

ASPECTOS SOCIOECONÔMICOS DO TRABALHO

INFANTIL NO BRASIL*

ANA LÚCIA KASSOUF**

* Trabalho baseado na tese de livre docência da autora, defendida na Universidade de São Paulo.

** Professora Associada do Departamento de Economia, Administração e Sociologia da Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, da Universidade de São Paulo.

Sumário

RESUMO	IV
SUMMARY	VIII
1. INTRODUÇÃO	1
2. OBJETIVOS.....	8
3. DADOS.....	9
4. ANÁLISE PRELIMINAR DOS DADOS.....	11
5. MODELO	27
6. PROCEDIMENTO DE ESTIMAÇÃO	31
6.1. VARIÁVEIS.....	36
7. RESULTADOS.....	38
7.1. ESTIMAÇÃO DAS TAXAS SALARIAIS PELO PROCEDIMENTO DE HECKMAN PARA INDIVÍDUOS COM RESIDÊNCIA URBANA.....	38
7.2. ESTIMAÇÃO DE EQUAÇÕES DE TRABALHO E FREQUÊNCIA À ESCOLA PARA CRIANÇAS E DE EQUAÇÕES DE TRABALHO PARA OS PAIS, NA ÁREA URBANA.....	43
7.3. MODELO LÓGITE MULTINOMIAL PARA CRIANÇAS DAS ÁREAS URBANAS.....	59
7.4. EQUAÇÕES DE TRABALHO E FREQUÊNCIA À ESCOLA PARA CRIANÇAS NAS ÁREAS RURAIS.....	67
7.5. MODELO LÓGITE MULTINOMIAL PARA CRIANÇAS NA ÁREA RURAL.....	71
8. ANÁLISE DOS RENDIMENTOS DOS ADULTOS	74
9. ESTADO DE SAÚDE DAS CRIANÇAS	84
10. CONCLUSÕES	94
11. POLÍTICAS PARA REDUZIR O TRABALHO INFANTIL.....	99
12. BIBLIOGRAFIA.....	101
APÊNDICE.....	110

RESUMO

Um dos grandes impedimentos, apontado pela Organização Internacional do Trabalho, para se detectar e medir a intensidade do trabalho infantil em diversos países do mundo, é a falta de dados. A existência de leis proibindo o trabalho infantil, muitas vezes, induz autoridades e governo a ignorar a presença de crianças trabalhando e os abusos que ocorrem em algumas atividades exercidas por elas.

No Brasil foi possível avaliar a problemática do trabalho infantil utilizando-se a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 1995 e 1999, realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Trata-se de amostras com mais de 330 mil indivíduos que inclui informações sobre o trabalho de crianças a partir dos 5 anos de idade.

Os dados da PNAD de 1999 mostram que havia quase três milhões de crianças entre 5 e 14 anos trabalhando, em um total de 32 milhões no Brasil, o que representa 9% da população nesta faixa etária. Quase 400 mil crianças entre 5 e 9 anos de idade estavam trabalhando por ocasião da pesquisa. Estes números, já elevados, estão subestimados, uma vez que não há dados do norte rural (exceto Tocantins), onde sabe-se que há um alto percentual de trabalho infantil.

Pela Constituição Brasileira de 1988, a idade mínima para admissão no trabalho era de 14 anos. Em dezembro de 1998 foi aprovada uma emenda que estabelece como sendo 16 anos a idade mínima para trabalhar.

A maioria das crianças que trabalham tem residência rural e são meninos. Há uma grande porcentagem que não é paga. Muitas crianças são trabalhadores rurais, mas

existe, também, um número significativo de meninos na área urbana que são vendedores de rua ou balconistas. As meninas exercem principalmente as profissões de empregada doméstica, babá e balconista. Classificando por segmento de atividade, a maior porcentagem está no setor agrícola, seguido por serviços, comércio, manufaturados e construção.

Há uma grande preocupação com relação ao trabalho realizado por crianças e seus efeitos adversos na escolaridade. Certas atividades impedem as crianças de estudar ou interferem negativamente na escolaridade, impossibilitando-as de obter um melhor trabalho e conseqüentemente um aumento de renda, mesmo na fase adulta. A porcentagem de crianças nas escolas é elevada, mesmo para as que trabalham, com mais de 90% em média. Há indicações de que o trabalho não é o principal fator que impede as crianças de estudarem, pois existe uma porcentagem elevada delas que estudam e trabalham, mas também existe uma alta porcentagem que não estuda nem trabalha.

Os rendimentos ganhos pela maioria das crianças são baixos, com mais de 60% recebendo meio salário mínimo ou menos por mês. Entretanto, a contribuição do rendimento das crianças para a renda familiar mostrou-se muito importante. Proibir o emprego de crianças não constitui um passo simples para solucionar os problemas relacionados ao trabalho infantil. A renda gerada pelo trabalho infantil, em muitos casos, é crucial para a sobrevivência das famílias e, a não ser que estas sejam amparadas, eliminar o trabalho infantil pode exacerbar a pobreza no Brasil.

Foram estimadas equações de trabalho e frequência à escola de crianças de 7 a 14 anos, baseadas nos dados da PNAD de 1995, utilizando-se modelos próbite. A escolaridade dos pais afetou positivamente a escolaridade das crianças e negativamente o trabalho delas. O maior número de irmãos, principalmente, mais novos, levou a

criança a trabalhar e reduziu sua escolaridade. Idade, cor, região, salário e renda foram outras variáveis consideradas na análise.

Estimou-se também modelos lógite multinomiais considerando-se as seguintes alternativas: “somente estudar”, “somente trabalhar”, “trabalhar e estudar” e “não trabalhar nem estudar”. Os resultados foram semelhantes aos dos modelos próbite.

Uma alta porcentagem de adultos declarou ter começado a trabalhar com 14 anos ou menos. Análises mostraram que o fato de o indivíduo ter começado cedo a trabalhar reduziu o seu rendimento e o seu estado de saúde numa fase adulta, mesmo mantendo constantes o nível educacional, idade, infra-estrutura do domicílio, cor, sexo, e outras variáveis relevantes. A explicação pode estar no fato de as crianças se engajarem nas piores atividades, muitas vezes perigosas e sem higiene, em que a fiscalização é quase inexistente, como forma de fuga das leis de proibição do trabalho infantil e também porque empresas idôneas hesitariam em burlar a lei. Ademais, o nível educacional destas crianças pode ter sido prejudicado com o trabalho.

É inadmissível o trabalho infantil em atividades perigosas. Devido às diferenças físicas, biológicas e anatômicas das crianças, quando comparadas aos adultos, e a locais e utensílios não adaptados para as crianças, problemas ergonômicos, fadiga, e maior risco de acidentes podem ocorrer, acarretando sérios problemas de saúde com danos irreversíveis.

A melhoria do nível de escolaridade da população é essencial para um aumento da qualidade de vida. Indivíduos melhor educados são mais cientes de seus direitos e criam filhos mais educados e mais saudáveis, diminuindo a pobreza, a exploração e os abusos no longo prazo. Para tanto, é imprescindível haver um número adequado de escolas disponíveis e custos acessíveis ou subsidiados para aquisição de materiais,

uniformes, utilização de transporte, etc., para permitir que crianças de famílias pobres estudem. Ademais, crianças teriam maior incentivo para frequentar as escolas se houvesse um horário mais flexível e se o material coberto em salas de aulas fosse adaptado para atender aos seus interesses e necessidades.

SUMMARY

According to the International Labor Organization (ILO), a good and reliable data set is one of the most important and difficult resource to obtain while studying child labour and recommending government policies to alleviate the problem. In many places, the existence of laws prohibiting children below a certain age from working induces the authorities and government to overlook statistics on the number of working children and existent abuses that happen with children at work, as if such facts did not exist.

In Brazil, it was possible to address the problem using The National Household Survey (PNAD) undertaken in 1995 and 1999 by the Brazilian Geographical and Statistical Institute (IBGE). These surveys have more than 330 thousand individuals with information on child labour starting at the age of five.

Data from PNAD 1999 showed that there were three million children working from 5 to 14 years old out of 32 million in Brazil, which represent nine per cent of the population in this age group. Near 400 thousand children between 5 and 9 years of age working. The data are underestimated since the rural area of the Northern region is not included in the survey (except Tocantins state).

The 1988 Brazilian Constitution established 14 years old as the minimum age for work admission. In December of 1998 the minimum age for work admission increases to 16 years old.

Most of the working children live in rural areas and are boys. There is a large percentage of unpaid children working. Many children are rural workers, but there is also a significant number of boys in the urban area who are street vendors and shop assistants. Girls in the urban sector are mainly domestic servants, baby sitters and shop

assistants. Classifying by segment of activity, the largest percentage of children work in agriculture, followed by services, commerce, manufacturing and construction.

There is a large concern about children working and its adverse effect on schooling. Some activities can preclude or interfere with schooling, creating a dark scenario for the children's future, as they will remain illiterate or lack the skills to get a better job and increase their income. The percentage of children in school is high, even for those working, with more than 90% on average. The work performed by children does not seem to preclude them from studying. There is a large percentage of children working and studying and also neither studying nor working.

Earnings received by most of the working children are very low, with more than 60% receiving half minimum salary or less per month. The contribution of the children's earnings to the household income is important. Prohibiting the employment of children is not a simple step towards solving the problem of child labour. The income generated by the working children, in many cases, is crucial to the survival of their families, and unless those families are assisted, banning child labour could exacerbate poverty in Brazil.

Employment and school enrolment equations were estimated for children between 7 and 14 years, using probit model, based on PNAD 1995. Parent's education had a positive effect on children's schooling and negative on employment. A larger number of younger brothers increased the probability that a child work and decreased their frequency in school. Age, color, region, wages and income were other variables included in the analysis.

Multinomial logit models were also estimated considering the alternatives: “only studying”, “only working”, “working and studying” and “neither working nor studying”. The results were similar to those obtained from the probit analysis.

There was a very large percentage of adults claiming to have started working at early ages. Analysis indicated that even controlling for education, labour activities, age, household infrastructure and other factors, the age at which a person started work still affected their wages and health negatively. The reason might be that work performed by children – in dirty and dangerous environment receiving low payment - is usually excluded from child labor laws enforcement and can easily ignore legal restrictions. Moreover, the educational level of those children could have been damaged because of labor.

The conditions under which children work must be improved, so they can have better sanitation facilities, adequate workplace, installations and equipment. Moreover, children cannot be exposed to toxic chemical products or physical and biological agents that could be hazardous to them. Laws prohibiting children to be engaged in dangerous activities must be enforced.

Increasing the educational level of the population is essential to increase life quality. Individuals that are better educated are more aware of their rights, raising more educated and healthier children, which can decrease poverty and abuses in the long run. There must have adequate school facilities and subsidized school material to attend poor children. Moreover, adequacy of the curriculum to different realities and flexible school hours are ways to attract children and to reconcile school and work, in cases where poverty dictates the need for income from children for the survival of their families.

1. INTRODUÇÃO

O Departamento de Estatística da Organização Mundial do Trabalho estimou em 120 milhões o número de crianças de 5 a 14 anos trabalhando tempo integral em países menos desenvolvidos [ILO (1996)]¹. De acordo com Ashagrie (1993), este número é uma subestimativa do valor verdadeiro, uma vez que muitos países não têm dados sobre o trabalho infantil e, especificamente, sobre crianças trabalhadoras com menos de 10 anos de idade. As maiores porcentagens são observadas na Ásia, na África e na América Latina. Enquanto a Ásia tem a maioria dos trabalhadores infantis em termos absolutos, a África ocupa o primeiro lugar em termos relativos, com uma em cada três crianças envolvidas em alguma atividade [Fyfe & Jankanish (1997)].

A definição de criança difere de um país para outro. Enquanto, em algumas áreas, a infância é relacionada à idade cronológica, em outras, fatores sociais e culturais também são considerados. As legislações referentes ao trabalho infantil também variam significativamente. Em muitos locais, a existência de leis proibitivas induz autoridades e governo a ignorarem as estatísticas sobre o trabalho infantil, assim como os abusos que ocorrem em algumas atividades cujas crianças estão engajadas, como se estes fatos não existissem.

A Constituição Brasileira de 1988 estabelece a seguinte lei de proteção à criança e ao adolescente:

¹ Países desenvolvidos também têm crianças trabalhando com idade inferior a 15 anos. Entretanto, o tipo de trabalho é interpretado por alguns pesquisadores como de tempo parcial sem trazer prejuízos aos estudos. Neste caso, não se trata de necessidade econômica, mas apenas, de uma forma de os menores obterem alguma renda para gastos pessoais. Este é um assunto polêmico, e muitos autores não concordam com este tipo de afirmativa [Lavalette (1994)]. Fyfe & Jankanish (1997) citam Portugal, Grécia, Itália e Estados Unidos como exemplos de países desenvolvidos onde crianças que trabalham estão sendo exploradas, realizando atividades perigosas e ficando muitas vezes fora da escola.

Artigo 227: “É dever da família, da sociedade e do Estado assegurar à criança e ao adolescente, com absoluta prioridade, o direito à vida , à saúde, à alimentação, à educação, ao lazer, à profissionalização, à cultura, à dignidade, ao respeito, à liberdade e a convivência familiar e comunitária, além de colocá-los a salvo de toda forma de negligência, discriminação, exploração, violência, crueldade e opressão.”

Parágrafo 3º I: Observado o disposto no artigo 7º , XXXIII, a idade mínima para admissão no trabalho é de 14 anos.

Artigo 7º, XXXIII: “Trabalho noturno e perigoso à saúde é proibido para crianças menores de 18 anos de idade, enquanto qualquer forma de trabalho, com exceção de estágios e treinamentos, está proibida para menores de 14 anos.”

A lei de proteção dos direitos das crianças e adolescentes diz:

Artigo 2: “Para finalidade dessa lei, a criança é definida como uma pessoa que ainda não completou 12 anos de idade, enquanto que o adolescente tem entre 12 e 18 anos de idade”.

Artigo 60: “Com exceção do aprendiz, o trabalho é proibido para menores de catorze anos de idade” [Ministério do Trabalho (1997)].

Apesar das legislações, dados de 1999 mostram que existem quase três milhões de crianças entre cinco e 14 anos trabalhando no Brasil, o que representa 9% da população nessa faixa etária [PNAD (1999)]. A população economicamente ativa de 10 a 14 anos, isto é, os que tinham trabalho ou que estavam procurando trabalho na época da pesquisa, diminuiu de 1992 para 1996, sofreu um aumento em 1997, tornou a diminuir em 1998 e ficou estável em 1999, como pode ser observado na figura 1.1.

Em dezembro de 1998, o Congresso Nacional aprovou uma emenda alterando o artigo 7º, inciso XXXIII, que passou a ter a seguinte redação:

“Trabalho noturno e perigoso à saúde é proibido para crianças menores de 18 anos de idade, enquanto qualquer forma de trabalho é proibido a menores de 16 anos, salvo na condição de aprendiz, a partir de 14 anos.”

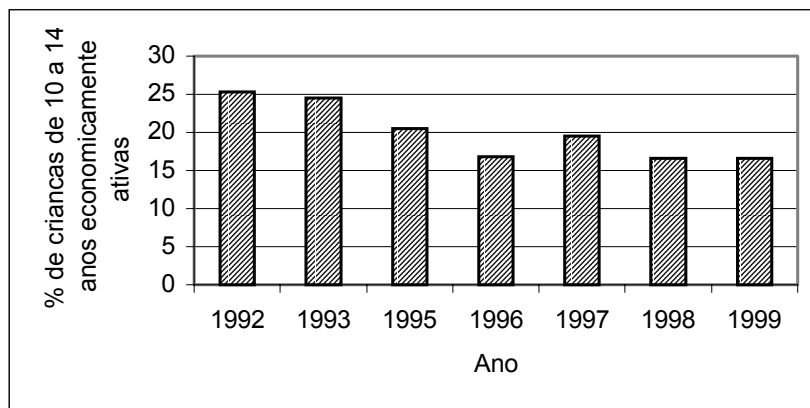


Figura 1.1 – Porcentagem de crianças de 10 a 14 anos economicamente ativas (trabalhando ou procurando emprego) no Brasil (fonte: PNAD).

Há um milhão e setecentos mil jovens de 14 e 15 anos trabalhando no Brasil, o que representa 25% da população nesta faixa etária. A tabela 1.1 mostra a legislação vigente em diversos países com relação à idade mínima para o ingresso dos jovens no trabalho. Atualmente, o Brasil possui legislação mais rígida do que diversos países desenvolvidos, como a Inglaterra, Suíça, Alemanha, etc., e se equipara aos Estados Unidos. De todos os países da América do Sul, o Brasil também é o que fixa a idade mais avançada para o ingresso dos jovens no trabalho.

Os trabalhos realizados pelo menor, principalmente como empregado doméstico, trabalhador rural, vendedor de rua e balconista, não são, geralmente, fiscalizados. Estes trabalhos não requerem habilidades especiais, e podem facilmente ignorar restrições

legais. Devido a isso, crianças, geralmente, trabalham por longos períodos de tempo, muitas vezes em ambientes sujos e perigosos, recebem baixos salários e não são incluídas em programas sociais. Este cenário é agravado pelo fato de essas atividades desenvolvidas durante a infância tornarem-se um obstáculo ao seu desenvolvimento físico e psicológico, assim como impedirem seu acesso à educação.

Tabela 1.1 - Idade mínima para os jovens começarem a trabalhar, em diversos países.

<u>Países</u>	<u>Idade mínima para trabalhar</u>
Estados Unidos	16
Inglaterra	13
Suíça	15
Alemanha	15
Bélgica	14
Itália	15
Argentina	14
Bolívia	14
Colômbia	14
Chile	15
Peru	12 a 16
Equador	14
Paraguai	15
Uruguai	15
Venezuela	14

Fonte: OIT 1996.

A maioria das regulamentações sobre o trabalho infantil inclui restrições específicas a atividades realizadas em ambientes perigosos. Como indicado na Convenção da Organização Internacional do Trabalho no. 138, trabalho perigoso é aquele que pode causar danos à saúde, segurança ou à moral das crianças². Essas restrições a trabalhos perigosos diferem entre países com relação à idade mínima de admissão e à designação do trabalho considerado perigoso. O Brasil estabeleceu, na sua

² “Convenção No. 138 é uma consolidação de princípios que têm sido gradualmente estabelecidos em vários instrumentos recentes e se aplica a todos os setores de atividade econômica, estando ou não a criança sendo empregada por salário”[ILO (1996)].

legislação, a idade mínima de 18 anos para aqueles envolvidos em trabalhos que possam causar danos à saúde e, especificamente, proíbe qualquer produção ou trabalho de manipulação de material pornográfico, divertimento (clubes noturnos, bares, cassinos, circo, apostas) e comércio nas ruas. Ademais, proíbe trabalhos em minas, estivagem, ou qualquer trabalho subterrâneo para aqueles abaixo de 21 anos.

Dados os fatos, fica claro que existem leis e restrições no Brasil com relação ao trabalho infantil. Entretanto, os dados mostram que as leis não são cumpridas. O que, então, leva as crianças a trabalhar? Seria a pobreza o fator mais importante? O quanto a estrutura da família determina esta decisão? É a educação da criança e/ou do pai e da mãe fator importante para reduzir o trabalho infantil?

O presente estudo tenta responder a essas questões, analisando o lado da oferta de trabalho infantil no Brasil e investigando a relação entre os pais e a participação dos filhos no mercado de trabalho e na escola.

A literatura tem enfatizado dois aspectos básicos que afetam a oferta de trabalho infantil: tamanho da família e renda ou risco gerencial. A criança tem o seu tempo distribuído entre a escola, as atividades domésticas e o trabalho, de acordo com o tamanho e a estrutura da família, a produtividade da criança e dos pais e o grau de substituição entre eles. Os pais colocam os filhos menores para trabalhar para aumentar sua renda e para minimizar o risco de interrupção do fluxo contínuo da mesma, causado por perda de emprego, perda de safra agrícola, etc. [Grootaert & Kanbur (1995)]. Da Vanzo (1972), usando uma amostra do Chile, observou uma relação positiva entre as atividades econômicas das crianças e a fertilidade do casal, concluindo que quanto menor a renda per capita, pelo fato de a família ser numerosa ou pelo fato de o chefe ter

um baixo rendimento, maior é a probabilidade de os pais colocarem seus filhos no mercado de trabalho, como forma de aumentar a renda. Ademais, observou que, quanto menor o número de crianças, dada uma renda familiar adequada, maior é a chance de os pais matricularem seus filhos nas escolas.

A demanda por trabalho infantil, por outro lado, é afetada pela estrutura do mercado de trabalho e tecnologia. Uma das razões pela qual empregadores contratam crianças é porque elas representam baixo custo.³ Se os adultos fossem mais produtivos do que as crianças e se todos recebessem nada menos do que o salário mínimo estabelecido por lei, empregadores iriam preferir contratar adultos a um dado salário, e nesse contexto, uma efetiva política de salário mínimo poderia inibir o trabalho infantil. Alguns padrões afirmam que as crianças têm habilidades insubstituíveis, por exemplo os chamados “nimble fingers”, que significa que somente crianças com seus pequenos dedos são capazes de amarrar os nós adequadamente nos tapetes, ou que somente meninos pequenos são capazes de entrar e rastejar em pequenos túneis das minas. Apesar de estudos realizados pela OIT, na Índia, terem mostrado que esses argumentos são falsos e que a mão-de-obra dos adultos poderia perfeitamente substituir a das crianças, também se sabe que o avanço tecnológico poderia reduzir essa demanda. Alguns exemplos de que o desenvolvimento tecnológico diminuiu a demanda por trabalho infantil no passado foram observados com a revolução industrial, mecanização agrícola e mesmo com o simples fato de o domicílio passar a ter eletricidade.

Aragão-Lagergren (1997) afirma que são raras as pesquisas sobre trabalho

³ Geralmente as crianças não são membros de sindicatos, não têm direitos como trabalhadores, recebem baixos salários e podem ser despedidas mais facilmente do que os adultos. [Bequele & Boyden (1988)].

infantil realizadas por cientistas independentes. Apesar da importância do tema, o autor revela que não é um tópico atrativo para entidades financiadoras.

Dados confiáveis são recursos de fundamental importância para estudar o trabalho infantil e recomendar políticas governamentais que aliviem o problema, mas, infelizmente, difíceis de obter. A Organização Internacional do Trabalho tem feito esforços substanciais nesse sentido, em diversos países do mundo, afirmando serem estas informações o ponto-chave para atacar o problema. O Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) coletou dados, *cross-section* individuais detalhados, por todo o Brasil com informação sobre o trabalho de crianças a partir dos 5 anos de idade. A Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) foi realizada em 1995 e, apesar da riqueza dos dados coletados, pesquisadores e políticos praticamente não a utilizaram para abordar o problema no Brasil.

2. OBJETIVOS

Este estudo tem por objetivo analisar as condições sócio-econômicas das crianças que trabalham, assim como as causas do trabalho infantil no Brasil. Pretende informar sobre a localização e ocupação das crianças trabalhadoras, sua idade, sexo e escolaridade, além de avaliar o quanto os seus rendimentos representam na renda familiar.

Análises separadas serão desenvolvidas para meninos e meninas nas áreas urbana e rural do Brasil, a fim de estudar os efeitos da escolaridade dos pais, do número de irmãos, da idade, cor, região, etc. sobre a probabilidade de as crianças trabalharem e frequentarem as escolas. Além disso, será estudada a possibilidade de o trabalho infantil trazer conseqüências negativas para o rendimento e a saúde dos indivíduos na fase adulta.

3. DADOS

Os dados utilizados neste estudo foram obtidos da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) em 1995 e 1999. Essas pesquisas incluem mais de 330 mil indivíduos do nordeste, sudeste, sul, centro-oeste e área urbana do norte do Brasil. Contém informações sobre a participação de crianças no mercado de trabalho a partir dos 5 anos de idade, além de dados sobre as características do domicílio, escolaridade dos indivíduos, sexo, idade, salários, número de horas trabalhadas, renda não salarial, etc.. A amostra de 1995 inclui 7.757 crianças de 5 a 14 anos trabalhando, das quais somente 2.444 recebem pagamentos por suas atividades.

As pesquisas domiciliares iniciaram-se em 1967 no Brasil. São fontes ricas de dados sobre os padrões social e econômico dos indivíduos e permitem o estudo do desenvolvimento sócio-econômico do país. Investigam regularmente as características da população, educação, trabalho, rendimento e habitação. Esporadicamente, outras características sócio-econômicas são investigadas, tais como a migração, fertilidade, nupcialidade, saúde, nutrição, etc..

A PNAD começou a ser coletada no segundo trimestre de 1967 e até 1970 os resultados eram apresentados trimestralmente. Em 1971, essa pesquisa começou a ser anual e os dados passaram a ser coletados no último trimestre do ano. Foi interrompida nos anos de censo, 1970, 1980 e 1991, e por outras razões em 1994.

A área geográfica coberta pela PNAD aumentou desde 1967, quando somente o Estado do Rio de Janeiro era levantado. Atualmente, são coletados dados para toda a

região nordeste, sudeste, sul, centro-oeste e Distrito Federal, além da área urbana da região norte e da área rural do Estado de Tocantins.

As PNADs incluem informações sobre aspectos gerais da população: educação, trabalho, rendimentos, habitação, assim como migração, fertilidade e nupcialidade. Esses dados foram coletados visando à homogeneidade e permitindo a comparação entre os diferentes anos. Especificamente, na década de 90, foram obtidas informações sobre trabalho e rendimento dos indivíduos com cinco ou mais anos de idade.

A PNAD é realizada através de uma amostra probabilística de domicílios obtida em três estágios de seleção: unidades primárias (municípios), unidades secundárias (setores censitários), e unidades terciárias (domicílios). Para a seleção das unidades primárias e secundárias na década de 90, foram adotadas a divisão territorial e a malha setorial vigentes em setembro de 1991. Para levar em consideração o crescimento dos municípios, criou-se um cadastro complementar para contabilizar novas unidades domiciliares que surgiram após 1991.

A expansão da amostra utiliza estimadores de razão cuja variável independente é a projeção da população residente em cada Unidade da Federação, levando-se em consideração o tipo de área, i.e., metropolitana e não-metropolitana. Tais projeções consideram o aumento populacional ocorrido entre o censo demográfico de 1980 e o de 1991, levando-se em consideração a taxa de fertilidade, mortalidade e migração.

O desenho amostral estabelecido na pesquisa permite a expansão dos resultados para todo o país, assim como suas regiões, estados e áreas metropolitanas.

4. ANÁLISE PRELIMINAR DOS DADOS

A tabela 4.1 mostra o total de crianças entre 5 e 14 anos, o número de crianças trabalhando, e as que estão recebendo rendimentos, em 1995 e 1999. Há quase quatro milhões de crianças trabalhando em 1995, em um total de 34 milhões no Brasil, o que representa mais de 11%. Entretanto, somente 29% das crianças que trabalham recebem pagamentos pelas suas atividades. Em 1999, o número de crianças trabalhando se reduz para quase três milhões, representando 9% desta faixa etária.

Tabela 4.1- Total de crianças de 5 a 14 anos, número de crianças trabalhando na semana de referência da pesquisa, e número de crianças recebendo pagamento na população, em 1995 e 1999.

Número de crianças	Total	Masculino		Feminino	
		Urbano	Rural	Urbano	Rural
1995					
Total	33.936.942	12.886.950	4.239.386	12.881.684	3.928.922
Trabalhando	3.811.447	1.067.194	1.428.950	556.259	759.044
Recebendo pagamento	1.121.903	557.284	169.022	307.439	88.158
1999					
Total	32.408.035	12.368.016	4.052.864	12.220.367	3.766.788
Trabalhando	2.908.341	737.128	1.205.292	371.432	594.489
Recebendo pagamento	691.923	338.502	123.525	157.482	72.414

Fonte: PNAD, 1995 e 1999.

A maioria das crianças que trabalham mora nas áreas rurais do país, e o número de meninos trabalhadores é bem maior que o de meninas. Dados de Gana, Índia, Indonésia, Senegal e Turquia também mostram que há mais meninos do que meninas envolvidos em atividades econômicas [Fyfe e Jankanish (1997)].

A tabela 4.2 apresenta as atividades mais desenvolvidas pelas crianças. Há grande porcentagem de crianças que não são pagas trabalhando para outros membros da família ou produzindo para próprio consumo ou na construção para próprio uso, principalmente, no meio rural. Enquanto a maioria dos meninos é empregado, a maioria das meninas é trabalhadora doméstica. Comparando-se 1995 e 1999, observa-se um aumento na porcentagem de crianças em trabalhos não remunerados e como conta-própria e redução da proporção de empregados e trabalhadores domésticos, principalmente nas áreas urbanas.

Tabela 4.2 - Porcentagem de crianças trabalhando, estratificada por atividades e situação do domicílio, em 1995 e 1999.

Atividades	1995				1999			
	Meninos		Meninas		Meninos		Meninas	
	Urbano	Rural	Urbano	Rural	Urbano	Rural	Urbano	Rural
Empregado	40,5	10,5	17,2	4,8	34,6	8,8	14,6	4,7
Trabalhador doméstico	1,5	0,3	36,2	5,9	0,7	0,2	25,2	5,1
Conta-própria	10,7	1,3	4,6	2,1	11,4	1,4	5,0	2,8
Trab. não remunerado	47,3	87,8	42,0	87,2	53,3	89,6	55,2	87,4

Fonte: PNAD, 1995 e 1999.

Com relação às ocupações especificamente, grande porcentagem de crianças tanto com residência urbana quanto rural é trabalhadora rural. Também existe um número significativo de meninos na área urbana que são vendedores de rua e balconistas. Por outro lado, as meninas exercem principalmente as profissões de empregada doméstica, babá e balconista. Classificando por ramo de atividade, a maior porcentagem de crianças trabalha no setor agropecuário, seguido por serviços, comércio, manufaturados e construção civil, como pode ser observado na figura 4.1.

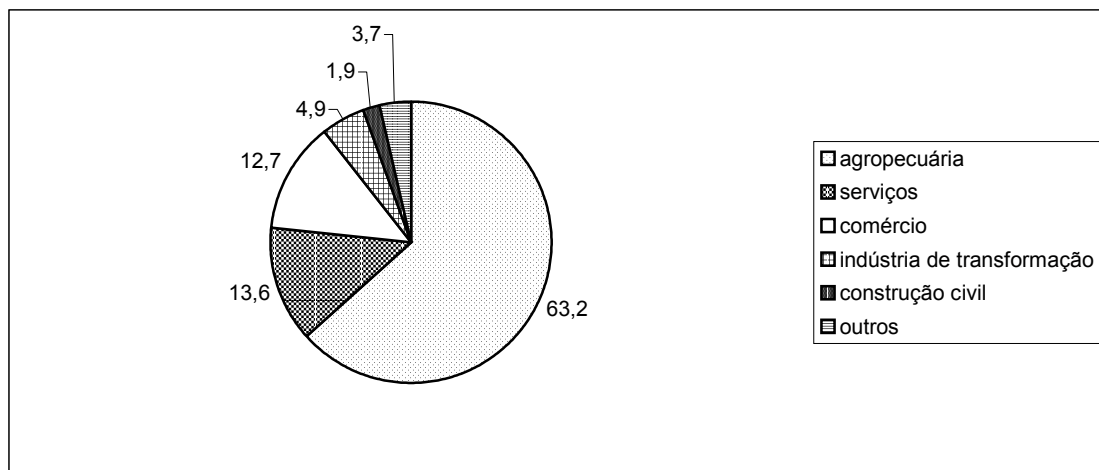


Figura 4.1 – Porcentagem de crianças de 5 a 14 anos em diferentes ramos de atividade (PNAD 1999).

É interessante observar na tabela 4.3 que 8% em 1995 e 9,6% das crianças com residência rural, em 1999, não trabalham na agricultura. Semelhantemente, 22% das crianças, vivendo na área urbana, trabalham na agropecuária. Zylberstain, Pagotto e Pastore (1985) observaram comportamento semelhante quando analisaram a PNAD de 1976. Consultando as informações da PNAD de 1999 observa-se que os menores da área urbana trabalhando na agricultura estão envolvidos com a produção de verduras e mandioca, criando animais e aves e em atividades de pesca.

Tabela 4.3 – Porcentagem de crianças de 5 a 14 anos trabalhando ou não na agricultura, com residência urbana e rural, em 1995 e 1999.

	1995		1999	
	Urbano	Rural	Urbano	Rural
Agricultura	22,1	92,0	22,5	90,4
Não-agricultura	77,9	8,0	77,5	9,6

Fonte: PNAD, 1995 e 1999.

A tabela 4.4 mostra a porcentagem de crianças trabalhando em cada região e estado do Brasil em 1995 e 1999. A região relativamente pobre do nordeste tem a maior

porcentagem, seguida pela região sul, onde a agricultura familiar existe com alta frequência. A menor porcentagem foi observada na região sudeste, a mais rica do Brasil. Os dados não incluem as áreas rurais de Rondônia, Acre, Amazonas, Roraima, Pará e Amapá na região norte, e, portanto, a porcentagem de crianças trabalhando está subestimada. Os estados do Maranhão, Piauí, Ceará, Bahia, Pernambuco e Paraíba têm as maiores porcentagens. Com exceção do Pará, Amapá, Tocantins, e Piauí, diminui a porcentagem de crianças trabalhando de 1995 para 1999.

Tabela 4.4 – Porcentagem de crianças de 5 a 14 anos trabalhando, por estado e região do Brasil, em 1995 e 1999.

Região/Estado	Porcentagem de crianças trabalhando	
	1995	1999
NORTE *	9,0	8,8
Rondônia	4,8	4,3
Acre	6,9	5,6
Amazonas	7,8	4,5
Roraima	2,0	2,0
Pará	9,8	10,1
Amapá	2,5	3,9
Tocantins	15,6	19,0
NORDESTE	16,0	14,3
Maranhão	22,2	20,8
Piauí	18,5	20,5
Ceará	16,3	14,3
Rio Grande do Norte	13,4	6,4
Paraíba	16,3	13,2
Pernambuco	14,5	13,1
Alagoas	11,1	8,0
Sergipe	12,3	10,6
Bahia	15,2	14,1
SUDESTE	6,4	4,5
Minas Gerais	11,4	9,2
Espirito Santo	11,5	8,9
Rio de Janeiro	2,8	1,5
São Paulo	4,7	2,6
SUL	14,6	9,8
Paraná	15,5	9,5
Santa Catarina	15,4	10,4
Rio Grande do Sul	13,3	9,7
CENTRO-OESTE	10,7	7,4

Mato Grosso do Sul	12,0	9,3
Mato Grosso	13,1	12,2
Goiás	11,7	6,2
Distrito Federal	3,0	1,8

*Exclui a área rural de todos os estados, exceto Tocantins.

Fonte: PNAD, 1995 e 1999.

Há grande preocupação com relação ao trabalho infantil e seus efeitos adversos na escolaridade. Certas atividades podem impedir a freqüência à escola, criando um cenário negro para o futuro das crianças, uma vez que continuarão analfabetas ou lhes faltarão habilidades e conhecimentos para obter melhor trabalho e, conseqüentemente, aumento de renda.

Apesar de os dados da tabela 4.5 mostrarem que há, na escola, uma porcentagem maior de crianças que não trabalham em relação às que trabalham, a diferença não é muito elevada. A porcentagem de crianças de 7 a 14 anos nas escolas é elevada, mesmo quando estas trabalham. Em 1999, perto de 93% das crianças que não trabalham estão na escola, enquanto quase 90% das que trabalham estudam, sem considerar pré-escolas ou creches. Observa-se ainda um aumento na porcentagem de crianças nas escolas de 1995 para 1999, principalmente das trabalhadoras.

Tabela 4.5 - Porcentagem de crianças freqüentando escola que trabalham ou não, por idade, em 1995 e 1999.

idade	1995		1999	
	Crianças que trabalham	Crianças que não trabalham	Crianças que trabalham	Crianças que não trabalham
7	78,5	87,6	76,4	78,5
8	82,6	92,8	92,6	92,8
9	83,7	93,7	93,4	95,8
10	88,2	94,7	95,0	96,8
11	84,9	94,3	93,3	97,8
12	80,5	93,8	93,4	97,2
13	75,7	92,0	89,2	95,1
14	67,4	88,2	83,1	93,7

Fonte: PNAD, 1995 e 1999.

Os dados de 1999 também mostram que o número médio de horas semanais de trabalho desenvolvido por crianças que também estudam é de 21 horas, enquanto as crianças que não estudam trabalham 34 horas. Enquanto 28% das que não vão à escola exercem a atividade mais de 40 horas por semana, menos de 6% das que vão à escola dedicam esta quantidade de tempo ao trabalho. Portanto, parece que as crianças que podem conciliar trabalho com estudos estão mais engajadas em atividades de tempo parcial.

Para observar se o trabalho infantil reduz o aproveitamento nos estudos, a defasagem média do número de anos de escolaridade de crianças que trabalham e não trabalham estão apresentados na tabela 4.6. Diminui o atraso escolar em 1999 comparado a 1995. As médias são mais altas para o grupo que trabalha, tendo estes um atraso escolar de 0,7 a um ano a mais com relação ao grupo de crianças que não trabalham. É bom destacar que as diferenças observadas no nível educacional não podem ser atribuídas somente ao fato de as crianças trabalharem ou não, uma vez que muitos outros fatores estão envolvidos, tais como renda familiar, nível educacional dos pais, tamanho da família, etc..

Psacharopoulos (1997) observou para crianças trabalhadoras de 14 anos uma deficiência de 1,4 e 2 anos de escolaridade na Bolívia e Venezuela, respectivamente, com relação às outras.

Tabela 4.6 – Defasagem média do número de anos de escolaridade entre crianças que trabalham e não trabalham, estratificado pela idade*, em 1995 e 1999.

Idade	1995		1999	
	Crianças que trabalham	Crianças que não trabalham	Crianças que trabalham	Crianças que não trabalham
10	1,9	1,2	1,6	0,9
11	2,4	1,5	1,9	1,1
12	2,7	1,8	2,3	1,4

13	3,2	2,1	2,6	1,6
14	3,4	2,3	2,9	1,9

Fonte: PNAD, 1995 e 1999.

*O cálculo da defasagem foi feito utilizando a fórmula (anos de idade – 7 – anos de escolaridade).

Apesar de uma das críticas com relação ao trabalho infantil ser a de que ele impede as crianças de estudar, existe uma grande porcentagem de crianças que podem conciliar o trabalho e o estudo.

Se dividida a amostra entre quatro categorias, crianças de sete a 14 anos que só estudam, só trabalham, estudam e trabalham, e não trabalham nem estudam, observa-se que há uma porcentagem elevada de crianças que só estudam e não tão baixa das que estudam e trabalham. A menor proporção é a da categoria que só trabalha, mas existe um número significativo de crianças que não estudam nem trabalham. Estas informações e, mais claramente, a tabela 4.7 sugerem que o trabalho não é o principal fator que impede as crianças de estudarem, pois existe uma porcentagem elevada daquelas que exercem as duas atividades, mas também existe uma alta porcentagem das que não praticam nenhuma delas. É preciso destacar aqui, que as crianças que não trabalham e nem estudam podem estar realizando atividades domésticas, as quais também poderiam estar impedindo-as de estudar. Entretanto, a PNAD só traz informações de indivíduos de 10 anos ou mais que desenvolveram alguma atividade doméstica na semana de referência da pesquisa, mas não há dados sobre o número de horas ou a atividade desenvolvida no domicílio.

Tabela 4.7 - Porcentagem de crianças de 7 a 14 anos em diferentes categorias de estudo e/ou trabalho, em 1995 e 1999.

Categorias	1995	1999
Só estudam	79,7	85,9
Estudam e trabalham	10,5	9,8
Não estudam nem trabalham	6,8	3,2
Só trabalham	3,0	1,0

Fonte: PNAD 1995 e 1999.

Alguns pesquisadores, na realidade, admitem a possibilidade de o trabalho permitir que as crianças estudem, uma vez que serão capazes de cobrir os custos de sua educação, o que seria impossível para uma família de baixa renda [Myers (1989)]. Ademais, algumas pesquisas indicam que há razões para as crianças não irem às escolas independentemente do fato de trabalharem ou não. Em Lima, uma pesquisa com crianças trabalhadoras mostrou que 16% não iam às escolas. As razões para o fato foram: 26% por estarem trabalhando; 23% por “não gostarem” de escola; 18% por não terem condições financeiras, e 12% por não possuírem os documentos necessários [Myers (1989)]. O mesmo estudo mostrou os resultados de uma pesquisa realizada com meninos de rua no Brasil, sobre o que gostariam de fazer se tivessem oportunidade. A maior porcentagem (33%) respondeu que gostaria de trabalhar e ter uma carreira; 25% citaram atividades recreacionais; 14% queriam bens materiais e riqueza e 8% gostariam de estudar mais. Obviamente, um questionário voltado para meninos de rua trata com crianças pobres com nível educacional baixo, senão inexistente, que não dão importância para a educação. Assim, as respostas devem ser analisadas com cuidado.

Bonnet (1993) mostra que mais da metade das crianças na África não vai à escola regularmente e faz severas críticas ao sistema escolar africano, afirmando não haver incentivo para que as crianças estudem. De acordo com o autor, o número de escolas é limitado, os estabelecimentos são distantes dos domicílios das crianças, os prédios e sanitários estão em condições deploráveis, e em muitos casos, não há lousas ou giz. Ademais, é uma visão comum, nos países africanos, que a educação não proporciona qualificações vocacionais e não ajuda na obtenção de emprego. Neste contexto, filhos e pais não enxergam vantagens no estudo e, ao invés de irem à escola, as crianças iniciam-se bastante cedo no trabalho.

Estudos da OIT, ao contrário de muitos outros (Repetto (1976), por exemplo), afirmam que a educação compulsória é uma das formas mais efetivas para eliminar o trabalho infantil. Enfatizam, entretanto, que leis que obrigam as crianças a estudar não têm nenhum sentido se não houver um número adequado de escolas disponíveis e se os custos com materiais, uniformes, transportes, etc. não forem acessíveis ou subsidiados para permitir que pobres estudem.

Além do impacto imediato que a educação pode ter na redução do trabalho infantil, estudos da OIT, também, têm apontado para o fato de pessoas mais educadas serem mais cientes dos seus direitos e criarem filhos mais educados e mais saudáveis, diminuindo o trabalho infantil no longo prazo.

Myers (1988) reporta alguns programas comunitários desenvolvidos no Brasil para menores de rua e mostra que são bastante eficientes em ajudá-los a encontrar emprego, melhorar seu nível educacional, saúde e nutrição. Um dos resultados envolve a adaptação de escolas e currículos às necessidades das crianças pobres e das que trabalham. Estas poderiam ir mais freqüentemente à aula se houvesse um horário mais

flexível e se o material escolar fosse modificado para atender a seus interesses e necessidades.

A tabela 4.8 apresenta porcentagens de crianças que trabalham de acordo com o salário mensal recebido. Apesar de haver um salário mínimo legal no Brasil, a maioria das crianças recebe metade ou menos.

Tabela 4.8 –Porcentagem de crianças de 5 a 14 anos que estão trabalhando e recebendo pagamentos, estratificado pelo salário mínimo mensal, por situação do domicílio e sexo em 1995 e 1999.

Salário mínimo mensal*	1995				1999			
	Meninos		Meninas		Meninos		Meninas	
	Urbano	Rural	Urbano	Rural	Urbano	Rural	Urbano	Rural
(0,0 – 0,5]	50,4	54,3	57,7	73,5	60,8	57,0	60,3	78,7
(0,5 – 1,0]	35,0	38,2	33,3	21,6	26,8	30,9	30,7	18,1
(1,0 – 2,0]	11,8	6,4	8,1	4,2	10,1	9,6	7,8	3,3
(2,0 – 3,0]	2,0	0,7	0,5	0,7	1,7	2,1	1,1	0,0
> 3,0	0,8	0,4	0,4	0,0	0,6	0,5	0,0	0,0

Fonte: PNAD, 1995 e 1999.

* O salário mínimo era R\$100,00 por mês em setembro de 1995 e R\$136,00 em 1999.

Myers (1989) reporta que em Assunção, Paraguai, a renda média das crianças de rua que trabalhavam era 34% do salário mínimo legal em 1983-84. Ademais, em Cochabamba, Bolívia, dados de 1987, mostraram que 12% delas não recebiam nenhum pagamento e 61% recebiam até US\$40,00 por mês. Em Lima, Peru, a renda mediana das crianças foi aproximadamente US\$22,00 por mês em 1986. Apesar da remuneração das crianças parecer bastante baixa, é preciso ter em mente que, nestes países, muitos trabalhadores adultos não recebem mais do que as crianças.

Hansen (1969), estudando empregos e salários no meio rural do Egito, observou que mulheres recebiam dois terços do salário dos homens, enquanto as crianças recebiam metade do salário das mulheres. Ele afirmou, ainda, que estes diferenciais de

salário já tinham sido observados nos anos 30 e continuavam constantes ao longo dos anos.

Algumas crianças trabalham muito, apesar de ser proibida por lei uma carga de mais de 44 horas semanais. Os dados de 1999 mostram que 8% das crianças de 5 a 14 anos trabalham mais de 40 horas por semana e, 37% trabalham mais de 20 horas por semana. A última linha da tabela 4.9 reporta o número médio de horas semanais de trabalho das crianças. Meninos da área rural trabalham maior número de horas do que meninas, ocorrendo o contrário na área urbana. Crianças da área urbana trabalham maior número de horas do que as da área rural. O número médio de horas semanais de trabalho diminui de 25,3 em 1995 para 22 em 1999. Ademais, os dados mostram que, à medida que a criança cresce, aumenta o número de horas trabalhadas.

Tabela 4.9 - Porcentagem de crianças trabalhando, estratificada pelo número de horas de trabalho semanais, por situação do domicílio e sexo, em 1995 e 1999.

Horas/semana	1995				1999			
	Menino		Menina		Menino		Menina	
	Urbano	Rural	Urbano	Rural	Urbano	Rural	Urbano	Rural
(1 – 5]	3,2	1,5	4,6	5,7	4,2	2,7	7,9	6,9
(5 – 10]	9,0	7,0	11,2	14,5	11,7	9,6	12,7	16,0
(10 – 20]	32,1	40,2	26,2	41,7	38,5	49,7	27,0	45,4
(20 – 40]	36,8	40,2	32,1	29,6	33,1	32,2	34,8	26,2
(40 – 60]	17,3	10,1	23,1	7,2	11,9	5,4	15,4	4,8
(60 – 100]	1,3	0,8	2,4	1,3	0,6	0,4	2,1	0,8
Média	27,6	26,2	29,6	22,6	24,6	22,7	25,8	20,5

Fonte: PNAD, 1995 e 1999.

Cain (1977), estudando menores trabalhadores em uma vila em Bangladesh, observou que crianças entre 4 e 6 anos trabalhavam duas horas por dia em média. Entre 7 e 9 anos, quase 5 horas por dia, e com 13 anos de idade, mais do que nove horas por dia.

A contribuição dos rendimentos das crianças para a renda familiar é importante, principalmente, porque nas famílias em que filhos menores trabalham, a renda *per capita* é muito baixa. A tabela 4.10 mostra a porcentagem de famílias com crianças trabalhando cujos rendimentos contribuem para certa porcentagem da renda familiar. Dados de 1995 mostram que em 36% das famílias urbanas e em 42% das rurais, a contribuição das crianças para a renda familiar é de mais de 20%, e em quase 10% das famílias, ultrapassa os 40%.⁴ Em 1999, 35% das famílias urbanas e em 46% das rurais, a contribuição das crianças para a renda familiar é de mais de 20%, e em quase 10% das famílias urbanas e 17% das rurais, ultrapassa os 40%

Tabela 4.10 – Porcentagem de famílias em que os rendimentos das crianças contribuem para certa porcentagem da renda familiar, estratificada por situação dos domicílios, em 1995 e 1999.

Contribuição (%) dos rendimentos das crianças de 5 a 14 anos na renda familiar	1995		1999	
	Urbano	Rural	Urbano	Rural
(0 – 10]	30,0	22,5	34,1	26,8
(10 – 20]	33,9	35,0	31,1	27,1
(20 – 30]	15,6	19,9	17,0	20,4
(30 – 40]	9,5	13,1	7,3	8,4
(40 – 50]	5,0	5,0	5,3	9,8
(50 – 100]	5,9	4,5	5,3	7,5

Fonte: PNAD, 1995 e 1999.

Apesar de pobreza e trabalho infantil estarem intimamente relacionados, existem dados mostrando crianças de níveis mais altos de renda querendo trabalhar para adquirir independência econômica e até porque preferem trabalhar a estudar. Ademais, muitos

⁴ Para entender por que em alguns domicílios a contribuição do rendimento das crianças na renda é tão elevada, foram analisados separadamente domicílios em que a contribuição foi de 50% ou mais. As principais características observadas foram que 65% dos membros adultos (acima de 15 anos) eram mulheres, aproximadamente 30% dos adultos estavam desempregados, e quase 55% das mães das crianças não viviam com o cônjuge.

adolescentes trabalham nos negócios da família como estagiários, não por necessidade econômica mas como um aprendizado que será útil no futuro [Aragão-Lagergren (1997)].

Um estudo detalhado sobre o trabalho infantil no mercado informal da área urbana de uma cidade da Índia, realizado por Sharma & Mittar (1990), mostrou que a contribuição do trabalho infantil para a renda domiciliar foi mais de 20% em 59% dos domicílios, e perto de 21% dos domicílios tinham uma renda em que a contribuição dos rendimentos das crianças excedia 40%. Também observaram que, incluindo a renda do trabalho infantil, 10% dos domicílios mais pobres detinham 5% da renda, enquanto os 10% mais ricos detinham mais de 20% da renda. Entretanto, quando os rendimentos do trabalho infantil eram excluídos, a porcentagem da renda em poder dos 10% mais pobres diminuía para 1,8%, enquanto para os 10% mais ricos aumentava para 25,8%. Além disso, observaram que a porcentagem de domicílios com renda per capita abaixo da linha de pobreza aumentou quando se excluíram os rendimentos do trabalho infantil. Assim, concluíram que a renda do trabalho infantil reduzia a assimetria na distribuição de renda per capita dos domicílios. Apesar de esse estudo cobrir pontos interessantes, a amostra analisada engloba somente 110 domicílios de Patiala, cidade de Punjab na Índia, e assim sendo, pode não ser representativa da população.

Em Assunção, Paraguai, enquanto 6% das famílias na amostra dependiam exclusivamente do trabalho de suas crianças, 50% das famílias declararam que o rendimento das crianças contribuía, no mínimo, com a metade da renda domiciliar [Myers (1989)].

Esses dados mostram a importância dos rendimentos das crianças para a renda familiar. Proibir que trabalhem não constitui um passo simples para solucionar o problema. A renda gerada, em muitos casos, é crucial para a sobrevivência das famílias e, a não ser que estas sejam assistidas, eliminar o trabalho infantil pode exacerbar a pobreza no Brasil.

Recentemente, alguns programas estão sendo implementados no país para fornecer a reposição da renda obtida pelas crianças às famílias com a condição delas irem às escolas ao invés de trabalharem.

O programa bolsa-escola, por exemplo, foi implementado, no país, para fornecer renda mínima às famílias carentes com a condição de elas colocarem e manterem as crianças de 6 a 15 anos nas escolas. As famílias beneficiadas devem ter renda per capita inferior a meio salário-mínimo. Cada família recebe quinze reais por mês para cada filho de 6 a 15 anos matriculado e freqüentando o ensino fundamental. Entretanto, existe um limite máximo de três crianças nessa faixa etária por família, ou quarenta e cinco reais por mês. O pagamento é feito diretamente à mãe da criança participante do programa através de cartão magnético. Estudo recente do Banco Mundial (2001) mostra a eficiência deste programa em reduzir o trabalho infantil e aumentar a freqüência escolar no Brasil. Programas semelhantes implementados no México e em Bangladesh também apresentaram resultados positivos.

O programa de erradicação do trabalho infantil (PETI) também fornece renda às famílias carentes com o objetivo de as crianças abandonarem o trabalho e freqüentarem a escola. Entretanto, diferentemente do bolsa-escola, esse programa tem por meta erradicar as atividades consideradas perigosas, insalubres, penosas ou degradantes, como

o emprego de menores em pedreiras, carvoarias, canaviais, garimpos, beneficiamento de sisal, “lixões”, etc..

Apesar de esses programas serem vistos como efetivos para a diminuição do trabalho infantil, atenção deve ser tomada com relação a possibilidade de se criar dependência aos programas, de os membros adultos dos domicílios passarem a trabalhar menos e se acomodarem, e de haver sustentabilidade às melhorias após seu término. Algumas críticas já surgiram quanto ao inadequado número de escolas e/ou localização distante destas, o que torna extremamente difícil senão impossível para as crianças estudarem.

As crianças que trabalham geralmente vivem em famílias em que a renda per capita é muito baixa. Enquanto perto de 60% estão em famílias em que a renda mensal per capita é no máximo 0,5 salário mínimo, menos de 40% das crianças que não trabalham estão nesta mesma situação. A última linha da tabela 4.11 mostra que a renda média mensal per capita das famílias de crianças que não trabalham é mais do que o dobro da renda nas famílias com crianças trabalhando.

Tabela 4.11 – Distribuição percentual de acordo com o número de crianças trabalhando ou não, com relação à renda familiar mensal per capita em salário mínimo, excluindo os rendimentos das crianças de 5 a 14 anos, em 1995 e 1999.

Renda familiar mensal pc em salário mínimo	1995		1999	
	trabalha	não trabalha	trabalha	não trabalha
(0 – 0,5]	58,3	37,0	64,2	39,4
(0,5 – 1,0]	23,9	23,9	20,5	25,3
(1,0 – 2,0]	11,5	20,2	10,4	19,0
2,0 ou mais	6,2	18,9	4,9	16,3
Renda familiar pc média	73,40	151,30	84,90	179,30

Fonte: PNAD, 1995 e 1999.

Outro determinante importante do trabalho infantil discutido na literatura, além da renda, é o número de membros dos domicílios. Analisando domicílios de baixa renda,

observa-se que, em 1995, 27% daqueles que contêm crianças que não trabalham têm, em média, sete ou mais membros, enquanto essa porcentagem, em domicílios com crianças trabalhando, chega a 41,5%. Em 1999, estas porcentagens diminuem para 18,3 e 33,7, respectivamente, mantendo, entretanto, praticamente a mesma diferença entre estes dois grupos (tabela 4.12). Portanto, existe uma indicação de que famílias pobres e de tamanho grande requerem mais trabalho infantil, provavelmente como forma de ter um pouco mais de renda para a sobrevivência de seus membros.

Lloyd, citado por Grootaert & Kanbur (1995), mostrou que nos domicílios com grande número de pessoas, a frequência das crianças às escolas era menor e a participação delas no mercado de trabalho era maior. O efeito do tamanho do domicílio no trabalho infantil muda consideravelmente dependendo do nível de desenvolvimento, dos gastos dos estados com programas sociais e da cultura familiar.

Tabela 4.12 – Distribuição percentual, de acordo com o número de crianças trabalhando ou não em domicílios com renda mensal de R\$ 400,00 ou menos, com relação ao tamanho da família, em 1995 e 1999.

Número de pessoas	1995		1999	
	Domicílios com crianças que trabalham	Domicílios com crianças que não trabalham	Domicílios com crianças que trabalham	Domicílios com crianças que não trabalham
2	1,5	2,1	2,7	5,3
3	6,2	9,0	8,1	14,2
4	15,5	22,8	17,0	25,9
5	18,7	23,0	20,9	22,1
6	16,6	16,1	17,4	14,2
7 ou mais	41,5	27,0	33,7	18,3

Fonte: PNAD, 1995 e 1999.

A tabela 4.13 mostra a porcentagem de crianças de acordo com o nível educacional da mãe. A porcentagem de crianças trabalhadoras cujas mães têm baixo nível de escolaridade (máximo de quatro anos) é maior do que a de crianças que não

trabalham. Ademais, quando as mães têm nove ou mais anos de escolaridade, é observado maior número de crianças que não trabalham, em relação às que trabalham.

Tabela 4.13 - Distribuição percentual, de acordo com o número de crianças trabalhando ou não, com relação ao número de anos de escolaridade da mãe, para 1995 e 1999.

Anos de escolaridade da mãe	1995		1999	
	Crianças que trabalham	Crianças que não trabalham	Crianças que trabalham	Crianças que não trabalham
0 – 4	81,6	55,1	78,7	47,8
5 – 8	13,7	24,3	15,0	27,5
9 – mais	4,7	20,6	6,3	24,7

Fonte: PNAD, 1995 e 1999.

5. MODELO ECONÔMICO

O modelo descrito abaixo é baseado em Rosenzweig (1981). Pressupõe-se que a família maximiza uma função utilidade (U) contínua, estritamente crescente, quase-concava e diferenciável, a qual é função de bens comprados e consumidos (X), do tempo de lazer da mãe (l_{mo}) e do pai (l_{fa}), do tempo de lazer da criança (l_{ch}), e do nível de escolaridade da criança (S_{ch}).

$$U = U(X, l_{mo}, l_{fa}, l_{ch}, S_{ch})$$

Para simplificar a notação, considera-se o caso de uma família com pai, mãe e uma criança⁵. Generalizações podem ser observadas em Rosenzweig (1981).

Pressupõe-se que o nível de escolaridade da criança requer tempo (t_{sch}) e bens (X_s), tais como material escolar, taxas escolares, transporte, etc..

$$S_{ch} = s(t_{sch}, X_s)$$

A família também se defronta com uma restrição de renda total (F) dada por:

$$F = V + T_{mo} W_{mo} + T_{fa} W_{fa} + T_{ch} W_{ch} =$$

⁵ Alguns estudos consideram o número de crianças ou fertilidade como decisões endógenas [Harman (1970), Da Vanzo (1972), Rosenzweig (1981)]. Becker & Lewis (1973) discutem a existência de troca

$$P_x X + W_{mo} l_{mo} + W_{fa} l_{fa} + P_s X_s + W_{ch}(l_{ch} + t_{sch})$$

onde V é a renda não-salarial, T_{mo} , T_{fa} e T_{ch} são o tempo total disponível da mãe, pai e criança, W_{mo} , W_{fa} e W_{ch} são os salários da mãe, pai e criança, e P_x e P_s são os preços de X e X_s .

Da restrição de renda total é possível ver que o rendimento total da criança é $W_{ch}(T_{ch} - l_{ch} - t_{sch})$. Os custos direto da escolaridade são $P_s X_s$ e o custo do tempo de escolaridade é $W_{ch} t_{sch}$.

A maximização da função utilidade sujeita a restrição de renda total produz um conjunto de equações de demanda para as variáveis endógenas l_{mo} , l_{fa} , l_{ch} , t_{sch} , X , X_s em função das variáveis exógenas W_{mo} , W_{fa} , W_{ch} , P_x , P_s , V , isto é,

$$D = f_D(W_{mo}, W_{fa}, W_{ch}, P_x, P_s, V)$$

onde D é l_{mo} , l_{fa} , l_{ch} , t_{sch} , X , X_s .

Tomando como base as formas reduzidas das equações de demanda, é possível analisar o efeito de uma variável exógena sobre as endógenas. Por exemplo, uma mudança no salário da criança W_{ch} e no salário da mãe W_{mo} sobre o tempo de trabalho da criança $t_{wch} = T_{ch} - l_{ch} - t_{sch}$ e sobre o tempo de trabalho da mãe $t_{wmo} = T_{mo} - l_{mo}$ podem ser decompostos nos efeitos preço (utilidade constante) e renda, tais como:

$$\frac{\partial t_{wmo}}{\partial W_{mo}} = - \left. \frac{\partial l_{mo}}{\partial W_{mo}} \right|_{u=\bar{u}} - t_{wmo} \frac{\partial l_{mo}}{\partial F} \quad (5)$$

$$\frac{\partial t_{wmo}}{\partial W_{ch}} = - \left. \frac{\partial l_{mo}}{\partial W_{ch}} \right|_{u=\bar{u}} - t_{wch} \frac{\partial l_{mo}}{\partial F} \quad (6)$$

$$\frac{\partial t_{wch}}{\partial W_{mo}} = - \left. \frac{\partial (l_{ch} + t_{sch})}{\partial W_{mo}} \right|_{u=\bar{u}} + t_{wmo} \frac{\partial t_{wch}}{\partial F} \quad (7)$$

entre qualidade e quantidade de crianças. Entretanto, neste estudo, número de crianças é considerado exógeno, seguindo, por exemplo, Jensen & Nielsen (1997) e Grootaert & Patrinos (1998).

$$\frac{\partial t_{wch}}{\partial W_{ch}} = - \frac{\partial (l_{ch} + t_{sch})}{\partial W_{ch}} \Big|_{u=\bar{u}} + t_{wch} \frac{\partial t_{wch}}{\partial F} \quad (8)$$

Das equações acima, é possível prever o sinal positivo para o primeiro termo do lado direito das equações (5) e (8). Ademais, sabe-se que os primeiros termos das equações (6) e (7) devem ser iguais devido à condição de simetria. A simetria mostra que qualquer mudança no salário da criança terá um efeito sobre o tempo de trabalho da mãe igual ao efeito de uma mudança no salário da mãe sobre o tempo de trabalho da criança, mantido constante o nível de utilidade. Rosenzweig (1981) afirma que "como consequência da interdependência (efeito salário cruzado) do comportamento da oferta de trabalho dentro do domicílio, uma mudança exógena nas condições do mercado de trabalho de mulheres adultas pode ter efeitos importantes no emprego das crianças e vice versa, sem considerar o quanto crianças e mulheres adultas são vistas pelos empregadores como substitutas".

Os sinais das equações (5) a (8) não podem ser previstos, mesmo pressupondo como normalmente acontece, que um aumento na renda aumentará o consumo de bens, uma vez que o efeito preço (utilidade constante) tem o sinal oposto ao efeito renda. É possível, no entanto, testar o modelo através da estimação do efeito renda, através da renda não-salarial (V), e do efeito preço total ou não compensado.

As equações de demanda na forma-reduzida também têm grande importância neste trabalho pelo fato de políticas poderem ser recomendadas baseadas nas análises das relações entre variáveis. Como um exemplo, é possível observar o efeito de uma mudança no tempo de trabalho da criança na oferta de trabalho do pai (t_{wfa}), isto é,

$$\frac{\partial t_{wfa}}{\partial t_{wch}} = \frac{\left(\frac{\partial t_{wfa}}{\partial W_{ch}} \right) \Big|_{u=\bar{u}}}{\left(\frac{\partial t_{wch}}{\partial W_{ch}} \right) \Big|_{u=\bar{u}}}$$

que significa que o efeito de uma restrição imposta à oferta de trabalho da criança sobre o nível de oferta de trabalho dos pais, terá o mesmo sinal dado pelo efeito do salário da criança sobre a oferta de trabalho do pai, uma vez que $\partial t_{wch} / \partial W_{ch}$ é positivo. Se a quantidade de tempo dedicada pela criança ao trabalho for pequena, então a equação,

$$\frac{\partial t_{wfa}}{\partial W_{ch}} = - \frac{\partial l_{fa}}{\partial W_{ch}} \Big|_{u=\bar{u}} - t_{wch} \frac{\partial l_{fa}}{\partial F}$$

será uma boa aproximação do efeito salário (preço) com utilidade constante.

O tempo de trabalho da criança pode ser re-allocado para lazer, escola, atividades domiciliares ou trabalho. A alocação do tempo das crianças pela família é feita com base na capacidade de produção da criança e dos pais no domicílio e no mercado de trabalho, e no grau de substituição da força de trabalho entre as crianças e seus pais. Enquanto as atividades domiciliares realizadas pelas crianças podem permitir que mães ou irmãos mais velhos entrem no mercado de trabalho, as atividades de mercado realizadas pelas crianças permitem a elas contribuírem para o aumento da renda familiar.

Rosenzweig (1981), usando dados da Índia rural, observou que aumentos nos salários das crianças, assim como no da mãe, causavam redução da taxa de frequência das crianças às escolas. Ademais, ele notou que um aumento no salário das mães diminuía o tempo de trabalho das filhas significativamente mais do que o dos filhos. Ele então concluiu que mães e filhas eram substitutos próximos com relação ao tempo gasto no domicílio ou na escola.

6. PROCEDIMENTO DE ESTIMAÇÃO

Apesar de haver informação sobre crianças que trabalham a partir dos cinco anos de idade, a amostra a ser utilizada para estimar as equações relevantes incluirá somente crianças de sete a catorze anos. A razão é que a variável frequência à escola não teria significado para crianças com menos de sete anos.

A estimação é procedida, separadamente, para meninas e meninos com residência urbana e rural, após confirmação de testes estatísticos de que os coeficientes diferiam entre gênero e situação do domicílio. A base de dados utilizada foi a PNAD de 1995.

A tabela 6.1 fornece o número total de crianças de 7 a 14 anos de idade e o número de crianças trabalhando e recebendo rendimentos na amostra, por situação do domicílio e sexo.

Tabela 6.1 - Número de crianças de 7 a 14 anos, número de crianças trabalhando e recebendo rendimentos na amostra, por situação do domicílio e sexo.

Número de crianças na amostra	Meninos		Meninas	
	Urbano	Rural	Urbano	Rural
Total	23.902	6.573	23.953	6.105
Trabalhando	2.380	2.631	1.234	1.374
Recebendo rendimentos	1.255	340	678	170

Fonte: PNAD, 1995.

As equações, na forma-reduzida, de crianças no trabalho e nas escolas, específicas para meninos e meninas, assim como as equações de trabalho de pais e mães são estimadas neste estudo, para a área urbana. Cada uma destas equações é função dos salários estimados das crianças, mães e pais, da renda não-salarial do domicílio, do número de irmãos, da cor de cada indivíduo e da região de residência. Ademais, outras

equações são estimadas utilizando-se a escolaridade dos pais ao invés dos seus salários estimados e a idade da criança ao invés de salários estimados. Uma vez que as variáveis dependentes são binárias, modelos próbites ou lógites são necessários e, portanto, os coeficientes são estimados pelo método de máxima verossimilhança. As equações também são ponderadas pelo fator de expansão da amostra.

Os salários são estimados porque um grande número de pessoas não recebe rendimentos e também não há dados de salários em nível de comunidades, os quais seriam ideais neste caso. De acordo com Heckman (1974, 1980), a estimação das equações de rendimentos utilizando-se somente dados de indivíduos recebendo remuneração pode resultar em estimativas tendenciosas dos coeficientes devido à seletividade amostral. Para evitar esse problema, é utilizado o procedimento proposto por Heckman. Em resumo, o procedimento envolve estimar os coeficientes de um modelo próbite, em que a variável dependente é um se o indivíduo trabalha e zero em caso contrário. Baseada nos parâmetros estimados, do modelo próbite, a variável lambda (inverso da razão de Mill) é calculada e incluída como uma variável exógena na equação de rendimentos que será estimada por mínimos quadrados, somente para aqueles que recebem rendimentos. A variável lambda supostamente corrige o problema de inconsistência e parâmetros consistentes são obtidos. Maiores detalhes deste procedimento podem ser encontrados no apêndice.

No meio rural, são estimadas equações de trabalho e frequência às escolas, de meninos e meninas, em função somente da escolaridade dos pais, da idade da criança, da renda não-salarial do domicílio, do número de irmãos, além da cor e da região de residência, isto é, não são utilizados os salários estimados dos pais e da criança como variáveis exógenas alternativas. A razão foi a complexidade dos cálculos necessários

para a obtenção dos salários estimados nas análises da área urbana, e a semelhança destes resultados com os obtidos quando escolaridade e idade foram utilizadas ao invés de salários.

As equações e variáveis envolvidas na estimação são descritas abaixo.

Variáveis do modelo próbite de pais e mães no procedimento de Heckman:

Escolaridade (número de anos de escolaridade)

Idade

Idade ao quadrado

Região (Norte, Sudeste, Sul, Centro-oeste, Nordeste)

Cor (branca, parda e preta)

Número de crianças na família (menos de 5 anos de idade, entre 5 e 14 anos, meninos de 15 anos ou mais, e meninas de 15 anos ou mais)

Estado civil (casado ou não)

Renda não-salarial per capita (inclui aluguel, pensão, abono, aposentadoria, juros de poupança ou qualquer outra fonte de renda diferente do salário ou pagamento em espécie)

Variáveis das equações de rendimentos dos pais e mães no procedimento de Heckman:

Escolaridade

Idade

Idade ao quadrado

Região

Cor

Estado civil (casado ou não)

Lambda (inverso da razão de Mill)

Variáveis do modelo próbite das crianças no procedimento de Heckman:

Escolaridade da mãe

Escolaridade do pai

Idade da criança

Região

Cor

Número de irmãos mais novos

Número de irmãos mais velhos

Renda não-salarial per capita

Variáveis das equações de rendimentos das crianças no procedimento de Heckman:

Idade da criança

Estados do Brasil onde habitam

Cor

Lambda

Equações de trabalho e frequência à escola de crianças, mães e pais na forma reduzida:

Salário estimado da mãe/Escolaridade da mãe
Salário estimado do pai/ Escolaridade do pai
Salário estimado da criança/Idade da criança
Número de irmãos (nas equações das crianças)
Região
Cor
Renda não-salarial per capita

A tabela 6.2 contém informações amostrais de pais e mães das crianças de 7 a 14 anos. A idade média das mães é de 37 e 38 anos, respectivamente, nas áreas urbana e rural, variando de 17 a 98 anos. Uma idade tão avançada para ser mãe de uma criança de 7 a 14 anos pode parecer estranho, mas o IBGE ao definir filhos inclui criança que é filho, enteado, e filho adotivo ou de criação. A idade das mães, entretanto, será limitada ao intervalo de 18 a 60 anos, para evitar grande variação na estimação dos salários. Da mesma forma, a idade dos pais será limitada entre 20, que é a menor idade na amostra e 65 anos. O pai mais velho da amostra tinha 94 anos.

Tabela 6.2 – Informações sobre pais e mães de crianças de 7 a 14 anos de idade.

	Residência	
	Rural	Urbana
Idade do pai (anos)	41,7	40,2
Escolaridade do pai (anos)	2,4	6,0
Porcentagem de pais trabalhando	96,4	91,6
Idade da mãe (anos)	38,1	37,1
Escolaridade da mãe (anos)	3,5	6,6
Horas de trabalho da mãe/semana	26,6	35,9
Porcentagem de mães trabalhando	72,3	56,3

Fonte: PNAD, 1995.

Também é possível observar na tabela 6.2 que as mães estudam mais e trabalham um maior número de horas na área urbana do que na rural, mas uma porcentagem menor de mães trabalham na área urbana (56,3%) quando comparada a rural (72,3%). Quando são consideradas somente as mães de crianças trabalhadoras, a proporção destas mães

que estão trabalhando é 70% na área urbana e 88% na rural, contra 55% na urbana e 65% na rural para as mães de crianças que não trabalham. Ademais, o número médio de anos de escolaridade no meio urbano é 4,8 e 6,8, respectivamente, para as mães de crianças que trabalham e não trabalham.

Uma grande porcentagem de pais trabalham (92% com residência urbana e 96% rural). Observando os pais de crianças que trabalham, a proporção aumenta para 93% de pais trabalhando na área urbana e 99% na rural. O número médio de anos de escolaridade é baixo no meio rural (2,4) e, como é sempre observado no Brasil, mulheres têm nível educacional mais elevado do que homens.

6.1. Variáveis.

A amostra usada para estimar as equações na forma reduzida inclui crianças de 7 a 14 anos, morando com a mãe e o pai (chefe). A média e o desvio-padrão de cada variável usada na estimação estão apresentados na tabela 6.3.

Tabela 6.3 – Média e desvio-padrão das variáveis.

Variáveis	Urbano				Rural*			
	Meninos		Meninas		Meninos		Meninas	
	média	d.p.	média	d.p.	média	d.p.	média	d.p.
Log rendimento/hora criança	-1,74	0,49	-1,74	0,49	-	-	-	-
Log rendimento/hora mãe	-0,27	0,68	-0,27	0,68	-	-	-	-
Log rendimento/hora pai	0,64	0,66	0,64	0,66	-	-	-	-
Renda não salarial pc	10,7	67,3	10,7	67,3	2,48	15,6	3,17	22,3
Escolaridade da mãe	5,70	4,20	5,70	4,20	2,5	2,62	2,5	2,63
Escolaridade do pai	5,60	4,32	5,60	4,32	2,06	2,55	2,14	2,63
Idade da criança	10,55	2,29	10,55	2,29	10,44	2,28	10,41	2,26
No. de irmãos mais novos	0,99	1,06	0,99	1,06	1,56	1,53	1,57	1,42
No. de irmãos mais velhos	1,12	1,26	1,12	1,26	1,58	1,56	1,60	1,60
Norte (var. binária)	0,067	0,25	0,067	0,25	0,01	0,15	0,01	0,14
Sudeste (")	0,47	0,50	0,47	0,50	0,24	0,42	0,24	0,42
Sul (")	0,14	0,35	0,14	0,35	0,15	0,35	0,15	0,35
Centro-oeste (")	0,071	0,26	0,071	0,26	0,05	0,29	0,06	0,29
Branca (")	0,55	0,50	0,55	0,50	0,39	0,49	0,43	0,49
Parda (")	0,41	0,49	0,41	0,49	0,56	0,49	0,54	0,50

* Os logaritmos dos salários no meio rural não constam da tabela, pois a estimação dos salários, que utilizou estas variáveis, só foi realizada na área urbana.

A variável dependente é binária, assumindo valor um se a criança trabalha e zero se não. As crianças foram enquadradas como trabalhando se tinham trabalhado na semana anterior à entrevista, ou se produziam alimento para consumo próprio, ou trabalhavam na construção para o próprio uso, ou se trabalhavam mas não estavam trabalhando naquela semana por estarem de férias ou por terem problemas de saúde.

O rendimento de cada pessoa inclui o salário mensal recebido de todos os empregos em que ele ou ela estava engajado na semana de 24 a 30 de setembro de 1995,

mais qualquer pagamento em espécie recebido pela atividade desenvolvida. O número de horas semanais de trabalho foi multiplicado por 4 para obter o número de horas mensais. O rendimento total mensal foi dividido pelo número de horas mensais para obter o rendimento por hora recebido por cada pessoa.

A amostra permite identificar a mãe da criança na família, mas não o pai. Assim sendo, o “pai” em cada família é na verdade o chefe ou esposo com mais de 20 anos de idade. Acredita-se que, usando este procedimento, o verdadeiro pai seja identificado na maioria das famílias. Entretanto, é possível ter identificado um irmão mais velho, padrasto ou um avô, por exemplo, ao invés do pai verdadeiro quando este estiver ausente (mãe solteira, viúva, divorciada, etc.). Este fato não afeta os resultados, pois a idéia é identificar um membro adulto do sexo masculino na família, responsável pela criança que poderia afetar a decisão da criança trabalhar e/ou estudar.

A variável renda-não-salarial inclui todas as rendas do domicílio exceto os rendimentos de trabalho, isto é, inclui aluguel, pensão, aposentadoria, juros de poupança, etc.. A renda total não-salarial foi dividida pelo tamanho do domicílio para obter a renda não-salarial per capita. O tamanho do domicílio inclui todos os membros do domicílio que têm relação familiar, excluindo agregados, pensionistas, empregados domésticos, e parente de empregado doméstico.

Na categoria cor, a variável branca inclui indivíduos de cor amarela e branca, e a variável parda inclui os indígenas além dos pardos.

7. RESULTADOS

Primeiramente, na seção 7.1, as taxas salariais são estimadas pelo procedimento de Heckman, utilizando-se para tanto um modelo próbite e uma equação de rendimentos. Em seguida, na seção 7.2, as estimativas de salário são utilizadas como variáveis exógenas nas equações de trabalho e frequência à escola. Todos os cálculos são realizados com base na PNAD de 1995.

7.1. Estimação das taxas salariais pelo procedimento de Heckman para indivíduos com residência urbana

As taxas salariais dos pais, mães e crianças são estimadas corrigindo-se para um possível viés de seletividade amostral, que pode ocorrer quando os rendimentos são estimados por mínimos quadrados somente para aqueles que recebem remuneração⁶. Observa-se, na amostra, que 90% dos pais de 20 a 65 anos, 50% das mães de 20 a 60 anos, 5,2% dos meninos e 2,5% das meninas de 7 a 14 anos trabalham e recebem rendimentos. As equações para os pais, mães, meninos e meninas apresentadas nas tabelas 7.1 e 7.2 são estimadas utilizando-se o procedimento de Heckman. O modelo próbite é estimado por máxima verossimilhança, uma vez que a variável dependente assume valor 1 se o indivíduo recebe rendimentos, e zero em caso contrário. Utilizando-se as estimativas dos coeficientes do modelo próbite, o inverso da razão de Mill (λ) é obtida e usada como variável exógena na equação dos logaritmos dos rendimentos por hora de trabalho, somente para aqueles que recebem rendimentos. As

⁶ Como a variável dependente das equações que estimam os salários são rendimentos recebidos, na realidade está-se estimando rendimentos e não taxas salariais. Entretanto, como rendimentos e salários são bastante semelhantes, e as estimativas são aproximações, optou-se por denominar as estimativas de salários.

estimativas dos salários são, então, obtidas para todos os indivíduos da amostra, trabalhando ou não, com base nos coeficientes das equações de rendimentos, os quais são estimados por mínimos quadrados ponderados, sendo o fator de expansão da amostra o peso.

Tabela 7.1 – Coeficientes do modelo próbite e log dos rendimentos por hora para mães e pais, com residência urbana, utilizando-se o procedimento de Heckman.

Variáveis	Mães				Pais			
	Próbite		Log rendim.		Próbite		Log rendim.	
Constante	-1,57	***	-3,52	***	-0,411	**	-2,77	***
Escolaridade	0,0617	***	0,144	***	0,0312	***	0,130	***
Idade	0,109	***	0,106	***	0,0784	***	0,0946	***
Idade ao quadrado	-0,00138	***	-0,00116	***	-0,00114	***	-0,00105	***
No. crianças < 5 anos	-0,172	***	-	-	-0,00058	-	-	-
No. crianças 5-14 anos	-0,00578	-	-	-	-0,00351	-	-	-
No. meninos ≥ 15	-0,0626	***	-	-	-0,0159	-	-	-
No. meninas ≥ 15	0,0195	*	-	-	-0,0353	**	-	-
Renda não-salarial pc	-0,00133	***	-	-	-0,00236	***	-	-
Cônjuge presente	-0,740	***	-0,200	***	0,316	***	0,172	***
Norte	-0,00982	-	0,250	-	0,123	**	0,207	***
Sudeste	-0,0392	***	0,405	***	-0,0478	-	0,381	***
Sul	0,118	***	0,346	***	0,0438	-	0,259	***
Centro-oeste	-0,00403	-	0,259	***	0,0133	-	0,261	***
Branca	-0,212	***	0,120	***	0,131	***	0,299	***
Parda	-0,109	***	0,0179	***	0,104	**	0,124	***
Lambda	-	-	0,617	***	-	-	0,488	***

*** Denota significância ao nível de 1%

** Denota significância ao nível de 5%

* Denota significância ao nível de 10%

Tabela 7.2 – Coeficientes do modelo próbite e da equação dos logaritmos dos rendimentos por hora para meninos e meninas de 7 a 14 anos, com residência urbana, utilizando-se o procedimento de Heckman.

Variáveis	Meninos		Meninas	
	Próbite	Log rendim.	Próbite	Log rendim.
Constante	-4,60 ***	-3,44 ***	-5,58 ***	-6,75 ***
Escolaridade da mãe	-0,0394 ***	-	-0,0387 ***	-
Escolaridade do pai	-0,0512 ***	-	-0,0545 ***	-
Idade da criança	0,274 ***	0,174 ***	0,312 ***	0,330 ***
No. irmãos mais novos	0,0527 ***	-	0,0755 ***	-
No. irmãos mais velhos	-0,00969	-	0,0117	-
Renda não-salarial pc	-0,00104	-	-0,00091	-
Branca	0,0511	0,118	0,0297	0,269
Parda	0,0542	0,095	0,0299	0,217
Norte	0,105 *	-	-0,0932	-
Sudeste	-0,0209	-	0,177 ***	-
Sul	0,254 *	-	0,275 ***	-
Centro-oeste	0,199 ***	-	0,389 ***	-
Rondônia	-	-0,255	-	-0,207 ^a
Acre	-	0,174	-	-
Amazonas	-	-0,186	-	-0,900
Roraima+Pará+Amapá	-	-0,476 ***	-	-0,437 *
Tocantins	-	-0,033	-	-0,768 ***
Maranhão	-	-1,005 ***	-	-1,190 ***
Piauí	-	-0,687 ***	-	-0,450
Ceará	-	-0,752 ***	-	-0,717 ***
Rio Grande do Norte	-	-1,040 ***	-	-0,771 ***
Paraíba	-	-0,593 ***	-	-0,619 ***
Pernambuco	-	-0,338 ***	-	-1,017 ***
Alagoas	-	-0,544 ***	-	-0,622 ***
Sergipe	-	-0,750 ***	-	-0,319
Bahia	-	-0,401 ***	-	-1,010 ***
Minas Gerais	-	-0,367 ***	-	-0,483 ***
Espírito Santo	-	-0,339 **	-	-0,155
Rio de Janeiro	-	-0,178	-	-0,347 *
Paraná	-	-0,101	-	-0,219 *
Santa Catarina	-	0,200	-	-0,0359
Rio Grande do Sul	-	0,0465	-	0,0476
Mato Grosso Sul+MT	-	-0,130	-	-0,461 ***
Goiás	-	-0,443 ***	-	-0,127
Distrito Federal	-	-0,102	-	0,992 *
Lambda	-	0,389 ***	-	0,912 ***

^a Inclui o estado do Acre

*** Denota significância ao nível de 1%

** Denota significância ao nível de 5%

* Denota significância ao nível de 10%

No modelo próbite das crianças, as variáveis escolaridade do pai e da mãe foram incluídas, pressupondo-se que os pais têm grande influência no fato de seus filhos trabalharem. Entretanto, a escolaridade das crianças é uma variável endógena e não pode ser incluída na equação. Nas equações de rendimentos, as variáveis binárias para estados foram usadas visando medir as diferenças de salários existentes nas diferentes áreas do país, e é considerado um bom procedimento para identificar os salários das crianças em dados *cross-section*. Quando não havia dados suficientes em alguns estados específicos, eles foram agregados aos de outros. A variável estado de São Paulo foi omitida para evitar multicolinearidade perfeita.

As estimativas dos salários dos pais e das crianças, obtidos das tabelas 7.1 e 7.2, serão utilizadas posteriormente como variáveis exógenas.

Resultado do modelo próbite mostra coeficiente positivo para escolaridade, indicando que mais anos de escolaridade aumenta a probabilidade de o indivíduo trabalhar. Os coeficientes de idade e idade ao quadrado foram positivo e negativo, respectivamente, refletindo o fato de as pessoas aumentarem as suas oportunidades de emprego na medida em que adquirem mais idade e experiência, porém estas oportunidades começam a diminuir após o indivíduo atingir certa idade. Os coeficientes das variáveis número de crianças em diferentes idades são significativos quase que somente na equação das mães. O efeito negativo das crianças com menos de cinco anos de idade está relacionado a um maior salário de reserva e portanto a uma menor participação na força de trabalho. Por outro lado, meninos com mais de 14 anos podem trabalhar permitindo que a mãe não trabalhe, e meninas com mais de 14 anos podem também agir como substitutas para as atividades do lar, permitindo que a mãe trabalhe. Os resultados também mostram que quanto maior a renda não-salarial do domicílio,

menor é a probabilidade dos indivíduos trabalharem. Ademais, a presença do cônjuge reduz a participação da mãe no mercado de trabalho e aumenta a do pai.

Os coeficientes das equações de rendimentos apresentaram os sinais corretos e foram quase todos altamente significativos. A variável lambda é significativa, indicando a necessidade de se corrigir o viés de seletividade amostral. Ademais, os coeficientes das variáveis de capital humano, escolaridade e idade, foram positivos, e de idade ao quadrado negativo, indicando depreciação do capital humano quando a pessoa envelhece. Os coeficientes das variáveis regiões mostram que melhores salários são pagos nas áreas relativamente mais ricas com relação ao nordeste (variável omitida). Da mesma forma, pretos (variável omitida) recebem salários inferiores aos brancos e pardos. A variável cônjuge foi incluída para captar algum benefício do casamento (*marriage premium*) que economistas do trabalho têm observado em equações de rendimentos de homens [Korenman & Neumark (1991)]. Não é clara a relação entre casamento e rendimentos nas equações das mulheres [Korenman & Neumark (1992)].

7.2. Estimação de Equações de Trabalho e Freqüência à escola para Crianças e de Equações de Trabalho para os pais, na Área Urbana

As tabelas 7.3 e 7.4 apresentam as equações de trabalho na forma reduzida para meninos e meninas, respectivamente, entre 7 e 14 anos. As tabelas 7.5 e 7.6 contêm as equações de freqüência às escolas para meninos e meninas, respectivamente. A tabela 7.7 mostra as equações de trabalho para os pais e mães das crianças.

O teste da razão de verossimilhança foi aplicado para testar se os dados de meninos e meninas deveriam ser analisados separadamente ou como uma amostra única. Os resultados do teste para as equações de trabalho e freqüência nas escolas foram, respectivamente, 392,38 e 55,1. Trata-se de um teste de qui-quadrado com 12 graus de liberdade e é altamente significativo. Portanto, dados de meninos e meninas devem ser analisados separadamente.

As tabelas 7.3 a 7.6 contêm 4 colunas cada, incluindo ou excluindo variáveis específicas. A coluna 1 nas tabelas 7.3 e 7.4 reproduz o primeiro estágio do procedimento de Heckman. Entretanto, enquanto a tabela 7.2 mostra os coeficientes, as tabelas 7.3 e 7.4 mostram os efeitos marginais, o que explica as grandes diferenças em magnitude. Há, no entanto, uma diferença na variável dependente (0/1) entre o modelo próbite na tabela 7.2 e a coluna 1 das tabelas 7.3 e 7.4. Na tabela 7.2, como um requisito do procedimento de Heckman, uma criança foi considerada trabalhadora se recebia remuneração. Por outro lado, nas tabelas 7.3 e 7.4, todas as crianças que estavam trabalhando uma semana antes da realização da pesquisa, mesmo que não recebessem pagamento, foram consideradas trabalhadoras. A coluna 2 das tabelas 7.3 e 7.4 contêm as variáveis da coluna 1 mais os salários estimados pelo procedimento de Heckman. Procedimento similar foi utilizado por Tiefenthaler (1994) que estimou um modelo

lógite multinomial para diferentes setores de atividades engajadas por mulheres adultas nas Filipinas.

Tabela 7.3 – Equações de trabalho de meninos de 7 a 14 anos (modelo próbite) com residência urbana. A variável dependente é 1 se o menino trabalha e 0 em caso contrário.

Variáveis	(1)	(2)	(3)	(4)
Constante	-0,434 (-28,81) ***	-0,673 (-12,09) ***	0,0604 (3,96) ***	0,0926 (6,29) ***
Log salário criança est.	-	-0,0665 (-6,36) ***	0,129 (24,49) ***	0,136 (26,11) ***
Log salário mãe estimado	-	0,00425 (0,22)	-0,0155 (-3,24) ***	-0,0221 (-4,60) ***
Log salário pai estimado	-	0,0235 (1,29)	-0,0550 (-10,20) ***	-0,0571 (-10,61) ***
Escolaridade da mãe	-0,00281 (-4,23) ***	-0,00370 (-1,25)	-	-
Escolaridade do pai	-0,00673 (-9,94) ***	-0,00953 (-3,83) ***	-	-
Idade da criança	0,0272 (28,82) ***	0,0383 (18,02) ***	-	-
Irmãos mais novos	0,0116 (7,15) ***	0,0116 (7,03) ***	0,0156 (8,53) ***	-
Irmãos mais velhos	0,000026 (0,02)	-0,000576 (-0,36)	0,00113 (0,72)	-
Renda não-salarial p. c.	-0,0000884 (-1,53)	-0,0000884 (-1,53)	-0,0000726 (-1,26)	-0,000107 (-1,61)
Norte	0,00183 (0,29)	0,0151 (1,79) *	-0,0211 (-2,94) ***	-0,0161 (-2,26) **
Sudeste	-0,0318 (-6,41) ***	-0,0148 (-1,27)	-0,0590 (-9,82) ***	-0,0635 (-10,6) ***
Centro-oeste	-0,00254 (-0,41)	0,0108 (1,22)	-0,0218 (-3,08) ***	-0,0284 (-4,03) ***
Sul	0,0126 (2,07) **	0,0422 (3,74) ***	-0,0365 (-5,12) ***	-0,0417 (-5,85) ***
Branca	0,0194 (2,02) **	0,0216 (2,06) **	0,0176 (1,64)	0,0161 (1,49)
Parda	0,0203 (2,11) **	0,0208 (2,14) **	0,0202 (1,91) *	0,0213 (2,00) **
Observações	17.408	17.408	17.408	17.408
Teste mult. lagrange	1255,67 ***	1280,75 ***	1120,60 ***	1055,10 ***
Pseudo R ²	0,18	0,18	0,14	0,14

Obs: Testes t estão entre parênteses abaixo dos efeitos marginais.

*** Denota significância ao nível de 1%

** Denota significância ao nível de 5%

* Denota significância ao nível de 10%

Tabela 7.4 – Equações de trabalho de meninas de 7 a 14 anos (modelo próbite), com residência urbana. A variável dependente é 1 se a menina trabalha e 0 em caso contrário.

Variáveis	(1)	(2)	(3)	(4)
Constante	-0,241 (-23,48) ***	-0,245 (-5,95) ***	0,0131 (1,28)	0,0264 (2,64) ***
Log salário criança est.	-	-0,00468 (-1,01)	0,0364 (19,59) ***	0,0378 (20,43) ***
Log salário mãe estimado	-	0,0184 (1,42)	-0,00987 (-3,19) ***	-0,0120 (-3,88) ***
Log salário pai estimado	-	0,000349 (0,03)	-0,0184 (-5,41) ***	-0,0194 (-5,69) ***
Escolaridade da mãe	-0,00158 (-3,57) ***	-0,00425 (-2,20) **	-	-
Escolaridade do pai	-0,00229 (-5,13) ***	-0,00232 (-1,49)	-	-
Idade da criança	0,0126 (19,37) ***	0,0138 (8,38) ***	-	-
Irmãos mais novos	0,00449 (4,37) ***	0,00480 (4,55) ***	0,00527 (4,84) ***	-
Irmãos mais velhos	0,000853 (0,88)	0,000242 (0,23)	0,00162 (1,64)	-
Renda não-salarial pc.	-0,00000845 (-0,33)	-0,00000997 (-0,39)	-0,0000118 (-0,44)	-0,0000209 (-0,71)
Norte	-0,00636 (-1,45)	-0,00934 (-1,67) *	-0,0122 (-2,62) ***	-0,0111 (-2,39) ***
Sudeste	-0,0104 (-3,21) ***	-0,0152 (-2,05) **	-0,0225 (-6,12) ***	-0,0246 (-6,64) ***
Centro-oeste	0,00333 (0,83)	0,00201 (0,31)	-0,0170 (-3,66) ***	-0,0196 (-4,19) ***
Sul	0,00988 (2,45) **	0,00663 (0,93)	-0,00742 (-1,68) *	-0,00966 (-2,18) **
Branca	0,00738 (1,14)	0,00717 (1,02)	-0,000845 (-0,12)	-0,00209 (-0,30)
Parda	0,00851 (1,33)	0,00922 (1,40)	0,00139 (0,21)	0,00136 (0,20)
Observações	17.238	17.238	17.238	17.238
Teste mult. lagrange	561,95 ***	565,51 ***	565,59 ***	542,18 ***
Pseudo R ²	0,14	0,14	0,12	0,12

Obs: Testes t estão entre parênteses abaixo dos efeitos marginais.

*** Denota significância ao nível de 1%

** Denota significância ao nível de 5%

* Denota significância ao nível de 10%

Tabela 7.5 – Equações de frequência à escola de meninos de 7 a 14 anos (modelo próbite), com residência urbana. A variável dependente é 1 se o menino frequenta a escola e 0 em caso contrário.

Variáveis	(1)	(2)	(3)	(4)
Constante	0,122 (3,07) ***	0,0878 (8,34) ***	0,127 (11,93) ***	0,0978 (9,69) ***
Log salário criança est.	-0,00238 (-0,30)	-	-0,0138 (-3,94) ***	-0,0180 (-5,23) ***
Log salário mãe estimado	0,00483 (0,34)	-	0,0417 (10,90) ***	0,0478 (12,61) ***
Log salário pai estimado	0,0547 (4,28) ***	-	0,0389 (9,15) ***	0,0423 (10,01) ***
Escolaridade da mãe	0,00589 (2,78) ***	0,00679 (11,6) ***	-	-
Escolaridade do pai	-0,00258 (-1,47)	0,00464 (8,01) ***	-	-
Idade da criança	-0,00163 (-1,06)	-0,00130 (-1,88) *	-	-
Irmãos mais novos	-0,0111 (-8,83) ***	-0,0118 (-9,46) ***	-0,0108 (-8,71) ***	-
Irmãos mais velhos	-0,00489 (-4,29) ***	-0,00391 (-3,77) ***	-0,00616 (-6,24) ***	-
Renda não-salarial pc.	0,0000683 (0,94)	0,000057 (0,82)	0,0000489 (0,72)	0,0000956 (1,22)
Norte	-0,000868 (-0,14)	0,0106 (2,20) **	-0,00314 (-0,63)	-0,00759 (-1,54)
Sudeste	-0,00561 (-0,70)	0,0173 (4,59) ***	-0,0102 (-2,33) **	-0,00700 (-1,59)
Centro-oeste	-0,00186 (-0,27)	0,0128 (2,55) **	-0,00302 (-0,58)	0,00285 (0,54)
Sul	-0,0117 (-1,44)	0,00421 (0,87)	-0,0144 (-2,75) ***	-0,00998 (-1,89) *
Branca	-0,00172 (-0,24)	0,0119 (1,79) *	0,000455 (0,07)	0,00381 (0,57)
Parda	0,00654 (1,00)	0,0129 (2,00) **	0,00847 (1,33)	0,00932 (1,46)
Observações	17.408	17.408	17.408	17.408
Teste mult. lagrange	723,34 ***	711,2 ***	721,29 ***	569,40 ***
Pseudo R ²	0,15	0,15	0,15	0,14

Obs: Testes t estão entre parênteses abaixo dos efeitos marginais.

*** Denota significância ao nível de 1%

** Denota significância ao nível de 5%

* Denota significância ao nível de 10%

Tabela 7.6 – Equações de frequência à escola de meninas de 7 a 14 anos (modelo próbite), com residência urbana. A variável dependente é 1 se a menina frequenta à escola e 0 em caso contrário.

Variáveis	(1)	(2)	(3)	(4)
Constante	0,126 (2,80) ***	0,0987 (10,5)***	0,125 (11,98) ***	0,107 (11,86) ***
Log salário criança est.	0,000574 (0,11)	-	-0,00706 (-3,96) ***	-0,00828 (-4,75) ***
Log salário mãe estimado	-0,000727 (-0,06)	-	0,0364 (10,35) ***	0,0395 (11,32) ***
Log salário pai estimado	0,0376 (3,34) ***	-	0,0287 (8,12) ***	0,0307 (8,82) ***
Escolaridade da mãe	0,00580 (3,29) ***	0,00582 (11,2) ***	-	-
Escolaridade do pai	-0,0015 (-0,96)	0,00348 (7,15) ***	-	-
Idade da criança	-0,00192 (-1,06)	-0,00139 (-2,22) **	-	-
Irmãos mais novos	-0,00650 (-5,99) ***	-0,00679 (-6,3) ***	-0,00601 (-5,58) ***	-
Irmãos mais velhos	-0,00260 (-2,54) **	-0,00209 (-2,21) **	-0,00400 (-4,42) ***	-
Renda não-salarial pc.	0,000053 (1,06)	0,0000445 (0,94)	0,0000401 (0,88)	0,0000728 (1,33)
Norte	0,00370 (0,66)	0,0114 (2,52) **	-0,00106 (-0,23)	-0,00357 (-0,78)
Sudeste	-0,0149 (-2,11) **	0,000347 (0,11)	-0,0220 (-5,93) ***	-0,0204 (-5,51) ***
Centro-oeste	-0,000842 (-0,12)	0,00903 (2,01) **	-0,00204 (-0,43)	0,000815 (0,17)
Sul	-0,0185 (-2,57) ***	-0,00782 (-1,87) *	-0,0241 (-5,45) ***	-0,0215 (-4,87) ***
Branca	-0,00840 (-1,22)	0,000927 (0,15)	-0,00677 (-1,08)	-0,00488 (-0,78)
Parda	-0,0134 (-2,14) **	-0,00883 (-1,43)	-0,0113 (-1,84) *	-0,0108 (-1,77) *
Observações	17.238	17.238	17.238	17.238
Teste mult. lagrange	504,96 ***	491,6 ***	489,00 ***	428,81 ***
Pseudo R ²	0,13	0,13	0,13	0,12

Obs: Testes t estão entre parênteses abaixo dos efeitos marginais.

*** Denota significância ao nível de 1%

** Denota significância ao nível de 5%

* Denota significância ao nível de 10%

Tabela 7.7 – Equações de trabalho para mães e pais (modelo próbite), com residência urbana. A variável dependente é 1 se a mãe/pai trabalha e 0 em caso contrário.

Variáveis	Mães		Pais	
Constante	0,282 (7,92) ***	0,387 (10,46) ***	0,119 (5,95) ***	0,151 (9,03) ***
Log salário meninos est.	0,0163 (1,40)	-	-0,0285 (-4,31) ***	-
Log salário meninas est.	-	0,0311 (4,81) ***	-	-0,0110 (-3,42) ***
Log salário mães est.	0,205 (18,77) ***	0,222 (19,70) ***	0,00822 (1,25)	0,0157 (2,68) ***
Log salário pais est.	-0,0705 (-6,09) ***	-0,108 (-9,25) ***	0,0470 (6,59) ***	0,0445 (6,98) ***
Renda não-salarial pc.	-0,000311 (-3,60) ***	-0,000262 (-3,52) ***	-0,000391 (-2,19) **	-0,000415 (-9,91) ***
Norte	-0,0530 (-2,91) ***	-0,0565 (-3,09) ***	0,0131 (1,38)	-0,00666 (-0,72)
Sudeste	-0,138 (-9,73) ***	-0,118 (-8,33) ***	-0,0229 (-2,88) ***	-0,0317 (-4,32) ***
Centro-oeste	-0,0896 (-5,28) ***	-0,0713 (-4,06) ***	-0,00570 (-0,65)	-0,0100 (-1,11)
Sul	-0,0289 (-1,65) *	-0,0130 (-0,77)	0,00210 (0,23)	-0,0152 (-1,74) *
Branca	-0,0661 (-2,75) ***	-0,0704 (-2,87) ***	0,0128 (1,29)	0,0028 (0,27)
Parda	-0,0289 (-1,21)	-0,0375 (-1,54)	0,0167 (1,73) *	0,0115 (1,15)
Observações	13.500	13.402	13.500	13.402
Teste mult. lagrange	500,50 ***	503,22 ***	136,48 ***	200,35 ***
Pseudo R ²	0,03	0,03	0,06	0,06

Obs: Testes t estão entre parênteses abaixo dos efeitos marginais.

*** Denota significância ao nível de 1%

** Denota significância ao nível de 5%

* Denota significância ao nível de 10%

Os resultados da coluna 2, como esperado, não são bons, mostrando sinais errados e baixa significância estatística para os coeficientes, devido à alta correlação entre as variáveis. Por exemplo, o coeficiente de correlação entre o salário da criança e sua idade é 0,87 e entre a escolaridade e o salário da mãe ou entre a escolaridade e o salário do pai é 0,94. Devido a esse fato, a análise dos resultados é feita somente nas equações que utilizam salários ou escolaridade e idade, mas não ambos, i.e., nas equações apresentadas nas colunas 1 e 3. O objetivo principal em se estimar a equação da coluna 4 é comparar os resultados com os da tabela 7.7, e checar a validade do modelo, que será feito posteriormente. Assim sendo, na coluna 4 das tabelas 7.3 e 7.4, exclui-se as variáveis irmãos mais novos e irmãos mais velhos, pois estas não constam das equações de trabalho das mães e dos pais (tabela 7.7).

As equações foram estimadas por máxima verossimilhança usando modelos próbite, ponderados pelo fator de expansão da amostra. Os valores apresentados são efeitos marginais e podem ser interpretados diretamente como a mudança percentual na probabilidade de trabalhar ou estudar dada uma mudança percentual em cada variável exógena.

Aproximadamente 10% dos meninos e 5% das meninas da amostra estavam trabalhando. As variáveis salários e renda não-salarial incluídas nas colunas 3 e 4 das tabelas 7.3 a 7.6 são baseadas no modelo desenvolvido na seção 5. As variáveis de região (nordeste foi omitida) e de cor (preto foi omitida) controlam algumas diferenças étnicas e culturais existentes no país.

Observe que, como o efeito renda é muito pequeno em todas as equações, é possível inferir que os valores observados para os salários são muito próximos ao efeito salário utilidade constante.

Os resultados correspondem em grande parte ao que foi previsto no modelo econômico, especificamente nas equações de 5 a 8 da seção 5. Observe que o efeito do salário das crianças na probabilidade delas trabalharem (tabelas 7.3 e 7.4 colunas 3 e 4) e do salário da mãe e do pai na probabilidade de trabalharem (tabela 7.7), os quais podem ser vistos como efeitos salário utilidade constante (*utility constant own wage effects*), são todos positivos. Os resultados também mostram a existência de simetria entre os salários dos pais e das crianças cujos sinais dos coeficientes são negativos. Entretanto, entre os salários das mães e das crianças não foi observada simetria, uma vez que o efeito do salário da mãe sobre o trabalho da filha (negativo) teve o sinal oposto ao do efeito do salário da filha sobre o trabalho da mãe (positivo). O efeito do salário do filho no trabalho da mãe não foi estatisticamente significativo.

Os resultados da coluna 1 das tabelas 7.3 e 7.4 mostram que quanto maior a escolaridade do pai e da mãe menor é a probabilidade de as crianças trabalharem. O acréscimo de um ano na escolaridade da mãe e do pai causaria uma redução na probabilidade de os meninos trabalharem de 0,003 e 0,007, respectivamente. Para as meninas, no entanto, a redução é de aproximadamente 0,002, quando há acréscimo de um ano de escolaridade tanto da mãe quanto do pai. Portanto, enquanto a escolaridade do pai tem maior impacto em reduzir a participação do filho na força de trabalho com relação à da mãe, a escolaridade do pai e da mãe têm efeito semelhante em reduzir a participação da filha na força de trabalho.

Canagarajah & Coulombe (1997), estimando equações de trabalho e frequência escolar de crianças em Gana, concluem que a escolaridade da mãe afeta somente a presença na escola. Eles argumentam que outros estudos, cuja medida de renda não é adequada, resulta em fortes efeitos da escolaridade dos pais no emprego e na presença

das crianças nas escolas, pois estas variáveis podem estar captando o efeito renda permanente.

A idade da criança tem reflexos sobre sua experiência e maturidade e, como esperado, tem um efeito positivo na probabilidade de trabalharem. Segundo Jensen e Nielsen (1997), como idade está associada a mais experiência e acúmulo de capital humano, as crianças mais jovens deveriam receber salários menores do que as mais velhas, o que aumentaria a participação destas últimas na força de trabalho.

Barros & Mendonça (1991) analisaram a frequência às escolas e a entrada de jovens no mercado de trabalho, em três áreas metropolitanas do Brasil, usando dados de 1987. Somente as variáveis renda, região, sexo e idade foram incluídas nas equações. Também observaram um forte efeito da idade sobre o ingresso no emprego e consequente redução na frequência escolar.

O coeficiente da variável número de irmãos e irmãs mais novos, ao contrário do número de irmãos e irmãs mais velhos, foi positivo e altamente significativo para meninos e meninas. Assim sendo, quanto maior o número de irmãos mais jovens, maior é a probabilidade de a criança trabalhar.

Um estudo nas Filipinas mostrou que a probabilidade das crianças trabalharem diminui com a presença de irmãos mais velhos, indicando substituição da mão de obra dos mais novos pelos mais velhos no mercado de trabalho [De Graff et al. citado por Grootaert & Kanbur (1995)]. Resultado semelhante, mostrando que irmãos mais velhos poderiam aliviar a carga de trabalho das crianças mais jovens no Brasil, não foi observado no presente estudo.

Patrinos e Psacharopoulos (1997), usando uma amostra do Peru, confirmam a importância do tamanho da família como determinante do emprego e escolaridade das

crianças. Eles também apontam a importância de se considerar as diferentes idades dos irmãos, assim como suas atividades. Encontraram resultados semelhantes aos observados neste estudo, e citaram De tray (1983) e Levison (1991), que estudaram a Malásia e a área urbana do Brasil, respectivamente, como pesquisas que também concluíram que quanto maior o número de crianças na família, maior a probabilidade de a criança trabalhar.

A variável renda não-salarial não foi estatisticamente significativa, mas apresentou sinal negativo, como era esperado, indicando que, com o aumento da renda, a probabilidade de as crianças trabalharem diminui.

Rosenzweig (1981) também obteve coeficiente não significativo para a variável renda não-salarial estimando equações de taxa de emprego das crianças, mas obteve coeficiente significativo nas equações de frequência às escolas.

Os resultados da coluna 3 das tabelas 7.3 e 7.4 mostram que o aumento de 10% no salário das crianças causa aumento de 0,013 e 0,004 na probabilidade de os meninos e meninas, respectivamente, trabalharem. Portanto, meninos são muito mais influenciados pelos salários do que as meninas.

O efeito dos salários das mães e dos pais no emprego das crianças é maior para meninos do que para meninas. Os salários dos pais têm um impacto maior do que os das mães. Um aumento de 10% no salário do pai e da mãe causa decréscimo de 0,006 e 0,002, respectivamente, na probabilidade de os meninos trabalharem. Para meninas, por outro lado, um aumento de 10% no salário do pai reduz em 0,002 a probabilidade de trabalharem, enquanto o mesmo acréscimo no salário da mãe diminui a probabilidade de as meninas trabalharem em 0,001.

Com base nestes resultados, pode-se inferir que pais e mães parecem ser substitutos próximos dos meninos mais do que das meninas com relação ao tempo gasto com atividades sem rendimento. Este fato se opõe a outros estudos que observaram que mães e meninas, mais do que pais e meninas, são substitutas próximas com relação ao tempo gasto em atividades sem rendimento [Rosenzweig (1981)].

Os coeficientes negativos das variáveis regiões, na coluna 3, mostram que há uma probabilidade maior de as crianças trabalharem na região relativamente mais pobre do nordeste (variável omitida) em comparação ao norte, sudeste, centro-oeste ou sul do Brasil. Por outro lado, se as variáveis escolaridade e idade são incluídas, ao invés de salários (coluna 1), o coeficiente da região sul se torna positivo e estatisticamente significativo. Fixando os salários e a renda, a região com pior infra-estrutura - quantidade e qualidade das escolas e atividades recreacionais - é aquela que leva mais crianças a trabalhar. Entretanto, sem incluir os salários, as variáveis regiões podem estar captando atividades de mercado e salários ofertados, explicando o sinal positivo para o coeficiente da variável sul.

Barros & Mendonça (1991), observando uma taxa menor de jovens trabalhadores em áreas mais pobres, comparadas às outras, concluíram que a decisão de trabalhar e não estudar é também afetada pelas condições do mercado de trabalho e não somente pela própria condição econômica.

Os coeficientes das variáveis cor foram positivos e não apresentaram alta significância estatística. A tabela 7.8 mostra que há maior porcentagem de crianças pardas trabalhando do que pretas ou brancas, e que a porcentagem de crianças brancas e pretas trabalhando é muito semelhante.

Tabela 7.8 – Porcentagem de meninos e meninas de 7 a 14 anos trabalhando e freqüentando às escolas, por região de residência e cor.

	Meninos		Meninas	
	Trabalha	Estuda	Trabalha	Estuda
Região				
Norte	13,65	91,61	4,95	94,88
Sudeste	6,94	95,56	3,52	95,87
Centro-oeste	10,78	94,80	5,52	96,20
Sul	11,86	94,25	5,80	95,06
Nordeste	13,88	88,63	6,12	92,03
Cor				
Branca	8,28	95,52	4,04	96,59
Parda	12,61	90,85	5,72	92,34
Preta	8,99	88,91	4,51	93,37

As equações de freqüência às escolas estão nas tabelas 7.5 e 7.6 para meninos e meninas, respectivamente. Há 7% de meninos e 5% de meninas na amostra que não freqüentam as escolas. A variável dependente assume valor 1 se a criança está na escola e zero se não.

Os coeficientes do salário da criança, salário da mãe, escolaridade do pai e idade da criança, na coluna 1, devido à alta colinearidade discutida nas equações de trabalho, não apresentaram significância estatística. Os resultados que excluem as variáveis salários para evitar colinearidade estão na coluna 2.

O aumento de um ano na escolaridade da mãe e do pai aumenta a freqüência das crianças nas escolas de 0,007 e 0,005, respectivamente, para meninos e em 0,006 e 0,003 para meninas. É interessante observar que a escolaridade da mãe está mais ligada à do filho (se ela estudou mais, a criança tem maior possibilidade de freqüentar escola) e a do pai está mais relacionada ao trabalho do filho (quanto menos o pai estudou, mais a criança tende a trabalhar). Estes resultados levam à conclusão de que as mães parecem valorizar mais o capital humano dos seus filhos. Outros estudos chegaram a conclusões

semelhantes, pois mostraram que a renda da mãe tem um efeito mais positivo no estado nutricional dos filhos e na distribuição de alimentos no domicílio em relação à renda do pai [Senauer, Garcia & Jacinto (1988)].

Abdalla (1988), estudando o trabalho infantil em um cortume no Cairo, concluiu, como neste estudo, que a frequência à escola das crianças que trabalham estava relacionada ao nível educacional dos pais.

Peek (1978) observou que, na área urbana de Kartum, capital do Sudão, a variável escolaridade da mãe teve uma das maiores influências nas atividades das meninas. Ele concluiu que em famílias em que a mãe é relativamente bem educada, é mais provável que a filha frequente a escola ao invés de trabalhar no domicílio ou fora de casa.

A idade da criança apresentou coeficiente negativo, indicando que a porcentagem de crianças na escola diminui com a idade, como mostrado na tabela 4.5. Os coeficientes das variáveis número de irmãos mais novos e mais velhos foram ambos negativos e estatisticamente significativos, indicando que um aumento no tamanho da família reduz a frequência das crianças às escolas independentemente da idade, ao contrario das equações de trabalho, em que somente irmãos mais novos afetaram a probabilidade de as crianças trabalharem. A variável renda não-salarial per capita, apesar de não significativa, apresentou o sinal positivo esperado, uma vez que quanto maior a renda da família maior é a probabilidade de a criança frequentar a escola.

As variáveis regiões, na coluna 2, apresentaram coeficientes positivos e significativos, refletindo o fato de o nordeste do Brasil ter a menor porcentagem de meninos nas escolas, como pode ser observado na tabela 7.8. As variáveis cor foram ambas positivas e significativas para meninos, refletindo, também, o fato de haver uma

porcentagem menor de crianças pretas estudando, como mostrado na tabela 7.8. A equação 7.6 para meninas, na coluna 2, mostra um sinal negativo não esperado para a região sul, mas corretamente captando o fato de ser a cor parda aquela em que há menor porcentagem de meninas nas escolas, comparada à branca e preta.

A coluna 3 das tabelas 7.5 e 7.6 inclui as variáveis salários e exclui escolaridade dos pais e idade da criança. Os resultados indicam que o aumento de salário da criança reduz sua frequência às escolas. Um aumento de 10% no salário dos meninos reduz a probabilidade de eles freqüentarem a escola em 0,0014 e o mesmo aumento no salário das meninas diminui a probabilidade de freqüentarem a escola em 0,0007. Ademais, o aumento de 10% no salário da mãe aumenta a probabilidade dos meninos e meninas irem à escola em 0,004. Da mesma forma, o aumento de 10% no salário do pai aumenta a probabilidade de os meninos irem à escola em 0,004 e das meninas em 0,003. É interessante observar que os salários das mães e pais afetam igualmente a frequência dos meninos à escola, mas no caso das meninas, os salários das mães afetam mais do que o dos pais. Os resultados das equações de trabalho mostrou que o salário dos pais teve um impacto maior quando comparado ao salário das mães. Com base nesses resultados é possível inferir que o salário dos pais, que é geralmente a principal fonte de renda da família, tem maior influência na participação das crianças na força de trabalho, enquanto o salário das mães tem como maior efeito trazer recursos para permitir que as crianças, principalmente as meninas, estudem.

Rosenzweig & Evenson (1977), usando dados de um distrito na Índia, observou coeficientes negativos para o salário do pai nas equações de frequência das crianças à escola, considerando isto um resultado inesperado.

Outras variáveis na coluna 3 apresentaram resultados semelhantes aos já discutidos na coluna 2, tal como o número de irmãos mais novos e mais velhos e renda não-salarial. Diferenças foram observadas, entretanto, nas variáveis regiões e cor, onde sudeste e sul tiveram coeficientes negativos e as variáveis de cor não foram estatisticamente significativas.

A coluna 4 das tabelas 7.5 e 7.6 foi incluída para permitir comparação com a coluna 4 das tabelas 7.3 e 7.4. Alguns autores não incluem o número de irmãos na família por considerarem estas variáveis endógenas, tratando como um problema de decisão de fertilidade [Da Vanzo (1972) e Rosenzweig (1981) por exemplo].

Com base nos resultados observados, recomendam-se incentivos para que pais e mães participem do mercado de trabalho, tais como aumento nos salários e criação de novos empregos, como forma de reduzir o trabalho infantil e aumentar a frequência das crianças às escolas.

Algumas políticas, se implementadas no Brasil, poderiam reduzir ou eliminar o trabalho infantil. Serão discutidas duas delas e considerados seus custos relativos: (a) fornecer incentivos aos pais e mães para participarem do mercado de trabalho, aumentando os salários e as oportunidades de emprego, e (b) pagar subsídios às famílias de crianças que trabalham, iguais aos rendimentos das crianças, com a condição delas não trabalharem e apenas estudarem.

Se a legislação do salário mínimo fosse cumprida, empregadores, possivelmente, prefeririam empregar adultos ao invés de crianças, considerando que adultos são mais eficientes e portanto mais produtivos. Assim, a demanda por trabalho infantil diminuiria, e os adultos destes domicílios que estavam ganhando menos do que o salário mínimo ou estavam desempregados conseguiriam emprego e ganhariam o salário mínimo,

aumentando a renda da família. Entretanto, esta política poderia diminuir a renda de algumas famílias, como as que têm o chefe (pai) ausente e/ou não possuem um número significativo de membros adultos, o que poderia resultar em diminuição do bem estar das crianças.

Associadas ao cumprimento da legislação do salário mínimo como forma de diminuir o trabalho infantil, políticas que aumentam os salários dos pais, assim como as oportunidades de emprego são muito importantes para manter o nível de renda da família. Como a escolaridade é uma das principais variáveis relacionadas a melhores salários e entrada no mercado de trabalho, é importante que o nível educacional dos adultos aumente. A importância da escolaridade vai mais longe, incluindo não só o efeito direto nos salários e no emprego, mas também o efeito indireto, pois pais mais educados são capazes de entender a importância de as crianças estudarem para um futuro melhor e, portanto, as encorajariam a irem à escola ao invés de trabalhar.

7.3. Modelo Lógite Multinomial para Crianças das Áreas Urbanas.

Esta seção analisa um modelo lógite multinomial ao invés do modelo próbite. No modelo próbite, o tomador de decisão considera duas decisões independentes (trabalhar e estudar), cada uma entre duas alternativas. No modelo lógite multinomial, o tomador de decisão considera quatro alternativas disponíveis às crianças simultaneamente antes de tomar uma decisão. As alternativas são: só estudar, só trabalhar, trabalhar e estudar, e não trabalhar nem estudar. Será, então, possível analisar o impacto de cada variável explanatória na probabilidade de a criança só trabalhar, trabalhar e estudar, e não trabalhar nem estudar, relativo ao impacto na probabilidade da criança só estudar, a qual é a categoria de referência.

A tabela 7.9 mostra a porcentagem de crianças na amostra em cada uma das categorias estabelecidas. Observe que a grande maioria das crianças só estudam, mas há 8,2% de meninos e 4% de meninas, na área urbana, que trabalham e estudam, enquanto que na área rural, 31% dos meninos e 17,7% das meninas trabalham e estudam. Uma pequena porcentagem só trabalha nas áreas urbanas (1,7% de meninos e 0,7% de meninas), mas há 9,5% de meninos e 5,1% de meninas que só trabalham nas áreas rurais. Quase 5% das crianças nas áreas urbanas e 10% nas rurais não trabalham nem estudam. Atividades domésticas, como limpar, cozinhar, cuidar de crianças, etc. não são consideradas trabalho, o que pode explicar o grande número de crianças que não trabalham nem estudam.

Tabela 7.9 – Porcentagem de crianças de 7 a 14 anos em quatro categorias mutuamente exclusivas.

Alternativas	Urbano		Rural	
	Meninos	Meninas	Meninos	Meninas
Só trabalha	1,7	0,7	9,5	5,1
Não trabalha nem estuda	4,7	4,4	8,2	10,5
Trabalha e estuda	8,2	4,0	31,0	17,7
Só estuda	85,4	90,9	51,2	66,7

As tabelas 7.10 e 7.11 apresentam os resultados do modelo logíte multinomial para os meninos, usando dois conjuntos diferentes de variáveis exógenas: um inclui a escolaridade dos pais e a idade da criança, o outro os salários dos pais e das crianças. As mesmas análises para as meninas estão apresentadas nas tabelas 7.12 e 7.13.

Os resultados das tabelas 7.10 e 7.12 mostram que a escolaridade da mãe e do pai contribui para aumentar a probabilidade de a criança só estudar e para diminuir a probabilidade das outras alternativas, i.e., de a criança só trabalhar, não trabalhar nem estudar e trabalhar e estudar. O maior efeito negativo da escolaridade da mãe é observado para aqueles na alternativa não trabalha nem estuda (o aumento de um ano na escolaridade diminui a probabilidade de a criança não trabalhar nem estudar de 0,005), enquanto para a escolaridade do pai, o maior efeito negativo ocorre na categoria “trabalha e estuda” para os meninos e “não trabalha nem estuda” para as meninas. A escolaridade da mãe teve um efeito maior do que a do pai em diminuir a probabilidade da criança “só trabalhar” e “não trabalhar nem estudar”, i.e., daqueles que não estão estudando. Para as meninas, a escolaridade da mãe também teve um efeito mais forte do que a escolaridade do pai em aumentar a probabilidade de “só estudar”.

Tabela 7.10 – Modelo lógite multinomial para meninos de 7 a 14 anos, com residência urbana, incluindo escolaridade dos pais e idade da criança.

Variáveis	Só trabalha	Não trabalha nem estuda	Trabalha e estuda	Só estuda (referência)
Constante	-0,0327 (-16,48) ***	-0,0149 (-3,87) ***	-0,331 (-25,59) ***	0,378
Escolaridade da mãe	-0,000737 (-7,65) ***	-0,00479 (-11,08) ***	-0,00150 (-3,47) ***	0,00703
Escolaridade do pai	-0,000661 (-6,93) ***	-0,00306 (-7,58) ***	-0,00512 (-10,00) ***	0,00884
Idade da criança	0,00199 (14,92) ***	-0,00219 (-3,24) ***	0,0209 (26,36) ***	-0,0207
No. irmãos novos	0,00116 (8,10) ***	0,00731 (9,06) ***	0,00811 (6,77) ***	-0,0166
No. irmãos velhos	0,0000936 (0,64)	0,00272 (3,99) ***	-0,0000242 (0,11)	-0,00279
Renda não salarial pc	-0,0000334 (-1,80) *	-0,0000208 (-0,45)	-0,0000656 (-1,47)	0,000120
Norte	-0,00136 (-1,60)	-0,00514 (-1,36)	0,00232 (0,35)	0,00418
Sudeste	-0,00124 (-2,60) ***	-0,0127 (-5,23) ***	-0,0276 (-7,24) ***	0,0415
Centro-oeste	-0,000139 (-0,22)	-0,0104 (-2,26) **	-0,00260 (-0,53)	0,0132
Sul	0,000445 (0,66)	-0,00296 (-0,75)	0,00974 (1,97) **	-0,00722
Branca	0,000988 (0,98)	-0,0108 (-2,45) **	0,0148 (1,74) *	-0,00502
Parda	0,000444 (0,46)	-0,0108 (-2,54) **	0,0158 (1,87) *	-0,00546
Observações	17.408			
Teste mult. lagrange	3210,81 ***			

Obs: Testes t estão entre parênteses abaixo dos efeitos marginais.

*** Denota significância ao nível de 1%

** Denota significância ao nível de 5%

* Denota significância ao nível de 10%

Tabela 7.11 – Modelo lógite multinomial para meninos de 7 a 14 anos, com residência urbana, incluindo o log dos salários estimados dos pais e criança.

Variáveis	Só trabalha	Não trabalha nem estuda	Trabalha e estuda	Só estuda (referência)
Constante	-0,00243 (-1,21)	-0,103 (-14,10)***	0,0538 (3,59) ***	0,0516
Log salário criança est.	0,0116 (14,84) ***	-0,00416 (-0,41)	0,0987 (23,00) ***	-0,106
Log salário mãe estimado	-0,00564 (-6,77) ***	-0,0296 (-10,81) ***	-0,00803 (-2,61) ***	0,0433
Log salário pai estimado	-0,00725 (-8,13) ***	-0,0247 (-8,82) ***	-0,0415 (-10,01) ***	0,0735
No. irmãos novos	0,00165 (8,45) ***	0,00618 (8,02) ***	0,0112 (8,07) ***	-0,0190
No. irmãos velhos	0,000346 (1,77) *	0,00434 (6,85) ***	0,000662 (0,71)	-0,00535
Renda não salarial pc	-0,0000401 (-1,62)	-0,0000205 (-0,45)	-0,0000570 (-1,21)	0,000118
Norte	-0,00221 (-1,86) *	0,00801 (1,99) **	-0,0146 (-2,20) **	0,00882
Sudeste	-0,000889 (-1,18)	0,0115 (3,24) ***	-0,0509 (-9,81) ***	0,0403
Centro-oeste	-0,000173 (-0,20)	0,00447 (0,84)	-0,0185 (-2,64) ***	0,0142
Sul	-0,00143 (-1,34)	0,0171 (4,24) ***	-0,0281 (-4,46) ***	0,0124
Branca	0,00166 (1,22)	-0,00144 (-0,24)	0,0134 (1,43)	-0,0137
Parda	0,000486 (0,39)	-0,00703 (-1,65) *	0,0162 (1,71) *	-0,00970
Observações	17.408			
Teste mult. lagrange	2781,94 ***			

Obs: Testes t estão entre parênteses abaixo dos efeitos marginais.

*** Denota significância ao nível de 1%

** Denota significância ao nível de 5%

* Denota significância ao nível de 10%

Tabela 7.12 – Modelo lógite multinomial para meninas de 7 a 14 anos, com residência urbana, incluindo escolaridade dos pais e idade da criança.

Variáveis	Só trabalha	Não trabalha nem estuda	Trabalha e estuda	Só estuda (referência)
Constante	-0,00695 (-11,45) ***	-0,0555 (-8,48) ***	-0,189 (-20,51) ***	0,252
Escolaridade da mãe	-0,000186 (-6,23) ***	-0,00468 (-11,02) ***	-0,000793 (-2,58) ***	0,00566
Escolaridade do pai	-0,000108 (-3,92) ***	-0,00287 (-7,11) ***	-0,00193 (-5,62) ***	0,00491
Idade da criança	0,000423 (9,80) ***	-0,000155 (0,29)	0,0101 (18,69) ***	-0,0104
No. irmãos novos	0,000134 (3,68) ***	0,00506 (6,70) ***	0,00323 (4,19) ***	-0,00843
No. irmãos velhos	-0,0000190 (-0,39)	0,00171 (2,51) ***	0,000830 (1,07)	-0,00252
Renda não salarial pc	-0,00000837 (-1,53)	-0,0000266 (-0,64)	-0,00000544 (-0,31)	0,0000404
Norte	-0,000293 (-1,13)	-0,00842 (-2,08) **	-0,00402 (-1,03)	0,0127
Sudeste	0,000107 (0,71) ***	-0,000471 (-0,29)	-0,00909 (-3,45) ***	0,00945
Centro-oeste	-0,000151 (-0,54)	-0,00635 (-1,42)	0,00408 (1,03)	0,00242
Sul	0,000480 (2,65) ***	0,00577 (1,79) *	0,00693 (2,20) **	-0,0132
Branca	-0,000331 (-1,38)	0,00182 (0,42)	0,0113 (1,84) *	-0,0128
Parda	-0,0000972 (-0,38)	0,00911 (1,89) *	0,0114 (1,89) *	-0,0204
Observações	17.238			
Teste mult. lagrange	1776,84 ***			

Obs: Testes t estão entre parênteses abaixo dos efeitos marginais.

*** Denota significância ao nível de 1%

** Denota significância ao nível de 5%

* Denota significância ao nível de 10%

Tabela 7.13 – Modelo lógite multinomial para meninas de 7 a 14 anos, com residência urbana, incluindo o log dos salários estimados dos pais e criança.

Variáveis	Só trabalha	Não trabalha nem estuda	Trabalha e estuda	Só estuda (referência)
Constante	0,000589 (0,94)	-0,106 (-13,25) ***	0,0136 (1,15)	0,0915
Log salário criança est.	0,00139 (11,18) ***	0,00200 (2,20) **	0,0285 (18,25) ***	-0,0319
Log salário mãe estimado	-0,00123 (-5,61) ***	-0,0297 (-10,65) ***	-0,00541 (-2,43) ***	0,0364
Log salário pai estimado	-0,00116 (-5,21) ***	-0,0227 (-7,99) ***	-0,0148 (-5,58) ***	0,0387
No. irmãos novos	0,000149 (3,51) ***	0,00440 (5,86) ***	0,00399 (4,72) ***	-0,00854
No. irmãos velhos	0,0000209 (0,48)	0,00326 (5,00) ***	0,00137 (1,69) *	-0,00466
Renda não salarial pc	-0,0000109 (-1,67) *	-0,0000222 (-0,56)	-0,0000088 (-0,44)	0,0000419
Norte	-0,000274 (-0,87)	0,00259 (0,56)	-0,00929 (-2,05) **	0,00697
Sudeste	0,000200 (0,89)	0,0196 (6,36) ***	-0,0199 (-5,94) ***	0,000123
Centro-oeste	-0,000721 (-2,00) **	0,00512 (1,03)	-0,0136 (-3,03) ***	0,00919
Sul	0,000332 (1,37)	0,0214 (5,88) ***	-0,00725 (-1,78) *	-0,0145
Branca	-0,000554 (-1,96) **	0,00923 (1,83)	0,00578 (0,90)	-0,0144
Parda	-0,000376 (-1,40)	0,0118 (2,41) **	0,00677 (1,06)	-0,0182
Observações	17.238			
Teste mult. lagrange	1686,73 ***			

Obs: Testes t estão entre parênteses abaixo dos efeitos marginais.

*** Denota significância ao nível de 1%

** Denota significância ao nível de 5%

* Denota significância ao nível de 10%

Quanto mais velha a criança, maior é a probabilidade de ela trabalhar, independentemente de estar estudando ou não. Por outro lado, quanto maior é a idade, menor é a probabilidade de “não trabalhar nem estudar” e de “só estudar”.

Enquanto o aumento no número de irmãos mais novos causou um aumento estatisticamente significativo para todas as alternativas com relação a “só estudar”, o do número de irmãos mais velhos foi significativo em aumentar a probabilidade de não trabalhar nem estudar. Interpretando não trabalhar nem estudar como realizando atividades do domicílio, as crianças estariam substituindo seus irmãos mais velhos nessas tarefas.

O único efeito significativo da renda não-salarial foi o de diminuir a probabilidade de as crianças só trabalharem.

As tabelas 7.11 e 7.13 reportam resultados em que os salários estimados e, não, a escolaridade dos pais e a idade das crianças são usados como variáveis exógenas. Um aumento no salário das crianças aumenta a probabilidade delas trabalharem e diminui a probabilidade de só estudarem. Os salários do pai e da mãe tiveram efeito positivo na probabilidade de a criança só estudar e efeito negativo em todas as outras alternativas. Os outros resultados são muito semelhantes aos já analisados nas tabelas 7.10 e 7.12.

Grootaert (1998), usando uma amostra da Costa do Marfim, estimou uma seqüência de modelos próbite pressupondo que as escolhas são hierárquicas: estudar, trabalhar por salário, trabalhar no domicílio ou no próprio negócio e não trabalhar. Ele também estimou um modelo lógite multinomial e obteve resultados semelhantes quando comparados ao do modelo seqüencial. As categorias escolhidas para o modelo lógite multinomial foram: só estudar, estudar e trabalhar, só trabalhar e trabalhar no domicílio ou não trabalhar. Os resultados mostraram que a escolaridade dos pais afetou as categorias envolvendo estudo e que o fato de a mãe estar empregada foi mais importante do que o status de emprego do pai. Análises semelhantes foram desenvolvidas por

Cartwright (1998) na Colômbia, Cartwright & Patrinos (1998) na Bolívia e Sakellariou & Lall (1998) nas Filipinas.

7.4. Equações de Trabalho e Frequência à Escola para Crianças nas Áreas Rurais.

As equações de trabalho e frequência às escolas para meninos e meninas das áreas rurais do Brasil estão apresentadas na tabela 7.14. Há 41% de meninos e 23% de meninas de 7 a 14 anos trabalhando, e 82% de meninos e 84% de meninas estudando.

Tabela 7.14– Equações de trabalho e frequência às escolas para meninos e meninas de 7 a 14 anos com residência rural.

Variáveis	Trabalho		Escola	
	Meninos	Meninas	Meninos	Meninas
Constante	-1,178 (-20,33) ***	-0,776 (-16,27) ***	0,285 (7,18) ***	0,223 (5,84) ***
Escolaridade mãe	-0,0121 (-3,42) ***	-0,0131 (-3,80) ***	0,0243 (7,62) ***	0,0215 (5,66) ***
Escolaridade pai	-0,0235 (-6,04) ***	-0,0107 (-3,13) ***	0,0139 (4,32) ***	0,0148 (5,12) ***
Idade da criança	0,0936 (26,02) ***	0,0480 (16,10) ***	-0,00945 (-3,68) ***	-0,00422 (-1,72) *
No. irmãos novos	0,0397 (7,00) ***	0,0197 (4,35) ***	-0,0190 (-5,30) ***	-0,0187 (-5,33) ***
No. irmãos velhos	0,0120 (2,39) **	0,00481 (1,16)	-0,0114 (-3,41) ***	0,00433 (1,28)
Renda não salarial pc	-0,000605 (-1,21)	-0,000889 (-1,85) *	0,000295 (0,53)	0,000871 (1,57)
Norte ¹	-0,00195 (-0,04)	-0,176 (-3,21) ***	-0,0100 (-0,29)	-0,0167 (-0,49)
Sudeste	-0,108 (-5,29) ***	-0,0555 (-3,19) ***	0,0280 (1,95) *	-0,0156 (-1,17)
Centro-oeste	0,144 (5,38) ***	-0,00222 (-0,09)	-0,0108 (-0,57)	-0,0751 (-4,28) ***
Sul	0,200 (7,70) ***	0,211 (10,45) ***	0,00368 (0,19)	-0,0422 (-2,36) **
Branca	0,0967 (2,34) **	0,0484 (1,34)	-0,000551 (-0,02)	0,0111 (0,41)
Parda	0,0737 (1,81) *	0,0516 (1,45)	0,00981 (0,37)	0,00645 (0,24)
Observações	5.218	4.870	5.218	4.870
Teste mult. lagrange	948,31 ***	477,70 ***	233,48 ***	161,06 ***
Pseudo R ²	0,18	0,12	0,07	0,06

¹Inclui somente o estado de Tocantins.

Obs: Testes t estão entre parênteses abaixo dos efeitos marginais.

*** Denota significância ao nível de 1%, ** ao nível de 5% e * ao nível de 10%

Os resultados confirmam, como na área urbana, a relação negativa entre a escolaridade dos pais e o trabalho das crianças e positiva entre a escolaridade dos pais e a frequência das crianças à escola. Entretanto, as magnitudes dos efeitos marginais são maiores na amostra do meio rural. O acréscimo de um ano na escolaridade da mãe e do pai reduz a probabilidade de os meninos trabalharem de 0,012 e 0,024, respectivamente. Para meninas, o decréscimo na probabilidade de trabalharem é de 0,013 e 0,011. Comparando estes resultados aos obtidos na área urbana, os valores acima são quatro vezes maiores para meninos e mais de cinco vezes maiores para meninas, devido ao fato de a proporção de crianças trabalhando com residência rural ser bem maior do que as com residência urbana, o que afeta os efeitos marginais. Como na área urbana, na área rural, a escolaridade do pai teve maior impacto em reduzir a probabilidade de os meninos trabalharem do que a escolaridade da mãe, mas a escolaridade de ambos, pai e mãe, teve efeito similar em reduzir a probabilidade de as meninas trabalharem. Com respeito à frequência das crianças à escola, a escolaridade da mãe teve um efeito maior do que a do pai para meninas e meninos nas áreas urbana e rural.

Quanto mais velha a criança, maior a probabilidade de trabalhar e menor é a probabilidade de estudar. O aumento de um ano na idade da criança aumenta a probabilidade de os meninos trabalharem em 0,094 e das meninas em 0,048 na área rural, em contraste com 0,027 e 0,013, respectivamente, na área urbana. O efeito da idade sobre a frequência das crianças à escola é menor do que sobre o trabalho.

O número de irmãos mais novos, como na área urbana, aumenta a probabilidade de a criança trabalhar e diminui a de estudar. Entretanto, o coeficiente da variável número de irmãos mais velhos que só foi significativo em diminuir a frequência das

crianças às escolas na área urbana, foi significativo em aumentar a probabilidade de os meninos trabalharem e em diminuir a frequência dos meninos às escolas na área rural. Os coeficientes desta variável não foram estatisticamente significativos a 10% nas equações para meninas. Este resultado indica que os meninos são mais sacrificados em famílias grandes na área rural, tendo que trabalhar na agricultura com a própria família ou no mercado de trabalho para aumentar a renda familiar. Seria interessante dividir por sexo o número de irmãos mais velhos, a fim de ser possível checar se irmãs mais velhas induzem os meninos a trabalharem. Com a informação disponível, não é possível saber quanto trabalho doméstico e com crianças é de fato realizado por meninos ou meninas dentro dos seus domicílios.

Os efeitos da variável renda não-salarial foram negativos para a equação de trabalho e positivo para a de frequência à escola, mas somente na equação de trabalho das meninas é que foi estatisticamente significativo. Na área urbana, nenhuma significância foi observada em nenhuma das equações.

Para facilitar a interpretação dos coeficientes das variáveis cor e regiões, as porcentagens de crianças trabalhando e na escola, por região e cor, estão apresentadas na tabela 7.15. A área rural da região sul tem a maior porcentagem de crianças trabalhando, enquanto a região sudeste apresenta a menor porcentagem. No caso de cor, as porcentagens de crianças brancas e pretas trabalhando são semelhantes e maiores do que as pretas.

Tabela 7.15 – Porcentagem de meninos e meninas de 7 a 14 anos trabalhando e estudando, por região de residência e cor, na área rural.

Região:	Meninos		Meninas	
	Trabalha	Estuda	Trabalha	Estuda
Norte ¹	39,3	81,1	9,4	82,7
Sudeste	29,1	86,5	15,7	86,7
Centro-oeste	47,2	83,8	19,4	80,6
Sul	51,8	87,7	41,2	87,0
Nordeste	42,6	78,8	23,6	83,3
Cor:				
Branca	41,1	85,6	24,7	87,1
Parda	41,4	80,0	23,5	82,7
Preta	33,2	80,0	18,7	79,8

¹Inclui somente o estado de Tocantins.

Os resultados da tabela 7.14 refletem os fatos observados acima. O coeficiente da variável sul é significativo e positivo, enquanto que o da região sudeste é significativo e negativo nas equações de trabalho de meninas e meninos. Ademais, os coeficientes das variáveis branca e parda foram positivos e significativos para meninos.

Comparando-se as tabelas 7.8 e 7.15, i.e., áreas urbana e rural, observa-se que um número muito maior de crianças estão trabalhando no meio rural, como já foi mostrado. Na área urbana, a maior porcentagem de crianças trabalhadoras está na região nordeste, mas na área rural está na região sul. Isto se deve à agricultura familiar no sul do Brasil, e à grande pobreza presente na região nordeste, que obriga as crianças a trabalharem fora para ajudar na sobrevivência da família.

A decisão dos pais em enviar seus filhos ao trabalho é muito mais flexível na área rural do que na urbana, uma vez que a maioria das crianças podem trabalhar na agricultura familiar. Os problemas freqüentemente enfrentados pelos menores na área urbana – transporte, disponibilidade de tempo, desemprego, e fiscalização – não existem ou são mais facilmente solucionáveis na área rural.

7.5. Modelo Lógite Multinomial para Crianças na Área Rural

Os resultados do modelo lógite multinomial para meninos e meninas da área rural estão apresentados nas tabelas 7.16 e 7.17, respectivamente.

Os sinais dos efeitos marginais são muito semelhantes àqueles obtidos na área urbana, mas a magnitude é maior, como observado, também, nos modelos próbites discutidos anteriormente. Por exemplo, o aumento de um ano de escolaridade da mãe, reduz a probabilidade de a criança não trabalhar nem estudar em 0,005 na área urbana e em 0,012 para meninos e 0,014 para meninas na área rural. Ademais, a escolaridade do pai reduziu a probabilidade de os meninos trabalharem e estudarem em 0,015 no meio rural e de 0,005 na área urbana.

Grootaert (1998), também, observou que a escolaridade dos pais teve um forte efeito na área rural comparada à urbana na Costa do Marfim. Ele estimou um modelo próbite seqüencial e um modelo lógite multinomial para diferentes categorias combinando escola e trabalho.

O número de irmãos mais velhos, que, na área urbana, foi significativo somente em aumentar a probabilidade de meninos e meninas não trabalharem nem estudarem, foi significativo para todas as categorias nas equações de meninos, mas não foi significativo em nenhuma categoria nas equações de meninas no meio rural. Então, na área rural, quanto maior o número de irmãos mais velhos no domicílio, menor é a probabilidade de os meninos só estudarem, mas nenhum efeito foi observado para meninas.

A variável renda que foi significativa a 10% somente para a categoria “só trabalha” na equação de meninos da área urbana, deixou de ser significativa na área rural.

Tabela 7.16 – Modelo lógite Multinomial para meninos de 7 a 14 anos, com residência rural.

Variáveis	Só trabalha	Não trabalha nem estuda	Trabalha e estuda	Só estuda (referência)
Constante	-0,374 (-17,23) ***	0,123 (-0,54)	-0,837 (-17,01) ***	1,088
Escolaridade da mãe	-0,0108 (-6,92) ***	-0,0117 (-6,81) ***	-0,000858 (-2,79) ***	0,0234
Escolaridade do pai	-0,00904 (-5,72) ***	-0,00352 (-3,17) ***	-0,0151 (-5,43) ***	0,0276
Idade da criança	0,0247 (18,60) ***	-0,0171 (-3,89) ***	0,0694 (21,08) ***	-0,0771
No. irmãos novos	0,0121 (8,23) ***	0,00470 (3,70) ***	0,0299 (6,85) ***	-0,0467
No. irmãos velhos	0,00413 (2,92) ***	0,00549 (3,76) ***	0,0103 (2,93) ***	-0,0199
Renda não salarial pc	-0,000113 (-0,69)	-0,000451 (-0,99)	-0,000282 (-1,00)	0,000846
Norte ¹	-0,0186 (-0,45)	0,0256 (1,05)	0,0253 (0,45)	-0,0323
Sudeste	-0,0109 (-2,82) ***	-0,0121 (-2,82) ***	-0,107 (-5,99) ***	0,130
Centro-oeste	0,0265 (2,78) ***	-0,0159 (0,03)	0,120 (4,01) ***	-0,131
Sul	0,0306 (4,34) ***	-0,0317 (-0,64)	0,175 (7,45) ***	-0,174
Branca	0,0358 (2,31) **	-0,0285 (-1,19)	0,0612 (1,66) *	-0,0685
Parda	0,0252 (1,64) *	-0,0270 (-1,35)	0,0465 (1,21)	-0,0447
Observações	5.218			
Teste mult. lagrange	1645,63 ***			

¹Inclui somente o estado de Tocantins.

Obs: Testes t estão entre parênteses abaixo dos efeitos marginais.

*** Denota significância ao nível de 1%

** Denota significância ao nível de 5%

* Denota significância ao nível de 10%

Tabela 7.17 – Modelo lógite Multinomial para meninas de 7 a 14 anos, com residência rural.

Variáveis	Só trabalha	Não trabalha nem estuda	Trabalha e estuda	Só estuda (referência)
Constante	-0,188 (-11,80) ***	0,013 (-2,57) ***	-0,540 (-12,90) ***	0,715
Escolaridade da mãe	-0,00681 (-6,16) ***	-0,0140 (-6,48) ***	-0,00615 (-3,48) ***	0,0270
Escolaridade do pai	-0,00245 (-2,72) ***	-0,0113 (-4,91) ***	-0,00778 (-3,46) ***	0,0215
Idade da criança	0,0102 (10,97) ***	-0,00823 (-1,75) *	0,0350 (13,39) ***	-0,0370
No. irmãos novos	0,00530 (5,08) ***	0,0120 (5,12) ***	0,0136 (4,30) ***	-0,0310
No. irmãos velhos	-0,000724 (-0,46)	-0,00326 (-1,10)	0,00577 (1,39)	-0,00179
Renda não salarial pc	-0,000127 (-0,85)	-0,000842 (-1,45)	-0,000542 (-1,46)	0,00151
Norte ¹	-0,322 (-0,07)	0,0714 (0,98)	-0,0626 (-1,68) *	0,313
Sudeste	0,00255 (0,06)	0,0112 (0,40)	-0,0666 (-4,00) ***	0,0528
Centro-oeste	0,00991 (1,30)	0,0567 (3,59) ***	-0,0165 (-0,13)	-0,0501
Sul	0,0350 (6,88) ***	-0,00650 (0,95)	0,164 (9,87) ***	-0,192
Branca	0,0192 (1,46)	-0,0279 (-1,29)	0,0155 (0,42)	-0,00684
Parda	0,0159 (1,26)	-0,0192 (-0,84)	0,0215 (0,64)	-0,0182
Observações	4.870			
Teste mult. lagrange	927,19 ***			

¹Inclui somente o estado de Tocantins.

Obs: Testes t estão entre parênteses abaixo dos efeitos marginais.

*** Denota significância ao nível de 1%

** Denota significância ao nível de 5%

* Denota significância ao nível de 10%

8. ANÁLISE DOS RENDIMENTOS DOS ADULTOS

A grande crítica com relação ao trabalho infantil tem enfatizado, corretamente, a exploração das crianças que são sujeitas a trabalhar em atividades perigosas e em condições inadequadas, o que leva à perda da infância e reduz a oportunidade de uma boa educação. Sabe-se que crianças trabalhadoras têm menor oportunidade de freqüentar escola regularmente. Mesmo quando são capazes de freqüentar a escola, para muitas não sobra tempo para estudar, aumentando a repetência e a desistência. [Canagarajah & Coulombe (1997), Psacharopoulos (1997), e Repetto (1976)].

Seguindo esta linha, a baixa escolaridade, causada por longos períodos de trabalho, tem o efeito de limitar as oportunidades de emprego a postos que não exigem qualificação e que dão baixa remuneração, mantendo o jovem dentro de um ciclo repetitivo de pobreza já experimentado pelos pais. Há, portanto, um *trade-off* entre o aumento de renda no domicílio obtido do trabalho e a perda de uma melhor remuneração futura pela interrupção dos estudos.

Apesar de algumas pesquisas levantarem o problema do ciclo da pobreza causado pela entrada precoce no mercado de trabalho e redução da escolaridade com conseqüente decréscimo dos rendimentos futuros, é limitado o número de análises empíricas demonstrando tal fato [Swaminathan (1997)]. Possivelmente, porque dados que poderiam permitir comparações entre rendimentos daqueles que começaram a trabalhar ainda criança são raros.

Para abordar este tema, seria ideal ter dados em painel, o que poderia permitir acompanhar cada criança trabalhadora até a sua fase adulta. Entretanto, este tipo de dado não é disponível. A Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios, por outro lado,

contém informação sobre a idade em que cada indivíduo começou a trabalhar, permitindo, assim, isolar o efeito da entrada precoce no mercado de trabalho sobre os rendimentos futuros, controlando outros fatores que podem afetar os rendimentos, tais como escolaridade, idade, localização, cor, filiação a sindicatos, etc.

O número de trabalhadores que declararam ter começado a trabalhar ainda bem jovens é substancial. A tabela 8.1 mostra que perto de 66% dos homens na área urbana com idade entre 20 e 60 anos começaram a trabalhar com 14 anos ou menos, enquanto no meio rural foram 89%. A diferença entre as áreas urbana e rural é particularmente grande para aqueles que começaram a trabalhar com nove anos ou menos, com 35% dos homens no meio rural e 18% no urbano. A porcentagem de mulheres que começaram a trabalhar com 14 anos ou menos também é alta, com 48% na área urbana e 83% na área rural, mas menor que a dos homens. Este resultado é esperado, uma vez que há um maior número de meninos trabalhando do que meninas.

Tabela 8.1 – Porcentagem de homens e mulheres trabalhando de 20 a 60 anos, estratificado pela idade que começaram a trabalhar, nas áreas urbana e rural.

Idade que começou trabalhar	Homens		Mulheres	
	Urbano	Rural	Urbano	Rural
9 anos ou menos	18,1	35,0	13,2	27,9
10 – 14	47,8	54,2	35,1	55,1
15 – 17	20,6	8,1	22,2	10,0
18 - 19	8,4	1,8	13,2	3,0
20 – 24	4,5	0,8	11,3	2,7
25 ou menos	0,7	0,1	5,0	1,3

Fonte: PNAD 1995.

A tabela 8.2 mostra que a média do número de anos de escolaridade e do rendimento por hora variam inversamente com a idade em que os homens de 20 a 60 anos começaram a trabalhar. Então, nesta análise simplista, um homem com residência urbana que começou a trabalhar com idade de 18 a 19 anos recebe em média duas vezes o rendimento daquele que começou a trabalhar com nove anos ou menos.

Swaminathan (1997) analisou um grupo de trabalhadores que começaram a trabalhar com 14 anos ou menos e um grupo que começou com 15 anos ou mais na cidade de Bhavnagar na Índia. Ela observou que quem começou a trabalhar cedo tinha rendimentos inferiores aos dos que puderam ingressar no mercado bem mais tarde.

Tabela 8.2 – Número médio de anos na escola e rendimento por hora médio de homens de 20 a 60 anos, estratificado pela idade que eles começaram a trabalhar.

Idade que começou trabalhar	Anos na escola		Rendimento por hora	
	Urbano	Rural	Urbano	Rural
9 anos ou menos	4,68	2,57	2,54	1,17
10 – 14	5,97	2,68	3,19	1,23
15 – 17	7,64	3,98	3,84	1,71
18 – 19	9,28	6,74	5,09	2,20
20 – 24	10,77	9,22	7,19	3,20
25 ou mais	11,80	10,31	8,94	3,72

Fonte: PNAD 1995.

Enquanto a tabela 8.2 sugere que o rendimento está associado à idade em que os homens começam a trabalhar, há muitos outros fatores que afetam esta variável e seria muito simplista tirar qualquer conclusão baseado-se somente nesses dados. Será, então, estimada uma regressão a fim de isolar o efeito da idade em que a pessoa começou a trabalhar sobre o seu rendimento.

Os coeficientes da regressão do logaritmo do rendimento por hora para homens e mulheres de 20 a 60 anos estão apresentados na tabela 8.3. A equação de homens é estimada por mínimos quadrados ponderados pelo fator de expansão da amostra. Uma vez que mais de 90% dos homens na amostra recebiam rendimentos, seletividade amostral não foi considerado problema. Por outro lado, porque há uma porcentagem menor de mulheres trabalhando e recebendo salários na amostra, foi utilizado o procedimento de Heckman para corrigir qualquer problema de seletividade amostral.

Tabela 8.3 – Equação do logaritmo do rendimento por hora para homens e mulheres de 20 a 60 anos, com residência urbana.

Variáveis	Homens	Mulheres
Constante	-2,14 (-50,06) ***	-2,92 (-36,37) ***
Começou trabalhar 10-14 anos	0,0856 (9,85) ***	0,0559 (4,58) ***
Começou trabalhar 15-17 anos	0,0885 (8,50) ***	0,141 (10,41) ***
Começou trabalhar 18 ou mais	0,122 (10,09) ***	0,145 (10,69) ***
Escolaridade 4	0,318 (39,29) ***	0,326 (25,80) ***
Escolaridade 8	0,408 (44,21) ***	0,461 (33,38) ***
Escolaridade 11	0,726 (60,63) ***	0,708 (48,19) ***
Agricultura	-0,478 (-36,37) ***	-0,365 (-12,72) ***
Indústria	-0,00147 (-0,17)	-0,0135 (-1,01)
Comércio	-0,0475 (-4,60) ***	0,0279 (2,30) **
Serviço	-0,0713 (-7,31) ***	-0,144 (-13,76) ***
Idade	0,0877 (41,18) ***	0,0983 (28,46) ***
Idade ao quadrado	-0,000906 (-32,66) ***	-0,00107 (-23,90) ***
Sindicato	0,214 (27,38) ***	0,253 (23,08) ***
Norte	0,249 (16,23) ***	0,316 (14,46) ***
Sudeste	0,423 (48,37) ***	0,509 (41,47) ***
Sul	0,306 (27,19) ***	0,333 (21,63) ***
Centro-oeste	0,328 (24,20) ***	0,366 (19,13) ***
Branca	0,294 (20,64) ***	0,139 (6,88) ***
Pardo	0,0990 (6,78) ***	-0,0266 (-1,28)
Lambda	-	0,823 (15,50) ***
R ²	0,44	0,44
Teste F	2311,17 ***	1441,59 ***
Observações	55.129	36.101

Obs: Os testes t estão entre parênteses abaixo dos coeficientes.

*** Denota significância ao nível de 1%, ** Denota significância ao nível de 5%, e * de 10%.

Os coeficientes estimados da equação de participação no mercado de trabalho (modelo próbite) que foram utilizados para calcular a variável lambda (inverso da razão de Mill), não são apresentados. As variáveis incluídas no modelo próbite são todas as da equação de rendimento, mais a posição da mulher na família (esposa, filha, parente e chefe) e renda não-salarial.

As variáveis exógenas incluídas na tabela 8.3 são: idade em que a pessoa começou a trabalhar, i.e., entre 10 e 14 anos, entre 15 e 17 anos ou 18 anos ou mais. A variável binária para aqueles que começaram a trabalhar com 9 anos ou menos foi omitida. As variáveis que refletem escolaridade são definidas como tendo completado pelo menos 4 anos de escolaridade (escolaridade 4), pelo menos 8 anos (escolaridade 8) ou pelo menos 11 anos (escolaridade 11), com a categoria menos de 4 anos de escola omitida. Assim sendo, os efeitos da escolaridade são cumulativos, uma vez que a pessoa não pode ter completado 11 anos de escolaridade sem ter antes feito o quarto ou oitavo ano, por exemplo. A razão de se ter utilizado categorias de escolaridade em vez de uma variável contínua refletindo anos de escolaridade, foi para captar diferentes impactos que níveis distintos de escolaridade podem ter sobre o salário quando há aumento de um ano na escolaridade. O segmento da atividade na qual o indivíduo está engajado foi dividido em agricultura, indústria, comércio, serviço, e a categoria omitida, a qual inclui transporte, comunicações, trabalho social, administração pública, e outros. A variável sindicato reflete o fato de o trabalhador ser membro de algum sindicato ou não. A idade foi incluída para refletir experiência e idade ao quadrado para permitir que a função siga uma forma parabólica devido à depreciação do capital humano. Ademais, foram

incluídas variáveis representando as diferentes regiões do país (nordeste foi omitida) e cor dos indivíduos (preta foi omitida).

Os resultados da tabela 8.3 mostram que a grande maioria dos coeficientes das variáveis são significativos a 1% para homens e mulheres. Os coeficientes das variáveis de capital humano, i.e., escolaridade e idade, são positivos e idade ao quadrado negativo, indicando depreciação do capital humano à medida em que a pessoa envelhece. Os segmentos de atividade refletem que, na agricultura e em serviço, o rendimento seria menor com relação a outras atividades (transporte, comunicações, trabalho social, administração pública, etc.). Comércio teve coeficiente negativo para homens, mas positivo para mulheres. Os membros de sindicatos recebem salários maiores do que os não filiados. Ademais, os coeficientes das variáveis regiões indicam que melhores salários são pagos em áreas relativamente mais ricas com relação ao nordeste do Brasil (variável omitida). Da mesma forma, pretos (variável omitida) recebem salários menores do que brancos e pardos.

Os resultados para as mulheres foram semelhantes ao dos homens. Uma diferença observada é que a atividade comercial aumentou os rendimentos das mulheres mas reduziu os dos homens, com relação a transporte, comunicações, trabalho social, administração pública, etc..

Se a redução nos salários para aqueles que começaram a trabalhar ainda criança, como indicado na tabela 8.2, ocorresse devido à redução no número de anos de escolaridade, então seria esperado que ou as variáveis escolaridade ou as variáveis idade em que começou a trabalhar ou ambas não fossem significativas. Se, por outro lado, a redução nos salários fosse devido ao fato de indivíduos que começaram a trabalhar mais cedo se engajarem em atividades com menores remunerações, então a inclusão dos

setores de atividades controlaria este fato ou parte dele. Entretanto, os coeficientes das variáveis refletindo a idade em que o indivíduo começou a trabalhar são todos significativos, mesmo após a inclusão de todas as variáveis da tabela 8.3. Este resultado merece uma investigação mais profunda para que seja identificado por que indivíduos que começaram a trabalhar mais cedo recebem rendimentos inferiores na idade adulta. Uma explicação poderia ser a de que aqueles que começaram a trabalhar muito cedo são pobres e não aptos a trabalhos especializados por falta de acesso à escolaridade e, conseqüentemente, se engajariam em trabalhos ruins sem perspectiva de crescimento e de melhora na fase adulta. Ademais, não se está medindo qualidade do ensino e é possível que aqueles que começaram a trabalhar mais cedo, acabaram tendo a educação prejudicada, o que refletiu nos rendimentos. O status social da família também é um fator importante e, no caso, não foi controlado. A escolaridade e a renda dos pais pode afetar a idade em que o filho começou a trabalhar e o seu rendimento futuro.

Os impactos de algumas das variáveis exógenas sobre os rendimentos dos homens estão apresentados na tabela 8.4. A porcentagem de aumento nos rendimentos, ao se completar 4 anos de escolaridade (primeiro grau), é de 37%, que é o exponencial do coeficiente da variável escolaridade 4 na tabela 8.3 (0,318). De menos de 4 anos de escolaridade para ter completado 8 anos de escolaridade (segundo grau) o aumento é de 107%, é necessário adicionar os coeficientes das variáveis escolaridade 4 e escolaridade 8 (0,318+0,408) antes de obter o exponencial, e de 327% se completar 11 anos de escolaridade (colegial). Começando a trabalhar com idade entre 10 e 14 anos, em vez de nove anos ou menos, o acréscimo nos rendimentos é de 8,8%. Igualmente, iniciando no trabalho entre 15 e 17 anos, o acréscimo é de 9,3% e com 18 anos ou mais de 12,7%, em relação a 9 anos ou menos. Os segmentos de atividades refletem que, trabalhando no

setor agrícola, os rendimentos sofrem um decréscimo de 38,2% com relação às outras atividades (transporte, comunicações, trabalho social, administração pública, etc.), em serviço 6,9% e no comércio 4,9%.

Tabela 8.4 – Variação percentual nos rendimentos obtida dos coeficientes da regressão (tabela 8.3).

Variáveis	Homens
Escolaridade	
Menos de 4 anos	-
Escolaridade 4	37%
Escolaridade 8	107%
Escolaridade 11	327%
Idade começou trabalhar	
9 anos ou menos	-
10 a 14 anos	8,8%
15 a 17 anos	9,3%
18 anos ou mais	12,7%
Atividade	
Outras	-
Comércio	- 4,9%
Serviço	- 6,9%
Agricultura	- 38,2%

A tabela 8.5 mostra a porcentagem de homens e mulheres de 20 a 60 anos que têm carteira assinada e os que pagam previdência social, de acordo com a idade em que começaram a trabalhar. Estas variáveis são geralmente utilizadas para identificar indivíduos trabalhando no mercado formal ou informal da economia. Sabe-se que os salários pagos no setor informal são, em média, inferiores aos do setor formal. A tabela 8.5 mostra que a porcentagem de homens e mulheres com carteira assinada e pagando previdência aumenta à medida em que a idade na qual começaram a trabalhar aumenta. Enquanto um pouco mais da metade dos homens que começaram a trabalhar com 9 anos

ou menos pagam previdência, 74,3% dos que começaram a trabalhar com 18 anos ou mais o fazem. Da mesma forma, menos de 50% das mulheres que começaram a trabalhar com 9 anos ou menos tinham carteira assinada contra 70% daquelas que começaram a trabalhar com 18 anos ou mais. Há, portanto, indicações de que o fato de entrar cedo no mercado de trabalho está relacionado a trabalho informal, o qual é menos remunerado. No mercado formal, há mais fiscalização e, portanto, maior cumprimento das leis, o que dificulta a admissão de crianças ao trabalho, o que não ocorre no setor informal.

White (1994) discute que as legislações que proíbem o trabalho infantil não estão ajudando as crianças necessitadas, mas, sim, forçando-as a se engajarem nas atividades informais em que as leis não são cumpridas. Isso pode manter a pessoa em empregos ruins para o resto da vida, colocando-a dentro de um ciclo de pobreza.

Tabela 8.5 – Porcentagem de homens de 20 a 60 anos, com residência urbana, com carteira assinada e que pagam previdência social de acordo com a idade em que começaram a trabalhar.

Idade em que começaram a trabalhar	Carteira assinada		Previdência social	
	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres
9 anos ou menos	66,0	45,2	54,6	41,6
Entre 10 e 14 anos	70,4	52,4	60,4	49,3
Entre 15 e 17 anos	76,2	63,9	66,5	62,6
18 anos ou mais	79,4	69,4	74,3	69,8

Fonte: PNAD 1995.

Outro ponto importante a ser investigado é o quanto a história de trabalho dos pais influencia seus filhos. A tabela 8.6 mostra a porcentagem de crianças de 5 a 14 anos que trabalham de acordo com a idade em que o pai e a mãe começaram a trabalhar. A grande porcentagem de crianças trabalhadoras tem pais que começaram a trabalhar com 14 anos ou menos. Uma vez que a maioria dos que começam a trabalhar ainda criança

recebe baixo salário mesmo quando adultos, isto é uma indicação de que o ciclo da pobreza existe.

Tabela 8.6 – Porcentagem de crianças de 5 a 14 anos trabalhando ou não, com residência urbana, de acordo com a idade em que os pais começaram a trabalhar.

	Meninos		Meninas	
	trabalham	não trabalham	trabalham	não trabalham
Idade pai começou trabalhar				
9 anos ou menos	37,0	21,2	34,7	21,9
Entre 10 e 14 anos	50,8	50,6	52,5	51,4
Entre 15 e 17 anos	9,3	17,9	9,7	17,1
18 anos ou mais	2,9	10,3	3,2	9,6
Idade mãe começou trabalhar				
9 anos ou menos	29,6	16,1	30,9	16,4
Entre 10 e 14 anos	48,5	40,4	47,9	42,3
Entre 15 e 17 anos	12,9	20,5	11,0	19,5
18 anos ou mais	9,0	23,0	10,1	21,9

Fonte: PNAD 1995.

9. ESTADO DE SAÚDE DAS CRIANÇAS

Nesta seção, realiza-se um estudo comparativo entre o estado de saúde das crianças que trabalham e das que não trabalham. O objetivo é observar diferenças significativas que poderiam indicar que o trabalho desenvolvido por uma criança é realmente nocivo à saúde.

A análise do impacto do trabalho infantil sobre a saúde das crianças será baseada em duas pesquisas: a Pesquisa sobre Padrões de Vida (PPV) e a Pesquisa Nacional sobre Saúde e Nutrição (PNSN). A PNSN foi realizada pelo IBGE em 1989 e contém 62.000 indivíduos e 14.500 domicílios urbano e rural do Brasil. Há informações sobre sintomas de doenças, medidas antropométricas, trabalho e renda de crianças com 10 anos ou mais. A PPV foi realizada pelo IBGE e Banco Mundial em 1996-97, e cobre 19.409 indivíduos de 4.940 domicílios rurais e urbanos do nordeste e sudeste do Brasil. Os dados contêm informações sobre saúde, renda, e emprego de crianças a partir dos 10 anos de idade.

Esta análise fornecerá subsídios para um melhor entendimento dos possíveis problemas de saúde causados pelo trabalho precoce e permitirá sugerir políticas para amenizar estes problemas.

Há uma preocupação mundial com relação às crianças que trabalham, e a organização internacional do trabalho (OIT) e a UNICEF têm tomado a frente em criticar o trabalho infantil. Nos últimos anos, houve uma grande mudança na visão destas entidades que, ao invés de defenderem a erradicação de todas as formas do trabalho infantil (por exemplo, veja Bequele e Boyden 1988 e Myers 1991), estão,

agora, enfocando a eliminação dos trabalhos perigosos e que podem trazer riscos ao desenvolvimento físico e mental das crianças (Bequele e Myers 1995).

Publicação recente da OIT sobre aspectos de saúde e segurança do trabalho infantil aponta para a escassez de pesquisa nessa área. Enfatiza a importância dos estudos empíricos sobre ameaça e perigo imposto às crianças em determinados trabalhos para a formulação de políticas que promovam sua eliminação [Forastieri (1997)].

Locais de trabalho, equipamentos, móveis, utensílios e métodos não são projetados para utilização por crianças, mas, sim, por adultos. Portanto, pode haver problemas ergonômicos, fadiga e maior risco de acidentes. As crianças não estão cientes do perigo envolvido em algumas atividades e, em caso de acidentes, geralmente não sabem como reagir. Por causa das diferenças físicas, biológicas e anatômicas das crianças, quando comparadas aos adultos, elas são menos tolerantes a calor, barulho, produtos químicos, radiações etc., isto é, menos tolerantes a ocupações perigosas, que podem trazer problemas de saúde e danos irreversíveis.

A tabela 9.1 apresenta a porcentagem de crianças, de 10 a 14 anos trabalhadoras ou não, que reportaram alguns sintomas de doenças, com base na PNSN de 1989.

Uma vez que os problemas de saúde são bastante relacionados à renda, restringiu-se a pesquisa aos domicílios com renda per capita de 100 dólares ou menos. Este valor de renda foi escolhido visando incluir a quase totalidade de crianças trabalhando. Observe que a maior porcentagem dos sintomas são descritos pelas que trabalham, em relação às que não trabalham. As maiores diferenças são observadas nos primeiros oito sintomas de doenças – dor de cabeça, problemas respiratórios, sangramento, insônia, problema nervoso, pressão arterial, ferimento ou queimadura, e problema dentário.

Tabela 9.1 – Porcentagem de crianças de 10 a 14 anos trabalhando ou não, cuja renda domiciliar per capita é 100 dólares ou menos, com diferentes sintomas de doenças.

Sintomas de doenças	Crianças que trabalham	Crianças que não trabalham
Dor de cabeça	18,4	17,8
Problemas respiratórios	5,7	5,0
Sangramento	2,3	1,3
Insônia	5,0	3,3
Problema nervoso	10,0	9,3
Pressão arterial	1,1	0,4
Ferimento ou queimadura	4,6	3,8
Problema dentário	14,2	12,3
Vômitos	2,4	2,3
Diarréia	3,1	3,0
Inchaço	2,2	2,1
Febre	9,6	10,9
Dor de garganta	11,2	13,5
Perda de apetite	6,6	8,6
Dor de estômago	7,9	8,4

Fonte: PNSN 1989.

As medidas antropométricas são conhecidas por serem indicadores de crescimento e desenvolvimento saudável mais confiáveis e mais simples. Quando o índice de altura por idade (ZAI) de uma criança é menor do que a média de altura de uma população saudável de crianças do mesmo sexo e idade, a criança é muito baixa e diz-se que possui desnutrição crônica. Quando o índice peso por altura (ZPA) é baixo, a criança é muito magra e diz-se que a criança tem desnutrição aguda. O índice de peso por idade (ZPI) de uma criança pode ser baixo devido à desnutrição crônica e aguda.

A tabela 9.2 apresenta a porcentagem de crianças de 10 a 14 anos trabalhando ou não, morando em domicílios com renda per capita de até 100 dólares, que podem estar sofrendo de desnutrição grave (escore Z abaixo de -3), moderada (escore Z entre -3 e -2) e branda (escore Z entre -2 e -1). O problema, no Brasil, é, principalmente, de desnutrição crônica. Uma população sadia e com padrão de nutrição adequado deve apresentar, no máximo, 2,28% de crianças com escore Z abaixo de -2 desvios padrões,

refletindo crianças normais e geneticamente baixas, porém valores superiores a 2,28% refletem crianças com impedimento de crescimento devido a falta de condições adequadas. Observe que 24% das crianças trabalhadoras sofrem de desnutrição severa e moderada, enquanto 19,3% das que não trabalham estão nestas categorias. Portanto, usando medidas antropométricas, também há indicação de que a saúde e a nutrição das crianças trabalhando é inferior a das que não trabalham.

Tabela 9.2 – Porcentagem de crianças de 10 a 14 anos trabalhando ou não, cuja renda domiciliar per capita é 100 dólares ou menos, de acordo com o grau de desnutrição.

Grau de desnutrição	Crianças que trabalham			Crianças que não trabalham		
	ZAI	ZPA	ZPI	ZAI	ZPA	ZPI
Grave	5,6	-	0,6	4,6	-	0,3
Moderada	18,4	-	9,9	14,7	1,7	8,8
Branda	31,7	8,0	32,1	30,5	14,6	35,9
Normal	44,3	92,0	57,4	50,3	83,7	55,1

Fonte: PNSN 1989.

A literatura também tem apontado o alcoolismo dos pais como importante fator que leva as crianças da família a trabalharem. O conjunto de dados disponível (PNSN) nos permite investigar esse ponto, uma vez que há informações sobre o consumo de bebidas alcoólicas por indivíduo e é possível identificar o pai e a mãe de cada criança. Cada progenitor respondeu se sentia que deveria reduzir a quantidade de bebida consumida, se as pessoas criticavam a forma como ele ou ela bebia, se se sentia mal devido a seus hábitos de beber, e se bebia pela manhã para diminuir a irritação. Se uma dessas questões foi respondida afirmativamente, considerou-se que a pessoa bebia uma quantidade considerável de álcool. A tabela 9.3 mostra a porcentagem de crianças trabalhando ou não cujo pai e mãe consome bebidas alcoólicas em excesso. A diferença entre a porcentagem de crianças trabalhando ou não que têm pais viciados é muito

pequena, e no caso das mães, um resultado oposto ao esperado foi observado. Portanto, não há indicação de que crianças trabalham porque têm pais alcoólatras.

Tabela 9.3 – Porcentagem de crianças de 10 a 14 anos trabalhando ou não, cujos pai ou mãe consomem bebidas alcoólicas.

Sintomas de doenças	Crianças que trabalham	Crianças que não trabalham
Pai bebe	27,1	26,9
Mãe bebe	3,8	4,9

Fonte: PNSN 1989.

As porcentagens apresentadas na tabela 9.4 são baseadas nos dados da PPV de 1996/97, limitando até R\$ 100,00 a renda domiciliar per capita. Perguntado se a criança tinha tido qualquer problema de saúde nos últimos 30 dias, 22,2% das que não trabalham e 19,2% das crianças que trabalham responderam afirmativamente. Os problemas de saúde específicos reportados estão na tabela 9.4. Problema dentário foi o único que as crianças trabalhadoras apresentaram em maior porcentagem em relação às que não trabalham.

Tabela 9.4 – Porcentagem de crianças de 10 a 14 anos trabalhando ou não, cuja renda domiciliar per capita é 100 reais ou menos, com diversos problemas de saúde.

Problemas de saúde	Crianças que trabalham	Crianças que não trabalham
Gripe ou pneumonia	62,8	63,3
Infecção	10,3	12,5
Dor	7,5	10,1
Problema dentário	6,2	1,1
Acidente ou lesão	2,4	2,7
Problema digestivo	-	4,0
Outros	10,8	6,2

Fonte: PPV 1996/97.

Strauss & Thomas (1998) levantam alguns pontos em relação às medidas de avaliação do estado de saúde. Argumentam que elas refletem percepção dos problemas de saúde, de acordo com o número de tratamentos realizados anteriormente e com a escolaridade do indivíduo. Ora sabe-se que aqueles que têm renda maior e/ou melhor

educação utilizam mais os centros de saúde, e conseqüentemente reportam mais os problemas de saúde do que os de baixa renda, e com pouca educação que não têm condições de se tratar. Eles também colocam que, devido a isso, há pesquisas mostrando que os mais pobres aparentam ser os mais saudáveis em alguns países de baixa renda, como Gana e Costa do Marfim, pois estas são baseadas em questionários que indagam sobre o estado de saúde de cada um e não em avaliações clínicas ou exames laboratoriais.

Além dos problemas envolvidos com as medidas de saúde, uma tabela de freqüências comparando as porcentagens de crianças trabalhadoras ou não com diferentes sintomas de doenças é também muito simplista, e apesar de se restringir a renda a um certo nível, outras variáveis que podem interferir e alterar os resultados, como escolaridade, infra-estrutura, local de residência, etc. não foram levadas em consideração. Ademais, os problemas de saúde resultantes do trabalho inadequado de crianças podem aparecer somente quando elas forem adultas.

Forastieri (1997) argumenta que dados sobre os riscos ergonômicos e de crescimento e desenvolvimento das crianças que trabalham é quase inexistente. Entretanto, sabe-se que as crianças diferem dos adultos nas suas características anatômicas, psicológicas, e fisiológicas, que as tornam mais susceptíveis aos perigos da falta de segurança no trabalho, com efeitos mais drásticos e possíveis danos irreversíveis.

Tentando analisar tais pontos, o estado de saúde dos adultos é avaliado, levando-se em consideração as possíveis variáveis que podem afetar os indivíduos, incluindo a idade em que a pessoa começou a trabalhar. Se começar a trabalhar muito cedo na vida é prejudicial à saúde, espera-se que quanto mais velha a pessoa se inicia no mercado de

trabalho, melhor será sua saúde. Obviamente, variáveis como escolaridade, idade e renda deverão ser controladas para que os efeitos não se confundam.

A tabela 9.5 mostra a porcentagem de adultos de 18 a 65 anos que responderam estar com saúde regular ou ruim, de acordo com a idade em que começaram a trabalhar. Sem controlar outras variáveis, há indicações de que quanto mais tarde a pessoa começa a trabalhar, menor é a porcentagem reportando estar doente. Enquanto mais de 32% dos adultos que começaram a trabalhar com 9 anos ou menos reportaram saúde regular ou ruim, somente 15,5% o fizeram com 18 anos ou mais.

Tabela 9.5 – Porcentagem de adultos de 18 a 65 anos que reportaram estado de saúde regular ou ruim, com relação a idade em que começaram a trabalhar.

Idade que começou trabalhar	Porcentagem reportando saúde regular ou ruim
9 anos ou menos	32,2
Entre 10 e 14 anos	23,5
Entre 15 e 17 anos	17,9
18 anos ou mais	15,5

Fonte: PPV 1996/97.

A tabela 9.6 mostra as equações de saúde para adultos de 18 a 65 anos de idade, com base nos dados da PPV. A variável dependente é 1 se o indivíduo descrever seu estado de saúde como excelente, muito bom ou bom, e zero se o descrever como regular ou ruim.

As variáveis exógenas incluem: a) infra-estrutura do domicílio, i.e., se há água encanada, sistema de esgotos, ou coleta de lixo; b) os diferentes níveis de escolaridade, i.e., pelo menos o primeiro grau, pelo menos o segundo grau completo, pelo menos o curso superior completo (com a variável “ainda não completou o primeiro grau” omitida); c) idade em que a pessoa começou a trabalhar, i.e., de 10 a 14 anos, de 15 a 17 anos e 18 anos ou mais (com “menos de 10 anos” sendo a variável omitida); d) prática de exercícios físicos; e) posse de seguro saúde; f) renda domiciliar per capita, idade,

sexo, cor (branco e preto, com pardo omitido), situação do domicílio e região de residência.

O teste da razão de verossimilhança foi aplicado para checar a necessidade de se estimarem as regressões para homens e mulheres separadamente, com residência urbana e rural nas regiões nordeste e sudeste. Entretanto, as hipóteses de que os coeficientes são os mesmos em cada um dos três casos acima não foram rejeitadas e, assim, somente uma equação foi estimada.

Os efeitos das variáveis de infra-estrutura – água encanada, esgoto, e lixo – foram todos positivos e significativos com exceção do lixo. Assim sendo, melhorias na infra-estrutura do domicílio beneficiariam a saúde dos indivíduos. Os níveis educacionais – 1º grau, 2º grau e curso superior – foram todos significativos, com os coeficientes aumentando em magnitude na medida em que o número de anos de escolaridade aumenta. Portanto, o aumento do nível de escolaridade aumenta o nível de saúde. Os resultados também mostraram que aqueles que praticam exercícios físicos são mais saudáveis. A idade das pessoas reflete o fato de, ao envelhecer, o estado de saúde das pessoas se agravar. Homens mostraram ser mais saudáveis que mulheres, talvez por não admitirem estar com sua saúde debilitada tanto quanto as mulheres. Brancos e pretos também mostraram-se mais saudáveis com relação aos pardos. O coeficiente da região sudeste foi positivo e significativo, possivelmente refletindo uma melhor infra-estrutura de saúde, como hospitais, centros de saúde, equipamentos e programas preventivos. Apesar dessa infra-estrutura de saúde ser, também, observada mais na área urbana do que na rural, a variável urbano não foi estatisticamente significativa. Poluição e alta densidade demográfica nas áreas urbanas são prejudiciais à saúde e podem sobrepujar os benefícios advindos da melhor e mais abundante infra-estrutura de saúde na área urbana.

A renda domiciliar per capita teve um efeito positivo na saúde, pois mais renda permite a compra de melhores tratamentos de saúde. Finalmente, as idades em que os indivíduos começaram a trabalhar tiveram efeito positivo e significativo, indicando que os indivíduos que se iniciam muito cedo no mercado de trabalho têm uma saúde pior. Os efeitos aumentam em magnitude à medida que a idade em que os indivíduos começaram a trabalhar aumenta. Fatores que podem ter levado a estes resultados estão relacionados ao tipo de trabalho realizado, que pode causar danos físicos e psicológicos, à redução do nível educacional e a falta de controle, na regressão, dos efeitos que a saúde e a escolaridade dos pais podem ter sobre a saúde dos filhos.

A diferença entre as colunas 1 e 2 da tabela 9.6 é a inclusão ou exclusão das variáveis representando a idade em que o indivíduo começou a trabalhar. O objetivo foi o de observar se haveria alteração nos efeitos marginais e na significância dos testes das demais variáveis. Os resultados praticamente não se alteraram, com exceção do aumento dos efeitos marginais e dos testes para as variáveis primeiro grau, segundo grau e colegial, ao se excluir a idade em que o indivíduo começou a trabalhar, indicando haver correlação entre estas variáveis. Entretanto, a inclusão da idade em que o indivíduo começou a trabalhar não eliminou a significância das variáveis de escolaridade.

Tabela 9.6 – Equações de saúde para adultos de 18 a 65 anos. Os efeitos marginais reportados estão baseados na pesquisa sobre padrões de vida de 1996/97.

Variáveis	Saúde (inclui a idade em que começaram a trabalhar)	Saúde (exclui a idade em que começaram a trabalhar)
Constante	0,310 (14,34) ***	0,344 (17,20) ***
Água encanada	0,0401 (3,09) ***	0,0430 (3,31) ***
Esgoto	0,0203 (1,85) *	0,0203 (1,85) *
Lixo	0,00134 (0,10)	0,00501 (0,39)
Exercícios	0,0353 (2,81) ***	0,0354 (2,81) ***
Seguro saúde	-0,00314 (-0,27)	-0,00164 (-0,14)
Primeiro grau	0,0276 (2,33) **	0,0334 (2,82) ***
Segundo grau	0,0756 (5,12) ***	0,0906 (6,29) ***
Colegial	0,118 (5,34) ***	0,138 (6,42) ***
Idade	-0,00830 (-20,42) ***	-0,00842 (-20,73) ***
Homens	0,0724 (8,28) ***	0,0641 (7,49) ***
Branco	0,0251 (2,66) ***	0,0260 (2,74) ***
Preto	0,0200 (1,23)	0,0201 (1,23)
Sudeste	0,0575 (5,94) ***	0,0528 (5,49) ***
Urbano	0,0126 (0,97)	0,0166 (1,28)
Renda domiciliar pc	0,0000436 (5,13) ***	0,0000451 (5,30) ***
Começou trabalhar 10-14	0,0331 (2,95) ***	-
Começou trabalhar 15-17	0,0569 (4,07) ***	-
Começou trabalhar 18 +	0,0682 (4,67) ***	-
Teste razão verossim.	1365,99 ***	1340,44 ***
Observações	9341	9341

Obs: Os testes t estão entre parênteses abaixo dos efeitos marginais.

*** Denota significância ao nível de 1%, ** Denota significância ao nível de 5% e * ao nível de 10%.

10. CONCLUSÕES

Analisando a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios de 1995 e 1999, fica claro que as leis proibindo o trabalho infantil não são cumpridas. Em 1999, três milhões de crianças de 5 a 14 anos estavam trabalhando, o que representa 9% da população nessa faixa etária. Quase quatrocentas mil crianças tinham menos de dez anos, e a grande maioria não recebia qualquer pagamento pelos serviços efetuados. Aquelas que tinham rendimento, recebiam salários baixos, que não chegavam a meio salário mínimo mensal, para a maioria.

A maior porcentagem de crianças trabalhadoras foi encontrada na região nordeste do Brasil, seguida pela região sul, centro-oeste e sudeste, nesta ordem.⁷ Da mesma forma, o Maranhão foi o estado com maior porcentagem, seguido pelo Piauí, e Tocantins, com 20% das crianças de 5 a 14 anos trabalhando. A maioria são meninos com residência rural. Com relação às ocupações, trabalho rural é a principal, mas há também uma porcentagem grande de vendedores de rua, balconistas, empregadas domésticas, e babás.

Foi observada nas escolas uma maior porcentagem de crianças que não trabalham comparada às que trabalham, mas, na verdade, as porcentagens de crianças que freqüentam as escolas em diferentes idades são altas para ambos os grupos (mais de 90%). As crianças que trabalham e não freqüentam as escolas permanecem por um período maior de tempo no trabalho do que as que conciliam trabalho e escola. Parece, portanto, que as crianças que conseguem conciliar trabalho e escola, estão mais engajadas em atividades de tempo parcial. A defasagem média do número de anos de

escolaridade de crianças que trabalham com relação às que não trabalham foi inferior a um ano. Como outras variáveis não controladas podem estar afetando este resultado (local de residência, disponibilidade de escolas, renda, escolaridade dos pais, etc.) não há grande evidência, no Brasil, de que as crianças que trabalham estão bem mais atrasadas na escola.

A contribuição dos rendimentos das crianças na renda familiar foi significativa. Em 35% das famílias, na área urbana, e em 46% na rural, esta contribuição foi de mais de 20%, e em quase 10% das famílias urbanas e 17% das rurais ultrapassou 40%. Desemprego e ausência do pai foram alguns dos fatores encontrados para explicar altas contribuições (mais de 50%) dos rendimentos das crianças.

Resultados dos modelos próbites analisando a probabilidade de a criança trabalhar e freqüentar a escola, com base na PNAD de 1995, nas áreas urbanas e rurais, indicaram que a escolaridade dos pais tem o efeito de reduzir a probabilidade de as crianças trabalharem e de aumentar a probabilidade delas estudarem. Estes efeitos foram maiores para os meninos do que para as meninas. Ademais, a escolaridade do pai teve um efeito maior do que a da mãe sobre o trabalho das crianças, enquanto a escolaridade da mãe teve um efeito maior do que a do pai sobre a escolaridade das crianças. Parece que os pais estão mais envolvidos com problemas relacionados à renda familiar, e as mães se preocupam mais com o desempenho escolar e a formação de seus filhos.

O tamanho do domicílio também afetou a freqüência à escola e o trabalho das crianças. O número de irmãos mais novos teve um efeito positivo no trabalho e negativo na escolaridade das crianças, tanto na área urbana quanto rural. O número de irmãos mais velhos também diminuiu a freqüência das crianças à escola nas áreas urbana e

⁷ A região norte não foi mencionada, uma vez que só há informações da área rural do estado de Tocantins.

rural, mas o único efeito sobre o trabalho ocorreu para meninos com residência rural. Ao contrário do que é observado em outros países, no Brasil, não ficou claro o fato de que a presença do irmão mais velho diminui a probabilidade de as crianças trabalharem, i.e., irmãos mais velhos não agem como substitutos de mão-de-obra dos irmãos e irmãs mais novos.

As equações também mostraram que, quanto mais velha é a criança, maior é a probabilidade de ela trabalhar e menor é a dela estudar.

O efeito da variável renda apesar de apresentar os sinais esperados sobre o trabalho e a escolaridade das crianças, não foi estatisticamente significativo ao nível de 10% ou menos, exceto na equação de trabalho das meninas com residência rural. Há necessidade de se testarem melhores medidas de renda, uma vez que se utilizou renda não salarial, e um grande número de domicílios não recebe este tipo de renda.

As análises das equações em que os salários estão incluídos nas variáveis exógenas do modelo próbite, indicaram que o salário da criança é positivamente relacionado à probabilidade de ela trabalhar e negativamente relacionado à probabilidade de ela estudar, com maior efeito sobre os meninos do que sobre as meninas. Ademais, quanto maior o salário da mãe e do pai, menor é a probabilidade de a criança trabalhar e maior é a de ela estudar. Semelhante ao resultado obtido para a escolaridade dos pais, o salário do pai teve maior influência na probabilidade de a criança trabalhar, enquanto que o salário da mãe afetou mais a escolaridade das crianças, principalmente das filhas.

Resultados do modelo lógite multinomial confirmam a maioria dos obtidos do modelo próbite binomial. Aumentando a escolaridade dos pais aumentaria a probabilidade de a criança “somente estudar”, e diminuiria a de ela “somente trabalhar”, “não trabalhar nem estudar” e “trabalhar e estudar”. O coeficiente da variável número de

irmãos mais velhos, que não foi significativo no modelo próbite binomial de trabalho das crianças morando na área urbana, foi significativo na categoria “não trabalha nem estuda”, para meninos e meninas, mostrando um efeito positivo. Portanto, aumentando o número de irmãos mais velhos, nas áreas urbanas, aumentaria a probabilidade de a criança não trabalhar nem estudar, e provavelmente, então, de exercer atividades do domicílio. Por outro lado, na área rural, o número de irmãos mais velhos aumentou a probabilidade do menino “somente trabalhar”, “não trabalhar nem estudar” e “trabalhar e estudar”, i.e., diminuiu a probabilidade de somente estudar. Não há indicações de que a presença de irmãos mais velhos permita que as crianças estudem e não trabalhem. A renda não salarial per capita teve efeito negativo e significativo na categoria “só trabalha”, para crianças com residência urbana, indicando que um aumento na renda da família poderia diminuir a probabilidade de as crianças da área urbana só trabalharem.

Foi observada uma alta porcentagem de adultos começando muito cedo a trabalhar. Na área urbana, 66% dos homens e 48% das mulheres declararam ter começado a trabalhar com 14 anos ou menos. Na área rural, as porcentagens aumentam para 89% de homens e 83% de mulheres. A análise de adultos indicou que, mesmo controlando a escolaridade, atividades de trabalho, idade, região, situação do domicílio, etc., a idade em que a pessoa começou a trabalhar ainda teve efeito significativo sobre os rendimentos. Quanto mais jovem o indivíduo começa a trabalhar, menor é o seu salário na fase adulta da vida. Parece que as pessoas engajadas, muito cedo na vida, em atividades que não exigem habilidade ou conhecimento, acabam sem melhores alternativas na vida adulta. Ademais, a maioria dos que começam a trabalhar muito jovens, provavelmente engajados em atividades do mercado informal, continuam sem carteira de trabalho e/ou não pagando previdência, o que indica que eles continuam no

setor informal, recebendo salários inferiores ao do formal, na maioria das vezes, além de ter o nível educacional prejudicado.

Utilizando-se a pesquisa nacional sobre saúde e nutrição, observou-se que o estado de saúde das crianças que trabalhavam era pior do que o das que não trabalhavam. Entretanto, utilizando-se a pesquisa sobre padrões de vida de 1996/97, estes resultados não estão tão claros. O único problema de saúde observado com porcentagem bem mais elevada de crianças trabalhando foi o problema dental. Portanto, pelos resultados obtidos, não ficou claro se o estado de saúde das crianças que trabalham é inferior ao das que não trabalham. Foi investigado, ainda, se o fato de a pessoa ter começado a trabalhar ainda criança ou muito jovem, afetou sua saúde em uma fase adulta da vida. Os resultados indicaram que mesmo controlando a escolaridade, idade, infra-estrutura do domicílio, e outros fatores que afetam a saúde, começar a trabalhar muito cedo na vida prejudica a saúde na fase adulta. Alguns fatores que podem explicar este resultado são: o tipo de trabalho, i.e., atividades que possam causar danos físicos e psicológicos às crianças; o nível educacional prejudicado devido ao tempo despendido com o trabalho; e ao baixo nível de saúde e educação dos pais, que não são controlados na análise.

11. POLÍTICAS PARA REDUZIR O TRABALHO INFANTIL.

Os resultados indicaram que a renda gerada pelas crianças que trabalham, em muitos casos, é crucial para a sobrevivência de suas famílias e, simplesmente, banir o trabalho infantil pode exacerbar a pobreza no Brasil e reduzir ainda mais o bem estar das crianças.

O cumprimento da legislação já existente no país pode ser uma forma eficiente de se tentar solucionar o problema. Inicialmente, crianças não devem, sob nenhuma circunstância, se engajar em atividades perigosas que lhes possam causar danos psicológicos ou físicos.

A melhora do nível de escolaridade da população é essencial para um aumento da qualidade de vida. Indivíduos melhor educados são mais cientes de seus direitos e criam filhos mais educados e mais saudáveis, diminuindo a pobreza, a exploração e os abusos a longo prazo. Para tanto, é imprescindível haver um número adequado de escolas disponíveis e custos com materiais, uniformes, transportes, etc. acessíveis ou subsidiados, para permitir que crianças de famílias pobres estudem.

É essencial que se crie uma cultura no país de que criança deve estar na escola para que tenha um futuro melhor, e que o trabalho infantil pode causar mais danos do que benefícios à sociedade. Adequar o curriculum a diferentes realidades e flexibilizar os horários das escolas são formas de atrair as crianças e permitir a reconciliação entre o trabalho e os estudos, nos casos em que a renda advinda das crianças é imprescindível para a sobrevivência das famílias pobres.

Políticas de controle populacional são importantes para a redução do trabalho infantil, uma vez que foi observado que um maior número de irmãos aumenta a probabilidade de as crianças trabalharem e reduz escolaridade.

Se, devido a falta de recursos governamentais, houver a necessidade de concentração dos recursos em domicílios específicos, então, deve ser dada atenção àqueles com crianças trabalhando em tempo integral e fora da escola, domicílios em que a mãe é a chefe, e em que há alto nível de desemprego entre os adultos da família. Ademais, deve ser dada atenção a locais em que o problema do trabalho infantil é maior, como o nordeste do Brasil e as áreas rurais.

Atividades perigosas devem ser banidas e as condições de trabalho para as crianças melhoradas, para que possam ter melhor higiene, instalações e equipamentos mais adequados, reduzindo riscos de acidentes e problemas ergonômicos. Ademais, crianças não podem ser expostas a produtos químicos tóxicos ou agentes físicos e biológicos que possam causar danos à sua saúde.

Logicamente, o ideal em qualquer país do mundo é que as crianças não trabalhem e, apenas, estudem. Entretanto, a realidade do Brasil nos mostra um quadro em que a proibição do trabalho infantil não está tendo resultado. Agravando ainda mais o quadro, as leis de proibição do trabalho infantil estão servindo para que as crianças se engajem nas piores atividades, onde a fiscalização é praticamente inexistente. O mercado informal, por exemplo, não proporciona, na maioria das vezes, condições adequadas para as crianças. Elas trabalham um longo período de tempo em ambientes perigosos e recebem pagamentos irrisórios, quando são pagas.

12. BIBLIOGRAFIA

Abdalla, A. 1988. "Child Labour in Egypt: Leather Tanning in Cairo." In *Combating Child Labour*. Editors Assefa Bequele and Jo Boyden. ILO Publications, Geneva, pp. 31-47.

Aragão-Lagergren, A. 1997. *Working Children in the Informal Sector in Managua*. Uppsala University. Stockholm, Sweden.

Ashagrie, K. 1993. "Statistics on Child Labour, a brief report". *Bulletin of Labour Statistics*, ILO, Geneva, pp. XI-XXIV.

Barros, R. and R. Mendonça. 1991. "Infância e Adolescência no Brasil: As Consequências da Pobreza Diferenciadas por Gênero, Faixa Etária e Região de Residência." *Pesquisa e Planejamento Econômico*. 21:2, 355-376 p.

Becker, G. and H. Lewis. 1973. "On the Interaction between the Quantity and Quality of Children". *Journal of Political Economy*, 81:2, S279-S288.

Bequele, A. and J. Boyden. 1988. "Child Labour: Problems, Policies and Programmes." In *Combating Child Labour*. Ed. Assefa Bequele and Jo Boyden. ILO Publications, Geneva. 1-27 p.

Bequele, A. and W. Myers. 1995. *First Things First in Child Labour: Eliminating Work Detrimental to Children*, ILO Publications, Geneva.

Bonnet, M. 1993. "Child Labour in Africa". *International Labour Review*. 132:3, pp. 371-389.

Canagarajah, S. and H. Coulombe. 1997. "Child Labor and Schooling in Ghana." Policy Research Working Paper No. 1844, World Bank, Washington, DC, pp. 37.

Cain, M. 1977. "The Economic Activities of Children in a Village in Bangladesh". *Population and Development Review*. 3, pp. 201-227.

Cartwright, K. 1998. "Child Labor in Colombia" in *The Policy Analysis of Child Labor: A Comparative Study*, ed. Grootaert C. and H. Patrinos. World Bank, Washington, DC, pp. 245.

Cartwright, K and H. Patrinos. 1998. "Child Labor in Urban Bolivia" in *The Policy Analysis of Child Labor: A Comparative Study*, ed. Grootaert C. and H. Patrinos. World Bank, Washington, DC, pp. 245.

Da Vanzo, J. 1972. "The Determinants of Family Formation in Chile, 1960". *The RAND Corporation R-830*, AID. Santa Monica, CA.

- De Tray, D. 1983. "Children's Work Activities in Malaysia. *Population and Development Review*. 9:3, pp. 437-455.
- Forastieri, V. 1997. *Children at Work. Health and Safety Risks*. International Labour Office. Geneva, pp. 138.
- Fyfe A. and M. Jankanish. 1997. *Trade Unions and Child Labour. A guide to action*. International Labour Organisation. Geneva.
- Greene, W. 1997. *Econometric Analysis*. 3rd edition. Prentice Hall. New Jersey, USA.
- Grootaert, C. 1998. "Child Labor in Côte d'Ivoire" in *The Policy Analysis of Child Labor: A Comparative Study*, ed. Grootaert C. and H. Patrinos. World Bank, Washington, DC, p. 245.
- Grootaert, C. and R. Kanbur. 1995. "Child Labour: An Economic Perspective". *International Labour Review*. 134:2, p. 187-203.
- Grootaert, C. and H. Patrinos. 1998. *The Policy Analysis of Child Labor: A Comparative Study*. World Bank, Washington, DC, p. 245.
- Hansen, B. "Employment and Wages in Rural Egypt". *American Economic Review*. 59:2, p. 298-315.
- Harman, A. 1970. Fertility and Economic Behavior of Families in the Philippines. RM-6385, Rand Corporation, Santa Monica, CA.
- Heckman, J. 1974. "Shadow Prices, Market Wages and Labor Supply." *Econometrica*. 1, p.679-694.
- Heckman, J. 1980. "Sample Selection Bias as a Specification Error. In: Smith,J.P.(ed.) *Female Labor Supply: theory and estimation*. Princeton (NJ): Princeton University Press.
- ILO. 1996. *Child Labour: Targeting the Intolerable*. International Labour Organisation Publications, Geneva, pp123.
- Jensen, P. and H. Nielsen. 1997. "Child Labour or School Attendance? Evidence from Zambia." *Journal of Population Economics*. 10:4, pp. 407-424.
- Kennedy, P. 1998. *A Guide to Econometrics*. 4th edition. Blackwell Publishers. Massachusetts, USA.
- Korenman S. and D. Neumark. 1991. "Does Marriage Really Make Men More Productive?" *Journal of Human Resources*. 26:2, p.282-307.

Korenman S. and D. Neumark. 1992. "Marriage, Motherhood, and Wages." *Journal of Human Resources*. 27:2, p.235-255.

Lavalette, M. 1994. *Child Employment in the Capitalist Labour Market*. Atheneum Press Ltd. Great Britain.

Levison, D. 1991. "Children's Labor Force Activity and Schooling in Brazil." Ph.D. Dissertation, University of Michigan.

Levy, V. 1985. "Cropping Pattern, Mechanization, Child Labor, and Fertility Behavior in a Farming Economy: Rural Egypt". *Economic Development and Cultural Change*. 777-791 p.

Ministry of Labour. 1997. *Child Labour in Brazil*. Brasilia, 28p.

Myers, W. 1988. "Alternative Services for Street Children: The Brazilian Approach." In *Combating Child Labour*. Ed. Assefa Bequele and Jo Boyden. ILO Publications, Geneva. 125-143 p.

Myers, W. 1989. "Urban Working Children: A Comparison of Four Surveys from South America." *International Labour Review*. 128:3. 321-335p.

Patrinos, H. e Psacharopoulos, G. 1997. "Family Size, Schooling and Child Labor in Peru – An Empirical Analysis". *Journal of Population Economics*. 10:4, 387-406 p.

Peek, P. 1978. "The Education and Employment of Children: A Comparative Study of San Salvador and Khartoum" in *Labour Force Participation in Low-Income Countries*. Ed. Guy Standing and Glen Sheehan. ILO, Geneva. 177-190 p.

PNAD. 1995. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicilios. IBGE, RJ.

Psacharopoulos, G. 1997. "Child Labor versus educational attainment. Some Evidence from Latin America." *Journal of Population Economics*. 10:4, pp. 377-386.

Repetto, R. 1976. "Direct Economic Costs and Value of Children" in *Population and Development*, ed. R. G. Ridker, chapter 3. John Hopkins Un. Press, USA, pp. 77-97.

Rosenzweig, M. 1981. "Household and Non-household Activities of Youths: Issues of Modelling, Data and Estimation Strategies" in *Child Work, Poverty and Underdevelopment*. Ed. Gerry Rodgers and Guy Standing. ILO, Geneva.

Rosenzweig, M. and R. Evenson. 1977. "Fertility, Schooling, and the Economic Contribution of Children in Rural India: An Econometric Analysis". *Econometrica*. 45:5, pp. 1065-1079.

Sakellariou C. and A. Lall. 1998. "Child Labor in the Phillipines" in *The Policy Analysis of Child Labor: A Comparative Study*, ed. Grootaert C. and H. Patrinos. World Bank, Washington, DC, pp. 245.

Senauer, B., M. Garcia & E. Jacinto. 1988. "Determinants of the Intrahousehold Allocation of Food in the Rural Philippines. *American Journal of Agricultural Economics*, 170-180 p.

Sharma, B. and V. Mittar. 1990. *Child Labour and Urban Informal Sector*. Deep & Deep Publications. New Delhi.

Strauss, J. and D. Thomas. 1998. Health Nutrition, and Economic Development. *Journal of Economic Literature*. 36, p. 766-817.

Swaminathan, M. 1997. "Do Child Workers Acquire Specialised Skills? A Case Study of Teenage Workers in Bhavnagar". *The Indian Journal of Labour Economics*. 40:4, 829-839 p.

Tiefenthaler, J. 1994. "A Multisector Model of Female Labor Force Participation: Empirical Evidence from Cebu Island, Philippines". *Economic Development and Cultural Change*. 719-742 p.

Zylberstajn, H., C. Pagotto and J. Pastore. 1985. *A Mulher e o Menor na Forca de Trabalho*. Ed. Nobel. Sao Paulo.

White, B. 1994. "Children, Work and Child Labour: Changing Responses to the Employment of Children." *Development and Change*, 25, 849-878 p.

APÊNDICE

O procedimento de Heckman surgiu como forma alternativa, mais simples, ao método de máxima verossimilhança utilizado na estimação dos parâmetros dos modelos de seleção amostral. Nestes modelos, há uma segunda equação, além da que se quer estimar, denominada equação de seleção, a qual determina se uma observação específica entra ou não na amostra, o que faz com que a amostra seja não aleatória. O problema principal é que freqüentemente o pesquisador deseja tirar conclusões sobre a população mais ampla e não somente sobre a sub-população da qual os dados foram retirados. Se este é o caso, para evitar tendenciosidade, a estimação deve levar o fenômeno de seletividade amostral em consideração.

Considere a equação que determina a seleção amostral.

$$L_i^* = \gamma'Z_i + u_i$$

onde L^* é a diferença entre o salário de mercado, oferecido a cada indivíduo i , e o seu salário de reserva, e Z é o vetor de variáveis que afeta L^* .

Observe que L^* não é observada, mas observamos seu sinal, ou se o indivíduo trabalha ou não, de forma que:

$$L_i = 1 \quad \text{se} \quad L_i^* > 0$$

e

$$L_i = 0 \quad \text{se} \quad L_i^* \leq 0$$

Deixe W_i representar o salário recebido por cada indivíduo, tal que:

$$W_i = \beta'R_i + v_i$$

onde R_i é o vetor de variáveis que determina os salários.

Pressupõe-se que u_i e v_i têm distribuição normal bivariada com médias zero, desvio padrão σ_u e σ_v e correlação ρ .

Suponha que L e Z sejam observados para uma amostra aleatória de indivíduos, mas W é observado somente quando $L_i = 1$, isto é, quando o indivíduo trabalha. Neste caso,

$$E(W_i | L_i = 1) = E(W_i | L_i^* > 0) = E(W_i | u_i > -\gamma'Z_i) = \beta'R_i + E(v_i | u_i > -\gamma'Z_i) = \beta'R_i + \rho\sigma_v\lambda_i(\alpha_u)$$

onde

$$\lambda_i(\alpha_u) = \frac{\phi(\gamma'Z_i/\sigma_u)}{\Phi(\gamma'Z_i/\sigma_u)}$$

e ϕ e Φ são respectivamente, a função de densidade e de distribuição da normal. A função $\lambda(\alpha_u)$ é chamada de inverso da razão de Mill.

Observe que o valor esperado do erro, o qual é correlacionado com as variáveis explanatórias, causa tendenciosidade, mesmo assintoticamente. Se o valor esperado do erro fosse conhecido, ele poderia ser incluído na regressão como uma variável explanatória extra, removendo a parte do erro que é correlacionada com as variáveis explanatórias e evitando a tendenciosidade.

O procedimento de Heckman, no seu primeiro estágio, estima o valor esperado do erro e no segundo estágio, utiliza-o como uma variável extra na regressão. Isto é, utilizando-se um modelo próbite, estima-se, por máxima verossimilhança, os parâmetros γ da equação de L em função de Z . Com a estimativa de γ , estima-se λ e então os parâmetros β podem ser consistentemente estimados por mínimos quadrados na regressão de W em função de R e λ .

Maiores detalhes do método podem ser vistos, por exemplo, em Greene (1997) e Kennedy (1998).

