Dominância do benefício futuro para a criança que apenas estuda

Fonte: Gunnarson, Orazem e Sánchez (2003)

No entanto, o benefício futuro decorrente da dedicação exclusiva à escola nem sempre terá efeito dominante. Como podemos verificar no Gráfico 1.3, E_1 é o ponto em que a criança que estuda e trabalha iguala o benefício futuro esperado da educação adicional aos custos incorridos para adquiri-la. Para a criança que só estuda isto ocorre no ponto E_2 . Neste caso, o benefício futuro esperado para a criança que trabalha e estuda será maior do que aquele para a criança que apenas estuda. Isto decorre do fato de que alguns fatores como a baixa qualidade das escolas, ou o fraco incentivo dos pais à educação dos filhos, por vários motivos, incrementam a probabilidade de que a criança aloque o seu tempo entre estudo e trabalho. Adicionalmente, uma elevação dos salários que remuneram o trabalho infantil ou uma legislação relativamente negligente com relação ao trabalho de crianças, provocarão um aumento do valor presente da opção trabalhar e estudar, com relação à dedicação exclusiva ao estudo.

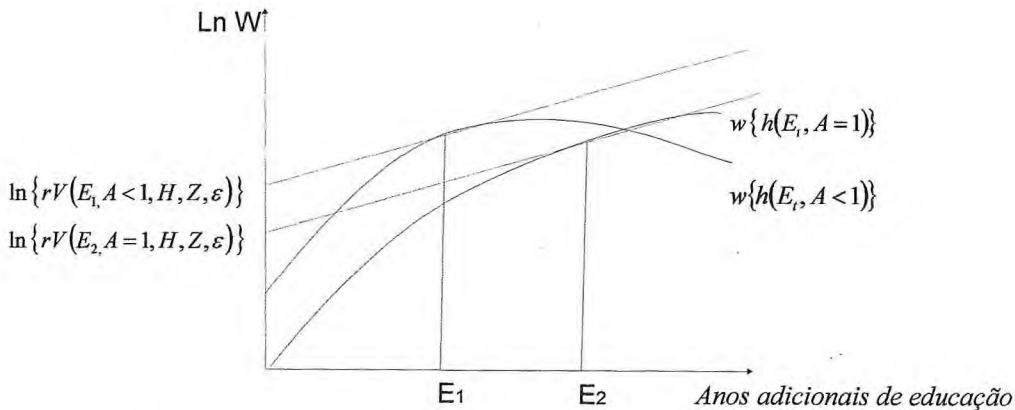


Gráfico 1.3: Dominância do benefício futuro para a criança que estuda e trabalha
Fonte: Gunnarson, Orazem e Sánchez (2003)

Feitas estas considerações, temos que a decisão familiar, com relação à alocação do tempo da criança, sendo a família uma unidade tomadora de decisão, objetiva maximizar a utilidade familiar em dois pontos principais: o consumo de bens e serviços e a aquisição de habilidades e conhecimento dos filhos visando a obtenção de melhores rendimentos futuros.

Tendo definido as variáveis a serem analisadas, partimos agora para a análise da base de dados, verificando a ocorrência e a definição dessas variáveis (Capítulo 02).

CAPÍTULO 02

A BASE DE DADOS

Neste capítulo, faz-se uma discussão do que é o trabalho infantil, principalmente por conta da quase inexistência de um consenso sobre o tema, e apresentam-se a base de dados utilizada e as variáveis a serem exploradas.

2.1. Definição de Trabalho Infantil

A definição de trabalho infantil está relacionada à idade da criança, à jornada de trabalho e ao tipo de atividade a que ela está submetida.

A Organização Internacional do Trabalho (OIT) define como crianças pessoas com idade inferior a 15 anos (ILO, 1998). Os estudos disponíveis na literatura econômica sobre trabalho infantil utilizam variações dessa definição de acordo com o propósito de análise, a legislação nacional e a disponibilidade de dados. Adicionalmente, a maioria deles considera o trabalho de crianças por uma hora ou mais na semana, que é a definição de crianças economicamente ativas da OIT, ou seja, crianças que realizam atividades produtivas, destinadas ou não ao mercado, remuneradas ou não, irregulares ou legais (esta definição não inclui as tarefas realizadas no lar). Sob esta acepção, várias crianças que trabalham por um número reduzido de horas são niveladas àquelas que têm uma jornada de trabalho intensa e insalubre. Diante disso, a OIT denomina *child laborer* a criança com idade inferior a 12 anos que esteja exercendo qualquer tipo de trabalho, ou aquela que tem entre 12 e 14 anos e trabalha em atividades que não são de risco, por 14 horas ou mais na semana, ou por uma hora ou mais na semana, quando a atividade é de risco.

Na legislação brasileira, é proibido o trabalho de crianças menores de 16 anos. Abre-se, porém, um precedente para o trabalho a partir dos 14 anos, sob a condição de aprendiz. Estabelece também a idade mínima de 18 anos para trabalhos que possam causar danos à saúde e proíbe qualquer trabalho subterrâneo para aqueles com idade inferior a 21 anos. Segundo a OIT (1998), a legislação brasileira é uma das mais rígidas quanto à idade mínima de ingresso no mercado de trabalho, equiparando-se aos Estados Unidos e à França. Na Inglaterra, por exemplo, a idade mínima é de 13 anos, na Bélgica e na maioria dos países da América Latina é de 14 e em países como Suíça, Alemanha, Itália e Chile a idade mínima é 15 anos.

Vários problemas de subestimação e superestimação derivam da adoção de uma definição ou outra. Levison et al. (2003) demonstrou, a partir dos dados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do IBGE, que parte do trabalho infantil é sazonal e intermitente. Isto é, as

crianças entram e saem da situação de emprego (desemprego) mais frequentemente que os adultos. Dessa forma, se o levantamento de dados realizado considera a semana anterior à pesquisa, o número de trabalhadores infantis é subestimado. O autor aponta que se considerado o trabalho exercido no ano, este número é bem maior. Há também o problema de subestimação para o trabalho de crianças do sexo feminino, as quais realizam amplamente o trabalho doméstico, se a pesquisa excluir o trabalho não remunerado realizado dentro do domicílio. Isto repercute no fato de a maioria dos dados disponíveis indicarem uma proporção maior de crianças do sexo masculino realizando algum tipo de trabalho.

Há também problemas de superestimação, considerando-se o número de horas trabalhadas por semana. Isto se deve ao nivelamento das atividades realizadas, referido anteriormente, que coloca num mesmo patamar crianças que entregam jornal e trabalham na agricultura, por exemplo, atividades de naturezas bastante diversas. Portanto, a delimitação de tais parâmetros se refletirá sobre os resultados aferidos, exigindo uma análise cuidadosa.

Dada a inexistência de um consenso sobre o tema e a necessidade de adequação à base de dados aqui explorada, optou-se por adotar a definição da OIT de crianças economicamente ativas, isto é, crianças com idade entre 5 e 14 anos, que tenham trabalhado por pelo menos uma hora nos 7 dias anteriores à pesquisa.

2.2. A Pesquisa de Padrão de Vida

Produzida pelo IBGE, em convênio com o Banco Mundial, a Pesquisa sobre Padrões de Vida (PPV) promoveu um estudo abrangente e integrado de temas socioeconômicos, utilizando uma mesma amostra de domicílios para a captação de efeitos sazonais, no período de março de 1996 a março de 1997.

Como se trata de uma pesquisa piloto, foi realizada apenas nas Regiões Nordeste e Sudeste, considerando 10 estratos geográficos: Região Metropolitana de Fortaleza, Região Metropolitana de Recife, Região Metropolitana de Salvador, restante da área urbana do Nordeste, restante da área rural do Nordeste, Região Metropolitana de Belo Horizonte, Região Metropolitana do Rio de Janeiro, Região Metropolitana de São Paulo, restante da área urbana do Sudeste e restante da área rural do Sudeste. O que permite uma análise apurada da influência dos fatores regionais nas variáveis que se busca explicar.

Com uma amostra de 4800 domicílios, 480 por estrato, os questionários foram aplicados a moradores com 5 anos ou mais de idade, em duas visitas ao mesmo domicílio em um intervalo de duas semanas, totalizando uma amostra de 19 409 indivíduos. Isto porque foi solicitado aos

entrevistados que anotassem as suas despesas durante aquelas duas semanas e correções à primeira parte do questionário deveriam também ser feitas na ocasião, buscando-se uma maior legitimidade das informações obtidas.

A PPV dispõe de dados sobre a participação dos indivíduos no mercado de trabalho a partir dos 5 anos de idade, características do domicílio, escolaridade, sexo, cor, idade, rendimentos, horas trabalhadas, etc. Investiga também sobre condições de moradia, tendências demográficas (migração, fecundidade, história dos nascimentos), acesso aos serviços de educação e saúde, nutrição e antropometria.

Destarte, a PPV é uma pesquisa diferenciada que, apesar de possuir uma amostra não representativa nacionalmente, permite uma análise multidimensional do tema proposto por este estudo. Vale ressaltar que esta base de dados tem sido pouco explorada nesse sentido, sendo que grande parte dos estudos sobre trabalho infantil utilizam a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), que fornece dados sobre educação, trabalho, rendimento e habitação, para indivíduos a partir dos 5 anos de idade, cujo desenho amostral permite a expansão dos resultados para todo país, e a Pesquisa Mensal de Emprego (PME), que fornece informações sobre emprego, desemprego escolaridade e salários, para as regiões metropolitanas de São Paulo, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, Recife, Salvador e Porto Alegre, para indivíduos a partir dos 10 anos de idade.

2.3. Variáveis Utilizadas

Como neste estudo pretende-se inferir sobre a decisão da família mediante a escolha entre escola e/ou trabalho para seus filhos, tem-se que avaliar como as variáveis “estudo” e “trabalho” são definidas pela base de dados utilizada.

Desta forma, na PPV, define-se como já tendo trabalhado o indivíduo que exerceu ocupação econômica remunerada em dinheiro, mercadorias, produtos ou somente em benefícios (moradia, alimentação, roupas, etc.), ou exerceu ocupação econômica, sem remuneração, durante pelo menos 1 hora por semana, em ajuda a membro da unidade domiciliar que tenha uma atividade econômica, ou como aprendiz, estagiário, etc. (IBGE, 1997b, p.21) Considera-se, portanto, a existência de subestimação no que tange ao trabalho realizado dentro do domicílio, haja vista a não inclusão do grupo que trabalha sem remuneração em tarefas realizadas no lar, as quais incluem em grande medida o trabalho doméstico exercido por crianças do sexo feminino. Por outro lado, pode haver superestimação, já que se considera o indivíduo que trabalhou por pelo menos uma hora na semana.

Considera-se como tendo trabalhado nos últimos 7 dias a pessoa que trabalhou, por pelo menos 1 dia na semana anterior à pesquisa. As pessoas que não haviam trabalhado nos últimos 7 dias, mas que possuíam algum trabalho e não o exerceram por motivo de férias, licença, falta voluntária ao trabalho, greve ou doença, também serão incluídas na sub-amostra como economicamente ativas. Além daquelas que mantiveram o vínculo de trabalho, mas durante toda a semana de referência, estavam afastadas por estar freqüentando curso de pós-graduação, formação ou especialização profissional (IBGE, 1997b, p.22).

Portanto, define-se aqui como indivíduos economicamente ativos, aqueles que afirmaram trabalhar nos últimos 7 dias, e os que apesar de não terem trabalhado neste período, possuíam algum trabalho. Alia-se a isso o fato de que trabalharam uma hora ou mais na semana.

Define-se estabelecimento de ensino como sendo creche, pré-escolar, 1º e 2º graus, supletivo, pré-vestibular, superior, mestrado ou doutorado, cursos de pós-graduação stricto-sensu e lato-sensu (IBGE, 1997b, p.22). Portanto, o indivíduo classifica-se como estudante se estiver freqüentando quaisquer destes estabelecimentos, incluem-se também aqueles que se declararam temporariamente ausentes do estabelecimento de ensino, por motivo de férias, greve, doença, etc.

Assim sendo, na Tabela 2.1 estão listadas as categorias que denotam a variável dependente do modelo, que é discreta, associadas à freqüência e percentual na amostra, para crianças de 5 a 14 anos.

Tabela 2.1: Crianças de 5 a 14 anos por categorias de estudo e/ou trabalho

Categorias	Freqüência	Percentual
Trabalham	165	5.96
Não estudam nem trabalham	186	6.71
Só estudam	2419	87.33
Total	2770	100.00

Fonte: PPV/IBGE. Elaboração Própria.

Na categoria “trabalham” estão todas as crianças de 5 a 14 anos que apenas trabalham ou trabalham e estudam, por conta de problemas de inferência com relação à amostra, dado que o número de crianças que apenas trabalham é pequeno.

As estatísticas descritivas para as variáveis explicativas são apresentadas na Tabela 2.2.

A maioria das variáveis explicativas é discreta. Algumas delas são binárias: sexo (valor 1 para sexo feminino, e 0 caso contrário), localização do domicílio (valor 1 para zona rural e 0 para zona urbana), região geográfica (valor 1 para Nordeste e 0 para Sudeste). A raça

do indivíduo é não branca (negra, parda, amarela ou indígena) quando o valor for igual a 1, e 0 caso contrário.

Tabela 2.2: Estatísticas Descritivas

Variáveis	Obs.	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Sexo	2770	0.48	0.50	0	1
Idade	2770	9.70	2.86	5	14
Cor ou Raça	2770	0.53	0.50	0	1
Nível de Instrução do Pai	2770	1.81	1.11	0	4
Nível de Instrução da Mãe	2770	1.85	1.05	0	4
Renda domiciliar per capita	2770	1596.66	2907.95	0	66809.05
Nº de pessoas no domicílio	2770	5.38	1.93	2	16
Localização do domicílio	2770	0.21	0.41	0	1
Grandes regiões	2770	0.52	0.50	0	1

Fonte: PPV/IBGE. Elaboração Própria.

A variável tamanho do domicílio leva em conta o número de pessoas residentes. A idade é quantificada em anos completos, fazem parte da amostra indivíduos com idade igual ou superior a 5 anos e igual ou inferior a 14 anos. A variável educação é representada pelos níveis abaixo:

0 - Nenhuma série completa
1 - Elementar incompleto Elementar completo
2 - Ensino fundamental ou 1º grau incompleto Ensino fundamental ou 1º grau completo
3 - Ensino médio ou 2º grau incompleto Ensino médio ou 2º grau completo
4 - Superior incompleto Superior completo Mestrado ou doutorado

Quadro 2.1: Escolaridade dos pais

Fonte: PPV/IBGE

Na seção seguinte, faz-se uma análise descritiva dos dados como forma de agregar elementos explicativos à análise dos resultados que serão obtidos com o modelo econométrico posteriormente.

2.4. Análise Preliminar dos Dados

O Gráfico 2.1 mostra a distribuição percentual de crianças de 5 a 14 anos com relação as seguintes categorias: trabalham e estudam ou apenas trabalham (doravante trabalham, por simplificação), não estudam nem trabalham e só estudam. Podemos verificar que no intervalo de 5 a 7 anos o percentual de crianças ociosas é bastante alto, o que sugere que a entrada das crianças em algum estabelecimento de ensino ocorre tardiamente, considerando a ampla definição de estabelecimento de ensino adotada pela PPV. Embora, no período analisado (1996 e 1997), a escolarização para crianças de 4 a 6 anos seja caracterizada, rigorosamente, como pré-escola, pois o ensino obrigatório no Brasil iniciava-se aos 7 anos de idade¹, isto é, a partir da entrada no ensino fundamental, sendo permitida também, mas não obrigatoriamente, a matrícula de crianças com seis anos de idade. Devemos ressaltar, porém, que estudos recentes têm demonstrado que a experiência da educação pré-escolar tem efeitos significativamente positivos no rendimento acadêmico posterior da criança, com repercussões sobre salário e emprego (BRASIL, 2001). O que é um alerta para as restrições na oferta de estabelecimentos voltados à educação infantil no Brasil, mostrado por alguns estudos (BRASIL, 2006b), com os quais nossos resultados parecem corroborar.

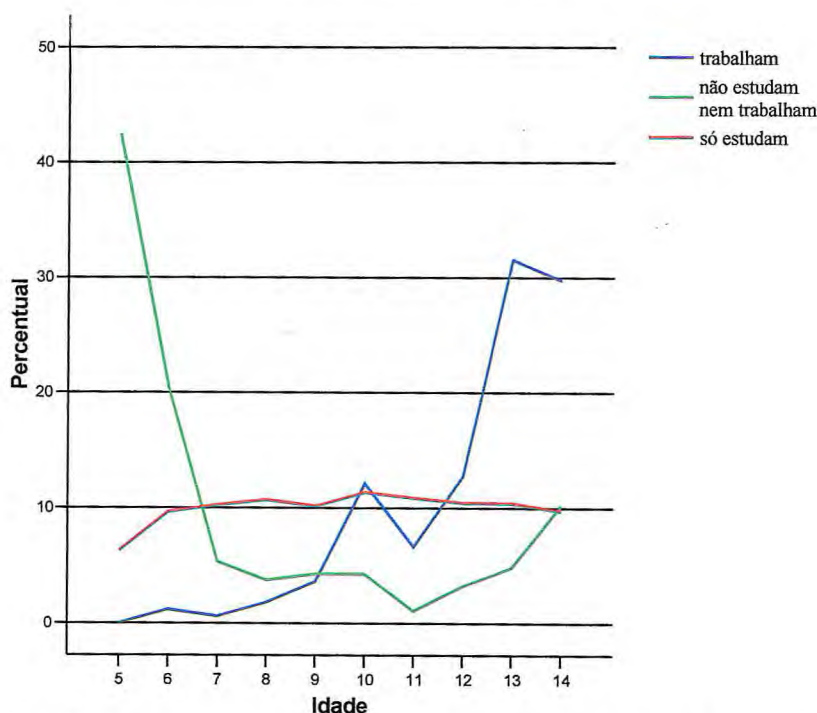


Gráfico 2.1: Distribuição percentual de crianças com idade de 5 a 14 anos, por categoria

Fonte: PPV/IBGE. Elaboração Própria

¹ A Lei 11274/2006 muda a duração do ensino fundamental no Brasil de oito para nove anos, transformando o último ano da educação infantil no primeiro ano do ensino fundamental. Sendo que as escolas têm até 2010 para adequarem-se à lei. Assim, o período de escolarização obrigatória passa a iniciar-se aos seis anos de idade (BRASIL, 2006a).

Podemos ainda, observar claramente a correlação positiva existente entre trabalho e idade. Ou seja, à medida que as crianças tornam-se mais idosas, aumenta o percentual daquelas que realizam algum tipo de atividade laboral.

Das crianças que apenas trabalhavam, quando perguntadas sobre as razões pelas quais não freqüentaram estabelecimento de ensino no período, 11,3% responderam que por falta de estabelecimento de ensino, 11,8% que por dificuldades financeiras, 11,3% por falta de interesse, 5,4% por falta de vaga e apenas 2,5% por causa do trabalho. As demais (58,8%) atribuíram as razões a outros fatores não detalhados pela PPV. Isto nos fornece evidências de que a freqüência escolar parece estar mais relacionada com a ineficiência e ineficácia do próprio sistema educacional de manter e integrar as crianças as escolas, embora boa parte do trabalho infantil no Brasil possa estar associado à condição de pobreza das famílias.

Quando observamos a distribuição percentual por cor ou raça, a maioria das crianças que trabalham (60,6%) e das ociosas (59,1%) é não-branca (Tabela 2.3). Vale ressaltar, no entanto, que o diferencial entre as crianças com relação a alocação do tempo entre escola e trabalho deve estar ligado também a outros fatores.

Tabela 2.3: Percentual de crianças de acordo com raça ou cor, por categoria

Cor ou raça	Trabalha	Não estuda nem trabalha	Só estuda
Branca	39.4	40.9	48.4
Negra, parda ou amarela	60.6	59.1	51.6
	100.0	100.0	100.0

Fonte: PPV/IBGE. Elaboração Própria.

A maioria das crianças que trabalham ou são ociosas pertence a áreas rurais das regiões Nordeste e Sudeste do país, enquanto aquelas que apenas estudam encontram-se predominantemente nas áreas urbanas, como podemos verificar na Tabela 2.4. Sendo que a quantidade de meninos que trabalham no meio rural é significativamente maior que a de meninas. Enquanto o percentual de meninas ociosas e que apenas estudam no meio rural é bem maior relativamente ao percentual de meninos. Para o meio urbano, o percentual de meninos que trabalham também é maior, no entanto relativamente menor. No que diz respeito às outras categorias, no meio urbano existe um certo equilíbrio entre as atividades desempenhadas entre meninos e meninas.

Tabela 2.4: Distribuição percentual de crianças por categoria com relação à região e localização do domicílio

Categorias	Sudeste		Nordeste	
	Urbano	Rural	Urbano	Rural
Só estuda	91.6	73.9	90.6	73.2
Não estuda nem trabalha	5.4	14.9	5.1	9.5
Trabalha	3.1	11.2	4.3	17.3
	100.0	100.0	100.0	100.0

Fonte: PPV/IBGE. Elaboração Própria.

Tabela 2.5: Distribuição percentual de crianças por categoria com relação ao sexo e à localização do domicílio

Categoria	Urbano		Rural	
	Homem	Mulher	Homem	Mulher
Só estuda	90.0	92.2	70.1	77.3
Não estuda nem trabalha	5.3	5.2	9.4	15.2
Trabalha	4.7	2.6	20.5	7.4
	100.0	100.0	100.0	100.0

Fonte: PPV/IBGE. Elaboração Própria.

Se observarmos esses dados com relação aos estratos geográficos investigados pela PPV, na Tabela 2.6, podemos ver alguns detalhes interessantes. A Região Metropolitana de Fortaleza está entre aquelas que apresentam o menor percentual de crianças que trabalham, perdendo apenas para as Regiões Metropolitanas do Rio de Janeiro e de São Paulo, respectivamente. Adicionalmente, a maioria das crianças que trabalham está no Nordeste rural (21,3%), seguido pelo Sudeste rural (10,8%). A região Nordeste apresenta um número expressivo de crianças ociosas relativamente ao Sudeste, exceto pela Região Metropolitana de Belo Horizonte (7,8%).

Tabela 2.6: Porcentagem de crianças em cada categoria por estrato geográfico*

Estrato Geografico	Trabalha	Não estuda nem trabalha	Só estuda
Região Met. de Fortaleza	2.5	4.5	92.9
Região Met. de Recife	4.0	5.9	90.1
Região Met. de Salvador	5.5	4.8	89.7
Restante Nordeste Urbano	5.3	7.8	86.9
Restante Nordeste Rural	21.3	7.8	70.9
Região Met. de Belo Horizonte	3.3	7.3	89.4
Região Met. do Rio de Janeiro	1.3	4.0	94.7
Região Met. de São Paulo	2.1	5.7	92.2
Restante Sudeste Urbano	6.4	4.0	89.6
Restante Sudeste Rural	10.8	15.5	73.7

Fonte: PPV/IBGE. Elaboração Própria.

*Estratos definidos pela PPV.

Quando observamos quais as atividades desempenhadas por aqueles que trabalham e sua posição na ocupação, percebemos que para grande parte o trabalho é não-remunerado, principalmente para os meninos, e que 51% das meninas são remuneradas, ao passo que 25% dos meninos o são (Tabela 2.7). Isto pode ser um indicativo do trabalho doméstico desempenhado largamente por meninas de baixa renda e do trabalho agrícola familiar realizado por meninos. Isto se confirma quando observamos as atividades desenvolvidas pelas meninas, 40,8% delas realizava algum tipo de serviço doméstico. Em segundo lugar ficam as atividades relacionadas com a agricultura e pecuária com 30,6%. Para os meninos destacam-se as atividades ligadas à agropecuária com 47,4%. O Gráfico 2.2 apresenta dados agregados a esse respeito.

Tabela 2.7: Porcentagem de crianças trabalhando, estratificada pela posição na ocupação

Posição	Homem	Mulher
Empregado	25.0	51.0
Trabalho não-remunerado	65.5	40.8
Conta-Própria	9.5	8.2
	100.0	100.0

Fonte: PPV/IBGE. Elaboração Própria.

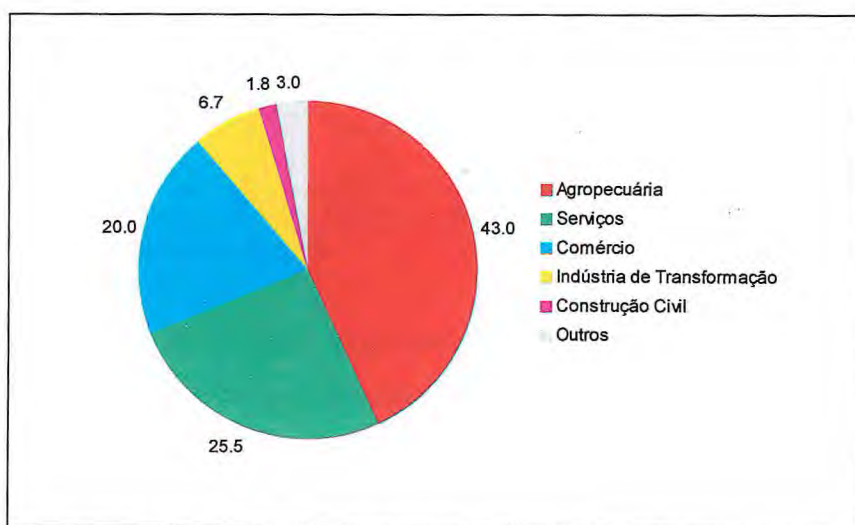


Gráfico 2.2: Porcentagem de crianças de 5 a 14 anos em diferentes ramos de atividade

Fonte: PPV/IBGE. Elaboração Própria

É importante também verificar quantas horas semanais são dedicadas ao trabalho para observarmos em que medida o trabalho pode prejudicar as horas de estudo, já que a maioria das crianças que trabalham também freqüenta a escola. Na Tabela 2.8, podemos observar que tanto no meio urbano quanto no meio rural, a maior parte das crianças trabalha entre (10-20] e

(20-40] horas semanais. Há ainda uma maior concentração de mulheres, relativamente aos homens, no último estrato, que pode estar relacionada à jornada de trabalho extensiva do serviço doméstico, que inclui finais de semana.

Tabela 2.8: Porcentagem de crianças que trabalham, estratificada pelo número de horas de trabalho semanais, por localização do domicílio e sexo

Horas/Semana	Homem		Mulher	
	Urbano	Rural	Urbano	Rural
(0-5]	7.5	4.8	3.6	14.3
(5-10]	7.5	7.9	14.3	9.5
(10-20]	34.0	38.1	17.9	33.3
(20-40]	41.5	33.3	42.9	23.8
(40-70]	9.4	15.9	21.4	19.0
	100.0	100.0	100.0	100.0

Fonte: PPV/IBGE. Elaboração Própria.

Um fato interessante a ser ressaltado é que 70% das crianças afirmaram trabalhar com algum parente. Sendo que na região Sudeste isto parece estar mais relacionado aos fatores culturais.

Tabela 2.9: Relações de Trabalho

Chefe Parente?	Sudeste				Nordeste			
	Homem		Mulher		Homem		Mulher	
	Urbano	Rural	Urbano	Rural	Urbano	Rural	Urbano	Rural
SIM	76.5	60.0	53.8	40.0	65.5	94.9	45.5	72.7
NAO	23.5	40.0	46.2	60.0	34.5	5.1	54.5	27.3
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

Fonte: PPV/IBGE. Elaboração Própria.

A Tabela 2.10 apresenta o percentual de crianças para cada categoria de acordo com a renda familiar per capita em salários mínimos. Percebemos que a maioria das crianças que trabalham possui renda familiar per capita mensal inferior a dois salários mínimos. Cerca de 38% das ociosas possuem uma renda familiar per capita inferior a meio salário mínimo, ao passo que 40,97% daquelas que só estudam possuem renda familiar per capita superior a dois salários mínimos.

Tabela 2.10: Distribuição percentual com relação à renda familiar mensal per capita em salários mínimos*, por categoria

Renda familiar mensal per capita em salários mínimos	Trabalha	Não estuda nem trabalha	Só Estuda
(0-0.5]	26.06	38.17	13.15
(0.5-1.0]	29.09	23.66	19.76
(1.0-2.0]	25.45	24.19	26.13
>2	19.39	13.98	40.97
Total	100	100	100

Fonte: PPV/IBGE. Elaboração Própria.

* O salário mínimo em 1997 era de R\$120.00.

Podemos observar melhor esta distribuição no Gráfico 2.3, que apresenta o percentual de crianças em cada categoria por quintis de renda familiar e localização do domicílio. Neste tipo de gráfico, a área colorida corresponde aos 25% acima e abaixo da mediana, e as linhas verticais acima e abaixo, os 25% superiores e inferiores, respectivamente, com suas amplitudes de variação. Para sua construção foram excluídos os *outliers*, definidos como aqueles casos que se situam a uma distância das beiradas da caixa superior a uma vez e meia o comprimento da caixa. Podemos observar claramente que a renda familiar na zona rural é relativamente menor, concentrando-se em torno do segundo quintil mais pobre. O que alerta para a necessidade de ponderação desse fato na interpretação dos resultados. Além disso, temos que considerar que a renda real nas zonas rurais tende a ser maior sob o ponto de vista do custo de vida. Desse modo, temos que considerar estes dois efeitos. Além disso, percebe-se

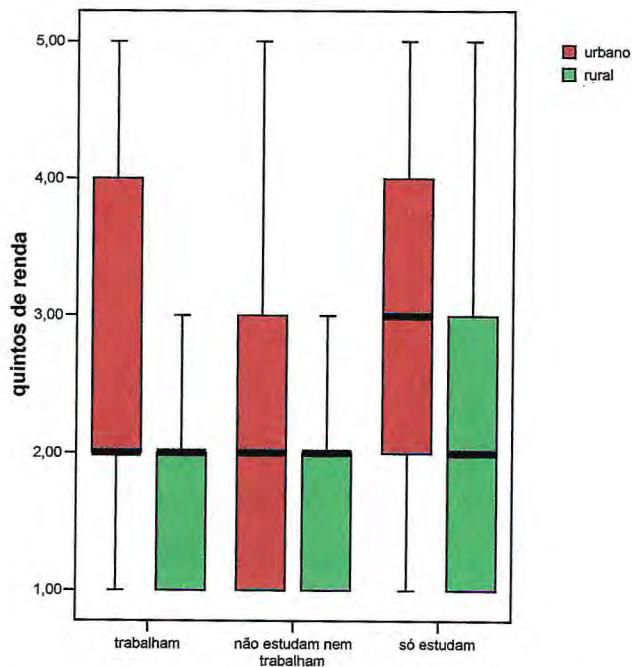


Gráfico 2.3: Distribuição percentual das categorias por localização do domicílio e quintis de renda

Fonte: PPV/IBGE. Elaboração Própria.

uma maior assimetria entre as áreas urbanas, indicando situações mais heterogêneas. Para o grupo de crianças do meio rural que só estudam, vê-se uma maior dispersão, embora a distribuição esteja centrada em torno do segundo quintil.

Como visto, dado que as crianças que trabalham, em geral, são aquelas mais pobres é importante verificar qual a contribuição dos rendimentos da criança para a renda familiar, o que pode ser observado na Tabela 2.11.

Tabela 2.11: Contribuição percentual do rendimento das crianças sobre a renda familiar

Estratos	Urbano	Rural
(0-10]	58.3	33.3
(10-20]	25.0	47.6
(20-30]	10.4	14.3
(30-40]	6.3	0.0
(40-100]	0.0	4.8
	100.0	100.0

Fonte: PPV/IBGE. Elaboração Própria.

Para 58,3% das crianças que trabalham no meio urbano a contribuição para a renda familiar fica entre 0 e 10%, ao passo que no meio rural esse número cai para 33,3%. Isto por que para as crianças do meio rural, cerca de 47%, essa contribuição sobe para 10% e 20%, enquanto que no meio urbano cai para 25%. Isto sugere que para as famílias do meio rural a contribuição dos rendimentos da criança para a renda familiar é mais significativa, temos que considerar, no entanto, como dito anteriormente, que a renda das pessoas do meio rural, em geral, é menor quando comparada a do meio urbano, o que pode refletir nos resultados.

Quando verificamos a distribuição percentual por categorias com relação à escolaridade da mãe, Tabela 2.12, que segundo a literatura é mais importante que a do pai para a determinação das atividades desempenhadas pela criança, temos que grande parte das crianças que trabalham possui mães com nível de escolaridade entre elementar e ensino fundamental, completos ou incompletos, 68,5% e 18,8%, respectivamente. Comportamento semelhante podemos verificar na categoria de crianças ociosas, que é de 55,9% e 26,3%, respectivamente. Enquanto que na categoria de crianças que só estudam, embora a maior parte das mães apresente nível de escolaridade semelhante ao das demais categorias, verificamos que, contrariamente às demais, 30,5% delas possui nível de escolaridade entre nível médio e superior.

Tabela 2.12: Percentual de crianças por categoria com relação à escolaridade da mãe

Escolaridade	Trabalha	Não estuda nem trabalha	Só estuda
0	5.5	10.8	4.0
1	68.5	55.9	38.9
2	18.8	26.3	26.6
3	6.1	5.9	21.0
4	1.2	1.1	9.5
	100.0	100.0	100.0

Fonte: PPV/IBGE. Elaboração Própria.

Com relação ao número de pessoas residentes no domicílio, um determinante bastante discutido pela literatura, que pode ser considerado uma *proxy* da fecundidade, analisando domicílios de baixa renda (renda igual ou inferior a R\$ 400,00), temos que a porcentagem de domicílios que têm, em média, 7 ou mais membros, com crianças que trabalham é de 50% (Tabela 2.13). Enquanto 28% daqueles que possuem crianças ociosas encontram-se também nesta faixa. O que é uma indicação de que quanto maior e mais pobre a família, maiores as necessidades de que as crianças trabalhem como forma de contribuir para a renda familiar. Vale lembrar que parte das crianças que trabalham não é remunerada, mas isso pode ser um indicativo de que elas trabalhem em casa para permitir que os pais trabalhem fora, o que também pode ser considerado uma contribuição para a renda familiar. Vale ressaltar também, que o efeito do tamanho do domicílio no trabalho infantil muda consideravelmente dependendo do número de irmãos mais velhos ou mais novos, do nível de desenvolvimento local, dos gastos dos estados com programas sociais e da cultura familiar (Kassouf, 1999).

Tabela 2.13: Número de pessoas no domicílio, por categoria

Tamanho do domicílio	Trabalha	Não estuda nem trabalha	Só estuda
2	0.0	1.4	2.1
3	10.0	12.9	10.8
4	15.0	14.3	25.8
5	10.0	25.7	23.4
6	15.0	17.1	11.7
7 ou mais	50.0	28.6	26.2
	100.0	100.0	100.0

Fonte: PPV/IBGE. Elaboração Própria.

Conclui-se, portanto, que o trabalho infantil tem proporcionalmente maior importância no meio rural, em atividades agropecuárias e, normalmente, é desenvolvido dentro da própria família. Podemos dizer que parte do trabalho infantil está associado à pobreza, mas não somente. Em alguns casos está ligado a tradições familiares, e à própria incapacidade das

escolas de atração e manutenção das crianças, ou mesmo à sua inexistência. Mas em algumas situações a renda do trabalho infantil faz parte de uma estratégia das famílias mais pobres objetivando aumentar sua renda. Está também relacionado com características como cor ou raça, idade, sexo e estrutura da família. Variáveis estas também correlacionadas com a renda e, por isso, é difícil falar isoladamente dos efeitos de cada uma delas, tarefa que pretendemos realizar a partir da análise do modelo econométrico de escolha discreta a ser explorado nos capítulos seguintes.

CAPÍTULO 03

MODELO ECONOMÉTRICO

A maioria dos estudos que tentou estimar os determinantes do trabalho infantil utilizou modelos probit, probit bivariado ou logit multinomial (KASSOUF, 2005). Aqui, utilizaremos o modelo logit multinomial. Neste capítulo apresentamos sua estrutura, vantagens e limitações, de forma a justificar sua utilização.

3.1. Modelo Logit Multinomial

Os modelos de escolha discreta representam uma mudança significativa na metodologia da pesquisa social por oferecerem soluções para a estimação mais eficiente de fenômenos com variáveis categóricas.

Estes modelos possuem variáveis dependentes de natureza limitada, qualitativa ou quantitativa. Objetivam determinar a probabilidade de um indivíduo, com um dado conjunto de atributos, fazer uma escolha específica em detrimento de outra. A idéia implícita é a de que, para a ocorrência de determinado fenômeno, existem fatores coletivamente determinantes para a escolha individual.

Como neste estudo, pretende-se inferir sobre a decisão da família mediante a escolha entre escola e/ou trabalho para seus filhos, define-se como possibilidades de escolha familiar, com relação às atividades realizadas pela criança, os seguintes casos:

- (i) estudar e não trabalhar;
- (ii) trabalhar; ou
- (iii) não estudar e não trabalhar.

Por isso, a variável Y_i é observada de forma indireta, porque resulta da integração de duas outras variáveis observadas diretamente, quais sejam:

$$w_i = \begin{cases} 1, & \text{se a criança } i \text{ trabalha} \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases}$$

$$z_i = \begin{cases} 1, & \text{se a criança } i \text{ estuda} \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases}$$

A partir da combinação de tais variáveis, obteremos os valores de Y_i que correspondem às categorias mencionadas acima:

$$Y_i = 0 \Leftrightarrow w_i = 0 \wedge z_i = 1$$

$$Y_i = 1 \Leftrightarrow w_i = 0 \wedge z_i = 0$$

$$Y_i = 2 \Leftrightarrow w_i = 0, \forall z_i$$

As possibilidades de escolha delineadas precisam ser mutuamente excludentes, exaustivas e finitas. A categoria (ii) inclui as alternativas “só trabalha” e “trabalha e estuda”, que foram agregadas por conta dos problemas de inferência com relação à amostra, expostos na Seção 2.3.

A cada alternativa acima está associada determinada utilidade que, por hipótese, é o fator norteador do processo decisório familiar. A utilidade obtida pela família i ao optar pela alternativa j pode ser decomposta em duas partes: V_{ij} é a utilidade conhecida, que corresponde aos parâmetros associados às características do tomador de decisão, que por hipótese possuem influência sobre a sua opção pela alternativa j . Isto é, são as características inclusas no modelo. E ε_{ij} que é o componente estocástico e, portanto, inclui todos os elementos que possam influenciar a escolha do tomador de decisão omitidos pelo modelo. Portanto,

$$U_{ij} = V_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad \forall j \quad (3.1)$$

Onde:

U_{ij} é a utilidade do indivíduo i por optar pela alternativa j ;

V_{ij} é o vetor de características do indivíduo i ; e

ε_{ij} é o componente estocástico.

Os modelos de escolha discreta são normalmente derivados sob a hipótese de que o comportamento do tomador de decisão é o de maximização da utilidade¹, são denominados *random utility models* (RUMs). Estes modelos descrevem a relação entre as variáveis explanatórias e a escolha efetuada pelo tomador de decisão, sem fazer uma referência rigorosa de como a escolha é feita, ou seja, são derivados a partir da maximização da utilidade, mas também são consistentes para situações que não envolvem tal comportamento.

A escolha de um modelo adequado ao fenômeno estudado deve basear-se no comportamento do componente aleatório da utilidade. Entre os modelos de escolha discreta, o

¹Em alguns casos, a especificação adequada para a utilidade representativa pode ser não-linear. No entanto, sua estimação oferece maiores dificuldades, dado que a função log-verossimilhança pode não ser globalmente côncava, como no logit com utilidade linear nos parâmetros, além de grande parte dos softwares econométricos não permitirem a sua estimação.

logit é o mais simples e o mais utilizado (TRAIN, 2003). Esta popularidade deve-se à configuração da fórmula de probabilidade de escolha do logit, por ser fechada e mais facilmente interpretável, além do fato de a aplicação de um modelo de regressão linear, nesses casos, possuir algumas desvantagens². Isto só é possível a partir da suposição de que ε_{ij} é independente e identicamente distribuído para valores extremos, como veremos adiante.

O logit é um modelo de escolha binária. Quando generalizamos seus resultados para casos em que os indivíduos escolhem entre três ou mais alternativas mutuamente excludentes, temos o modelo logit multinomial.

Para derivarmos o modelo, consideremos que a função de probabilidade para cada componente não observado da utilidade é:

$$f(\varepsilon_{ij}) = e^{-\varepsilon_{ij}} e^{-e^{-\varepsilon_{ij}}} \quad (3.2)$$

A função de distribuição cumulativa, por sua vez, é dada por:

$$F(\varepsilon_{ij}) = e^{-e^{-\varepsilon_{ij}}} \quad (3.3)$$

A variância dessa distribuição é, por hipótese, $\pi^2/6$. Isto equivale a normalizar o modelo com relação à medida da utilidade, isto é, se adicionarmos ou multiplicarmos uma constante a cada uma das alternativas, a escolha do tomador de decisão não se alterará. E normalizando a medida da utilidade, também normalizaremos a variância dos erros. Segundo Train (2003), em geral, a porção não observada da utilidade terá variância $\sigma^2 \times (\pi^2/6)$. Ou seja, a variância é qualquer número múltiplo de $\pi^2/6$. Se dividirmos (3.1) por σ , teremos $U_{ij}/\sigma = V_{ij}/\sigma + \varepsilon_{ij}/\sigma$, assim, obteremos uma nova variância: $Var(\varepsilon_{ij}/\sigma) = (1/\sigma^2)Var(\varepsilon_{ij}) = (1/\sigma^2) \times \sigma^2 \times \pi^2/6 = \pi^2/6$. Desse modo, os parâmetros do modelo serão estimados como β/σ , ou seja, os coeficientes estimados mostrarão o efeito de cada variável observada relativamente à variância dos fatores não observados, que é homocedástica.

Dadas as alternativas j e h , a família optará pela alternativa j se esta lhe fornecer uma utilidade maior que a alternativa h . Portanto, para $P(U_{ij} > U_{ih})$, $\forall h \neq j$, a família optará pela alternativa j ao invés de h .

Suponha que $V_{ij} = 4$ e $V_{ik} = 3$. Portanto, para os fatores observáveis, a alternativa j é melhor que a alternativa k , para o indivíduo i . Isto não significa dizer, no entanto, que o

² Ver WOOLDRIDGE (2005).

indivíduo i , necessariamente, escolherá a alternativa j ao invés de k , ou seja, ele poderá escolher a alternativa k se o componente não observado da utilidade para k for maior do que para j em pelo menos 1 unidade, isto é, $\varepsilon_{ik} - \varepsilon_{ij} > 1$.

Formalmente, a probabilidade de a família i escolher a alternativa j é dada por (3.4) (MCFADDEN, 1974 apud TRAIN, 2003).

$$\begin{aligned} P_{ij} &= P(U_{ij} > U_{ih} \quad \forall j \neq h) \\ P_{ij} &= P(V_{ij} + \varepsilon_{ij} > V_{ih} + \varepsilon_{ih} \quad \forall j \neq h) \\ &= P(\varepsilon_{ih} < \varepsilon_{ij} + V_{ij} - V_{ih} \quad \forall j \neq h) \end{aligned} \quad (3.4)$$

Como dito anteriormente, o modelo é obtido a partir da suposição de que ε_{ij} é independente e identicamente distribuído para valores extremos, ou possui distribuição de Gumbel. Esta hipótese confere ao modelo vantagens e limitações que serão discutidas posteriormente. Já o modelo probit multinomial, por exemplo, relaxa essa hipótese, assumindo que o componente aleatório possui uma distribuição normal. No entanto, apresenta maiores dificuldades para sua estimação.

Dado ε_{ij} , (3.3) é a distribuição acumulada para cada ε_{ih} . Assumindo ser o componente estocástico independente, esta distribuição acumulada para todo $j \neq h$ pode ser decomposta como o produto das distribuições cumulativas individuais:

$$P_{ij} | \varepsilon_{ij} = \prod_{j \neq h} e^{-e^{-(\varepsilon_{ij} + V_{ij} - V_{ih})}} \quad (3.5)$$

Como ε_{ij} obviamente não é conhecido, a probabilidade de escolha da alternativa j será dada pela integral de (3.5) com relação a ε_{ij} , ponderada por sua função de densidade (3.2):

$$P_{ij} = \int_{\varepsilon_{ij}=-\infty}^{\infty} \left(\prod_{j \neq h} e^{-e^{-(\varepsilon_{ij} + V_{ij} - V_{ih})}} \right) e^{-\varepsilon_{ij}} e^{-e^{-\varepsilon_{ij}}} d_{\varepsilon_{ij}} \quad (3.6)$$

Dessa integral resulta³,

$$P_{ij} = \frac{e^{V_{ij}}}{\sum_h e^{V_{ih}}} \quad (3.7)$$

Onde $V_{ij} = X_i \beta_j$.

³ Ver Train (2003), p. 78-79

Logo, no modelo logit multinomial, a probabilidade de escolha da alternativa j é dada por:

$$P(Y_i = j|X_i) = \frac{e^{X_i\beta_j}}{\sum_{h=1}^J e^{X_i\beta_h}}, \quad \begin{matrix} i = 1, \dots, n \\ j = 1, \dots, J \end{matrix} \quad (3.8)$$

Onde:

X_i é um vetor $1 \times K$, cujo primeiro elemento é a unidade, de características do indivíduo i ;

β_j é um vetor $K \times 1$, $j=1, \dots, J$, de parâmetros associados à alternativa j ; e

Y_i é uma variável aleatória que indica a escolha j da família i .

Como existem três alternativas possíveis em nosso modelo e este será estimado com intercepto, a probabilidade de escolha para cada uma delas será:

$$P(Y_i = j|X_i) = \frac{e^{(\alpha_j + X_i\beta_j)}}{\sum_{h=0}^2 e^{(\alpha_h + X_i\beta_h)}}, \quad j = 0, 1, 2 \quad (3.9)$$

Note que os parâmetros são indexados por j , isto significa dizer que existe um conjunto de coeficientes para cada alternativa, onde cada um deles corresponde ao efeito de cada variável X_k sobre esta alternativa. Tendo em vista que o modelo dado em (3.9) nos fornece $J+1$ equações, mas apenas J delas podem ser estimadas, temos um problema de indeterminação. Para removê-la, definimos uma categoria de referência, $Y_i = 0$, fazendo $\alpha_0 = 0$ e $\beta_0 = 0$ (CAMERON; TRIVEDI, 2005; GREENE, 1997). Com efeito,

$$P(Y_i = j|X_i) = \frac{e^{(\alpha_j + X_i\beta_j)}}{1 + \sum_{h=1}^2 e^{(\alpha_h + X_i\beta_h)}}, \quad j = 1, 2 \quad (3.10)$$

Cada uma destas J equações é um logit binomial entre a alternativa j e a categoria de referência. Vale ressaltar que a categoria selecionada como referência, rigorosamente, depende dos objetivos do pesquisador. De acordo com Cameron e Trivedi (2005) para cada fenômeno estudado existe uma espécie de categoria de referência natural. Aqui, faz sentido

analisar os desvios de comportamento com relação a uma situação que supostamente seria a natural, que é aquela em que a criança apenas estuda.

Sendo que a função de probabilidade total deve somar 1, podemos obter facilmente a probabilidade de ocorrência da categoria de referência a partir de (3.11).

$$P(Y_i = 0|X_i) = 1 - \sum_{j \neq 0} P(Y_i = j|X_i) \quad (3.11)$$

O modelo é estimado por máxima verossimilhança. A função de máxima verossimilhança para uma amostra de N observações independentes é dada por:

$$L_N = \prod_{i=1}^N \prod_{j=1}^m p_{ij}^{y_{ij}} \quad (3.12)$$

Onde i denota o i -ésimo indivíduo da amostra e j a j -ésima de m alternativas. Logaritimizando-a temos,

$$LL_N = \ln L_N = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^m y_{ij} \ln p_{ij} \quad (3.13)$$

Onde $p_{ij} = F_j(X_i, \beta) = \frac{e^{X_i \beta_j}}{\sum_h e^{X_i \beta_h}}$, que é a função de probabilidade do logit multinomial.

Estima-se β maximizando (3.13), que McFadden (1974 apud WOOLDRIDGE, 2002) comprovou ser globalmente côncava, o que fundamenta este problema de maximização.

As condições de primeira ordem⁴ para a função de máxima verossimilhança são dadas por:

$$\begin{aligned} \frac{\partial L}{\partial \beta_k} &= \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^m \frac{y_{ij}}{p_{ij}} \frac{\partial p_{ij}}{\partial \beta_k} = 0 \\ &= \sum_i [y_{ik} - p_{ik}] X_i = 0 \end{aligned} \quad (3.14)$$

No modelo logit multinomial um parâmetro com sinal positivo não significa um acréscimo na probabilidade de ocorrência da alternativa que ele representa, a interpretação deve ser feita com relação à categoria de referência (CAMERON; TRIVEDI, 2005). A equação (3.15) mostra que até mesmo a direção dos efeitos não é totalmente determinada pelo sinal de β_j (WOOLDRIDGE, 2002). Como as estimações envolvem funções não-lineares, a

⁴ Ver Apêndice A.

magnitude do efeito marginal de uma variável explanatória sobre a variável dependente não é o coeficiente β , deve ser calculado para cada caso. Segundo (CAMERON; TRIVEDI, 2005), os efeitos marginais⁵ podem ser calculados a partir de:

$$\frac{\partial p_{ij}}{\partial X_i} = p_{ij}(\beta_j - \bar{\beta}_i) \quad (3.15)$$

Onde $\bar{\beta}_i = \sum_h p_{ih}\beta_h$.

Para as variáveis contínuas o efeito marginal é a variação da probabilidade de ocorrência da alternativa j em resposta a um aumento do valor da variável independente, avaliado no seu valor médio. Para as variáveis dummy o efeito marginal ilustra a variação da probabilidade de escolha da alternativa j entre os dois grupos considerados.

Para tratamento dos dados e estimação do modelo serão utilizados os programas SPSS 12.0 e STATA 8.0, respectivamente.

Para testar a validade do modelo estimado serão utilizados os seguintes indicadores⁶: teste da razão de verossimilhança, Pseudo- R^2 e teste de Hausman.

3.1.2. Limitações do Modelo Logit Multinomial

Segundo Train (2003), o modelo logit possui três importantes limitações:

- (i) não pode representar variação aleatória das preferências;
- (ii) exibe padrões de substituição restritivos, dados pela propriedade da independência das alternativas irrelevantes (IAI); e
- (iii) não pode ser utilizado para dados em painel, quando os fatores não observados são correlacionados ao longo do tempo para cada tomador de decisão.

Aqui, apenas as duas primeiras são relevantes. O logit só pode captar variações sistemáticas nas preferências do tomador de decisão a partir das características observáveis. Mas não capta o efeito das características não observáveis sobre a variação das preferências, inclusive pela própria aleatoriedade do comportamento humano. Ou seja, pessoas com as mesmas características podem optar por alternativas diferentes, e o modelo não captará.

⁵ Ver Apêndice A.

⁶ Ver Apêndice B.

Assim, para cada variável que integra o modelo, tem-se associada a ela uma série de fatores não observáveis que se agregam ao erro aleatório conjunto. Desse modo, a hipótese de que o termo do erro aleatório é independente e identicamente distribuído é violada, porque os erros são correlacionados entre as alternativas. Adicionalmente, se as características não observadas do tomador de decisão variam para uma dada alternativa, a variância do erro aleatório também varia, violando a hipótese de que os erros são homocedásticos.

O modelo logit implica um certo padrão de substituição entre as alternativas. Se esta substituição realmente ocorre de acordo com a especificação adotada, esse modelo é apropriado. No entanto, para que o modelo capte padrões de substituição mais sofisticados, são necessários modelos mais flexíveis. Essa restrição do modelo logit manifesta-se na razão constante de probabilidade logística, que implica na hipótese da independência das alternativas irrelevantes.

Para duas alternativas quaisquer, j e k , a razão de probabilidade logística é dada por:

$$\frac{P_{ij}}{P_{ik}} = \frac{e^{V_{ij}} / \sum_h e^{V_{ih}}}{e^{V_{ik}} / \sum_h e^{V_{ih}}} = \frac{e^{V_{ij}}}{e^{V_{ik}}} = e^{V_{ij} - V_{ik}} \quad (3.16)$$

Pode-se observar que a razão de probabilidade logística não depende de alternativas diferentes de j ou k , mesmo que haja outras possibilidades de escolha (TRAIN, 2003). Neste caso, diz-se que o modelo possui alternativas irrelevantes independentes (IAI). Ou seja, a razão de probabilidades para as alternativas j e k permanecerá constante, embora uma outra possibilidade de escolha seja incorporada ao modelo, dado que a mudança na probabilidade de ocorrência para as alternativas j e k variará na mesma proporção. Isto é uma decorrência da hipótese assumida da independência dos erros no modelo original. Portanto, dado que as probabilidades relativas para um subgrupo de alternativas não serão afetadas pela existência de atributos ou de outras alternativas não incluídas no modelo, a omissão de alternativas não afetará a consistência dos estimadores.

Essa hipótese pode não ser tão restritiva quanto parece à primeira vista, pois como a distribuição do componente aleatório depende da especificação dada à utilidade, se o termo V_{ij} for suficientemente especificado, a porção não observada que compõe a utilidade tende a ser um “ruído branco” (TRAIN, 2003). Vale ressaltar, que a média de uma distribuição para valores extremos é diferente de zero, no entanto, como estamos interessados apenas na diferença entre a utilidade fornecida por uma alternativa com relação à outra, esta medida não

é importante, já que tratamos da abordagem ordinal da teria do consumidor. Além disso, a diferença entre dois termos aleatórios com médias iguais possui média zero. No entanto, ela pode ser irrealista em algumas situações, mas nos casos em que esta oferece uma aproximação razoável da realidade, ela apresenta várias vantagens. Primeiro porque é possível estimar um modelo através de um subgrupo de alternativas obtendo-se parâmetros consistentes, isto é bastante vantajoso quando há um número bastante grande de alternativas a serem consideradas. Uma outra vantagem é quando o pesquisador está interessado em examinar escolhas apenas em um subgrupo de alternativas, e não entre todas elas.

Por outro lado, se no modelo que inclui um subconjunto de alternativas, os estimadores dos coeficientes forem inconsistentes (HAUSMAN; MCFADDEN, 1984 apud TRAIN, 2003), as alternativas são dependentes, contrariando a hipótese assumida de independência dos termos de perturbação, isto é, a hipótese da independência das alternativas irrelevantes (IAI).

Desse modo, para comprovar a validade do modelo estimado temos que testar a hipótese da independência das alternativas irrelevantes (IAI), o que faremos através do teste de Hausman.

Em suma, a utilização do modelo logit multinomial justifica-se pela facilidade com que pode ser estimado, além do fato de podermos testar a validade da hipótese assumida, para sua derivação, sobre o comportamento do componente aleatório da utilidade. Neste caso, se o teste de Hausman nos fornecer evidências para a não rejeição da hipótese nula (ver Apêndice B) poderemos utilizá-lo. Adicionalmente, Kassouf (1999) estimou modelos do tipo logit multinomial e probit para um propósito semelhante, não encontrando variações significativas nos resultados, entre um modelo e outro.

Além disso, segundo Train (2003), quando se desconfia que os erros são correlacionados entre as alternativas, dada a especificação da utilidade representativa, têm-se três opções:

- (i) utilizar um outro modelo que permita a correlação entre os erros, como o probit multinomial;
- (ii) reespecificar a utilidade representativa de sorte que esta correlação seja capturada e os erros remanescentes sejam independentes; ou
- (iii) continuar a utilizar o logit, com a mesma especificação da utilidade representativa, mas considerando que ele fornecerá uma aproximação dos resultados. Isto depende dos objetivos do pesquisador, pois, em geral, os

efeitos da violação das hipóteses do logit tendem a ser menores para a estimação da média das preferências (o que é nosso objetivo aqui), do que para previsão de padrões de substituição⁷.

Vale ressaltar também, que não descartamos a possibilidade de ocorrência de endogeneidade no modelo proposto, mas tendo em vista a complexidade das metodologias propostas para a correção deste problema em modelos não lineares, optou-se por admitir a hipótese de que a possível endogeneidade de algumas variáveis também não afetará significativamente os resultados auferidos.

⁷ Ver Train (2003, p. 49-50).

CAPÍTULO 04

ESTIMAÇÃO E RESULTADOS

Este capítulo descreve e discute os resultados auferidos a partir da estimação do modelo logit multinomial, para uma amostra de 2770 observações, através do software STATA 8.0.

4.1. Resultados e Discussões

A Tabela 4.1 ilustra os resultados obtidos a partir da estimação do modelo logit multinomial. Como dito anteriormente, os indivíduos podem escolher entre três alternativas mutuamente excludentes: trabalhar, não trabalhar nem estudar e só estudar. Dadas estas alternativas, os resultados foram obtidos tomando como referência a alternativa “só estudam”. A Tabela 4.1 apresenta as estimativas dos efeitos marginais e alguns testes.

Considerando-se o Pseudo- R^2 , pode-se afirmar que a qualidade do ajustamento do modelo, em termos globais, não é fraca. Adicionalmente, pelo teste da razão de verossimilhança o modelo é globalmente significativo. O teste de Hausman não nos permite rejeitar a hipótese da independência das alternativas irrelevantes (IAI).

Dada a validade do modelo estimado, apresenta-se a seguir, para cada variável, a interpretação dos resultados obtidos.

(i) Sexo

O sexo da criança é significativo para a alternativa trabalha, mas não o é para a categoria não estuda nem trabalha. O fato de ser mulher reduz em 0,019 a probabilidade de escolha da alternativa trabalha e amplia em 0,016 a probabilidade de só estudar, relativamente aos homens. Isto pode ser, em parte, o resultado da desconsideração do trabalho doméstico exercido por meninas dentro do próprio domicílio, tipo de trabalho não contemplado pela definição de crianças economicamente ativas da OIT. Pode também estar associado ao trabalho desempenhado por meninos na agricultura familiar.

Tabela 4.1: Modelo logit multinomial

Variáveis	Efeitos Marginais por Categoria		
	Trabalha	Não trabalha nem estuda	Só estuda
Sexo	-0.019 (-4.31)***	0.003 (-0.67)	0.016 (2.52)**
Idade	0.010 (8.74)***	-0.010 (-7.01)***	0.000 (-0.02)
Cor ou Raça	-0.001 (-0.38)	0.003 (-0.67)	-0.002 (-0.31)
Educação do Pai	-0.006 (-2.39)**	-0.002 (-0.65)	0.008 (2.01)**
Educação da Mãe	-0.005 (-1.89)*	-0.009 (-2.59)**	0.014 (3.25)***
Renda domiciliar per capita	0.000 (-1.03)	-0.0001 (-4.71)***	0.0001 (4.77)***
Numero de pessoas no domicilio	0.000 (-0.57)	0.002 (1.84)*	-0.003 (-1.8)*
Localização do domicílio	0.036 (4.10)***	0.009 (-1.49)	-0.046 (-4.30)***
Grandes regiões	0.008 (2.12)**	-0.017 (-3.2)***	0.009 (-1.32)
Nº Obs.	2770		
LR chi2(18)	561.18		
Prob>chi2	0.000		
Log likelihood	-1014.94		
Pseudo R2	0.2166		
Teste de Hausman	0.57		
Prob>chi2	1.000		

*** Denota significância de 1%

** Denota significância de 5%

* Denota significância de 10%

(ii) Idade

A idade exerce um efeito positivo sobre a probabilidade de a criança trabalhar, ou seja, para o acréscimo de um ano na idade, a probabilidade da criança trabalhar aumenta em 0,010. Isso está relacionado ao custo de oportunidade de manter a criança apenas estudando à medida que ela se torna mais velha (WORLD BANK,2001). Ou seja, a idade da criança tem reflexos sobre sua experiência e acúmulo de capital humano, o que pode estar associado a maiores rendimentos e, portanto, implica um custo de oportunidade crescente com relação à criança permanecer apenas estudando à medida que ela se torna mais idosa. Um efeito negativo na alternativa não estuda e nem trabalha indica que à medida que a criança torna-se

mais idosa reduz-se a probabilidade de escolha desta alternativa em 0,010. Isto pode ser explicado, em parte, pela quantidade significativa de crianças na faixa de 5 e 6 anos que se enquadram nesta categoria.

(iii) Localização do domicílio

A localização do domicílio não é significativa para explicar a opção por não estudar nem trabalhar, mas é fortemente significativa para a determinação do trabalho infantil, sendo que o fato de morar no meio rural amplia em 0,036, a probabilidade de a criança trabalhar, relativamente àquelas dos centros urbanos. Enquanto reduz a probabilidade dela só estudar em 0,046. Isto acontece porque a decisão dos pais de enviar os filhos ao trabalho é relativamente mais flexível no meio rural, já que elas podem ser engajadas no trabalho rural, principalmente na agricultura familiar. Segundo Kassouf (1999), isto é facilitado pelo fato dos problemas frequentemente enfrentados pelas crianças nas áreas urbanas como transporte, desemprego e fiscalização, não existirem ou serem mais facilmente solucionáveis nas áreas rurais. Esse resultado também pode ser influenciado pelo fato de que o número de pessoas residentes no meio rural na região Nordeste é proporcionalmente maior que o da região Sudeste.

(iv) Região

Residir no Nordeste incrementa a probabilidade da criança trabalhar em 0,008 e reduz em 0,017 a probabilidade dela não estudar nem trabalhar, relativamente àquelas da região Sudeste. As diferenças na composição setorial da economia destas regiões podem estar relacionadas a estes resultados, já que há uma diferenciação dos setores que empregam mão-de-obra infantil, com maior incidência nos setores agropecuário, de serviços e da indústria de transformação. Além disso, o Nordeste é uma região mais pobre e de pior infra-estrutura.

(v) Cor ou raça

Os resultados com relação a esta variável não são estatisticamente significativos. Além disso, a probabilidade de escolha estimada para a alternativa trabalha mostra sinal contrário ao esperado. Esses resultados podem estar associados à alta correlação entre as variáveis, isto é, quando controlamos a variável dependente com relação a outras variáveis correlacionadas, o atributo cor ou raça não se mostra significativo para explicá-la. Podemos, no entanto, afirmar que há uma correlação indireta entre a atividade desenvolvida pela criança e sua cor ou raça,

com base neste resultado e na Tabela 2.3, apresentada no capítulo 02. Kassouf (1999) também obteve resultados não significativos para esta variável, para algumas categorias.

(vi) Tamanho do domicílio

Uma pessoa a mais no domicílio significa uma ampliação de 0,002 na probabilidade da criança não trabalhar nem estudar e uma redução de 0,003 na probabilidade de ela só estudar. O coeficiente não é significativo para a alternativa trabalha. Estes resultados são influenciados pelo número de irmãos, e se mais velhos ou mais novos com relação à criança observada, desconsiderado aqui. Alguns estudos mostraram que a probabilidade da criança trabalhar tende a reduzir-se quando ela possui irmãos mais velhos, principalmente se forem do mesmo sexo, na medida em que estes tendem a assumir essa tarefa, por conta de sua maior renda potencial.

(vii) Renda per capita

O coeficiente é não significativo para a alternativa trabalha, mas indica o efeito negativo esperado. É extremamente significativo com relação a não trabalhar nem estudar e só estudar, mas possui coeficientes bastante pequenos. Revelando que a pobreza é um elemento explicativo do trabalho infantil, mas não o único. Vale lembrar, que a correlação entre pobreza e trabalho infantil dá-se também de forma indireta através de outras variáveis analisadas aqui.

(viii) Educação da mãe

A educação da mãe é significativa para explicar a variação da probabilidade de escolha de todas as alternativas, apresentando efeito positivo na categoria só estuda e negativo para as categorias “trabalha” e “não trabalha nem estuda”. Assim, para mães mais educadas, a probabilidade de a criança trabalhar reduz-se em 0,005 e a de não trabalhar nem estudar em 0,009. Adicionalmente, a probabilidade da criança só estudar amplia-se em 0,014. Resultado semelhante foi encontrado por Kassouf (1999).

(ix) Educação do pai

Diferente do nível de educação da mãe, a educação do pai é significativa para explicar apenas a escolha pelas opções trabalha e só estuda, conquanto o coeficiente para a alternativa não estuda nem trabalha indique um efeito na mesma direção daquele exercido pela educação da mãe. Pais mais educados incrementam a probabilidade da criança só estudar em 0,008 e reduzem a dela trabalhar em 0,006. Para a alternativa trabalha o efeito da educação da mãe mostrou-se menor que a do pai, sendo mais significativa também. Como a probabilidade de que meninos trabalhem mostrou-se ser maior do que para meninas, há possível relação disso com o fato da educação do pai ser mais significativa para a determinação do trabalho dos meninos e a educação da mãe ser mais significativa para a determinação da opção pelo estudo destes, enquanto a educação dos dois exerce o mesmo efeito para a participação das meninas na força de trabalho. Segundo Kassouf (1999) “a escolaridade da mãe está mais ligada a do filho, ou seja, se ela estudou mais a criança tem maior possibilidade de freqüentar a escola, enquanto a do pai está mais relacionada ao trabalho, ou seja, quanto menos o pai estudou, mais a criança tende a trabalhar”.

Vê-se, portanto, que as políticas públicas com relação ao trabalho infantil devem atentar para estas variáveis, no sentido de combinar esforços para que a ação governamental se dê de forma sistêmica, como o fenômeno exige. No capítulo seguinte, discutiremos as principais políticas públicas com relação ao trabalho infantil no Brasil e a inclusão dessas variáveis no seu delineamento.

CAPÍTULO 05

POLÍTICAS PÚBLICAS

A partir de um maior e melhor entendimento das causas e conseqüências do trabalho infantil, neste capítulo, são apresentadas e discutidas algumas políticas públicas que têm por objetivo reduzi-lo ou erradicá-lo.

5.1. Políticas Públicas de Combate ao Trabalho Infantil

No Brasil, os programas que possuem como objetivo, direto ou indireto, a eliminação do trabalho infantil, são o Bolsa Escola, hoje integrado ao Bolsa Família, e o Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (PETI), segundo Di Giovanni (2004) o único programa governamental dedicado ao trabalho infantil no Brasil.

Em última instância, são programas que possuem como objetivo o alívio da pobreza corrente, através das transferências de renda, e da pobreza de longo prazo, vinculando esta transferência à educação dos beneficiários, através do controle à frequência escolar. Esses tipos de programa estão agrupados sob a denominação *Minimum Income for School Attendance* (MISA). Nestes programas, adota-se o pressuposto de que a pobreza é o principal determinante da baixa demanda por educação formal entre os segmentos mais pobres.

O PETI é um programa de transferência de renda condicionada e focalizada. Isto é, destina-se àquelas famílias com renda per capita de até meio salário mínimo, com crianças de 7 a 15 anos que estejam envolvidas em atividades laborais mais intensas (perigosas, insalubres, penosas ou degradantes). Para que a família receba a bolsa mensal, exige-se a retirada da criança do trabalho e o seu envio à escola (frequência mínima de 75%). Segundo as diretrizes do programa, além da bolsa, são ofertadas à criança atividades complementares à escola, e para a família participação em projetos ligados à qualificação profissional e à geração de trabalho e renda, além de atividades sócio-educativas. O período de permanência no programa é de 4 anos ou até que a criança atinja a idade limite de cobertura do programa. O governo federal financia o programa e fixa suas diretrizes. O município o gerencia e complementa seu financiamento. Cada criança da área urbana recebe mensalmente R\$ 40,00, e na zona rural, R\$ 25,00.

De acordo com Silveira, Amaral e Campineiro (2000), o programa apresenta as seguintes falhas:

- (i) Não contempla ações preventivas no que diz respeito àquelas famílias com as mesmas condições socioeconômicas das beneficiadas residindo nas mesmas localidades cujas crianças não trabalham;
- (ii) A padronização das bolsas tende a representar uma redução do seu valor real para as diferentes regiões do país;
- (iii) Dadas as condições de saída do programa, é possível que a criança perca o benefício antes do término do ensino fundamental, se a sua entrada ocorreu tardiamente, ou que a criança ao completar os 15 anos saia do programa sem que a família tenha vivenciado suficientemente os programas de geração de emprego e renda, dada a reconhecida ineficiência do acesso a programa dessa natureza.

Os programas de Bolsa Escola são classificados como programas de renda mínima vinculada à educação. Foram iniciados em 1995 em algumas cidades brasileiras, mas tornaram-se um programa federal apenas em 2001, que em 2003 foi agregado ao Programa Bolsa Família, que consiste na integração dos programas Auxílio-Gás, Bolsa Escola, Cartão Alimentação e Bolsa Alimentação, e é vinculado ao Fome Zero.

Estão qualificadas ao recebimento do benefício as famílias que possuem membros em idade escolar entre 6 e 15 anos, que estejam freqüentando a escola (freqüência mínima de 85%), com renda inferior a meio salário mínimo per capita. O programa prevê uma transferência mínima mensal de R\$ 15,00 por criança, sendo que podem ser inscritas até três crianças por família. A seleção das famílias é realizada pelos governos municipais e o acompanhamento da freqüência escolar é feito pelo Ministério da Educação. Através dos outros programas que compõem o Bolsa Família têm-se benefícios adicionais para mulheres grávidas, crianças pequenas, subsídios para alimentação e gás, que antes faziam parte de programas separados.

Diz-se que o programa possui um efeito *spillover* sobre o trabalho infantil, já que condiciona a transferência de renda à freqüência escolar e, desse modo, a criança tem reduzido o seu tempo disponível para outras atividades, além do fato de atuar na redução da pobreza corrente, já que esta é um dos principais determinantes do trabalho infantil.

Estudos que tentaram avaliar os seus efeitos, segundo Ferro e Kassouf (2004), apontaram como falhas:

- (i) A não inclusão do custo de oportunidade crescente com relação à idade da criança na determinação ou variação do valor do benefício;

- (ii) As famílias que possuem crianças com idade inferior a seis anos estão excluídas do programa, mesmo que extremamente pobres, influenciando na sua entrada tardia em estabelecimento de ensino;
- (iii) A geração de certa indisponibilidade ao trabalho nas famílias beneficiadas;
- (iv) Exclusão de regiões mais pobres, já que o programa exige uma contrapartida municipal e estas não teriam como financia-lo;
- (v) É possível que aquelas crianças que trabalham em atividades sazonais fiquem fora da escola por determinado período e, portanto, fora do programa, e depois retornem, já que o programa não exige um número mínimo de semestres ou períodos freqüentados.

Apesar destes problemas de desenho, o programa é bem avaliado no que diz respeito à freqüência escolar, embora os aspectos qualitativos da educação sejam duvidosos. Ferro e Kassouf (2004) mostraram que os programas de Bolsa Escola contribuem para a redução da jornada de trabalho das crianças de seis a quinze anos pertencentes a famílias com renda per capita inferior a meio salário mínimo, mas não se pode afirmar nada com relação ao impacto desse tipo de política social sobre a decisão de trabalhar ou não.

Bourguignon, Ferreira e Leite (2002) analisaram o efeito de diferentes condicionantes na probabilidade de a criança só trabalhar, trabalhar e estudar, ou só estudar, através de um modelo do tipo logit multinomial aplicado aos dados da PNAD (1999) e utilizaram os resultados para fazer uma avaliação *ex-ante* dos efeitos do Programa Bolsa Escola através de simulações e concluíram que tal programa tem um forte impacto sobre a freqüência escolar das crianças, mas é incipiente com relação à redução da pobreza e dos níveis de desigualdade.

Cardoso e Souza (2003) encontraram um efeito não significativo dos programas de transferência de renda sobre o trabalho infantil, mas um impacto positivo e significativo com relação à freqüência escolar, a partir dos dados do Censo 2000. Esses programas têm aumentado a probabilidade de a criança ir a escola, mas não tem reduzido o trabalho infantil. O que, segundo os autores, se deve ao fato de o benefício não ser suficiente para fazê-las abandonar o trabalho, isto é, elas preferem combinar as duas atividades.

Apesar das análises até certo ponto positivas com relação às políticas de incentivo à freqüência escolar com relação ao trabalho infantil, as políticas coercivas são bastante polêmicas no que diz respeito à sua eficácia. Uma política universal largamente utilizada é a proibição legal do trabalho infantil. O marco legal brasileiro na área de trabalho infantil é regido pela Constituição Federal de 1988 e pelo Estatuto da Criança e do Adolescente (ECA).

Segundo Di Giovanni (2004, p.36), “restam lacunas de legislação, bem como faltam mecanismos de cumprimento das prescrições legais, sejam mecanismos que imponham a obrigatoriedade do cumprimento da lei e da norma, sejam mecanismos de punição a infratores”. Além do seu cumprimento, os problemas relacionados a estas políticas estão ligados à necessidade de associação destas com políticas de eliminação da pobreza, já que esta é uma das principais causas do trabalho infantil. Há também aquelas punições com relação ao empregador ou sanções comerciais aos produtos de exportação que utilizam trabalho infantil na sua produção. Estas últimas são problemáticas porque podem ser usadas como medidas protecionistas por países industrializados.

Fontes de inspiração para a realização de um *up-grade* nos programas brasileiros podem ser obtidas no *Progres*a do México (embora o Bolsa Escola já tenha sido inspirado neste). Tal programa, além da frequência escolar da criança beneficiada, exige que as mães grávidas de beneficiários façam pré e pós-natal e que todos os membros da família visitem o médico um número mínimo de vezes por ano, fornece suplementos alimentares para as famílias extremamente pobres, e o valor da bolsa cresce à medida que os níveis de escolarização se elevam, incorporando a elevação do custo de oportunidade de manter a criança na escola, e as transferências são maiores para meninas que frequentem o ensino secundário do que para meninos. O programa tem sido bem avaliado no que diz respeito à frequência escolar e à sua capacidade de focalização (WORLD BANK, 2001).

Em suma, nas políticas públicas brasileiras as falhas que têm sido apontadas no seu desenho dizem respeito exatamente a não observância de algumas das variáveis associadas ao trabalho infantil, tais como: idade, sexo, educação dos pais, etc.

CONCLUSÕES

Este estudo examinou os determinantes, pelo lado da oferta, das diferentes combinações de trabalho e escola para crianças de 5 a 14 anos, nas regiões Nordeste e Sudeste do Brasil, no período de 1996 e 1997. As características pessoais e de *background* familiar são importantes fatores determinantes dessas combinações.

Os resultados obtidos mostraram os efeitos esperados. Em média, a criança mais idosa e do sexo masculino, cuja família é numerosa, com baixo nível de renda e residente na zona rural nordestina possui uma probabilidade maior de realizar algum tipo de trabalho. Além disso, a escolaridade dos pais mostrou-se significativa para a determinação da frequência escolar e o trabalho da criança, revelando o fato de que a escolaridade do pai está mais relacionada ao trabalho dos filhos, enquanto a escolaridade da mãe está mais ligada à sua formação escolar.

Dada a complexidade das causas do trabalho infantil, o que é resultado das interligações entre essas variáveis, percebe-se que não há uma única política capaz de resolvê-lo. As políticas devem atuar conjuntamente, no sentido de contemplar os vários focos de um fenômeno social sistêmico. As ações coercivas têm-se mostrado ineficientes, quando não associadas a outras ações, exatamente porque se uma criança é levada a trabalhar para complementar a renda familiar e é coibida de fazê-lo, esta criança necessariamente estará em uma situação pior do que a anterior (obviamente, se ela não estivesse realizando alguma atividade perigosa), já que a renda familiar decresceu.

Partindo do pressuposto de que os pais são altruístas, quaisquer políticas que melhorem o funcionamento do mercado, com o objetivo de reduzir o desemprego e elevar o nível de renda da população, deverão contribuir para a redução do trabalho infantil. Pode-se dizer que além da escolaridade dos pais ser uma das principais variáveis relacionadas a melhores salários e entrada no mercado de trabalho, ainda exerce um efeito indireto sobre a educação e o trabalho dos filhos, já que pais mais educados têm uma melhor percepção da utilidade da educação para seus filhos. Desse modo, é importante o incentivo à educação de jovens e adultos não apenas como parte da estratégia de sua inserção no mercado de trabalho, através dos programas de geração de emprego e renda, mas para que também ocorra esse efeito transbordamento.

Embora a pobreza seja uma das principais causas do trabalho infantil, e todas as outras (ou pelo menos a maioria delas) estejam também correlacionadas com ela, os programas de transferência de renda justificam-se apenas se envolverem uma combinação de políticas

compensatórias e estruturais. Ou seja, o objetivo de combater a pobreza no curto prazo, através das transferências de renda, e no longo prazo, pelo investimento em educação. Ou seja, existe realmente uma porta de saída desses programas através da emancipação da pobreza? Algumas argumentações nos fornecem evidências a respeito. Além da baixa qualidade da educação recebida pelas crianças nas escolas públicas brasileiras, há também a comentada indisposição ao trabalho gerada por estes programas nas famílias dos beneficiados, principalmente nas zonas rurais. Destaca-se aí a questão da diferenciação regional, ou seja, as políticas não podem tratar de maneira uniforme um problema que possui variações de acordo com fatores regionais e locais.

Precisa-se também atentar para o fato de que o processo de redução das desigualdades através da educação atua de forma lenta e envolve diversas variáveis. Além disso, há evidências de que à medida que as nações tornam-se mais ricas o trabalho infantil tende a diminuir (BASU; TZANNATOS, 2003).

Como visto, grande parte das crianças que realizam algum tipo de trabalho o fazem paralelamente à escola e, em alguns casos, é a renda obtida com o trabalho que torna possível a ida à escola. É importante também ressaltar que para parte das crianças que apenas trabalham, o tempo dedicado ao trabalho ou as dificuldades financeiras são realmente os elementos impeditivos da ida à escola, mas para a maioria delas os problemas com o próprio sistema educacional são os mais importantes, como falta de estabelecimento de ensino, de vagas ou de interesse.

Nossos resultados também alertam para a necessidade de ampliação da oferta ou do próprio incentivo à educação infantil no Brasil, considerando os benefícios decorrentes da entrada precoce da criança em estabelecimento de ensino apontados por alguns estudos. Vale ressaltar, que um importante passo parece ter sido dado a partir da ampliação do período de escolarização compulsória de oito para nove anos em 2006, com antecipação da entrada da criança no ensino fundamental para os seis anos de idade.

Como na maioria dos estudos, tratamos o trabalho das crianças como sendo homogêneo. No entanto, uma análise mais rigorosa exige o detalhamento das atividades que oferecem riscos ou não e da jornada de trabalho, pois suas peculiaridades exigem um tratamento diferenciado por parte das políticas de combate. Além disso, a magnitude dos efeitos observados aqui deve ser encarada com cautela, tendo em vista as limitações do modelo logit multinomial. Para resultados mais precisos, modelos mais sofisticados deverão ser utilizados, como o probit multinomial, que admite a hipótese da correlação e heterocedasticidade dos erros. Uma análise mais apurada envolveria também a verificação dos

efeitos destas variáveis para crianças das regiões Nordeste e Sudeste separadamente, o que exigiria uma amostra maior, além de uma maior desagregação das variáveis utilizadas e da realização de outros cortes na própria PPV.

Há ainda um maior número de possibilidades de escolha a ser investigado com relação à decisão sobre a alocação do tempo das crianças e como acontece o processo de escolha. Ressalte-se também, a possível necessidade de utilização de mecanismos para a correção de endogeneidade.

A literatura aponta também para a necessidade de bases de dados que permitam, além de uma análise mais detalhada do trabalho infantil pelo lado da oferta, uma avaliação de suas causas também pelo lado da demanda, isto é, os motivos pelos quais o mercado de trabalho emprega mão-de-obra infantil e seus efeitos na estrutura e no lucro das empresas e nos salários (KASSOUF, 2005).

Enfim, embora os resultados obtidos aqui ofereçam algumas limitações, podemos dizer que os grandes dilemas que o delineamento de políticas públicas com relação ao trabalho infantil apresenta, alertam para o fato de que a legislação coerciva não é suficiente. Políticas efetivas devem envolver uma combinação de estratégias que atentem para investimentos na qualidade e na disponibilidade de escolas e geração de emprego e renda, não apenas os incentivos à frequência escolar.

BIBLIOGRAFIA

ANKER, R. The economics of child labour: a framework for measurement. *International Labour Review*, v.139, n. 3, p. 257-280, set. 2000.

_____. *Conceptual and research frameworks for the economics of child labor and its elimination*. Geneva: ILO, 2000. (Working Paper)

BARROS, R. P.; MENDONÇA, R.; VELAZCO, T. *A pobreza é a principal causa do trabalho infantil no Brasil urbano?* Rio de Janeiro: Ipea, 1996. (Texto para Discussão)

BASU, K.; VAN, P. The economics of child labor. *The American Economic Review*, v.88, n.33, p. 412- 427, jun. 1998.

_____. Child labor: cause, consequence and cure, with remarks on international labor standards. *Journal of Economic Literature*, v. 37, n. 3, p. 1083-1119, set. 1999.

_____.; TZANNATOS, Z. The global child labor problem: what do we know and what can we do? *The World Bank Economic Review*, v. 17, n.2, p. 147-173, dez. 2003.

_____. *Policy dilemmas for controlling child labor*. Bureau for Research in Economic Analysis Development – BREAD, abr. 2004. (BREAD Policy Paper n. 01)

BAUM, C. F. *An introduction to modern econometrics using Stata*. Texas: Stata Press, 2006.

BEZERRA, M. *O trabalho infantil afeta o desempenho escolar no Brasil?* 2005. 163 p. Dissertação (Mestrado em Economia). Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo.

BHALOTRA, S.; HEADY, C. Child farm labor: the wealth paradox. *The World Bank Economic Review*, v. 17, n.2, p. 197-227, ago. 2003.

BOURGUIGNON, F.; FERREIRA, F.; LEITE, P. *Ex-ante* evaluation of conditional cash transfer programs: the case of Bolsa Escola. *William Davidson Working Paper Number 516*), set. 2002. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/p/wdi/papers/2002-516.html>> Acesso em: 10 dez. 2006.

BOWEN, H.P.; WIERSEMA, M. F. *Modelling limited dependent variables: methods and guidelines for researchers in strategic management*. (Vlerick Leuven Gent Working Paper Series 2003/30)

BRASIL. Ministério da Educação. *Plano Nacional de Educação – PNE*. Brasília: Inep, 2001.

BRASIL. Ministério da Educação. Secretaria da Educação Básica. *Ampliação do ensino fundamental para 9 anos: relatório do programa*. Brasília: MEC, 2006a.

BRASIL. Ministério do Orçamento e Gestão. Secretaria de Planejamento e Investimentos Estratégicos. *Radar social 2006: principais iniciativas do governo federal/ Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão*. Brasília: MP, 2006b.

CAMERON, A.C.; TRIVEDI, P. K. *Microeconometrics: methods and applications*. Cambridge: The MIT Press, 2005.

CARDOSO, E.; SOUZA, A. *The impact of cash transfers on child labor and school attendance in Brazil*. Nashville: Vanderbilt University, abr. 2004. (Working Papers, n. 0407) Disponível em: <www.vanderbilt.edu/econ> Acesso em: 10 dez. 2006.

CHAMARBAGWALA, R. *Returns to education, child labor and schooling in India*. Indiana University, 2004. Disponível em: <http://ssrn.com>. Acesso em: 10 dez. 2006.

DEGRAFF, D.S.; BILSBORROW, R.E.; HERRIN, A.N. The implications of high fertility for children's time use in the Philippines. In: LLOYD, C.B.(Ed.) *Fertility, family size and structure – consequences for families and children*. Proceedings of a Population Council Seminar, New York, 9-10 Jun. 1992. New York: The Population Council, 1993.

DI GIOVANNI, G. *Aspectos qualitativos do trabalho infantil no Brasil*. Brasília: OIT, 2004.

EDMONDS, E. Will child labor decline with improvements in living standards? *Working Paper of Dartmouth College*. Hanover: Dartmouth College, 2001.

EHRENBERG, R.G.; SMITH, R.S. *Modern labor economics: theory and public policy*. 5. ed. New York: Harper Collins College Publishers, 1994.

EMERSON, P.; SOUZA, A. *Is There a child labor trap? Inter-generational persistence of child labor in Brazil*. Nashville: Vanderbilt University, maio 2002. (Working Papers, n. 02-W14) Disponível em: <www.vanderbilt.edu/econ>. Acesso em: 10 dez. 2006.

FERRO, A.; KASSOUF, A. *Avaliação do impacto dos programas de Bolsa Escola sobre o trabalho infantil no Brasil*. USP: ESALQ, 2004.

FORASTIERI, V. *Children at work, health and safety risks*. Geneva: International Labour Office, 1997.

FRENCH, J. L. Adolescent workers in the third world export industries: attitudes of young Brazilian shoes workers. *Industrial and Labor Relations Review*, v. 55, n. 2, jan. 2002.

GALLI, R. *The economic impact of child labor*. Geneva: International Labor Organization (International Institute for Labour Studies), 2001. (Discussion Paper, n. 128)

GONÇALVES, R. O trabalho infantil e a agenda social. *Revista do BNDES*, Rio de Janeiro, v. 4, n. 7, p. 221-240, jun. 1997.

GREENE, W. *Econometric analysis*. 3. ed. New Jersey: Prentice-Hall, 1997.

GROOTAERT, C.; KANBUR, R. Child labor: an economic perspective. *International Labour Review*, v.134, n.2, p. 187-203, 1995.

_____. Child labor in Côte d'Ivoire : incidence and determinants. *Policy Research Working Papers n.1905*. Banco Mundial, 1998.

- GUNNARSSON, V.; ORAZEM, P. F.; SANCHEZ, M. A. *Child labor and school achievement in Latin America*. Iowa: Iowa State University, out. 2004. (Working Papers Series, n. 03023)
- HEADY, C. The effect of child labor on learning achievement. *World Development*, v.31, n.2, p.385-398, fev. 2003.
- IBGE. *Aspectos de Amostragem – Pesquisa Padrões de Vida – 1996-1997*. IBGE: Rio de Janeiro, 1997a.
- _____. *Conceitos Básicos – Pesquisa Padrões de Vida – 1996-1997*. IBGE: Rio de Janeiro, 1997b.
- _____. *Questionário – Pesquisa Padrões de Vida – 1996-1997*. IBGE: Rio de Janeiro, 1997c.
- ILAH, N.; ORAZEM, P.; SEDLACEK, G. The implications of child labor for adult wages, income and poverty: retrospective evidence from Brazil. *IMF Working papers*, 2000.
- INTERNATIONAL LABOUR ORGANIZATION. *Child labour: targeting the intolerable*. Genebra: ILO, 1998. 123p.
- KASSOUF, A. L.; DORMAN, P.; ALMEIDA, A. Costs and benefits of eliminating child labour in Brazil. *Economia Aplicada*, Ribeirão Preto, v. 9, n. 3, 2005. Disponível em: <<http://www.scielo.br>>. Acesso em: 10 dez. 2006.
- _____. MCKEE, M.; MOSSIALOS, E. Early entrance to the job market and its effect on adult health: evidence from Brazil. *Health Policy and Planning*, v.16, n.1, p.21-28, fev. 2001.
- _____. *Trabalho infantil no Brasil*. 1999. 117 p. Tese (Livre Docência). Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz (ESALQ), Universidade de São Paulo.
- LEVISON, D. et al. Implications of intermittent employment for child labor estimates. *Population Studies Center Research Report*, n.3-539. University of Michigan, set. 2003. Disponível em: <<http://www.psc.isr.umich.edu/pubs/>>. Acesso em: 5 dez. 2006.
- LINDBECK, A.; NYBERG, S.; WEIBULL, J. Social norms and economic incentives in the welfare state. *Quarterly Journal of Economics*, v. 114, n.1, p.1-35, 1999.
- LLOYD, C.B. Investing in the next generation: the implication of high fertility at the level of the family. *Research Division Work Paper N° 63*. New York: The Population Council, 1994.
- MYERS, W. Urban working children: a comparison of four surveys from South America. *International Labour Review*. v.128, n.3, p.321-335, 1989.
- NAGARAJ, K. *Female and child workers in a household industry*. Gandhinagar: Madras Institute of Development Studies, 2002. (Working Paper)
- NKAMLEU, G.; GOCKOWSKI, J. *Study socio-economic factors influencing child labor and schooling in the Cocoa Sector: a survey in Côte d'Ivoire*. Gandhinagar: Madras Institute of Development Studies, 2004. (Working Paper)

- O'DONNELL, O.; ROSATI, F.; DOORSLAER, E. Health effects of child work: evidence from rural Vietnam. *Centre for International Studies on Economic Growth Tor Vergata - Research Paper Series*, v. 18, n.53, Abr. 2004.
- PSACHAROPOULOS, G. Child labor versus educational attainment: some evidence from Latin America. *Journal of Population Economics*, v.10, n.4, p. 377-386, out. 1997.
- RAY, R. Analysis of child labor in Peru and Pakistan: a comparative study. *Journal of Population Economics*, v.13, n.1, p. 3-19, fev. 2000.
- ROSEN, S. Human capital: a survey of empirical research. In: EHRENBERG, R. ed. *Research in Labor Economics*, v.1. Amsterdam: JAI Press, 1977
- ROSATI, F.; TZANNATOS, T. Child labor in Vietnam. *Pacific Economic Review*, v.11, n.1, p. 1-31, fev. 2003.
- SCHWARTZMAN, S.; SCHWARTZMAN, F. *O trabalho infantil no Brasil*. Rio de Janeiro: IBGE, 2004.
- SILVEIRA, C.; AMARAL, C.; CAMPINEIRO, D. *Trabalho infantil: examinando o problema, avaliando estratégias de erradicação*. UNICEF: Núcleo de Assessoria, Planejamento e Pesquisa (Napp), 2000.
- SWINNERTON, K. A.; ROGERS, C. A. The economics of child labor: comment. *American Economic Review*, v.89, n.5, p.1382-1385.
- TRAIN, K. *Discrete choice methods with simulation*. Cambridge: Cambridge University Press, 2003.
- TUNALI, I. *Young hands at work: child labor in Turkey*. Istanbul: Loc University, 1997.
- WAHBA, J. The influence of market wages and parental history on child labor and schooling in Egypt. *IZA Discussion Paper n.1771*. University of Southampton, set. 2005.
- WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric analysis of cross section and panel data*. 1. ed. Cambridge: The MIT Press, 2002.
- _____. *Introdução à econometria*. Rio de Janeiro: Thomson Learning Edições, 2005.
- WORLD BANK. *Brazil: an assesment of the Bolsa Escola programs*. Disponível em: <<http://www.worldbank.org/>>. Acesso em: 4 maio 2007.

Apêndice A – Logit Multinomial

Este apêndice demonstra a derivação das condições de primeira e segunda ordem da função de máxima verossimilhança do modelo logit multinomial e a expressão para cálculo dos efeitos marginais.

As condições de primeira ordem para a função de máxima verossimilhança são dadas por

$$\frac{\partial L}{\partial \beta_k} = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^m \frac{y_{ij}}{p_{ij}} \frac{\partial p_{ij}}{\partial \beta_k} = 0 \quad (1)$$

Diferenciando p_{ij} por partes, obtemos:

$$\begin{aligned} \frac{\partial p_{ij}}{\partial \beta_j} &= \frac{\sum_h e^{X_i \beta_h}}{\left(\sum_h e^{X_i \beta_h}\right)^2} e^{X_i \beta_j} X_i - \frac{e^{X_i \beta_j}}{\left(\sum_h e^{X_i \beta_h}\right)^2} e^{X_i \beta_h} X_i \\ &= \frac{e^{X_i \beta_j}}{\sum_h e^{X_i \beta_h}} X_i - \frac{e^{X_i \beta_j}}{\left(\sum_h e^{X_i \beta_h}\right)^2} e^{X_i \beta_j} X_i \\ &= p_{ij} X_i - p_{ij} p_{ij} X_i \end{aligned} \quad (2)$$

Para $k \neq j$, temos:

$$\frac{\partial p_{ij}}{\partial \beta_k} = -\frac{e^{X_i \beta_j}}{\left(\sum_h e^{X_i \beta_h}\right)^2} e^{X_i \beta_h} X_i = -p_{ij} p_{ik} X_i \quad (3)$$

Combinando (2) e (3) temos:

$$\frac{\partial p_{ij}}{\partial \beta_k} = \delta_{ijk} p_{ij} X_i - p_{ij} p_{ik} X_i = p_{ij} (\delta_{ijk} - p_{ik}) X_i \quad (4)$$

Onde $\delta_{ijk} = 1$ se $j = k$ e, portanto,

$$\begin{aligned} \frac{\partial L}{\partial \beta_k} &= \sum_i \sum_j \frac{y_{ij}}{p_{ij}} \frac{\partial p_{ij}}{\partial \beta_k} = \sum_i \sum_j \frac{y_{ij}}{p_{ij}} (\delta_{ijk} p_{ij} X_i - p_{ij} p_{ik} X_i) \\ &= \sum_i \left[\sum_j y_{ij} \delta_{ijk} - y_{ij} p_{ik} \right] X_i \\ &= \sum_i [y_{ik} - p_{ik}] X_i = 0 \end{aligned} \quad (5)$$

Onde $\delta_{ijk} = 1$ e $\sum_j y_{ij} = 1$.

Pela segunda derivada temos:

$$\frac{\partial^2 L}{\partial \beta_j \partial \beta_k'} = -\sum_i \sum_j \frac{\partial p_{ij}}{\partial \beta_k'} X_i = -\sum_i \sum_j p_{ij} (\delta_{ijk} - p_{ik}) X_i X_i' \quad (6)$$

O que comprova ser (5) um ponto de máximo.

Segundo (CAMERON; TRIVEDI, 2005), os efeitos marginais podem ser calculados a partir de:

$$\begin{aligned} \frac{\partial p_{ij}}{\partial X_i} &= \frac{e^{X_i \beta_j}}{\sum_h e^{X_i \beta_h}} \beta_j - \frac{e^{X_i \beta_j}}{(\sum_h e^{X_i \beta_h})^2} \sum_h e^{X_i \beta_h} \beta_h \\ &= p_{ij} \beta_j - p_{ij} \sum_h p_{ih} \beta_h \\ &= p_{ij} (\beta_j - \bar{\beta}_i) \end{aligned} \quad (7)$$

Onde $\bar{\beta}_i = \sum_h p_{ih} \beta_h$.

Apêndice B – Estatísticas de Teste para o Logit Multinomial

Este apêndice faz uma breve abordagem dos indicadores disponíveis para verificar a significância global e a qualidade do ajustamento do modelo, bem como a validade da hipótese IAI.

O Teste da Razão de Verossimilhança

Como o princípio da estimação por máxima verossimilhança é maximizar a função log-verossimilhança, a eliminação de variáveis de um modelo estimado por este método, em geral, produz uma log-verossimilhança menor. O teste da razão de verossimilhança baseia-se neste argumento para verificar se a queda na log-verossimilhança do modelo com restrições é suficientemente grande para concluir-se que as variáveis excluídas do modelo são realmente importantes. Assim, o teste RV é o dobro da diferença das funções log-verossimilhança dos modelos irrestrito e restrito e é dado por:

$$RV = -2(LL_r - LL_{ir}) \quad (1)$$

Para que tenha uma distribuição qui-quadrado aproximada sob H_0 , com q graus de liberdade (número de restrições), a estatística RV é multiplicada por 2.

Pseudo R2

McFadden(1974) sugere o seguinte indicador para verificar a qualidade do ajustamento do modelo:

$$R^2 = 1 - LL_{ir}/LL_0 \quad (2)$$

Onde LL_{ir} é a função log-verossimilhança do modelo estimado e LL_0 é a função log-verossimilhança no modelo com somente um intercepto. A função log-verossimilhança é negativa, o que implica $LL_{ir}/LL_0 = |LL_{ir}|/|LL_0|$. Em geral, a função log-verossimilhança do modelo irrestrito será menor do que aquela do modelo estimado com um intercepto, $|LL_{ir}| \leq |LL_0|$, caso em que pseudo- $R^2 > 0$, e será igual a 1 quando as covariadas não tiverem poder explicativo. Se o modelo irrestrito não for melhor que o restrito, isto é, $LL_{ir} = LL_r$, então

$R^2 = 0$. Se o modelo irrestrito estimado for tão bom que possa estimar perfeitamente a escolha do tomador de decisão, a função de verossimilhança estimada será 1, como o logaritmo natural de 1 é zero, teremos $R^2 = 1$. O pseudo- R^2 não possui uma interpretação intuitiva como esta para valores entre 0 e 1. É o aumento relativo na função de log-verossimilhança quando nos movemos do modelo irrestrito para o restrito. No entanto, o significado desse acréscimo percentual não é claro. Serve para comparar a qualidade do ajustamento de dois modelos estimados com os mesmos dados, ou seja, aquele modelo com um R^2 maior, apresenta um ajustamento (relativo) melhor.

O Teste de Hausman

A estatística proposta por Hausman (1978) para testar a validade da independência das alternativas irrelevantes é a seguinte:

$$\chi^2 = (\mathbf{b} - \mathbf{B})' (\mathbf{V}_b - \mathbf{V}_B)^{-1} (\mathbf{b} - \mathbf{B}) \quad (3)$$

Onde:

b designa as estimativas obtidas a partir do modelo restrito;

B designa as estimativas do modelo irrestrito;

V_b e V_B são as matrizes de var-cov do modelo restrito e irrestrito, respectivamente.

A estatística segue uma distribuição qui-quadrado assintótica, cujos graus de liberdade correspondem à característica da matriz das variáveis independentes.

Procede-se um teste cujas hipóteses são:

H_0 : o modelo é corretamente especificado

H_a : caso contrário

Para que a hipótese da independência das alternativas irrelevantes seja válida o teste deve oferecer indícios para a não rejeição da hipótese nula.