Universidade de São Paulo
Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”

**Jovens e adultos no mercado de trabalho: impacto dos programas de
transferência condicional de renda e uma análise agregada usando séries
temporais**

Andrea Rodrigues Ferro

Tese apresentada para obtenção do título de Doutor em
Ciências. Área de Concentração: Economia Aplicada

Piracicaba

2007

Andrea Rodrigues Ferro
Bacharel em Ciências Econômicas

**Jovens e adultos no mercado de trabalho: impacto dos programas de transferência
condicional de renda e uma análise agregada usando séries temporais**

Orientadora:

Prof. Dra. **ANA LÚCIA KASSOUF**

Tese apresentada, para obtenção do título de Doutor em
Ciências. Área de Concentração: Economia Aplicada

Piracicaba

2007

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP)
DIVISÃO DE BIBLIOTECA E DOCUMENTAÇÃO - ESALQ/USP

Ferro, Andrea Rodrigues

Jovens e adultos no mercado de trabalho: impacto dos programas de transferência condicional de renda e uma análise agregada usando séries temporais / Andrea Rodrigues Ferro. - - Piracicaba, 2007.
89 p. : il.

Tese (Doutorado) - - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, 2007.
Bibliografia.

1. Mercado de trabalho – Brasil 2. Políticas públicas – Avaliação – Brasil
3. Trabalhador jovem – Brasil 4. Trabalho de menor – Brasil I. Título

CDD 331.12

“I still think it’s nice to care about people” – Andy Warhol
(Eu ainda acredito que é importante se preocupar com pessoas)

AGRADECIMENTOS

Este trabalho tornou-se possível graças à colaboração de diversas pessoas e instituições. Agradeço a todos indistintamente.

Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico – CNPq, que concedeu bolsa de doutorado no Brasil.

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – CAPES, que concedeu bolsa de estágio de doutoramento no exterior.

Ao Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada – CEPEA-ESALQ/USP e ao Minnesota Population Center – MPC/UMN, que permitiram a utilização de sua infra-estrutura e apoiaram minha participação em Congressos.

Às professoras Ana Lúcia Kassouf e Deborah Levison, que supervisionaram o desenvolvimento desta tese, pela paciência e dedicação.

Aos co-autores Alexandre C. Nicoletta e Jasper Hoek, que adotaram as primeiras idéias e questionamentos e comprometeram-se com o desenvolvimento do trabalho.

À Natalie Hoover, que pacientemente leu as versões preliminares, contribuindo com sugestões ao conteúdo e à escrita, e fez companhia durante muitas horas de trabalho interminável. A Mirian Rumenos Piedade Bacchi, Elizabeth Davis e Deborah DeGraff, pelos valiosos comentários e discussões.

Aos participantes do Midwest Economics Association 2007 Annual Meeting, Population Association of America 2007 Annual Meeting e IV Minnesota International Economic Development Conference, onde estes trabalhos foram apresentados, pelas críticas, sugestões e discussões.

Aos professores e funcionários do Departamento de Economia, Administração e Sociologia, do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada e aos funcionários das Bibliotecas da ESALQ/USP. Aos funcionários do Humphrey Institute International Fellowship e do Minnesota Population Center, da Universidade de Minnesota.

SUMARIO

RESUMO	7
ABSTRACT	8
1 INTRODUÇÃO	9
Referências	11
2 O IMPACTO DOS PROGRAMAS DE TRANSFERENCIA CONDICIONAL DE RENDA NAS DECISÕES DE TRABALHO DAS FAMÍLIAS	13
Resumo	13
Abstract.....	13
2.1 Introdução.....	14
2.2 Evidências de estudos sobre programas de transferência condicional de renda.....	16
2.3 Dados e estatísticas descritivas.....	20
2.3.1 Análise descritiva das crianças elegíveis.....	23
2.3.2 Análise descritiva de mães e pais das crianças elegíveis.....	32
2.3.3 Análise descritiva das famílias elegíveis.....	39
2.4 Modelos empíricos	41
2.4.1 Participação na força de trabalho.....	42
2.4.2 Horas de trabalho na semana	43
2.5 Resultados e discussão	44
2.5.1 Resultados obtidos para as crianças.....	44
2.5.2 Resultados das equações de pais e mães	58
2.6 Conclusões.....	65
Referências	67
3 JOVENS E ADULTOS NO MERCADO DE TRABALHO: UMA ANÁLISE AGREGADA USANDO SÉRIES TEMPORAIS.....	69
Resumo	69
Abstract.....	69
3.1 Introdução.....	69
3.2 Estratégia empírica	71
3.3 Base de dados utilizada	72

3.3.1 Descrição dos dados: produção, capital e trabalho ao longo do tempo.....	72
3.4 Análise econométrica	75
3.4.1 Funções de Impulso-Resposta	77
3.4.2 Decomposição do erro de previsão.....	81
3.5 Conclusões.....	82
Referências	83
ANEXOS	85

RESUMO

Jovens e adultos no mercado de trabalho: impacto dos programas de transferência condicional de renda e uma análise agregada usando séries temporais

Esta tese propõe-se a investigar a relação entre o trabalho infanto-juvenil e o trabalho adulto, sob o ponto de vista das famílias e do mercado, através de dois ensaios. No primeiro ensaio, investiga-se o impacto do programa Bolsa Escola sobre o trabalho de crianças e adultos. Programas de transferência condicional de renda, como o Bolsa Escola, tornaram-se bastante utilizados em países pobres e em desenvolvimento como uma forma de aliviar a pobreza presente e incentivar investimentos em capital humano que podem levar as famílias (e indivíduos) a melhores condições de vida no longo prazo. No entanto, esses programas podem influenciar a decisão de trabalhar entre os membros das famílias beneficiárias. A partir dos dados da Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios – PNAD 2003, conclui-se que o programa Bolsa Escola reduz a probabilidade de trabalho das crianças mas, condicional à decisão de trabalhar, a jornada de trabalho não é alterada. Por outro lado, a decisão de trabalho de pais e mães não é afetada pela participação no programa, mas a jornada semanal é alterada nas famílias que participam do Bolsa Escola. O objetivo do segundo ensaio é investigar a relação entre o emprego de jovens e adultos no Brasil sob o ponto de vista do mercado de trabalho. Utilizam-se dados da Pesquisa Mensal de Emprego – PME de janeiro de 1991 a dezembro de 1999 e o ferramental econométrico de séries temporais. Os resultados obtidos mostram que o emprego de jovens está positivamente relacionado com o emprego de homens e mulheres adultos.

Palavras-chave: Trabalho de crianças e jovens; Trabalho de adultos; Mercado de trabalho no Brasil; Avaliação de políticas públicas

ABSTRACT

Youths and adults in the labor market: the impact of conditional cash transfers and an aggregate analysis using time-series

This dissertation presents two papers in which we investigate the relationship between child/youth and adult labor from the family and from the labor market point of view. In the first paper, we aim to measure the impact of Brazilian conditional cash transfer program – *Bolsa Escola* – on children's and parents' labor status using the econometric framework of policy evaluation. Conditional Cash Transfer - CCT programs have become widespread in developing and underdeveloped countries as a way to alleviate current poverty and provide investments in human capital that could lead families to better life conditions in the long-term. However, these programs may also have impacts on time use decisions within beneficiary families, particularly with respect to time spent working. The usual probit and Heckman econometric models show that the *Bolsa Escola* program reduces the probability of work for children but not their time spent in the labor market and that the program is more efficient for girls than for boys. On the other hand, parents' labor participation is not affected but their working hours change due to the program. The aim of the second paper is to investigate the relationship between youth and adults in Brazilian labor force from the labor market perspective. We compare data on youth (15-17 years) employment from January 1991 to December 1999 with data on employment of adult (18-64) males and adult females in six metropolitan regions. We estimate multivariate autoregressive models to perform impulse-response and forecast-error variance decomposition analysis. Our findings suggest that adult and youth employment are positively related, although male adult employment explains a smaller proportion of youth employment variance than female employment.

Keywords: Child and youth labor; Adult labor; Brazilian labor market; Policy evaluation

1 INTRODUÇÃO

Esta tese propõe-se a investigar a relação entre o trabalho infanto-juvenil e o trabalho adulto, sob o ponto de vista das famílias e do mercado. Para tanto, apresentam-se dois ensaios, em que o primeiro trata da decisão da família a respeito da oferta de trabalho de seus membros, particularmente o que acontece quando há um aumento da renda na forma de transferências monetárias do programa Bolsa Escola. No segundo ensaio, investiga-se a relação entre jovens e adultos no mercado de trabalho, de forma agregada, à procura de indícios sobre a substituíbilidade – ou complementaridade – entre eles.

O interesse pelo trabalho infantil como tema de pesquisa não é recente, mas tem crescido consideravelmente nos últimos anos. Em uma ampla revisão sobre trabalho infantil, Edmonds (2007) encontrou 65 trabalhos entre 1990 e 2000, enquanto entre 2000 e 2005 são 143 trabalhos, contando apenas os que estão em revistar com parecerista indexadas em bases de dados internacionais. Encontram-se trabalhos teóricos e empíricos, procurando entender porque as crianças trabalham, e quais as conseqüências do trabalho infantil no curto e no longo prazo em relação à educação, saúde, mobilidade social, entre outros.

Essas pesquisas baseiam-se em hipóteses sobre o comportamento dos agentes econômicos (famílias e empregadores). Um dos modelos teóricos mais utilizados na literatura é o proposto por Basu e Van (1998), que parte de dois axiomas: o axioma do bem de luxo, que implica que as famílias inserem suas crianças no mercado de trabalho porque de outra forma não conseguem atingir o nível de consumo de subsistência; e o axioma da substituição, onde empresas consideram que adultos e crianças são substitutos de acordo com uma escala adulto-equivalente.

Em termos de políticas sociais, tais axiomas implicam em programas de combate à pobreza e incentivos à educação e saúde, como é o caso dos programas de transferência de renda condicional, e em programas que visam aumentar as oportunidades de adultos no mercado de trabalho, que envolvem capacitação e (re) qualificação profissional, alfabetização de adultos e programas de microcrédito, por exemplo.

Sabe-se que a pobreza influencia a decisão das famílias em enviar suas crianças para o mercado de trabalho, de forma que a literatura confirma a validade do axioma do bem de luxo (BARROS; MENDONÇA; VELAZCO, 1988; ANKER, 2000; GALLI, 2001; NIELSEN;

DUBEY, 2001; KASSOUF, 2002; BASU; TZANNATOS, 2003). A questão da substituíbilidade, no entanto, ainda está em discussão. Se adultos e crianças são substitutos, então a redução do trabalho infantil implica no aumento da demanda por trabalho dos adultos. Da mesma forma, se os adultos de uma família têm melhores chances no mercado de trabalho (ou porque aumentaram sua qualificação, ou porque começaram um pequeno empreendimento, por exemplo), espera-se que as crianças dessa família não precisem trabalhar, caso sejam substitutos dos adultos.

Contudo, se a relação entre adultos e crianças é de complementaridade, observa-se o contrário. Por exemplo, uma política de qualificação de adultos que incentive atividades em que existe complementaridade entre adultos e crianças tenderá a aumentar o trabalho infantil. Levando-se em conta que tanto as políticas de qualificação quanto as de redução de trabalho infantil são, em geral, destinadas a pessoas e famílias pobres, pode-se dizer que a primeira tende a anular o efeito da segunda. Essa é uma razão pela qual é importante investigar a questão da substituíbilidade, tanto sob o ponto de vista das empresas quanto das famílias.

Sob o ponto de vista do mercado, Grant e Hamermesh (1981) e Diamond e Fayed (1998) chegaram à conclusão de que crianças são complementares aos homens e substitutas das mulheres na produção, a partir de dados dos Estados Unidos e do Egito, respectivamente; Levison et al. (1998) mostram que crianças e adultos são substitutos na fabricação de tapetes na Índia, derrubando o argumento de somente as crianças teriam “dedos ágeis” o suficiente para dar os nós dos tapetes, que justificava a utilização do trabalho infantil. Sob o ponto de vista das famílias, Doran (2006) utiliza dados mexicanos para mostrar que adultos e crianças são substitutos, e que uma família típica ficaria melhor se o trabalho infantil fosse eliminado, uma vez que a perda dos rendimentos das crianças seria compensada pelo aumento da demanda pelo trabalho de adultos.

Esta tese investiga o trabalho de adultos e crianças dentro da família e no mercado de trabalho através de dois ensaios. O primeiro ensaio, apresentado no capítulo 2, investiga como a família reage a programas de transferência de renda condicional à educação, caso do Bolsa Escola, em termos da oferta de trabalho. O Bolsa Escola representa um aumento na renda da família, podendo afetar a decisão de trabalho de crianças e adultos. A análise, que utiliza os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD 2003, mostra que nas famílias que recebem o benefício a probabilidade de as crianças trabalharem é menor do que nas famílias que

não participam do programa, enquanto a participação de pais e mães no mercado de trabalho não é afetada, embora a jornada semanal se altere.

No segundo ensaio (Capítulo 3) apresenta-se uma análise exploratória da relação entre jovens e adultos no mercado de trabalho, a partir de dados da Pesquisa Mensal de Emprego – PME de janeiro de 1991 a dezembro de 1999. Com o ferramental econométrico de séries temporais, as análises mostram que, sob o ponto de vista do mercado, o emprego de jovens está positivamente relacionado com o emprego de homens e mulheres adultos.

Referências

ANKER, R. **Conceptual and research frameworks for the economics of child labour and its elimination**. Genebra: ILO, 2000. 48 p. (ILO/IPEC Working Paper). Disponível em: <<http://www-ilo-irror.cornell.edu/public/english/standards/ipec/publ/policy/papers/brasil/anker.pdf>>. Acesso em: 26 jul. 2003.

BARROS, R.P.; MENDONÇA, R.S.P.; VELAZCO, T. **A pobreza é a principal causa do trabalho infantil no Brasil urbano?** Rio de Janeiro: IPEA, 1994. 26 p.

BASU, K.; VAN, P.H. Economics of child labor. **The American Economic Review**, Nashville, v. 88, n. 3, p. 412-427, June 1998.

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

DIAMOND, C.; FAYED, T. Evidence on substitutability of adult and child labour. **The Journal of Development Studies**, Londres, v. 43, n. 3, p. 62-70, Feb. 1998.

DORAN, K.B. **Can we ban child labor without harming household welfare?** An answer from schooling experiments. Princeton: Princeton University, Department of Economics, 2006. Disponível em: <<http://www.princeton.edu/~kdoran/canweban.pdf>>. Acesso em: 5 dez. 2006.

EDMONDS, E.V. **Child labor**: forthcoming in the handbook of development economics. New York: Elsevier North-Holland, 2007. v. 4. Disponível em: <<http://www.dartmouth.edu/~eedmonds/>>. Acesso em: 6 maio 2007.

GALLI, R. **The economic impact of child labour**: decent work research programme. Genebra: International Labor Organization, 2001. (ILO Discussion Paper DP, 128/2001). Disponível em: <<http://www.ilo.org/public/english/bureau/inst/download/dp12801.pdf>>. Acesso em: 26 jul. 2003.

GRANT, J.H.; HAMERMESH, D.S. Labor market competition among youths, white women and others. **The Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v. 63, n. 3, p. 354-360, Aug. 1981.

KASSOUF, A.L. **Aspectos socioeconômicos do trabalho infantil no Brasil**. Brasília: Ministério da Justiça, 2002. 124 p.

LEVISON, D.; ANKER, R.; ASHRAF, S.; BARGE, S. Is child labor really necessary in India's carpet industry? In: ANKER, R.; BARGE, S.; RAJAGOPAL, S.; JOSEPH, M.P. (Ed.). **Economics of child labor in hazardous industries of India**. New Dehli: Hindustan Publishers, 1998. 211 p.

NIELSEN, H.S.; DUBEY, A. **Child labor**: a microeconomic perspective. Århus: Aarhus School of Business, 2001. 22 p. (Department of Economics Papers, 01-10).

ROSENZWEIG, M. Household and non-household activities of youths: issues of modelling, data and estimation strategies. In: RODGERS, G.; STANDING, G. (Ed.). **Child work, poverty and underdevelopment**. Genebra: ILO, 1981. 310 p.

2 O IMPACTO DOS PROGRAMAS DE TRANSFERENCIA CONDICIONAL DE RENDA NAS DECISÕES DE TRABALHO DAS FAMÍLIAS

Andrea R. Ferro

Deborah Levison

Ana Lúcia Kassouf

Resumo

O objetivo deste trabalho é investigar o impacto do programa Bolsa Escola sobre o trabalho de crianças e adultos. Programas de transferência condicional de renda, como o Bolsa Escola, tornaram-se bastante utilizados em países pobres e em desenvolvimento como uma forma de aliviar a pobreza presente e incentivar investimentos em capital humano que podem levar as famílias (e indivíduos) a melhores condições de vida no longo prazo. No entanto, esses programas podem influenciar a decisão de trabalhar entre os membros das famílias beneficiárias. A partir dos dados da Pesquisa Nacional por Amostragem de Domicílios – PNAD 2003, conclui-se que o programa Bolsa Escola reduz a probabilidade de trabalho das crianças mas, condicional à decisão de trabalhar, a jornada de trabalho não é alterada. Por outro lado, a decisão de trabalho de pais e mães não é afetada pela participação no programa, mas a jornada semanal é alterada nas famílias que participam do Bolsa Escola.

Palavras-chave: Trabalho infantil; Trabalho dos pais; Transferência condicional de renda; Bolsa Escola; Brasil

Abstract

Conditional Cash Transfer - CCT programs have become widespread in developing and underdeveloped countries as a way to alleviate current poverty and provide investments in human capital that could lead families to better life conditions in the long-term. The first goal is accomplished when poor families receive money from governments on a monthly basis, as a complementary income source. The second goal is reached by conditioning the cash transfers on certain behaviors, such as children's in regular school attendance. However, these programs may also have impacts on time use decisions within beneficiary household/families, particularly with respect to time spent working. In this paper, we aim to measure the impact of Brazilian conditional cash transfer programs on children's and parents' labor status using the econometric framework of policy evaluation. The usual probit and Heckman econometric models show that this CCT reduces the probability of work for children but not their time spent in the labor market and that the program is more efficient for girls than for boys. On the other hand, parents' labor participation is not affected but their working hours change due to the program.

Keywords: Child labor; Parents' labor; Conditional cash transfers; Bolsa Escola; Brazil

2.1 Introdução

Os programas de transferência condicional de renda, conhecidos pela sigla em inglês (Conditional Cash Transfer) - CCT têm ganhado popularidade nos países pobres e em desenvolvimento nos últimos anos como uma forma de aliviar a pobreza no curto prazo ao mesmo tempo em que proporciona o investimento em capital humano por parte das famílias, o que tende a melhorar as condições de vida das pessoas no longo prazo. O primeiro objetivo desses programas é atingido quando as famílias pobres recebem dinheiro do governo mensalmente, como uma fonte complementar de renda. Para que o segundo objetivo seja alcançado, condicionam-se as transferências a determinados comportamentos por parte das famílias, como visitas a postos de saúde, atualização de vacinações e frequência escolar. Além disso, programas de transferência de renda podem ter efeitos nas decisões a respeito da alocação de tempo entre os membros de famílias beneficiárias, particularmente o tempo alocado para o trabalho. O objetivo desse trabalho é analisar o impacto dos programas de transferência condicional de renda nas decisões de trabalho de pais, mães e crianças em famílias beneficiárias.

Quando um programa social de alívio à pobreza é desenvolvido, deseja-se que ele atinja seu objetivo sem causar dependência dos beneficiários. O problema com as transferências de renda é que as famílias voltam à condição de pobreza assim que o fluxo de benefícios é interrompido, ou seja, apenas transferir dinheiro é uma solução temporária. Para que isso não aconteça, é preciso estimular as famílias beneficiárias a utilizar o dinheiro recebido de programas sociais investindo em capital humano, para que encontrem melhores oportunidades no futuro, ao deixar o programa. Sabe-se, por exemplo, que educação e rendimentos são altamente correlacionados. Dessa forma, condicionar o recebimento do benefício a comportamentos que representem investimento em capital humano é equivalente a uma política de longo prazo no combate à pobreza.

O atual programa de transferência condicional de renda no Brasil, o Bolsa Família, atende famílias pobres que tenham entre seus membros crianças em idade escolar e crianças menores de seis anos de idade. O governo paga uma mensalidade às famílias, mas para ter acesso aos recursos as famílias têm que cumprir certas condições, tais como: crianças em idade escolar devem estar matriculadas e frequentando a rede oficial de ensino, crianças menores de seis anos devem ser levadas aos postos de saúde regularmente para checar seu estado nutricional e atualizar

vacinas, gestantes e mães em amamentação devem cumprir uma agenda de visitas de acompanhamento pré e pós-natal, os adultos devem participar de orientações sobre saúde e hábitos saudáveis e assim por diante.

Embora o foco desses programas seja o investimento de longo prazo das famílias, as transferências condicionais de renda podem influenciar também as decisões correntes, particularmente como as famílias alocam atividades e recursos entre seus membros. Em outras palavras, se uma criança costumava trabalhar para ajudar na renda familiar e agora ela deve passar parte do seu tempo na escola, outra pessoa na família deverá produzir mais renda para compensar. Por outro lado, o tempo de lazer das crianças pode ser reduzido para que ela possa ir à escola, sem alterar o tempo dedicado ao trabalho. Teoricamente, programas de transferência de renda podem afetar a alocação do tempo de todos os membros da família, uma vez que os pais passam a ter mais dinheiro para a aquisição de bens e serviços no domicílio. Além disso, o valor da transferência pode ser maior do que a renda do trabalho da criança, o que também afeta a alocação de tempo dos membros da família.

Outro aspecto da relação entre decisões de trabalho e transferências de renda é que quando a condição econômica da família melhora, por qualquer razão que não o benefício, a família pode tornar-se inelegível para o programa. Pode ocorrer que se os membros de uma família trabalham mais (ou conseguem melhores empregos), a nova renda seja maior que o limite estabelecido para participar do programa, de forma que os pais, por exemplo, resolvam trabalhar menos para continuar recebendo os benefícios.

Economicamente falando, como os benefícios são relacionados à frequência escolar, o valor relativo (ou preço-sombra) da educação aumenta e o valor relativo de todas as outras atividades das crianças, incluindo o trabalho, tendem a diminuir.

O efeito total das transferências pode ser decomposto em dois efeitos: efeito renda e efeito substituição. O efeito renda implica que um aumento nos recursos do domicílio (por causa das mensalidades) tende a aumentar o consumo de todos os bens normais, tais como lazer e educação. O efeito substituição implica em um decréscimo na demanda por bens substitutos à educação e um aumento na demanda por bens complementares à educação. Em geral, espera-se que o consumo de cadernos e lápis aumente e – se trabalho e escola forem considerados substitutos – o tempo de trabalho da criança diminua. Entretanto, trabalho e escola podem não ser

substitutos, o que leva a ambigüidade no efeito total das transferências sobre o trabalho infantil (RAVALLION; WODON, 2000).

A oferta de trabalho dos adultos também pode ser afetada. Considerando a oferta de trabalho num modelo estático simples, em que a utilidade do indivíduo depende de consumo e lazer, o efeito renda levaria à redução do tempo gasto com trabalho, porque na presença das transferências os indivíduos podem adquirir mais de todos os bens. No entanto, num modelo familiar de oferta de trabalho a alocação de tempo de cada indivíduo dependerá do valor do tempo de cada um dos membros da família. A questão então é o que acontece com o tempo despendido em trabalho para os outros membros da família se escola e trabalho forem substitutos sob o ponto de vista das crianças.

Uma resposta possível, considerando que a família age como um indivíduo único, é que quando as crianças param de trabalhar ou reduzem o tempo dedicado ao trabalho, a oferta de trabalho da família será menor, o que implica que o preço relativo do trabalho aumenta para a família inteira. Esse aumento do preço relativo do trabalho, por sua vez, leva a um aumento nas horas trabalhadas por outros membros da família que não as crianças. Ainda assim, alguma ambigüidade pode surgir sobre o resultado final, dado o efeito renda das transferências na oferta de trabalho dos adultos (PARKER; SKOUFIAS, 2000). O resultado final é uma questão empírica, e pode, na verdade, variar de uma família para outra.

2.2 Evidências de estudos sobre programas de transferência condicional de renda

Um dos primeiros programas de transferência condicional foi o Food for Education - FFE, implantado em 1994 em Bangladesh. Mensalmente, o governo fornecia alimentos tais como grãos e farinhas para famílias pobres das áreas rurais e, para receber o benefício, as famílias deveriam enviar suas crianças para a escola. As famílias podiam trocar ou comercializar os produtos recebidos. Ravallion e Wodon (2000) avaliaram o impacto do programa sobre o trabalho e a escolaridade das crianças e encontraram que as transferências reduzem o trabalho infantil e aumentam a frequência escolar. No entanto, os autores notaram que o decréscimo no tempo dedicado ao trabalho corresponde a uma pequena parcela do acréscimo no tempo dedicado

aos estudos, indicando que a escola passa a ocupar principalmente o tempo antes dedicado ao lazer, e não ao trabalho¹.

O programa de transferência condicional de renda mais famoso é o mexicano Programa de Educación, Salud y Alimentación - PROGRESA, que teve início em 1997 e atualmente é chamado **Oportunidades**. Famílias pobres recebem uma transferência mensal em dinheiro desde que suas crianças estejam matriculadas e freqüentando a escola e visitem regularmente postos de saúde para acompanhamento do estado nutricional e de saúde geral.

As transferências são variáveis e proporcionais ao número de crianças, com um limite superior estabelecido para evitar crescimento nas taxas de fecundidade. Além disso, o valor das transferências é maior para meninas do que para meninos, pois meninas são mais propensas à evasão escolar no México. Como existem mais oportunidades no mercado de trabalho conforme as crianças vão ficando mais velhas, o valor das transferências também aumenta com a idade numa tentativa de acompanhar o aumento do custo de oportunidade da escola para as crianças. Finalmente, outro componente do valor total das transferências é relacionado ao acompanhamento médico de mulheres grávidas e em fase de amamentação.

Com o propósito de ser avaliado o PROGRESA foi implementado seguindo um desenho experimental, o que significa que grupos de controle e tratamento foram escolhidos aleatoriamente. Assim, foi possível avaliar com precisão os efeitos do programa, que se tornou uma importante referência quando se trata de avaliação de programas sociais. O programa mexicano é considerado eficaz em atingir seus objetivos, aumentando a matrícula e freqüência escolar e reduzindo o trabalho infantil (SCHULTZ, 2001). Em relação aos pais, as decisões de trabalho de mães e pais não foram afetadas pelas transferências, provavelmente porque uma vez considerados elegíveis para o programa (com “validade” de três anos), não estavam sujeitos a re-avaliação dos critérios de elegibilidade (PARKER; SKOUFIAS, 2000).

No Brasil, as primeiras experiências com programas de transferência condicional de renda foram o Renda Mínima, em Campinas, e o Bolsa Escola, em Brasília, ambos em 1995. Os programas consistiam em transferências monetárias que garantissem um nível mínimo de renda para famílias pobres, condicional à freqüência escolar das crianças. Entre 1995 e 1999 outras

¹ Neste trabalho não diferenciamos o trabalho infantil em geral do trabalho considerado perigoso.

idades adotaram tal modelo de programa social, por conta das experiências positivas de seus predecessores.

Em 1996, o governo federal lançou um programa de transferência condicional de renda focada em crianças engajadas em trabalhos perigosos, nas áreas rurais e pobres de determinados estados – o Programa de Erradicação do Trabalho Infantil - PETI. Sendo desenvolvido para combater as piores formas de trabalho infantil, para receber o benefício as famílias devem manter as crianças na escola e não enviá-las (ou retirá-las) do trabalho. Além disso, o PETI foi combinado com o Jornada Ampliada, que é um programa de atividades sócio-educacionais oferecido no período complementar à escola, restringindo o tempo disponível das crianças. É importante notar que o sistema escolar brasileiro oferece aulas em meio período, que duram de quatro a seis horas por dia dependendo do estado e da série. Consequentemente, mesmo que as crianças freqüentem a escola regularmente ainda teriam tempo disponível para outras atividades, como lazer, tarefas domésticas e trabalho em geral.

Em abril de 2001 o governo federal lançou o programa Bolsa Escola como um programa nacional de transferência condicional de renda voltado à educação². São consideradas elegíveis famílias com renda mensal *per capita* correspondente a meio salário mínimo que tenham entre seus membros crianças em idade escolar (6 a 15 anos de idade). O programa paga R\$ 15,00 por cada criança que freqüentasse pelo menos 85% das aulas, limitando o valor da transferência ao equivalente a três crianças por família (ou R\$45,00), como forma de evitar um aumento na fecundidade.

O programa Bolsa Escola federal não substituiu os programas já existentes, atuando como uma fonte complementar de recursos. Entretanto, na maioria das cidades brasileiras – mais de 5.500 – o programa federal era a única fonte de recursos para transferência de renda. Além disso, sua população-alvo diferencia-se da população-alvo do PETI, uma vez que tem como contrapartida a freqüência escolar, não exigindo que as crianças deixem de trabalhar para receber o benefício. Apesar de esperar-se que se as crianças passam mais tempo na escola terão menos tempo para o trabalho elas podem, na verdade, ter menos tempo de lazer e manter suas atividades de trabalho inalteradas. Nesse caso, os programas de transferência de renda condicionados à

² Em janeiro de 2004, o governo federal unificou quatro programas de transferência de renda, incluindo o Bolsa Escola, formando o abrangente Bolsa Família.

educação não terão impacto significativo na redução do trabalho infantil – o que é o resultado geral das pesquisas anteriores sobre o tema.

Encontram-se na literatura avaliações tanto do PETI quanto do Bolsa Escola. O PETI foi considerado capaz de reduzir o trabalho infantil, porém como as crianças trabalham principalmente desenvolvendo tarefas domésticas ou na produção de bens para o consumo da família, o programa é menos efetivo em reduzir o trabalho realizado por menos de dez horas semanais. Além disso, embora o impacto do PETI sobre o trabalho das crianças beneficiadas seja o esperado, os resultados para crianças não beneficiárias foram ambíguos, levando à conclusão de que pode ter ocorrido alguma especialização entre os grupos de controle e tratamento (YAP; SEDLACEK; ORAZEM, 2003). Outra possível consequência negativa do PETI é que algumas crianças podem ter iniciado atividades perigosas para tornarem-se elegíveis.

Em relação ao Bolsa Escola, são disponíveis na literatura avaliações de impacto, tanto *ex-ante* quanto *ex-post*, sobre a frequência escolar e o trabalho infantil. As conclusões são basicamente as mesmas: o programa tem um grande impacto no engajamento escolar – embora não seja possível avaliar a qualidade do ensino que é recebido – mas não tem influência sobre o trabalho infantil. Contudo, as avaliações *ex-post* utilizaram dados do Censo Demográfico 2000 (CARDOSO; SOUZA, 2003) e da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD 2001 (FERRO; KASSOUF, 2005), enquanto o programa tornou-se nacional em 2001. Além disso, a PNAD 2001 questiona se determinado indivíduo é “inscrito OU beneficiário” de programas de transferência de renda condicionais à educação. Dessa forma, a análise utilizando a PNAD 2001 pode ter considerado como “tratados” indivíduos que na verdade estavam aguardando a aprovação e início do recebimento das mensalidades.

Também é importante ressaltar que a propaganda governamental a respeito dos aspectos positivos da educação – e dos aspectos negativos do trabalho infantil – tem aumentado ao longo dos anos, o que pode ter contribuído para o declínio nas taxas de participação no mercado de trabalho por parte das crianças. A própria promoção e publicidade que o governo faz sobre o programa e seus benefícios, mostrando depoimentos de famílias beneficiárias, é um exemplo. Organizações não-governamentais e fundações que contribuem com programas de erradicação do trabalho infantil também têm promovido suas atividades, destacando os aspectos e consequências negativas do trabalho infantil.

Finalmente, é importante ressaltar que embora avaliações do PROGRESA tenham investigado o efeito do programa sobre as decisões de trabalho dos pais, nenhuma das avaliações dos programas brasileiros dedicou-se a esse assunto até o momento. Pode ser que, ao contrário do que foi observado no México, os pais decidam trabalhar menos porque têm medo de perder a elegibilidade ou porque considerem a transferência como um substituto à renda do trabalho.

2.3 Dados e estatísticas descritivas

O principal obstáculo encontrado em avaliação de programas sociais é encontrar um grupo de comparação adequado. Se os grupos de tratamento e controle fossem escolhidos aleatoriamente, seria possível admitir que participantes (grupo de tratamento) e não-participantes (grupo de controle) são grupos iguais, exceto pela participação no programa. Assim, a diferença entre os grupos no que se refere aos resultados obtidos após o tratamento (encontrar emprego, freqüentar a escola, tirar as crianças do trabalho etc.) deve-se ao tratamento ou programa. Contudo, os programas sociais em geral não possuem características experimentais, de modo que é necessário encontrar um substituto para o grupo de controle aleatório – isto é, precisa-se de um grupo de comparação adequado.

O funcionamento do programa analisado determina, em parte, as características desejáveis para o grupo de comparação a ser escolhido. O programa Bolsa Escola é financiado primordialmente pelo governo federal, mas são os municípios que se encarregam do processo burocrático envolvido na concessão do benefício e na “escolha” ou “aprovação” dos beneficiários. Em primeiro lugar, as famílias devem preencher as condições de elegibilidade: ter entre seus membros crianças em idade escolar, ou seja, entre seis e quinze anos de idade, e renda *per capita* familiar mensal menor ou igual a meio salário mínimo (R\$120 em setembro de 2003). As famílias elegíveis podem se inscrever no programa e, se aprovados, recebem transferências mensais em dinheiro desde que suas crianças freqüentem pelo menos 85% das aulas.

As escolas se encarregam de informar a freqüência escolar das crianças beneficiárias ao Ministério da Educação que, por sua vez, consolida as informações de todas as escolas do país e as envia para o Ministério do Desenvolvimento Social, encarregado de providenciar os pagamentos. Os pagamentos são efetuados diretamente aos beneficiários através de cartões magnéticos que funcionam como se o beneficiário tivesse uma conta bancária especial para

receber as transferências. As famílias podem receber seu dinheiro em postos e agências da rede bancária oficial, caixas automáticos, agências dos Correios e lojas autorizadas, de forma que os cartões podem ser utilizados até mesmo nas regiões mais pobres e tecnologicamente atrasadas do país³.

A parte “irregular” do processo é a seleção das famílias beneficiárias, que é descentralizado, sendo realizado independentemente pelo município, geralmente sob a responsabilidade de secretarias de desenvolvimento social. Cada município pode ter seu próprio critério de seleção, desde que o critério de elegibilidade estabelecido nacionalmente seja respeitado. Os municípios também podem ter diferentes estratégias na divulgação do programa, como ter assistentes sociais visitando regiões pobres para detectar os possíveis beneficiários, ou utilizar propaganda em diversas mídias (como distribuir panfletos, dar entrevistas em rádios comunitárias, circular carros de som nas regiões-alvo) e esperar que famílias interessadas se apresentem. Se os municípios pretendem atingir seu público alvo com o menor custo possível, então é mais provável que adotem o segundo critério de divulgação.

Organizações não-governamentais que lidam com programas voltados à educação e à redução da pobreza também têm um papel importante na seleção dos beneficiários na medida em que procuram informar e ajudar famílias elegíveis durante o processo de inscrição/seleção. Além disso, é comum no Brasil pessoas solicitarem auxílio aos seus representantes, principalmente vereadores, para encontrar emprego, conseguir cestas-básicas ou dinheiro para o pagamento de contas como luz e água – nesse caso, os vereadores tendem a encaminhar tais pessoas aos órgãos responsáveis pelo programa para que sua elegibilidade seja verificada e a família seja incluída no programa, se for o caso.

A despeito das diferenças em relação à divulgação do programa e seleção das famílias entre os municípios, a estratégia comum depende da vontade das famílias em participar do programa. A mãe ou o pai deve inscrever a família e se responsabilizar pelo cumprimento das condicionalidades, de forma que os participantes do programa podem ser aqueles com mais a lucrar com ele, e assim teriam mais motivação e interesse em se comprometer com as atividades do programa. Ou seja, existem fatores que afetam tanto a participação no programa como os

³ Com essa estrutura, em que o pagamento é efetuado diretamente ao beneficiário, pretende-se evitar problemas como corrupção e má-fé, uma vez que os beneficiários não precisam de uma terceira pessoa para intermediar a transferência de recursos.

resultados obtidos com o programa, sobre os quais não se tem controle. Nesse caso, a comparação entre beneficiários e elegíveis estaria omitindo características (não observáveis) que levam algumas famílias a aderir ao programa e outras não, o que é conhecido como o problema de auto-seleção.

Uma forma de tratar o problema de auto-seleção existente na comparação entre beneficiários e elegíveis é limitar a análise à comparação entre indivíduos que estão no programa e indivíduos que, além de elegíveis, se inscreveram para participar mas ainda não estão recebendo os benefícios – ou seja, ainda estão aguardando a aprovação em alguma instância do processo burocrático. Em outras palavras, indivíduos que desejam participar do programa mas ainda não estão efetivamente recebendo os benefícios podem ser considerados um grupo de comparação adequado, uma vez que tendem a ser parecidos com aqueles que já estão recebendo os benefícios no que se refere a suas características não-observáveis.

Alguns pontos ainda devem ser levados em consideração ao utilizar pessoas inscritas como grupo de comparação. Como a aprovação no programa segue, praticamente, a ordem de inscrição – dado que a família é considerada elegível – pode-se argumentar que pessoas que estão recebendo os benefícios têm “mais vontade” de participar do programa do que pessoas que se inscreveram mais tarde e, portanto, o problema de auto-seleção persiste. Contudo, após três anos de funcionamento do programa, a publicidade em torno do programa (incluindo chamadas na rede de televisão em que famílias beneficiárias contam suas histórias e como suas vidas melhoraram após a inclusão no programa; campanhas eleitorais para presidente e deputados em que os políticos se esforçam em mostrar como eles melhoraram a vida dos pobres por meio do programa), é possível contra-argumentar que em 2003 o Bolsa Escola já estava bastante difundido no país⁴. Aliás, pode-se dizer que o programa já atingia seu ponto de saturação naquele ano, uma vez que ao final de 2003 o Bolsa Escola beneficiava mais de 8,6 milhões de crianças e cinco milhões de famílias. Como comparação, Schwartzman (2005) afirma que 12 milhões de pessoas entre cinco e dezessete anos de idade viviam com menos de um dólar por dia no Brasil em 2004. Sendo assim, famílias elegíveis inscritas no programa podem ser consideradas um grupo de comparação adequado para famílias beneficiárias.

⁴ Mesmo nas áreas pobres, a maioria dos lares brasileiros possuem aparelhos de TV. Pesquisa recente do IBGE revelou, por exemplo, que a proporção de domicílios com TV é maior que a proporção de domicílios com coleta de esgoto.

O questionário da PNAD 2003 incluiu duas questões em relação aos programas de transferência condicional de renda. Uma das questões perguntava se o indivíduo estava inscrito em programas de transferência renda condicional à educação, e outra perguntava se o indivíduo estava efetivamente recebendo os benefícios. Dessa forma, ao contrário das pesquisas anteriores, a PNAD 2003 permite separar aqueles que desejam participar do programa, mas ainda não estão recebendo os benefícios, ou seja, os que estão esperando aprovação para começar a receber as transferências, daqueles que já estão recebendo as transferências em dinheiro mensalmente. Essas duas questões permitirão avaliar o impacto do Bolsa Escola tanto nas decisões de trabalho dos pais quanto nas das crianças, através da comparação entre grupos de tratamento (pessoas que recebem o dinheiro mensalmente) e comparação (pessoas elegíveis e inscritas que ainda não recebem o benefício).

A PNAD é uma pesquisa amostral nacionalmente representativa. Neste trabalho, a análise está concentrada em indivíduos entre seis e quinze anos de idade que pertencem a famílias com renda *per capita* mensal menor ou igual a meio salário mínimo (ou R\$120 em setembro de 2003) e seus pais e mães. Dessa forma, a amostra utilizada limita-se aqueles indivíduos que declararam estar inscritos no programa (grupo de comparação) ou recebendo as transferências (grupo de tratamento) e possuem informação completa sobre seus pais (ou seja, crianças em que as informações sobre a mãe e seu cônjuge estão disponíveis). A amostra utilizada contém 14.434 indivíduos, crianças e adultos.

Na próxima subseção discutem-se as estatísticas descritivas a respeito das atividades das crianças, tais como trabalho, escola e tarefas domésticas. Também são apresentadas as características de pais e mães. Embora as estatísticas descritivas sejam um importante guia para análises posteriores, sua principal limitação reside na impossibilidade de controlar demais aspectos que exercem influência sobre determinada variável. Por exemplo, diferenças nas taxas de participação no mercado de trabalho entre os grupos de tratamento e comparação podem estar relacionadas a características da família que não estão incluídas em uma análise mais simples.

2.3.1 Análise descritiva das crianças elegíveis

O público-alvo do programa Bolsa Escola são famílias com crianças entre seis e quinze anos de idade, e cada família pode receber o equivalente a até três bolsas. Os dados da PNAD

2003 permitem distinguir quais as crianças que recebem os benefícios. A Tabela 1 mostra que 57,9% das meninas e 56,7% dos meninos entre seis e dez anos de idade que moram em áreas rurais e cujas famílias desejam participar do Bolsa Escola estão recebendo o benefício⁵. No mesmo grupo de idade, as porcentagens de beneficiários que moram nas áreas rurais são mais elevadas: 69,3% das meninas e 66% dos meninos.

Tabela 1 – Porcentagem de crianças elegíveis que recebem os benefícios, de acordo com gênero, idade e domicílio urbano/rural. Brasil, 2003

	6 – 10 anos de idade		11 – 15 anos de idade	
	Urbano	Rural	Urbano	Rural
Meninas	57,9	69,3	77,6	85,3
Meninos	56,7	66,0	78,2	87,2

Ainda na Tabela 1, observa-se um padrão similar para o grupo com idade entre onze e quinze anos. Entretanto, a proporção de beneficiários entre eles é maior do que entre as crianças mais novas. Nas áreas urbanas 77,6% das meninas e 78,2% dos meninos estão recebendo Bolsa Escola, enquanto nas áreas rurais os beneficiários são 85,3% das meninas e 87,2% dos meninos.

A Tabela 2 mostra as porcentagens de meninos e meninas entre seis e quinze anos pertencentes a famílias elegíveis (inscritos ou beneficiários) que estão trabalhando. Os indivíduos foram considerados “trabalhando” caso tenham dedicado pelo menos uma hora por semana a atividades de trabalho, incluindo produção para o próprio consumo e excluindo tarefas domésticas, de acordo com o critério estabelecido pela PNAD. É importante destacar que, embora as tarefas domésticas ocupem o tempo das crianças, principalmente o das meninas, o termo “trabalho” utilizado neste texto exclui as tarefas domésticas realizadas no próprio domicílio. Além disso, em alguns casos o número de trabalhadores na amostra é pequeno, afetando a representatividade dos grupos na análise.

Nota-se que a porcentagem de crianças trabalhadoras é maior entre os beneficiários do que entre o grupo de comparação. No caso da PNAD 2001, beneficiários também eram mais propensos a estar trabalhando do que não-beneficiários, pois 14,2% das crianças que recebiam

⁵ Todos os dados apresentados nessa seção estão ponderados. Além disso, a amostra é restrita às famílias elegíveis que estão recebendo os benefícios ou que estão inscritas no programa.

Bolsa Escola e 11,1% dos que não recebiam trabalhavam. Uma vez que o declínio nas taxas de participação no mercado de trabalho entre as crianças observado entre 2001 e 2003 ocorreu de forma generalizada, não é possível atribuir a diminuição do trabalho infantil ao Bolsa Escola.

Tabela 2 - Porcentagem de crianças elegíveis entre 6 e 15 anos de idade que estão trabalhando, de acordo com gênero e se recebem ou não os benefícios

	Beneficiários		Não-beneficiários		Total
Meninos e Meninas	18,4	*	12,1		12,3
Meninos	16,9	*	11,4		16,5
Meninas	8,1	**	6,9		7,7

* diferença estatisticamente significativa a 1%

** diferença estatisticamente significativa a 5%

As crianças são mais propensas a trabalhar conforme vão ficando mais velhas e se moram em áreas rurais, o que pode ser observado nas Tabelas 3 e 4, tanto para beneficiários quanto para não-beneficiários. É importante notar que, como mostra a Tabela 4, para o grupo de idade entre 11 e 15 anos, 49,1% dos meninos que recebem Bolsa Escola e 52,9% dos meninos não beneficiários das áreas rurais estão trabalhando. No mesmo grupo de idade, 12,1% dos beneficiários e 18,8% dos não beneficiários do sexo masculino das áreas urbanas trabalham. A Tabela 4 também mostra que as meninas em geral trabalham menos que os meninos no mercado de trabalho⁶. Considerando o grupo que tem entre 11 e 15 anos de idade, 20,9% das meninas beneficiárias da área rural e 6,9% das beneficiárias da área urbana trabalham, enquanto entre as não-beneficiárias 32,6% e 8,1% das meninas das áreas rural e urbana, respectivamente, estão envolvidas com atividades de trabalho.

⁶ Isso pode ser consequência da maior proporção de meninas que são responsáveis por tarefas domésticas em relação a meninos. Meninas trabalham menos no mercado de trabalho, mas gastam parte de seu tempo envolvidas com tarefas domésticas. No entanto, o tempo gasto com tarefas domésticas não é considerado como atividade de “trabalho”.

Tabela 3 – Participação no mercado de trabalho, horas de trabalho, rendimentos e engajamento escolar de crianças elegíveis para o Bolsa Escola com idade entre 6 e 10 anos, de acordo com gênero e recebimento do benefício

	Urbano				Rural			
	Meninas		Meninos		Meninas		Meninos	
	Benefic.	Não-benefic.	Benefic.	Não-benefic.	Benefic.	Não-benefic.	Benefic.	Não-benefic.
Participação no mercado de trabalho								
% Trabalhando	1,01	1,49	3,47	2,75	7,53	7,84	15,92	14,16
<i>Frequência (não ponderado)</i>	11	14	44	27	52	25	98	45
<i>Frequência (ponderado)</i>	5.496	5.888	19.369	11.717	25.609	11.794	51.288	23.522
Se trabalhando:								
Horas de trabalho semanais	16,21	12,91	11,92	9,52	14,32	11,90	16,01	15,83
<i>Desvio-padrão</i>	7,08	8,01	6,89	6,37	7,53	5,92	8,62	6,53
% não-remunerados	65,96	86,62	65,55	65,07	100,00	100,00	97,91	100,00
Rendimento mensal (sem não-remunerados)	20,41	49,29	31,09	12,69			73,73	
<i>Desvio-padrão</i>	12,34	25,05	15,76	10,70			70,51	
<i>Frequência (não ponderado)</i>	3	2	15	10	-	-	2	-
<i>Frequência (ponderado)</i>	1.871	788	6.673	4.093			1.072	
Rendimento mensal (com não-remunerados)	6,95	6,60	10,71	4,43	0,00	0,00	1,54	0,00
<i>Standard deviation</i>	11,87	18,67	17,47	8,68	0,00	0,00	12,84	0,00
Engajamento escolar								
% matriculados	99,33	97,99	98,63	96,87	99,48	96,50	98,54	93,32
Tamanho da amostra	1.327	982	1.316	1.051	677	307	652	336
Ponderado	541.934	393.955	557.666	426.104	339.932	150.524	322.184	166.082

Tabela 4 – Participação no mercado de trabalho, horas de trabalho, rendimentos e engajamento escolar de crianças elegíveis para o Bolsa Escola com idade entre 11 e 15 anos, de acordo com gênero e recebimento do benefício

	Urbano				Rural			
	Meninas		Meninos		Meninas		Meninos	
	Benef.	Não-benef.	Benef.	Não-benef.	Benef.	Não-benef.	Benef.	Não-benef.
Participação no mercado de trabalho								
% Trabalhando	6,96	8,11	12,08	18,84	20,99	32,61	49,15	52,96
<i>Frequência (não ponderado)</i>	126	44	240	101	211	60	581	90
<i>Frequência (ponderado)</i>	55.097	18.505	103.753	45.204	108.052	28.832	294.015	46.358
Se trabalhando:								
Horas de trabalho semanais	20,53	20,83	19,56	22,32	17,40	18,43	20,50	21,15
<i>Desvio-padrão</i>	13,70	13,28	11,56	13,48	9,33	9,20	8,88	9,13
% não-remunerados	54,74	65,31	58,66	49,72	90,14	83,70	95,27	92,14
Rendimento mensal (sem não-remunerados)	53,45	54,89	52,39	58,61	40,05	35,27	58,07	72,51
<i>Desvio-padrão</i>	46,55	41,09	43,97	44,98	37,97	32,33	52,43	35,25
<i>Frequência (não ponderado)</i>	62	17	104	51	22	10	29	8
<i>Frequência (ponderado)</i>	24.938	6.420	42.895	22.727	10.655	4.699	13.906	3.644
Rendimento mensal (com não-remunerados)	24,19	19,04	21,66	29,46	3,95	5,75	2,75	5,70
<i>Standard deviation</i>	41,06	35,53	38,26	43,29	16,72	9,20	16,67	21,71
Engajamento escolar								
% matriculados	99,04	95,19	98,87	95,87	98,37	96,37	98,51	93,45
Tamanho da amostra	1.916	588	2.055	608	1.042	182	1.219	176
Ponderado	791.141	228.097	858.990	239.926	514.811	88.426	598.222	87.533

Em relação aos mais novos – crianças entre seis e dez anos de idade – a Tabela 3 mostra que as diferenças entre beneficiários e não beneficiários e a proporção de crianças trabalhando é menor do que aquelas para os mais velhos. Crianças com idade entre seis e dez anos são mais propensas a trabalhar quando moram na área rural do que quando moram na área urbana. Enquanto aproximadamente 15% dos meninos e 7,5 % das meninas das áreas rurais trabalhavam em 2003, cerca de 3% das meninas das áreas urbanas e 1% das meninas das áreas rurais estavam no mercado de trabalho.

As crianças mais novas não são apenas menos propensas a trabalhar do que as mais velhas, como também passam menos horas trabalhando durante a semana, em média. Segundo os dados da Tabela 4, crianças entre 11 e 15 anos de idade trabalham em média 20 horas semanais, o que é compatível com trabalhos de meio-período combinados com frequência à escola. Meninas da área urbana passam aproximadamente 18 horas semanais trabalhando, 2 horas a menos que meninos da mesma idade. Entretanto, existem casos em que as crianças estão claramente fora da escola, cumprindo longas jornadas de trabalho, 50 ou 60 horas semanais. Embora esses casos não sejam a regra, Di Giovanni (2002) encontrou, em sua pesquisa sobre crianças trabalhando nas ruas da cidade de Campinas-SP, indivíduos que declararam jornadas de 9 a 10 horas por dia, de seis a sete dias por semana, e que não freqüentavam a escola.

Crianças trabalhadoras, beneficiárias e não-beneficiárias, que moram em áreas rurais tendem a ter jornadas de trabalho similares – aproximadamente 15 horas por semana, como mostra a Tabela 3. Aquelas em áreas urbanas, no entanto, apresentam padrões diferentes: meninos beneficiários trabalham em média 12 horas semanais enquanto os não beneficiários trabalham 10 horas; entre as meninas, beneficiárias e não beneficiárias trabalham, em média, 16 e 13 horas semanais, respectivamente.

A discussão a respeito do rendimento das crianças leva automaticamente à análise do trabalho não-remunerado. De acordo com a Tabela 3, que contém os dados de crianças entre 6 e 10 anos de idade, todas as meninas da área rural, beneficiárias e não-beneficiárias do programa, e meninos não-beneficiários trabalham sem remuneração. Além disso, 97,9% dos meninos beneficiários da área rural trabalham sem receber pagamento. Nas áreas urbanas a proporção de não remunerados é menor que nas áreas rurais, embora continue elevada. Aproximadamente 65%

dos meninos beneficiários e não-beneficiários e das meninas beneficiárias trabalham sem rendimentos, enquanto 86,6% das meninas não-beneficiárias são trabalhadoras não remuneradas.

É possível argumentar que nessa idade, entre 6 e 10 anos, a maior parte das crianças trabalha ajudando seus pais ou outros membros da família, o que explicaria a alta proporção de não remunerados. Entretanto, mesmo no grupo com 11 a 15 anos de idade observa-se, na Tabela 4, que de 84% a 95% das crianças que trabalham residentes das áreas rurais não recebem pagamento. Nas áreas urbanas a proporção de crianças trabalhadoras com remuneração é maior que nas áreas rurais, embora a porcentagem de não remunerados continue elevada: 58,7% dos meninos beneficiários, 49,7% dos meninos não beneficiários, 54,7% das meninas beneficiárias e 65,3% das meninas não-beneficiárias são não remunerados.

Levando em consideração as altas proporções de não-remunerados entre as crianças trabalhadoras, conclui-se que a análise de seus rendimentos está sujeita a alguns vieses. Como estamos interessados no valor monetário do trabalho das crianças, excluir os não remunerados da análise fornece um quadro mais preciso do custo de oportunidade da criança, uma vez que não é provável que a atividade de trabalho tenha valor monetário “zero” mesmo que não exista um pagamento por ela. Nesse caso, o viés ou erro de medida advém do tamanho das amostras nos quais o valor do rendimento médio é baseado, que será muito pequena – quase nenhum caso entre o grupo de idade de 6 a 10 anos e algumas amostras bem pequenas entre os que têm de 11 a 15 anos de idade⁷. A alternativa é incluir no cálculo do rendimento médio tanto os remunerados quanto os não remunerados. Como a maioria das crianças trabalhadoras é não remunerada, esse procedimento conduz a um grande viés para baixo no valor do trabalho das crianças no mercado, levando a conclusões inexatas a respeito do valor potencial do esforço das crianças no mercado de trabalho.

Grosso modo, quando se leva em conta apenas as crianças que recebem pagamento pelo seu trabalho – ou seja, excluindo-se os não remunerados do cálculo – o valor médio dos rendimentos das crianças de 11 a 15 anos das áreas urbanas praticamente dobra, para algo entre R\$52 e R\$58 por mês (Tabela 4), quando comparado à média dos rendimentos incluindo os não remunerados. Nas áreas rurais, o rendimento médio das crianças trabalhadoras entre 11 e 15 anos

⁷ É importante notar que o número de crianças trabalhando entre os que têm de 6 a 10 anos de idade também é pequeno.

de idade aumenta de cerca de R\$6 para até R\$40 ou R\$70 mensais, devido apenas à exclusão dos não remunerados.

O aumento no rendimento médio das crianças com idade entre 6 e 10 anos também é expressivo quando excluem-se os não remunerados (Tabela 3). Nas áreas urbanas, por exemplo, o rendimento médio dos meninos beneficiários é de R\$11 quando se consideram os não remunerados e R\$31 quando estes são excluídos. Entre os meninos não-beneficiários da área urbana, o rendimento médio incluindo e excluindo os não remunerados é de R\$4 e R\$13, respectivamente.

Em relação às horas semanais de trabalho, a maioria das crianças trabalhadoras têm jornadas compatíveis com a frequência escolar. Com efeito, entre os não beneficiários a proporção dos que declararam frequentar a escola vai de 93% entre os meninos da área rural a 99% das meninas da área urbana, considerando as crianças com idade entre 6 e 10 anos (Tabela 3) e entre 11 e 15 anos de idade (Tabela 4).

Contudo, engajamento escolar ou matrícula não é necessariamente igual à frequência às aulas. De acordo com as Tabelas 3 e 4 nem todos os beneficiários declararam que estão matriculados no sistema formal de ensino, sendo que a principal condição para receber as mensalidades é frequentar pelo menos 85% das aulas. Isto pode ser indicativo da falta de monitoramento por parte das instituições, permitindo que as famílias recebam as transferências sem a contrapartida acordada. Esse problema torna-se ainda mais grave se considerarmos que as crianças declararam que não estão nem matriculadas, quanto mais frequentando as aulas.

Finalmente, a Tabela 5 traz informações sobre o envolvimento das crianças de 10 a 15 anos de idade com as tarefas domésticas⁸. É importante lembrar que tais atividades não são contabilizadas como “trabalho”, mas podem consumir uma parcela considerável do tempo das crianças, principalmente entre as meninas mais velhas, que podem ser responsáveis pelo cuidado da casa e de irmãos mais novos enquanto seus pais estão trabalhando.

Ser responsável por algumas tarefas, tais como arrumar a mesa para as refeições e manter o quarto em ordem pode ser considerado bom para as crianças, pois incentiva o desenvolvimento de habilidades que serão úteis no futuro. Algumas crianças, no entanto, enfrentam rotinas restritivas quanto às tarefas domésticas, nas quais são responsáveis por

⁸ A PNAD 2003 investiga a realização de tarefas domésticas para indivíduos com 10 anos de idade ou mais.

cozinhar, limpar a casa, lavar e passar a roupa – em geral sem a supervisão de adultos – e, ainda, cuidar dos irmãos mais novos. Essa rotina pode ser tão prejudicial quanto o trabalho fora do próprio domicílio, porém não é considerada uma forma de trabalho, além de as crianças não receberem nenhuma forma de pagamento pelo seu esforço.

Em alguns países, incluindo o Brasil, espera-se que as meninas, especialmente, aprendam como cuidar da casa e da família o mais cedo possível. Nesse contexto as tarefas domésticas não são consideradas trabalho, porém elas limitam o tempo disponível para o estudo e o lazer. Por outro lado, meninos são incentivados a ter um trabalho ou aprender uma profissão que os possibilite sustentar uma família. Esses padrões podem ser encontrados na amostra analisada. Como visto anteriormente, nas Tabelas 3 e 4, os meninos são, em geral, mais propensos a trabalhar que as meninas, embora a jornada de trabalho seja semelhante quando se comparam meninos e meninas de 11 a 15 anos de idade.

Os dados da Tabela 5, por sua vez, revelam que 76% das meninas não-beneficiárias e 80% das meninas beneficiárias que residem em áreas urbanas são responsáveis por alguma tarefa no domicílio. Em áreas rurais essas proporções são ainda maiores, 91% das não-beneficiárias e 87% das beneficiárias dedicam parte de seu tempo às tarefas domésticas. A porcentagem de meninos de 10 a 15 anos de idade que realizam alguma tarefa doméstica é praticamente metade das observadas para as meninas, de 37% dos beneficiários das áreas urbanas a 42% dos não-beneficiários das áreas rurais.

A Tabela 5 também mostra o tempo médio gasto com tarefas domésticas (em horas semanais) entre as crianças de 10 a 15 anos que declararam que são responsáveis por alguma tarefa doméstica. Como esperado, as maiores diferenças estão entre meninos e meninas. Meninos gastam, em média, 8,3 horas semanais com tarefas domésticas nas áreas rurais e 8,7 horas semanais nas áreas urbanas. Meninas, por outro lado, gastam em média 14 horas semanais com tarefas domésticas em áreas rurais. A diferença entre beneficiários e não-beneficiários é praticamente nula, exceto no caso das meninas das áreas urbanas, onde as beneficiárias passam em média 13,5 horas semanais envolvidas com tarefas domésticas enquanto as não-beneficiárias passam 14,3 horas por semana cuidando da casa.

Tabela 5 – Porcentagem de crianças de 10 a 15 anos de idade que realizam tarefas domésticas e horas semanais gastas com tarefas domésticas, segundo gênero, urbano/rural e recebimento do benefício

	Meninas		Meninos	
	Beneficiários	Não-beneficiários	Beneficiários	Não-beneficiários
Urbano				
% que cuida da casa	80,31	76,04	37,28	39,87
Se cuida da casa:				
Horas semanais	13,47	14,29	8,69	8,74
<i>Desvio-padrão</i>	8,70	9,41	6,52	5,85
Tamanho da amostra	2.389	727	2.559	765
Ponderado	982.963	281.425	1.072.137	300.417
Rural				
% que cuida da casa	86,83	91,06	41,80	38,75
Se cuida da casa:				
Horas semanais	14,70	14,86	8,18	8,26
<i>Desvio-padrão</i>	8,45	8,51	5,07	4,99
Tamanho da amostra	1.292	228	1.463	240
Ponderado	64.179	111.016	717.931	119.801

2.3.2 Análise descritiva de mães e pais das crianças elegíveis

Em relação aos adultos responsáveis pela família, as Tabelas 6 e 7 descrevem, respectivamente, as mães e os pais das crianças elegíveis das áreas urbana e rural. Os beneficiários apresentam uma taxa de participação no mercado de trabalho maior que a dos não beneficiários. Além disso, as taxas de participação são maiores nas áreas rurais que nas áreas urbanas. As diferenças entre beneficiários e não-beneficiários no que se refere às taxas de participação no mercado de trabalho são pequenas, tanto para pais das áreas rurais quanto para mães das áreas urbanas.

A Tabela 6 mostra que 43,1% das mães beneficiárias e 41,1% das não-beneficiárias que moram na área urbana trabalham, enquanto mais de 70% das mães da área rural estão ocupadas. Mais de 95% dos pais da área rural e aproximadamente 80% dos pais da área urbana estão no mercado de trabalho, de acordo com a Tabela 7. Apenas entre as mães da área urbana

notam-se diferenças estatisticamente significantes – a 10% - entre as beneficiárias e as não-beneficiárias. Com efeito, parece que as transferências de renda não influenciam as decisões de trabalho dos pais.

A despeito da alta proporção de mães trabalhadoras na área rural, aproximadamente 70% dessas mulheres são trabalhadoras não remuneradas, enquanto na área rural a proporção de não remuneradas é de 20% (Tabela 6). Assim como no caso das crianças, incluir trabalhadoras não remuneradas no cálculo do rendimento médio introduz viés ou erro de medida, embora no caso das mães não exista o problema de ter amostras muito pequenas de trabalhadoras quando se excluem as não remuneradas.

As mães da área urbana que trabalham recebem, em média, R\$160 por mês no caso das beneficiárias e R\$149 por mês no caso das não-beneficiárias. Nas áreas rurais, o rendimento médio mensal do trabalho é de R\$122 e R\$133 para beneficiárias e não-beneficiárias, respectivamente. Quando se incluem as trabalhadoras não remuneradas, as mães da área urbana têm rendimento médio aproximadamente três vezes maior do que o das mães da área rural.

No caso dos pais, apenas uma pequena proporção trabalha sem receber pagamentos: 3% a 4% em áreas urbanas e de 5% a 7% em áreas rurais (Tabela 7). Consequentemente, o rendimento médio quando se leva em conta todos os trabalhadores e quando se levam em conta apenas os remunerados apresenta diferenças bem menores do que aquelas observadas no caso das mães. Excluindo-se os não remunerados, os pais que trabalham recebem em média R\$275 por mês no caso dos beneficiários e R\$293 entre os não-beneficiários. Em áreas rurais, pais trabalhadores beneficiários do programa recebem em média R\$206 mensais, enquanto não beneficiários recebem R\$230.

Comparando os rendimentos médios mensais de pais e mães, em todos os casos os pais ganham mais que as mães, e têm jornada de trabalho maior que a das mães. De acordo com a Tabela 7, pais trabalham de 46 a 48 horas semanais, tanto na área urbana quanto na área rural e independentemente de serem ou não beneficiários do Bolsa Escola. Mães da área rural, beneficiárias ou não-beneficiárias, trabalham de 25 a 26 horas por semana, enquanto na área urbana trabalham cerca de 30 horas semanais, como mostra a Tabela 6.

Tabela 6 – Características das mães, segundo área urbana e rural e recebimento do benefício

	Urbano	Não- beneficiárias	Rural	Não- beneficiárias
	Beneficiárias		Beneficiárias	
Participação na força de trabalho				
% trabalhando	43,10	41,05	73,38	71,08
<i>Frequência (não ponderada)</i>	2.790	1.300	2.610	707
<i>Frequência (ponderada)</i>	1.185.010	528.783	1.302.624	350.107
Se trabalha:				
Horas semanais	31,14	29,67	24,80	26,55
<i>Desvio-padrão</i>	17,59	17,56	14,79	14,68
% não-remuneradas	21,70	18,62	71,25	69,00
Rendimento mensal, sem não remuneradas	159,97	148,95	121,94	132,50
<i>Desvio-padrão</i>	105,33	103,86	96,59	103,33
<i>Frequência (não ponderada)</i>	2.263	1.086	756	225
<i>Frequência (ponderada)</i>	927.810	430.322	374.514	108.538
Rendimento mensal, com não remuneradas	125,25	121,21	35,06	41,08
<i>Desvio-padrão</i>	114,18	110,19	75,68	84,03
Idade em que começou a trabalhar				
% antes dos 15	37,96	36,86	71,06	67,44
% após 14	14,92	15,36	7,61	8,85
% nunca trabalhou	47,12	47,78	21,33	23,71
Educação				
Anos de escolaridade	3,87	4,42	2,43	2,77
<i>Desvio-padrão</i>	3,10	3,18	2,38	2,57
% Chefe de família	5,02	6,23	1,58	1,49
Diferença de idade em relação ao cônjuge				
	4,25	3,97	4,66	5,29
<i>Desvio-padrão</i>	7,47	7,37	7,07	7,02
Idade				
	36,61	34,63	38,50	36,45
<i>Desvio-padrão</i>	7,07	7,09	7,85	7,93
Tamanho da amostra	6.614	3.229	3.590	1.001
Ponderado	2.749.710	1.288.109	1.775.137	492.545

Tabela 7 – Características dos pais, segundo área urbana e rural e recebimento do benefício

	Urbano	Não- beneficiários	Rural	Não- beneficiários
	Beneficiários		Beneficiários	
Participação na força de trabalho				
% trabalhando	82,49	80,80	95,71	96,02
<i>Frequência (não ponderada)</i>	5.437	2.630	3.427	962
<i>Frequência (ponderada)</i>	2.268.355	1.040.770	1.698.879	472.987
Se trabalha:				
Horas semanais	46,10	46,87	46,80	47,82
<i>Desvio-padrão</i>	12,38	13,11	12,21	12,04
% não-remuneradas	4,09	2,70	6,94	5,19
Rendimento mensal, sem não remuneradas	274,74	293,06	206,45	230,13
<i>Desvio-padrão</i>	131,85	133,85	118,81	120,50
<i>Frequência (não ponderada)</i>	5.217	2.565	3.191	907
<i>Frequência (ponderada)</i>	2.175.546	1.012.697	1.581.056	448.460
Rendimento mensal, com não remuneradas	263,50	285,16	192,13	218,20
<i>Desvio-padrão</i>	140,13	140,31	126,05	127,95
Idade em que começou a trabalhar				
% antes dos 15	71,81	68,12	90,28	88,30
% após 14	20,48	24,26	7,46	9,47
% nunca trabalhou	7,71	7,62	2,26	2,23
Educação				
Anos de escolaridade	3,46	4,01	1,72	2,03
<i>Desvio-padrão</i>	3,05	3,15	2,18	2,37
% Chefe de família	94,98	93,77	98,42	98,51
Idade	40,86	38,60	43,16	41,74
<i>Desvio-padrão</i>	9,29	9,32	9,46	9,59
Tamanho da amostra	6.614	3.229	3.590	1.001
Ponderado	2.749.704	1.288.061	1.775.102	492.599

Embora a renda de pais e mães, assim como o fato de estarem empregados ou não, seja um importante indicador do bem estar da família, outras características podem revelar importantes aspectos complementares – por exemplo, a idade em que os pais começaram a trabalhar e seu nível educacional, podem indicar o valor que os pais dão ao trabalho e à escola.

Pais e mães também foram divididos de acordo com o grupo de idade em que começaram a trabalhar. De acordo com Wahba (2006) a idade em que os pais têm o primeiro emprego pode representar o conceito moral do trabalho que a família carrega, além dos conceitos de armadilha ou ciclo da pobreza. O conceito moral do trabalho está relacionado a como os pais enxergam o trabalho durante a infância. Pais que começaram a trabalhar relativamente cedo podem dar um valor diferente ao trabalho infantil do que pais que começaram a trabalhar com idades mais avançadas, por exemplo, podem considerar o trabalho durante a infância como rotineiro ou normal e bom para o desenvolvimento da criança.

Em relação ao argumento do ciclo ou da armadilha da pobreza, Emerson e Souza (2003) os descrevem como o mecanismo através do qual “famílias pobres geram famílias pobres”: crianças pobres precisam trabalhar para ajudar na renda familiar, o que faz com que tenham menor nível de investimento em educação (capital humano) do que as crianças que não precisam trabalhar. Como o rendimento e as oportunidades de trabalho das crianças no futuro estão correlacionadas com o nível educacional obtido, crianças que trabalham encontrarão piores condições de trabalho quando se tornarem adultas. Consequentemente, indivíduos que trabalharam quando crianças precisarão do trabalho de seus filhos para complementar a renda da família, perpetuando um ciclo de pobreza através de gerações.

A fim de investigar a idade em que começaram a trabalhar, pais e mães foram divididos em três categorias: os que começaram a trabalhar antes dos 14 anos (inclusive), os que começaram a trabalhar com 15 anos de idade ou mais e aqueles que nunca trabalharam. Embora as duas primeiras categorias sejam diretas, o grupo que nunca trabalhou merece alguns comentários adicionais. Tanto no caso das mães quanto no caso dos pais, pode ser que doenças graves ou deficiências físicas impeçam o acesso ao trabalho, devido à falta de preparo dos empregadores e instalações ou até mesmo discriminação. Nesse caso, o efeito sobre o trabalho infantil é ambíguo: as crianças podem tanto trabalhar mais para compensar a falta de trabalho ou renda dos pais ou ter menor participação na força de trabalho porque dedicam seu tempo ao

cuidado dos pais. Também pode ser o caso de pais muito jovens, que tiveram seus filhos na adolescência e ainda estão em busca do primeiro emprego.

Também é esperado encontrar mães que nunca trabalharam porque “escolheram” ser donas-de-casa – dedicar-se ao cuidado dos filhos, da casa e do marido ao invés de ingressar no mercado de trabalho. Esse é um resultado condizente com os valores da sociedade brasileira, em que alguns pais associam seu sucesso à sua habilidade em manter uma família com base apenas em seus rendimentos, caso em que filhos de mães que nunca trabalharam tenderão a trabalhar menos do que filhos de mães que trabalham ou já trabalharam.

Entretanto, explicar os efeitos sobre o trabalho infantil de pais que nunca trabalharam é uma tarefa árdua. Pode ser o caso de que esses pais considerem o trabalho “degradante” – apenas os tolos e pobres trabalham, pessoas espertas e ricas aproveitam a vida. O efeito sobre o trabalho infantil será ambíguo nesse caso: as crianças podem tanto trabalhar menos porque os pais tentam ensiná-los a ser “espertos” ou trabalhar mais porque os pais estão interessados no rendimento das crianças.

Também não se pode descartar a hipótese de que certos pais tenham tido sempre trabalhos irregulares e provisórios e declaram na pesquisa que nunca trabalharam anteriormente, tampouco os casos de pais que se envolvem com o consumo de drogas e álcool, além de casos de violência doméstica e atividades criminosas.

Comparando as Tabelas 6 e 7 nota-se que pais e mães têm experiências diferentes quanto à idade em que começaram a trabalhar, apesar de as diferenças entre beneficiários e não-beneficiários ser em geral muito pequena. Em áreas urbanas 38% das mães começaram a trabalhar com 14 anos ou menos, 15% tiveram seu primeiro emprego após os 14 anos e a maioria, 47%, nunca trabalharam (Tabela 6). Em relação aos pais (Tabela 7), 72% dos beneficiários e 68% dos não beneficiários começaram a trabalhar antes dos 15 anos nas áreas urbanas, enquanto a proporção dos pais que começaram a trabalhar depois dessa idade é de 20% e 24% dos beneficiários e não-beneficiários, respectivamente. A proporção de pais da área urbana que nunca trabalharam é de cerca de 8%.

Na área rural pais e mães começaram a trabalhar mais cedo que na área urbana. Dentre as famílias beneficiárias a proporção de mães (pais) que começaram a trabalhar com 14 anos ou menos, com 15 anos ou mais e que nunca trabalharam é de 71% (90%), 8% (8%) e 21%

(2%), respectivamente. Dentre não-beneficiários, 67% das mães e 88% dos pais tiveram seu primeiro emprego com 14 anos ou menos, 9% das mães e dos pais começaram a trabalhar com mais de 14 anos e 24% das mães e 2% dos pais nunca trabalharam.

As Tabelas 6 e 7 mostram ainda o nível educacional de pais e mães, medido pelos anos de estudos que eles completaram. Mães são em geral mais educadas que os pais, porém a maior parte não continuou na escola além da quinta série. De acordo com a Tabela 6, mães da área urbana de famílias beneficiárias têm em média 3,9 anos de estudo completos, enquanto entre as não-beneficiárias a escolaridade média é de 4,4 anos. Em áreas rurais a escolaridade é ainda menor, 2,4 e 2,8 anos de estudo entre mães não-beneficiárias e beneficiárias, respectivamente.

Pais da área urbana, por sua vez, possuem em média 3,5 anos de estudo se pertencentes a famílias beneficiárias e a quarta série completa se não-beneficiários, de acordo com a Tabela 7. Assim como no caso das mães, o nível educacional dos pais da área rural é bem menor do que o dos pais da área urbana, sendo que pais beneficiários possuem em média a segunda série completa e pais não-beneficiários têm em média 1.7 anos de estudo.

A partir dessas informações é possível argumentar que o programa Bolsa Escola pode ser útil na redução de desigualdades – ao menos entre os mais pobres, uma vez que a amostra estudada restringe-se a famílias elegíveis. Embora o nível educacional de pais e mães seja em geral muito baixo, aqueles que recebem o benefício são aqueles que têm as piores condições e, conseqüentemente, encontram menos oportunidades para melhorar suas condições de vida.

Uma outra importante característica familiar está relacionada ao chefe da família. O chefe é a pessoa (mãe ou pai) que contribui com a maior parte do rendimento familiar ou a que é vista como chefe pelos outros membros da família. Como a sociedade brasileira é predominantemente orientada pelo sexo masculino, as famílias são geralmente chefiadas pelos pais. Menos de 2% das famílias das áreas rurais e 5% a 6% das famílias urbanas são chefiadas pelas mães (Tabela 6). É importante destacar, nesse caso, que a amostra contém apenas os casos em que a mãe e o pai estão presentes na família.

Finalmente, analisa-se a diferença de idade entre pais e mães. Segundo Assaad, Levison e Zibani (2006)⁹, conforme a diferença de idade entre pais e mães aumenta, os pais teriam mais domínio sobre o relacionamento – e também sobre as decisões familiares. A Tabela 6

⁹ ASSAAD, R.; LEVISON, D.; ZIBANI, N. The effect of child work on schooling: evidence from Egypt. 2006.

mostra que mães da área urbana são em geral 4 anos mais novas que seus cônjuges, enquanto na área rural as mães são aproximadamente 5 anos mais novas. A idade média das mães vai de 35 a 38 anos enquanto a dos pais varia de 39 a 43 anos. Embora a média da diferença de idade entre pais e mães não pareça elevada, pode ser que tenha influência nas decisões familiares, fazendo que a opinião dos pais prevaleça.

Como forma de aumentar o papel das mães como tomadoras de decisão dentro das famílias, os benefícios do Bolsa Escola são em geral pagos para as mães. Há evidências de que as mães tendem a gastar uma maior proporção de sua renda com educação e saúde dos filhos (THOMAS; STRAUSS, 1992, THOMAS, 1994). Além disso, a posse de recursos não provenientes de seus maridos ou de outros membros da família pode fazer com que a auto-estima das mães aumente, o que as incentivaria a expressar suas opiniões.

2.3.3 Análise descritiva das famílias elegíveis

Em conjunto com as informações sobre trabalho e educação dos pais, algumas informações sobre as famílias ajudam a compor o quadro para tentar entender porque algumas crianças trabalham enquanto outras não. As principais questões levantadas ao explorar o *background* familiar são relacionados ao tamanho da família e ao nível de renda.

A Tabela 8 mostra a renda mensal *per capita* de famílias beneficiárias e não beneficiárias de áreas urbanas e rurais, de acordo com o grupo de idade das crianças. O cálculo do rendimento total não inclui a renda do trabalho das crianças nem o recebimento dos benefícios do Bolsa Escola, mas inclui todas as outras fontes de renda da família. Dentre os mais jovens, famílias beneficiárias da área urbana possuem renda *per capita* mensal de R\$59, enquanto as não-beneficiárias recebem R\$62 por mês por pessoa. A renda média é menor nas áreas rurais, onde famílias beneficiárias recebem cerca de R\$45 por mês por pessoa, e R\$51 entre os não-beneficiários.

Tabela 8 – Renda *per capita* familiar média mensal, excluindo os rendimentos das crianças e os pagamentos do Bolsa Escola, segundo áreas urbana e rural e grupos de idade das crianças

	Urbano		Rural	
	Beneficiários	Não-beneficiários	Beneficiários	Não-beneficiários
6 a 10 anos de idade				
Renda mensal média	59,20	61,84	44,61	50,54
<i>Desvio-padrão</i>	32,65	32,68	29,90	30,03
Tamanho da amostra	2.643	2.033	1.329	643
Ponderado	1.099.600	820.059	662.116	316.606
11 a 15 anos de idade				
Renda mensal média	60,79	66,20	47,92	56,55
<i>Desvio-padrão</i>	32,19	32,05	30,47	30,34
Tamanho da amostra	3.971	1.196	2.261	358
Ponderado	1.650.131	468.023	1.113.033	175.959

As crianças no grupo de idade de 11 a 15 anos pertencem a famílias com renda ligeiramente superior à das crianças mais novas. Nas áreas urbanas, a renda mensal média de famílias beneficiárias é de R\$61 *per capita*, enquanto a renda de famílias não-beneficiárias é de R\$66. Nas áreas rurais, famílias beneficiárias e não-beneficiárias recebem em média, respectivamente, R\$48 e R\$57 *per capita* por mês.

Famílias não-beneficiárias parecem ter condições de vida melhores que as de famílias beneficiárias, uma vez que sua renda é ligeiramente maior, o que pode ser um indicativo de que o programa está atingindo seu público alvo. É importante ressaltar, no entanto, que a amostra analisada contém apenas famílias elegíveis – aquelas que o governo considera abaixo da linha de pobreza – de forma que seria mais correto dizer que o programa é bom em atingir os mais pobres entre os pobres.

O tamanho da família é outra importante característica quando se estuda o trabalho infantil. A Tabela 9 mostra que as famílias da área urbana são em geral menores que as das áreas rurais. Meninas e meninos da área urbana com idade entre 10 e 15 anos têm em média 2,6 irmãos no caso dos beneficiários e 2,3 no caso dos não-beneficiários. Em áreas rurais, meninos e meninas beneficiários possuem 3 irmãos enquanto meninas não-beneficiárias possuem 2,9 e

meninos não-beneficiários 2,7. Famílias maiores num ambiente de pobreza tendem a enfrentar maiores dificuldades para o sustento de seus membros, sendo mais dependente de ajuda governamental.

Tabela 9 – Número médio de irmãos segundo gênero, áreas urbana e rural e recebimento de benefício

	Meninas		Meninos	
	Beneficiárias	Não-beneficiárias	Beneficiários	Não-beneficiários
Urbano				
Número de irmãos	2,59	2,29	2,62	2,31
<i>Desvio-padrão</i>	1,61	1,40	1,67	1,51
Rural				
Número de irmãos	3,04	2,86	3,05	2,70
<i>Desvio-padrão</i>	1,84	1,89	1,86	1,86

2.4 Modelos empíricos

O principal objetivo deste trabalho é avaliar o impacto do programa brasileiro de transferência de renda condicional à educação, o Bolsa Escola, nas decisões de trabalho de crianças, mães e pais. Considera-se que a família maximiza uma única função de utilidade para todos os seus membros, utilizando-se um modelo unitário de alocação do tempo da família. Embora se reconheçam as limitações de que os modelos unitários não são capazes de captar o processo de decisão dentro da família, os dados utilizados neste estudo não são adequados para a implementação de modelos coletivos.

Estimaram-se os efeitos do Bolsa Escola em dois indicadores, tanto para as crianças quanto para seus pais¹⁰. Primeiro, investigou-se o impacto das transferências na decisão de trabalhar, estimando-se separadamente equações em que a variável dependente é binária, indicando se o indivíduo (criança, pai ou mãe) trabalha ou não. Em seguida, investigou-se o efeito do Bolsa Escola no tempo que pais, mães e crianças dedicam ao trabalho, ou seja, a

¹⁰ Foram utilizados dados não-ponderados na análise econométrica. Para uma discussão a respeito do uso de pesos em análise de regressão ver, por exemplo, duMouchel e Duncan (1983), Korn e Graubard (1995), Lohr e Liu (1994).

variável dependente é o número de horas semanais trabalhadas. As variáveis explicativas em ambos os casos são as características individuais e da família, assim como se a pessoa recebe ou não transferências do Bolsa Escola. Estima-se a participação no mercado de trabalho condicional ao programa utilizando o modelo próbite e, para as horas semanais trabalhadas, o modelo de seleção de Heckman é o mais apropriado¹¹.

2.4.1 Participação na força de trabalho

A equação empírica utilizada para estimar a participação na força de trabalho é:

$$W_i = \alpha_0 + \sum_{j=1}^J \alpha_j X_{ji} + \delta T_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

onde W_i é uma variável binária que assume valor 1 se o indivíduo i trabalha e 0 se não trabalha, X_{ji} é uma matriz que contém j variáveis representando características individuais, familiares e regionais (ou variáveis de controle) e T_i é a variável binária que indica a participação no programa, cujo valor é 1 para os beneficiários e 0 para não-beneficiários.

Tanto nas equações das crianças como nas dos pais e mães as características individuais referem-se à idade e à raça ou cor (1 para pessoas que declararam ser da cor branca e 0 caso contrário). Para captar a composição da família foram utilizadas variáveis correspondentes ao número de irmãos de acordo com o gênero (irmãos e irmãs) e grupo de idade (0-5, 6-10, 11-15 e 16 anos ou mais)¹². As diferenças regionais foram capturadas através de variáveis binárias para cada grande região - norte, nordeste, sul, sudeste (omitida) e centroeste.

As equações dos pais e mães possuem ainda variáveis binárias indicando se a pessoa é chefe de família (1 se a pessoa diz ser o chefe da família e zero caso contrário). Nas equações das crianças, por outro lado, foram incluídas características dos pais como forma de captar o

¹¹ Uma alternativa à abordagem utilizada nesta pesquisa é o uso de modelos semiparamétricos, recomendados por Cameron e Triverdi (2005), como o Propensity Score Matching - PSM – principalmente se não houvesse a possibilidade de separar inscritos e beneficiários. Intuitivamente, os modelos de matching permitem que se construa um contrafactual baseado na probabilidade de ser beneficiário (condicional às características individuais e familiares), o que implica na possibilidade de alcançar resultados válidos sem a necessidade de admitir hipóteses fortes a respeito de variáveis e parâmetros. Essa alternativa pode ser usada como complementar a metodologia proposta, como forma de checar a consistência dos resultados obtidos.

¹² Nas equações das crianças essas variáveis representam o número de irmãos e irmãs (excluindo a própria criança) e nas equações de pais e mães representam o número de filhos e filhas.

background familiar. São elas a idade do pai, a diferença de idade entre a mãe e o pai, escolaridade e salários estimados de pais e mães e um conjunto de variáveis binárias indicando a idade em que pais e mães começaram a trabalhar (se depois dos 14, se nunca trabalharam e, como referência, se começaram a trabalhar antes dos 15 anos de idade).

2.4.2 Horas de trabalho na semana

O número de horas que um indivíduo trabalha é um exemplo de distribuição incidentalmente truncada. Observam-se o número de horas trabalhadas apenas para os indivíduos que decidiram entrar na força de trabalho, ou seja, a decisão de quanto trabalhar depende da decisão anterior de trabalhar ou não. Neste caso, a utilização do método de mínimos quadrados e apenas as observações em que os indivíduos trabalham produzirá resultados viesados.

Neste estudo, utiliza-se o modelo de seleção de Heckman em dois estágios para estimar as horas de trabalho semanais para crianças e adultos¹³. A equação empírica utilizada para estimar as horas de trabalho é dada por:

$$H_i = \alpha_0 + \gamma T_i + \sum_{j=1}^J \beta_j X_{ji} + \sigma \lambda_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

onde H_i é o número de horas que o indivíduo i gasta com trabalho, T_i é uma variável binária que indica se o indivíduo recebe ou não o Bolsa Escola e X_{ji} é uma matriz com j variáveis de controle. λ_i é o parâmetro de correção de seleção derivado da equação de participação descrita anteriormente.

No caso das equações das crianças, admite-se que a participação no programa, a idade, a raça ou cor e o número de irmãos influencia tanto a participação quanto o número de horas de trabalho, enquanto características regionais e dos pais afetam a participação mas não as horas trabalhadas. No caso das equações dos pais, admite-se que a região geográfica em que se encontram afetam sua habilidade em conseguir um emprego, mas não o tempo que dedicam ao trabalho.

¹³ Embora o uso de estimadores de Máxima Verossimilhança seja considerado mais eficiente, este requer hipóteses mais fortes a respeito do termo estocástico do que o estimador em dois estágios e, em muitos casos, há problemas computacionais e de convergência. Para maiores detalhes, ver Wooldridge (2002). Os estimadores em dois estágios, por outro lado, costumam ser mais robustos, requerem hipóteses mais fracas e são computacionalmente mais acessíveis.

2.5 Resultados e discussão

Nesta seção discutem-se os resultados obtidos nas equações de trabalho e horas das crianças e seus pais, com atenção especial ao que ocorre quando as famílias participam de um programa como o Bolsa Escola, que é uma fonte adicional de renda, mas ao mesmo tempo exige que as crianças frequentem a escola.

É importante ter em mente que os dados utilizados referem-se basicamente ao programa Bolsa Escola que, juntamente com outros programas de transferência de renda, foi unificado ao Bolsa Família em 2004. Até 2003, no entanto, a condição necessária para receber as mensalidades era ter as crianças frequentando as aulas. Dessa forma, ao medir o impacto dos programas de transferência condicional de renda no trabalho das crianças e dos pais utilizando os dados da PNAD 2003 investiga-se, essencialmente, um efeito-transbordamento de um programa cujo objetivo é incentivar a educação.

Além disso, a PNAD 2003 tem duas questões diferentes a respeito do programa, se a pessoa estava recebendo as mensalidades e se a pessoa estava inscrita no programa mas ainda não estava recebendo as mensalidades. A pesquisa realizada em 2001, por sua vez, perguntava se a pessoa estava inscrita ou recebendo dinheiro de programa voltado à educação como uma única pergunta, agregando os indivíduos “tratados” e os indivíduos “aguardando tratamento” num único grupo. Espera-se que a mudança na forma em que a pergunta é feita – e, conseqüentemente, na definição dos grupos de tratamento e comparação – e que o período de tempo transcorrido entre a implementação do programa e a pesquisa leve a resultados diferentes dos encontrados anteriormente em relação ao trabalho infantil (CARDOSO; SOUZA, 2003, FERRO; KASSOUF, 2005). A relação entre as transferências de renda e a decisão de trabalho dos pais e mães não foi investigada nas pesquisas anteriores.

2.5.1 Resultados obtidos para as crianças

Foram estimadas equações para crianças de acordo com o grupo de idade (6-10 e 11-15 anos), áreas urbana e rural e gênero, separadamente – o que leva a oito conjuntos de resultados para a probabilidade de trabalhar (Tabela 10) e outros oito conjuntos para o número de horas trabalhadas (Tabela 11). Na Tabela 10, reportam-se os efeitos marginais das estimativas próbite.

Após três anos de funcionamento com abrangência nacional, o programa Bolsa Escola parece ter sucesso em reduzir o trabalho infantil. Observa-se, na Tabela 10, o impacto negativo do Bolsa Escola sobre o trabalho infantil para meninas de 6-10 anos de idade tanto da área urbana quanto da área rural, para meninos da área urbana com idades entre 11 e 15 anos e para meninas da área rural que têm entre 11 e 15 anos. Para as crianças com idade entre 6 e 10 anos, participar do Bolsa Escola reduz a probabilidade de trabalhar em 0,6 pontos percentuais para meninas da área urbana e em 4 pontos percentuais para meninas da área rural. Os coeficientes não são estatisticamente significativos para os meninos nesse grupo de idade.

Em relação às meninas da área rural com idade entre 11 e 15 anos, os efeitos do Bolsa Escola são expressivos. A participação no programa está associada com a redução em 12,9 pontos percentuais na probabilidade de trabalhar, o que explica praticamente toda a diferença entre os grupos de beneficiárias e não-beneficiárias em relação à participação no mercado de trabalho. Em áreas urbanas, cada bolsa adicional é capaz de reduzir a proporção de meninos de 11 a 15 anos no mercado de trabalho em 4,8 pontos percentuais.

É importante destacar novamente que a definição de “trabalho” é a utilizada pela PNAD, ou seja, qualquer atividade de trabalho realizada por pelo menos uma hora na semana, com ou sem remuneração, incluindo a produção para o próprio consumo e construção para o próprio uso, mas excluindo a realização de tarefas domésticas no próprio domicílio.

Tabela 10 – Efeitos marginais estimados (próbite) para as equações de trabalho das crianças, separadamente por grupos de idade, urbano/rural e gênero (estatísticas t em parênteses)

(continua)

Decisão de trabalho	6 a 10 anos de idade				11 a 15 anos de idade			
	Urbano		Rural		Urbano		Rural	
	Meninas	Meninos	Meninas	Meninos	Meninas	Meninos	Meninas	Meninos
Crianças								
Participa do Bolsa Escola	-0,006 (-2,9)*	-0,003 (-0,46)	-0,040 (-2,02)**	-0,032 (-1,48)	-0,016 (-1,58)	-0,048 (-3,32)*	-0,129 (-3,7)*	-0,060 (-1,37)
Idade	0,003 (3,46)*	0,008 (3,66)*	0,031 (4,04)*	0,057 (6,43)*	0,018 (5,76)*	0,030 (7)*	0,039 (4,56)*	0,074 (7,05)*
Branco (1)	-0,0004 (-0,21)	0,001 (0,13)	0,003 (0,14)	0,013 (0,48)	-0,011 (-1,1)	-0,023 (-1,52)	-0,010 (-0,31)	0,010 (0,24)
Pais								
Idade	-0,001 (-1,39)	0,002 (1,91)***	-0,007 (-1,4)	0,002 (0,39)	0,001 (0,58)	-0,001 (-0,41)	-0,002 (-0,36)	-0,001 (-0,27)
Escolaridade	0,0004 (0,37)	0,0003 (0,09)	-0,005 (-0,49)	-0,016 (-1,25)	-0,004 (-0,74)	-0,009 (-1,31)	0,004 (0,27)	-0,028 (-1,4)
Salário estimado (ln)	-0,007 (-0,26)	-0,020 (-0,25)	0,128 (0,47)	0,266 (0,85)	0,008 (0,06)	0,163 (0,9)	-0,216 (-0,57)	0,186 (0,38)
Trabalhou antes dos 15 (2)	0,000 (-0,11)	-0,011 (-1,85)***		-0,074 (-2,26)**	-0,017 (-1,65)***	-0,030 (-2,04)**	-0,135 (-2,6)*	-0,149 (-2,59)*
Nunca trabalhou	-0,002 (-0,78)	-0,014 (-1,55)		-0,080 (-1,55)	-0,018 (-1,33)	-0,064 (-3,56)*	-0,002 (-0,02)	-0,244 (-2,79)*
Mães								
Diferença de idade (em relação ao cônjuge)	0,002 (1,52)	-0,001 (-1,36)	0,007 (1,45)	-0,003 (-0,64)	-0,002 (-1,12)	0,002 (0,89)	0,001 (0,26)	-0,0005 (-0,09)
Escolaridade	-0,014 (-1,68)***	0,007 (0,96)	-0,055 (-1,24)	0,029 (0,7)	0,005 (0,25)	-0,018 (-0,73)	-0,026 (-0,47)	-0,030 (-0,49)
Salário estimado (ln)	0,122 (1,66)***	-0,078 (-1,24)	0,522 (1,32)	-0,223 (-0,6)	-0,064 (-0,38)	0,111 (0,51)	0,240 (0,5)	0,245 (0,45)

Tabela 10 – Efeitos marginais estimados (próbite) para as equações de trabalho das crianças, separadamente por grupos de idade, urbano/rural e gênero (estatísticas t em parênteses)

(continuação)

Decisão de trabalho	6 a 10 anos de idade				11 a 15 anos de idade			
	Urbano		Rural		Urbano		Rural	
	Meninas	Meninos	Meninas	Meninos	Meninas	Meninos	Meninas	Meninos
Trabalhou antes dos 15	-0,002 (-0,94)	-0,003 (-0,43)	0,020 (0,66)	-0,014 (-0,44)	-0,005 (-0,47)	-0,037 (-2,48)**	-0,114 (-2,83)*	-0,105 (-2,07)**
Nunca trabalhou	-0,007 (-3,11)*	-0,028 (-4,53)*	-0,081 (-3,5)*	-0,111 (-4,91)*	-0,068 (-6,88)*	-0,130 (-9,85)*	-0,199 (-6,89)*	-0,361 (-9,94)*
Número de irmãos								
0-5 anos	0,001 (1,28)	0,006 (2,11)**	0,011 (1,23)	0,001 (0,08)	0,011 (1,79)***	0,017 (2,07)**	0,012 (0,73)	-0,023 (-1,13)
6-10 anos, meninos	0,003 (2,82)*	0,002 (0,34)	0,000 (0,02)	0,027 (1,71)***	-0,002 (-0,34)	0,012 (1,32)	-0,002 (-0,11)	0,017 (0,72)
11-15 anos, meninos	-0,0001 (-0,04)	0,007 (1,81)***	0,005 (0,39)	0,024 (1,72)***	0,007 (1)	0,029 (2,83)*	0,027 (1,44)	0,038 (1,62)
16+ anos, meninos	-0,003 (-1,24)	-0,004 (-0,86)	0,011 (0,93)	0,011 (0,75)	-0,012 (-1,85)***	0,010 (1,19)	0,006 (0,42)	-0,005 (-0,3)
6-10 anos, meninas	0,001 (0,5)	-0,002 (-0,48)	-0,004 (-0,25)	-0,035 (-2,02)**	-0,003 (-0,46)	0,014 (1,46)	0,031 (1,77)***	0,015 (0,65)
11-15 anos, meninas	0,002 (1,99)**	0,001 (0,23)	0,005 (0,39)	-0,002 (-0,12)	-0,006 (-0,82)	0,016 (1,51)	0,036 (1,72)***	0,030 (1,17)
16+ anos, meninas	0,0003 (0,11)	-0,001 (-0,27)	0,017 (1,01)	0,015 (0,76)	0,007 (0,91)	-0,009 (-0,9)	0,030 (1,52)	0,018 (0,81)
Região geográfica (3)								
Norte		-0,013 (-1,37)	0,149 (1,28)	0,032 (0,43)	-0,010 (-0,42)	-0,041 (-1,35)	0,062 (0,59)	0,183 (1,68)***
Nordeste	0,220 (1,64)	-0,031 (-1,18)	0,164 (1,53)	-0,003 (-0,03)	-0,013 (-0,2)	0,086 (1,05)	0,130 (0,81)	0,247 (1,2)
Sul	0,012 (1,17)	-0,006 (-0,46)	0,067 (1,02)	0,036 (0,53)	0,040 (1,25)	-0,022 (-0,66)	0,405 (3,85)*	0,265 (2,76)*

Tabela 10 – Efeitos marginais estimados (próbite) para as equações de trabalho das crianças, separadamente por grupos de idade, urbano/rural e gênero (estatísticas t em parênteses)

(conclusão)

Decisão de trabalho	6 a 10 anos de idade				11 a 15 anos de idade			
	Urbano		Rural		Urbano		Rural	
	Meninas	Meninos	Meninas	Meninos	Meninas	Meninos	Meninas	Meninos
Centroeste		-0,011 (-0,64)	-0,013 (-0,18)	-0,094 (-1,73)***	-0,018 (-0,57)	-0,085 (-2,4)**	0,035 (0,29)	-0,057 (-0,4)
Observações	1876	2313	863	982	2454	2625	1219	1383
Wald chi2 (df)	54,41 (22)	78,18 (24)	57,42 (22)	136,92 (24)	134,30 (24)	270,00 (24)	168,11 (24)	254,92 (24)
Pseudo-R2	0,2049	0,1232	0,1106	0,1695	0,1101	0,1332	0,1304	0,1331
obs. P	0,1333	0,0307	0,0892	0,1436	0,0681	0,1299	0,2215	0,4787
pred. P (x-barra)	0,2873	0,0180	0,0603	0,0921	0,0477	0,0973	0,1820	0,4661

* Estatisticamente significativa a 1%;

** Estatisticamente significativa a 5%;

*** Estatisticamente significativa a 10%.

(1) Não-brancos inclui pretos, pardos, amarelos e indígenas.

(2) “Começou a trabalhar antes dos 15 anos” omitida.

(3) Região sudeste omitida.

Esses resultados diferem de pesquisas anteriores, em que o programa não mostrou efeito significativo na redução do trabalho infantil (CARDOSO; SOUZA, 2003) ou apresentou um inesperado efeito positivo (FERRO; KASSOUF, 2005). Isso pode ser uma evidência de que a comparação entre beneficiários e inscritos (ao invés de beneficiários e elegíveis) pode fazer diferença quando se investiga o impacto do programa, ou seja, os beneficiários inscritos formam um grupo de comparação melhor do que os beneficiários não-inscritos. Além disso, é preciso um determinado período de tempo para que o público assimile programas sociais como o Bolsa Escola quando a implementação em nível nacional envolve um país com as dimensões e diferenças regionais como as brasileiras¹⁴.

Em relação às demais características das crianças que afetam a sua probabilidade de trabalhar, nota-se que as crianças estão mais propensas ao trabalho conforme ficam mais velhas e este efeito é maior entre os meninos do que entre as meninas. Meninas das áreas urbanas com idade entre 6 e 10 anos possuem probabilidade de trabalhar 0,3 pontos percentuais maior a cada ano acrescido à sua idade. Nas áreas rurais, um ano a mais na idade representa um acréscimo de 3,1 pontos percentuais na probabilidade de trabalhar. Para os meninos esses números são 0,8 e 5,7, respectivamente.

Meninas (meninos) da área urbana com idade entre 11 e 15 anos sofrem acréscimo de 1,8 (3,0) pontos percentuais na probabilidade de trabalhar conforme ficam mais velhas (velhos). Nas áreas rurais, um ano adicional na idade das meninas representa probabilidade de trabalhar 3,9 pontos percentuais maior, enquanto para os meninos o acréscimo na probabilidade de trabalhar é de 7,4 pontos percentuais. Embora crianças que se declararam brancas apresentem probabilidade de trabalho menor do que as que se declararam pretas, pardas, amarelas e indígenas (não-brancas), o efeito das raças não é estatisticamente significativo¹⁵.

Para analisar os efeitos do *background* familiar foram incluídas características dos pais e das mães nas equações de trabalho das crianças. Em praticamente todos os grupos não foi

¹⁴ Mesmo quando se estimam equações com as mesmas especificações encontradas em Ferro e Kassouf (2005) os resultados indicam que o Bolsa Escola reduz o trabalho infantil (entre meninos e meninas de 6 a 15 anos de idade) em 2,12 pontos percentuais na área urbana e em 5,31 pontos percentuais na área rural. Esses resultados se opõem aos anteriores, e a única diferença na estimação é o banco de dados utilizado.

¹⁵ Na PNAD as raças são auto-declaradas em relação à cor da pele. Asiáticos (ou amarelos) correspondem a menos de 1% da amostra estudada, que é restrita a famílias elegíveis, inscritas ou beneficiárias do Bolsa Escola.

possível estabelecer relações estatisticamente significativas entre o trabalho das crianças e idade, educação e salário estimado dos pais, o mesmo ocorrendo para as características das mães.

Para o grupo de idade entre 6 e 10 anos, na área urbana, no entanto, cada ano adicional na idade dos pais é associado a um acréscimo em 0,2 ponto percentual na probabilidade de trabalho dos meninos. O efeito positivo da idade dos pais no trabalho das crianças pode estar sinalizando que pais mais velhos são mais propensos a acreditar que é bom começar a trabalhar desde cedo, durante a infância, ou ainda que “é melhor trabalhar do que ficar desocupado”¹⁶. No caso das mães, utilizou-se a diferença de idade em relação ao cônjuge, conforme sugerido por Assaad, Levison e Libani (2006) ao invés da idade da mãe, na tentativa de captar o efeito da estrutura de poder entre os pais sobre o trabalho infantil. No entanto, o efeito dessa variável é estatisticamente não-significativo em todos os casos, talvez porque a diferença de idade entre pais e mães não seja adequada ou mesmo grande o suficiente para captar o efeito desejado.

Para cada ano de escolaridade que as mães completam há um declínio de 1,4 pontos percentuais na probabilidade de trabalho das meninas entre 6 e 10 anos das áreas urbanas. Para os demais grupos, o efeito da educação das mães não é estatisticamente significante. Espera-se que pessoas com mais educação, medida pelos anos de estudo completados, sejam mais conscientes a respeito das conseqüências do trabalho na infância. No entanto, a amostra utilizada contém apenas mães com níveis educacionais baixos, independentemente de pertencerem ou não a famílias beneficiárias do programa Bolsa Escola, e a pequena variabilidade pode afetar os resultados da regressão. Além disso, sabe-se que completar uma série não significa necessariamente ter aprendido ou compreendido os tópicos esperados.

Para o grupo com idade entre 6 e 10 anos, 1% de aumento nos salários das mães representa um aumento de aproximadamente 0,12 ponto percentual na probabilidade de trabalho de meninas da área urbana¹⁷. Esse efeito positivo implica que quando as oportunidades das mães no mercado de trabalho são melhores ocorre uma melhora na sua rede social, fazendo com que encontrar trabalho para suas filhas seja mais fácil. Algumas mães, por sua vez, podem levar as

¹⁶ These results do not meet the interpretation that older parents can afford better conditions through the wealth accumulation, even controlling for their labor income (remembering that our sample is limited to poor families).

¹⁷ O valor aproximado do efeito marginal de variáveis com transformação logarítmica em modelos de resposta discreta é encontrado em Wooldridge (2002, p. 459).

crianças para ajudar no seu trabalho. O salário das mães não possui efeitos estatisticamente significativos sobre a probabilidade de trabalho para as crianças dos demais grupos.

É possível argumentar que os salários estimados são altamente correlacionados com a educação, e o uso das duas variáveis na equação pode introduzir viés nas estimativas. Embora conscientes deste problema, neste trabalho considera-se que os salários estimados são funções não apenas da educação, mas também das variáveis regionais, idade e raça. Além disso, especificações alternativas excluindo os salários estimados ou a educação das equações não apresentaram diferenças relevantes em relação aos resultados apresentados na Tabela 10.

Ao contrário de outras características dos pais, as variáveis indicativas do grupo de idade em que pais e mães começaram a trabalhar influenciam a probabilidade de a criança trabalhar. Pais e mães que começaram a trabalhar mais tarde (ou que nunca trabalharam) tenderiam a considerar o trabalho inapropriado durante a infância (ou dar menos valor ao trabalho das crianças), em relação a pais e mães que começaram a trabalhar relativamente mais cedo. Com efeito, se os pais começaram a trabalhar com 15 anos ou mais, a probabilidade de trabalho dos meninos de 6 a 10 anos das áreas urbanas (rurais) é 1,1 (7,4) pontos percentuais menor do que quando os pais começaram a trabalhar com 14 anos ou menos. Para meninas de 6 a 10 anos da área urbana, os efeitos dos grupos de idade em que os pais começaram a trabalhar não são significativos e para as meninas de 6 a 10 anos da área rural as variáveis foram excluídas por causa de problemas de multicolinearidade, uma vez que praticamente todos os pais começaram a trabalhar antes dos 14 anos neste grupo.

Meninas (meninos) da área rural com idade entre 11 e 15 anos cujos pais começaram a trabalhar depois dos 14 anos apresentam probabilidade de trabalhar 13,5 (14,9) pontos percentuais menor do que as crianças do mesmo grupo cujos pais começaram a trabalhar com 14 anos ou menos. Além disso, meninos entre 11 e 15 anos da área urbana e da área rural cujos pais nunca trabalharam percebem um decréscimo de 6,4 e 24,4 pontos percentuais na probabilidade de trabalhar, respectivamente, quando comparados aos filhos de pais que começaram a trabalhar antes dos 15 anos. Conforme discutido anteriormente, as razões pelas quais pais nunca trabalharam não são claras o suficiente para que seja possível explicar o expressivo efeito deste comportamento na probabilidade de trabalhar para garotos entre 11 e 15 anos da área rural.

Por sua vez, se as mães começaram a trabalhar com 15 anos ou mais a probabilidade de meninas da área rural e de meninos das áreas urbana e rural, entre 11 e 15 anos de idade, estarem trabalhando é menor do que quando as mães começaram a trabalhar mais cedo. A redução é de 11,4, 3,7 e 10,5 pontos percentuais, respectivamente.

Embora não seja comum encontrar pais que nunca trabalharam, essa categoria é relevante para as mães. Ela pode refletir os valores sociais, em que os homens devem trazer recursos para a família enquanto as mulheres devem cuidar da casa, das crianças e do marido. Tais valores vêm mudando gradativamente ao longo do tempo, porém em comunidades mais pobres – e menos educadas – essas idéias tendem a prevalecer por mais tempo. Conseqüentemente, se a mãe nunca trabalhou as crianças terão menores chances de estar trabalhando, comparado com mães que começaram a trabalhar relativamente cedo, e este efeito deve ser maior do que o efeito de as mães começarem a trabalhar após os 14 anos de idade. A variável que representa o grupo de idade em que a mãe começou a trabalhar capta, na verdade, os valores tradicionais a respeito dos papéis dos membros das famílias – ou pais que consideram que a responsabilidade de trazer recursos para a família é “tarefa do marido”.

Para crianças com idade entre 6 e 10 anos, mães que nunca trabalharam representam um decréscimo de 0,7 (2,8) ponto percentual na probabilidade de trabalho de meninas (meninos) da área urbana, comparado com mães que começaram a trabalhar antes dos 15 anos. Em áreas rurais, a diferença é de 8,1 (11,1) pontos percentuais.

No grupo que tem entre 11 e 15 anos de idade, meninas (meninos) da área urbana cujas mães nunca trabalharam apresentam probabilidade de trabalhar 6,8 (13,0) pontos percentuais menor do que aqueles cujas mães começaram a trabalhar desde cedo. Na área rural, meninas (meninos) têm chances de trabalhar 19,9 (36,1) pontos percentuais menores quando pertencem a famílias em que as mães nunca trabalharam do que quando pertencem a famílias em que as mães começaram a trabalhar antes dos 15 anos de idade.

Finalmente, para crianças entre 11 e 15 anos de idade, quando a mãe teve seu primeiro emprego após os 14 anos de idade os meninos da área urbana têm 3,7 pontos percentuais menos chances de trabalhar do que quando a mãe começou a trabalhar com 14 anos ou menos. Para meninas das áreas rurais o decréscimo na probabilidade de trabalho é de 11,4 pontos

percentuais e para os meninos é de 10,5. Como esperado, os efeitos de mães que começaram a trabalhar após os 14 anos de idade são menores do que os efeitos de mães que nunca trabalharam.

Esses resultados se encaixam tanto na idéia da armadilha ou ciclo da pobreza quando na idéia do conceito moral do trabalho, mesmo quando a renda, educação e idade de pais e mães são controladas. Entretanto, o impacto de pais e mães que nunca trabalharam parece estar mais relacionado ao conceito moral de trabalho por parte dos pais, enquanto o impacto de ter tido o primeiro trabalho após os 14 anos de idade parece estar ligado primordialmente à hipótese do ciclo da pobreza. Uma consequência importante desses resultados é que se o Bolsa Escola é capaz de adiar a entrada no mercado de trabalho (e não apenas retirá-las do trabalho), os efeitos das transferências seriam reforçados por um segundo efeito, no longo prazo, pois crianças que adiaram sua entrada no mercado de trabalho tenderiam a adiar a entrada de seus filhos no mercado de trabalho.

Como medida da composição da família foi incluída um conjunto de variáveis representando o número de irmãos e irmãs em diferentes grupos de idade que as crianças possuem. Para meninas da área urbana entre 6 e 10 anos de idade, quanto maior o número de irmãos da mesma idade maior a probabilidade de trabalhar – um acréscimo de 0,3 ponto percentual para cada irmão adicional. Uma irmã na faixa dos 11 a 15 anos tende a aumentar a probabilidade de trabalho das meninas de 6 a 10 anos da área urbana em 0,2 ponto percentual. Ainda, um irmão adicional com idade entre 11 e 15 anos aumenta a probabilidade de trabalho de meninos de 6 a 10 anos da área urbana em 0,7 ponto percentual. Tais resultados sugerem que os irmãos são complementares na oferta de trabalho familiar. Outra explicação possível é o “efeito *network* ou rede social” os irmãos mais velhos estão no mercado de trabalho e podem encontrar trabalho para os mais novos.

Por outro lado, cada irmã da mesma idade reduz a probabilidade de trabalho de meninos da área rural entre 6 e 10 anos em 3,5 pontos percentuais, indicando que eles são substitutos ou dividem o trabalho, enquanto um irmão adicional com 6 a 10 (11 a 15) anos de idade está associado com um aumento de 2,7 (2,4) pontos percentuais na probabilidade de trabalho para os meninos da área rural com idade entre 6 e 10 anos, o que remete novamente à hipótese da complementaridade entre irmãos na oferta de trabalho familiar, e à hipótese do efeito-

rede social, em que irmãos da mesma idade ou mais velhos encontram empregos para os meninos de 6 a 10 anos.

Meninas da área urbana entre 11 e 15 anos de idade também dividem trabalho com seus irmãos mais velhos, conforme indicado pelo decréscimo em 1,2 pontos percentuais na probabilidade de trabalho devido a um irmão adicional com 16 anos ou mais na família. O aumento do número de irmãos da mesma idade e de irmãs entre 6 e 10 anos de idade fazem com que a probabilidade de trabalhar de meninos de 11 a 15 anos da área urbana aumente em 2,3 e 1,9 pontos percentuais, respectivamente.

Finalmente, em áreas rurais uma irmã a mais entre 6 e 10 (11 a 15) anos é responsável por um acréscimo de 3,6 (3,1) pontos percentuais na probabilidade de trabalhar de meninas de 11 a 15 anos – mais uma vez, o efeito de complementaridade ou de rede social é predominante. A composição da família não tem efeitos estatisticamente significativos na probabilidade de trabalho de meninos entre 11 e 15 anos da área rural.

Em relação às diferenças regionais e seus efeitos sobre o trabalho infantil, meninos da área rural com idade entre 6 e 10 anos e meninas da área urbana de 11 a 15 anos são menos propensos a trabalhar quando moram na região centroeste do que quando moram no sudeste – talvez porque encontram menos oportunidades uma vez que grandes empresas do ramo alimentício estão migrando para o centroeste, procurando por trabalhadores qualificados. No grupo de idade entre 11 e 15 anos, meninas e meninos da área rural têm maior probabilidade de trabalhar se moram na região sul, em que a agricultura familiar é predominante, e meninos da área rural são mais propensos a trabalhar no nordeste do que no sudeste.

Quanto ao número de horas trabalhadas, a Tabela 11 mostra os resultados das estimativas obtidas pelo procedimento de Heckman em dois estágios. Espera-se que o Bolsa Escola diminua a oferta de horas de trabalho, condicional à decisão de trabalhar, uma vez que as crianças são obrigadas a freqüentar as aulas, o que diminui o tempo disponível para o trabalho. Embora as estimativas dos parâmetros associados ao Bolsa Escola tenha valores negativos em todos os casos, praticamente nenhum é estatisticamente diferente de zero. Isso significa que uma vez que a decisão de trabalho é afetada, o número de horas ofertado não é influenciado pelo programa. Meninos da área urbana com idade entre 11 e 15 anos, no entanto, percebem uma

redução de 2,36 horas no tempo dedicado ao trabalho na semana quando são beneficiários do Bolsa Escola.

Como no caso da participação no mercado de trabalho, as crianças tendem a trabalhar mais conforme ficam mais velhas em quase todos os grupos. A exceção fica por conta das meninas e meninos de 6 a 10 anos da área urbana, em que a idade não tem impacto significativo na jornada de trabalho. Enquanto um ano adicional na idade representa um acréscimo de 1 hora no tempo dedicado ao trabalho na semana para meninas de 11 a 15 anos da área rural, pode acrescentar até 3,4 horas de trabalho por semana para as meninas de 11 a 15 anos da área urbana.

A raça ou cor (brancos comparados com não-brancos) não influencia a probabilidade de trabalhar, mas afeta a oferta de horas de trabalho para meninas da área rural. Inesperadamente, meninas brancas da área rural trabalham 3,3 (2,8) horas semanais a mais que as não-brancas no grupo de idade de 6 a 10 (11 a 15) anos. Em geral não-brancos trabalham mais que brancos no caso das crianças. Contudo, a amostra utilizada na análise é restrita às famílias elegíveis ao Bolsa Escola que estão inscritas ou recebendo os benefícios, o que pode ter afetado este resultado.

A composição da família também afeta a oferta de horas de trabalho e, em alguns casos, variáveis que não afetam a decisão de trabalhar podem afetar o número de horas trabalhadas e vice-versa. Crianças (irmãs e irmãos) menores de 5 anos de idade aumentam em 4,1 (2,0) horas o tempo dedicado ao trabalho na semana para meninas (meninos) da área urbana com idade entre 11 e 15 anos.

Em áreas urbanas, o número de irmãos com idade entre 11 e 15 anos aumenta em 3,3 horas a jornada semanal de meninos de 6 a 10 anos e reduz em 2,3 horas a jornada dos meninos entre 11 e 15 anos, sugerindo mais uma vez que irmãos da mesma idade são substitutos enquanto irmãos mais velhos e irmãos mais novos são complementares na oferta de trabalho (ou levar os irmãos mais novos para ajudar no trabalho).

Dentre as meninas de 6 a 10 anos da área rural, ter irmãos e irmãs da mesma idade significa aumentar a jornada de trabalho semanal: 2,2 horas devido a cada irmão adicional e 2,6 horas decorrente de uma irmã a mais. Além disso, para essas meninas cada irmão com mais de 16 anos faz com que sua jornada semanal de trabalho aumente em 2,6 horas.

Tabela 11 - Equações do número de horas semanais trabalhadas estimadas pelo procedimento de Heckman em dois estágios para crianças, separadas por grupos de idade, urbano/rural e gênero (estatísticas t entre parênteses)

(continua)

Horas semanais de trabalho	6 a 10 anos de idade				11 a 15 anos de idade			
	Urbano		Rural		Urbano		Rural	
	Meninas	Meninos	Meninas	Meninos	Meninas	Meninos	Meninas	Meninos
Crianças								
Participa do Bolsa Escola	-0,582 (-0,2)	0,222 (0,13)	-1,001 (-0,54)	-1,304 (-0,79)	-1,834 (-0,8)	-2,359 (-1,65)***	-0,691 (-0,47)	-0,432 (-0,43)
Idade	-1,797 (-1,01)	1,210 (1,28)	2,513 (2,8)*	2,340 (2,34)**	3,366 (4,01)*	1,957 (3,89)*	0,974 (2,14)**	1,954 (7,02)*
Branços (1)	-1,570 (-0,52)	-2,930 (-1,6)	3,322 (2,01)**	1,203 (0,75)	0,717 (0,3)	-1,246 (-0,84)	2,794 (2,16)**	-0,757 (-1)
Número de irmãos								
0-5 anos	0,143 (0,1)	1,237 (1,36)	1,174 (1,47)	0,418 (0,46)	4,105 (2,67)*	1,974 (2,33)**	-0,858 (-1,1)	0,059 (0,11)
6-10 anos, meninos	-2,289 (-0,73)	-2,650 (-1,65)***	2,163 (1,74)***	0,860 (0,74)	0,077 (0,05)	-1,024 (-1,09)	-0,114 (-0,13)	0,048 (0,09)
11-15 anos, meninos	-1,052 (-0,33)	3,294 (2,53)**	-0,419 (-0,36)	-0,583 (-0,56)	-0,058 (-0,03)	-2,298 (-2)**	0,145 (0,16)	-0,254 (-0,48)
16+ anos, meninos	-7,618 (-1,54)	-1,615 (-0,89)	0,993 (1,12)	1,273 (1,23)	-0,808 (-0,53)	0,040 (0,05)	-0,695 (-1,16)	0,263 (0,74)
6-10 anos, meninas	4,839 (1,6)	0,967 (0,59)	2,558 (1,99)**	-2,342 (-1,64)	3,752 (2,04)**	0,079 (0,07)	1,239 (1,53)	-0,013 (-0,03)
11-15 anos, meninas	-0,640 (-0,24)	2,369 (1,6)	-0,202 (-0,18)	-1,310 (-1,18)	-0,156 (-0,07)	-1,651 (-1,48)	-0,347 (-0,35)	-0,464 (-0,78)
16+ anos, meninas	-4,109 (-0,99)	-1,025 (-0,63)	2,636 (1,85)***	1,704 (1,22)	5,465 (3,09)*	-0,359 (-0,34)	2,015 (2,21)**	0,618 (1,33)
Constante	23,932 (0,83)	-9,641 (-0,72)	-17,854 (-1,45)	-11,667 (-0,98)	-41,318 (-2,69)*	0,761 (0,09)	4,187 (0,57)	-6,594 (-1,49)

Tabela 11 - Equações do número de horas semanais trabalhadas estimadas pelo procedimento de Heckman em dois estágios para crianças, separadas por grupos de idade, urbano/rural e gênero (estatísticas t entre parênteses)

(conclusão)								
Horas semanais de trabalho	6 a 10 anos de idade				11 a 15 anos de idade			
	Urbano		Rural		Urbano		Rural	
	Meninas	Meninos	Meninas	Meninos	Meninas	Meninos	Meninas	Meninos
Decisão de trabalho	Resultados na Tabela 10							
Inversa de Mills								
lambda	4,553 (0,75)	4,093 (1,4)	2,901 (0,89)	5,170 (1,9)***	7,860 (2,21)**	-2,209 (-1,12)	-0,032 (-0,02)	2,832 (2,07)**
rho	0,696	0,559	0,456	0,578	0,559	-0,191	-0,004	0,322
sigma	6,540	7,325	6,368	8,938	14,055	11,552	8,916	8,800
lambda	4,553	4,093	2,901	5,170	7,860	-2,209	-0,032	2,832
Observações	2264	2313	977	982	2454	2625	1219	1383
Censuradas	2239	2242	900	841	2287	2284	949	721
Não-censuradas	25	71	77	141	167	341	270	662
Wald chi2 (20)	40,17	41,94	44,49	65,08	80,02	111,79	64,74	114,12

* Estatisticamente significativa a 1%;

** Estatisticamente significativa a 5%;

*** Estatisticamente significativa a 10%.

(1) Não-brancos inclui pretos, pardos, amarelos e indígenas.

Meninas de 11 a 15 anos das áreas urbanas (rurais) têm sua jornada semanal de trabalho aumentada em 5,5 (2,0) horas para cada irmã com 16 anos ou mais. Finalmente, meninas de 11 a 15 anos de áreas urbanas têm jornada de trabalho semanal 3,8 horas maior para cada irmã adicional com idade entre 6-10 anos, enquanto meninos de 11 a 15 anos de áreas urbanas dividem o trabalho com seus irmãos da mesma idade, tendo jornadas 2,3 horas menores.

2.5.2 Resultados das equações de pais e mães

Qual é o efeito do aumento da renda familiar devido a transferências do governo na oferta de trabalho de adultos – por exemplo, pais e mães? Admitindo-se que as crianças vão ofertar menos trabalho, como é possível concluir a partir dos resultados acima, a oferta de trabalho da família como um todo diminui. Isso levaria outros membros da família – como os pais – a aumentar sua oferta de trabalho, uma vez que o preço relativo do trabalho aumenta para a família toda. No entanto, levando-se em conta o efeito renda das transferências no trabalho dos adultos, os pais poderiam escolher trabalhar menos. Como discutido anteriormente, o resultado final somente pode ser obtido empiricamente.

Além das transferências do Bolsa Escola, levam-se em consideração as características individuais tais como educação e idade, a composição da família e a região geográfica para explicar a decisão de trabalho de pais e mães. Estimam-se separadamente equações para pais e mães vivendo em áreas rurais e em áreas urbanas, obtendo-se quatro conjuntos de resultados para a decisão de trabalhar (Tabela 12) e outros quatro conjuntos de resultados referentes ao número de horas trabalhadas na semana (Tabela 13).

Em relação à decisão de trabalho, os resultados da Tabela 12 mostram que as transferências do Bolsa Escola não alteram o comportamento de pais ou mães. Parker e Skoufias (2000) encontraram resultados similares analisando o programa mexicano PROGRESA - Oportunidades.

Quanto à educação, um ano adicional de estudo aumenta a participação das mães no mercado de trabalho em 0,6 e 0,8 ponto percentual em áreas urbanas e rurais, respectivamente. No entanto, um ano a mais na escola reduz em 0,3 ponto percentual a probabilidade de trabalho para os pais nas áreas urbanas, o que é um resultado inesperado. Em geral, mais educação está relacionada a maiores chances em conseguir emprego, ao menos porque funciona como um sinalizador das habilidades pessoais para os empregadores.

Conforme as mães das áreas urbanas (rurais) ficam mais velhas, a probabilidade de trabalhar aumenta em 2,3 (3,0) pontos percentuais. Os pais também vêem sua chance de estarem empregados aumentar, em 1,6 e 0,5 ponto percentual em áreas urbanas e rurais respectivamente, para cada ano de idade adicional. Nas equações de pais e mães foram incluídas as idades ao quadrado como forma de controlar o efeito do ciclo de vida, em que as chances de emprego e os salários tendem a crescer até certa idade, quando passam a diminuir conforme os indivíduos vão ficando “muito velhos” para o mercado de trabalho.

Outra possibilidade para o efeito negativo das transferências no tempo que os pais dedicam ao trabalho é que se as crianças passam mais tempo na escola têm de reduzir o tempo gasto em outras atividades, tais como trabalho – conforme encontrado nos resultados anteriores – e tarefas domésticas. Dessa forma, outra pessoa da família – os pais, por exemplo – têm de se responsabilizar por atividades extras dentro do domicílio, afetando a alocação de tempo previamente determinada. Isto é, se os pais precisam dedicar mais tempo cuidando da casa, terão menos tempo para o lazer e o mercado de trabalho. Com efeito, embora o engajamento escolar seja elevado tanto entre os beneficiários quanto entre os não-beneficiários, as meninas da área rural que recebem o Bolsa Escola são menos engajadas nas tarefas domésticas do que as que não recebem, o mesmo ocorrendo entre os meninos da área urbana.

Tabela 12 – Efeitos marginais das estimativas próbite das equações de trabalho de mães e pais de áreas urbanas e rurais (estatísticas t entre parênteses)

Decisão de trabalho	Mães		Pais	
	Urbano	Rural	Urbano	Rural
Beneficiário do Bolsa Escola	0,007 (0,62)	-0,002 (-0,13)	0,006 (0,73)	-0,004 (-0,62)
Escolaridade	0,006 (3,81)*	0,008 (2,7)*	-0,003 (-2,56)**	-0,0004 (-0,26)
Idade	0,023 (4,3)*	0,030 (4,44)*	0,016 (6,51)*	0,005 (2,95)*
Idade ao quadrado	-0,0003 (-3,81)*	-0,0003 (-4,1)*	-0,0002 (-8,25)*	-0,0001 (-4,11)*
Branco (1)	-0,048 (-4,09)*	-0,039 (-2,41)**	0,013 (1,43)	-0,015 (-2,22)**
Chefe de família	0,104 (5,04)*	-0,014 (-0,26)	0,104 (6,32)*	0,144 (5,14)*
Número de crianças				
0-5 anos	-0,060 (-8,66)*	-0,029 (-3,47)*	0,016 (2,96)*	0,013 (3,11)*
6-10 anos, meninos	0,011 (1,44)	0,004 (0,39)	0,024 (4,09)*	-0,007 (-1,78)***
11-15 anos, meninos	0,031 (4,12)*	0,020 (2,13)**	0,011 (1,94)***	-0,005 (-1,39)
16+ anos, meninos	-0,022 (-2,52)**	0,015 (1,6)	0,010 (1,51)	0,001 (0,24)
6-10 anos, meninas	0,038 (4,92)*	0,021 (2,19)**	0,030 (4,98)*	0,0002 (0,04)
11-15, meninas	0,032 (4,28)*	0,027 (2,67)*	0,016 (2,76)*	-0,002 (-0,53)
16+ anos, meninas	0,024 (2,28)**	0,015 (1,21)	-0,002 (-0,23)	0,011 (2,14)**
Região geográfica (2)				
Norte	-0,032 (-1,55)	0,049 (1,1)	0,071 (4,72)*	0,014 (0,82)
Nordeste	0,009 (0,75)	-0,006 (-0,29)	0,018 (1,87)***	-0,002 (-0,21)
Sul	0,065 (3,24)*	0,062 (2,16)**	-0,002 (-0,12)	0,007 (0,64)
Centroeste	-0,053 (-2,7)*	-0,133 (-3,84)*	0,010 (0,64)	0,013 (1,03)
Observações.	9693	4567	9792	4851
Wald chi2 (17)	287,90	142,07	302,90	120,74
obs. P	0,4128	0,7226	0,8193	0,9559
pred. P (x-barra)	0,4103	0,7275	0,8257	0,9632

* Estatisticamente significativo a 1%;

** Estatisticamente significativo a 5%;

*** Estatisticamente significativo a 10%.

(1) Não-brancos incluem pretos, pardos, amarelos e indígenas.

(2) A região sudeste foi omitida.

Mães de cor ou raça branca têm probabilidade 4,8 (3,9) pontos percentuais menor de estar empregadas do que mães não-brancas em áreas urbanas (rurais). A cor da pele não afeta a probabilidade de trabalho dos pais na área urbana, mas a reduz em 1,5 pontos percentuais se eles residem em áreas rurais.

A última característica individual analisada, no caso de pais e mães, é se a pessoa é o chefe da família. Como esperado, chefes de família têm probabilidade de trabalhar 10,4 pontos percentuais maior do que não-chefes para mães das áreas urbanas e 14,4 pontos percentuais maior para pais das áreas rurais. O efeito de ser chefe de família na decisão de trabalho de mães da área rural não é estatisticamente significativa, talvez porque menos de 1% das famílias da área rural tenham a mãe como chefe na amostra analisada.

Em relação à composição da família, o número de crianças afeta mais o trabalho das mães do que o dos pais, o que é um resultado esperado uma vez que, ao menos no Brasil, mães são mais propensas a cuidar dos filhos e pais mais propensos a participar do mercado de trabalho. Para mães da área urbana (rural), conforme o número de crianças menores de 5 anos de idade aumenta, suas chances de trabalhar diminuem em 6,0 (2,9) pontos percentuais. Pais da área urbana (rural), por outro lado, têm sua probabilidade de trabalhar aumentada em 1,6 (1,3) pontos percentuais para cada filho ou filha menor de 5 anos de idade. Bebês e crianças muito novas em geral necessitam de muito mais atenção, cuidado – e recursos monetários – de seus pais.

Embora mães da área urbana tenham probabilidade de trabalho 2,2 pontos percentuais menor para cada filho adicional maior de 16 anos, o incremento no número de filhas em todos os grupos de idade está relacionado ao aumento na probabilidade de trabalho das mães, entre 2,4 e 3,8 pontos percentuais. Além disso, cada filho de 11 a 15 anos de idade aumenta as chances de trabalho das mães das áreas urbanas em 3,1 pontos percentuais. Parece que as crianças substituem as mães nas tarefas domésticas, liberando-as para atividades no mercado de trabalho. Os resultados obtidos para as mães das áreas rurais seguem o mesmo padrão, porém a presença de filhos e filhas com 16 anos ou mais não tem efeito estatisticamente significativo no trabalho das mães.

No caso dos pais, o efeito da presença de mais crianças na probabilidade de trabalho é, em geral, ou positivo ou não significativo. Entretanto, um filho a mais com idade entre 6 e 10 anos reduz a probabilidade de trabalho de pais das áreas rurais em 0,7 ponto percentual. Não se acredita que pais dividam o trabalho com seus filhos mais novos, a não se que eles considerem importante ensinar como cuidar da propriedade rural desde muito cedo –

caso em que as crianças são incluídas na categoria “trabalha na produção de bens para o próprio consumo”, o que não é considerado tarefa doméstica e sim trabalho.

Finalmente, mães da área urbana (rural) têm probabilidade de trabalho 6,5 (6,2) pontos percentuais maior se moram na região sul e 5,3 (13,3) menor se moram no centroeste, comparado com as que moram no sudeste. Pais da área urbana têm probabilidade de trabalhar maior quando vivem no norte e nordeste e pais da área rural têm chances ainda maiores de trabalhar quando vivem na região sul, comparado com pais que moram no sudeste.

Em relação à oferta de horas de trabalho, os parâmetros estimados pelo procedimento de Heckman em dois estágios estão na Tabela 13. Embora o Bolsa Escola não afete a decisão dos pais em participar do mercado de trabalho, é capaz de alterar a jornada semanal. Mães da área urbana trabalham 1,5 horas a mais na semana quando recebem o benefício. Em áreas rurais, por outro lado, mães (pais) beneficiárias (os) têm jornada semanal de trabalho 1,8 (0,6) horas menor do que a jornada de não-beneficiárias (os). O efeito das transferências no tempo que os pais da área rural dedicam ao mercado de trabalho não é estatisticamente significativo.

A racionalidade por trás do efeito negativo das transferências sobre a jornada de trabalho dos pais foi discutida anteriormente por Parker e Skoufias (2001). Para cumprir as condições requeridas para receber o benefício, pais e mães precisam dedicar mais tempo para as crianças – ao menos para levá-las a escola. Apesar dos esforços governamentais em oferecer transporte público gratuito para estudantes, este ainda não está disponível em todos os lugares. Mesmo em áreas rurais, em que os ônibus escolares são mais comuns – por causa das maiores distâncias a serem percorridas para chegar à escola – os pais precisam levar seus filhos aos pontos de ônibus, que podem não se localizar na porta de suas casas.

Tabela 13 – Parâmetros estimados pelo procedimento de Heckman em dois estágios para as equações de horas de trabalho de pais e mães das áreas urbanas e rurais (estatísticas t entre parênteses)

Horas de trabalho na semana	Mães		Pais	
	Urbano	Rural	Urbano	Rural (3)
Beneficiário do Bolsa Escola	1,455 (2,36)**	-1,842 (-2,6)*	-0,635 (-2,01)**	-0,789 (-1,32)
Escolaridade	0,360 (3,51)*	-0,147 (-1,07)	0,122 (2,52)**	0,150 (1,31)
Idade	-0,199 (-3,51)*	-0,065 (-1,26)	-0,044 (-1,86)***	-0,067 (-1,65)***
Branco (1)	-0,760 (-1,07)	2,233 (3,33)*	0,629 (1,98)**	1,398 (2,45)**
Chefe de família	3,614 (2,77)*	11,881 (5,28)*	-0,794 (-1,06)	-1,704 (-0,66)
Número de crianças				
0-5 anos	-1,411 (-2,18)**	0,453 (1,05)	0,165 (0,86)	-0,577 (-1,78)***
6-10 anos, meninos	-0,398 (-0,93)	-0,049 (-0,11)	-0,239 (-1,05)	0,006 (0,02)
11-15 anos, meninos	1,163 (2,39)**	-1,271 (-2,98)*	0,332 (1,52)	-0,042 (-0,13)
16+ anos, meninos	-0,287 (-0,54)	-0,791 (-2)**	0,253 (0,99)	0,203 (0,62)
6-10 anos, meninas	0,812 (1,57)	-0,380 (-0,87)	-0,349 (-1,43)	-1,369 (-3,98)*
11-15, meninas	1,663 (3,28)*	0,301 (0,64)	-0,085 (-0,37)	-0,228 (-0,65)
16+ anos, meninas	0,433 (0,72)	0,088 (0,17)	-0,280 (-0,91)	-0,106 (-0,23)
Constante	29,659 (4,78)*	36,006 (9,46)*	49,019 (34,57)*	54,207 (20,42)*
Decisão de trabalho	Resultados na Tabela 12			
Inversa de Mills				
lambda	5,281 (1,12)	-14,001 (-3,2)*	-1,132 (-0,43)	-16,267 (-2,9)*
rho	0,292	-0,800	-0,089	-1,000
sigma	18,085	17,492	12,769	16,267
lambda	5,281	-14,001	-1,132	-16,267
Observações.	9693	4567	9792	4581
Censuradas	5692	1267	1769	202
Não censuradas	4001	3300	8023	4379
Wald chi2 (24)	288,82	149,63	193,63	104,33

* Estatisticamente significativa a 1%; ** Estatisticamente significativa a 5%; *** Estatisticamente significativa a 10%.

(1) Não-brancos incluem pretos, pardos, amarelos e indígenas.

(2) A região sudeste foi omitida.

(3) estimative em dois estágios de rho = -1.1864554 é truncada para -1.

Finalmente, não se pode esquecer do efeito-renda dos adultos. Com uma renda maior, devido às transferências do Bolsa Escola, as famílias que recebem o benefício podem aumentar seu consumo de todos os bens normais, incluindo lazer, de forma que os pais podem “ajustar” sua oferta de trabalho às novas restrições.

Por outro lado, se as crianças beneficiárias tendem a trabalhar menos no mercado de trabalho, terão mais tempo para dedicar a outras atividades no período complementar à escola. Mas crianças poderão dividir seu tempo entre escola, lazer e tarefas domésticas sob o programa Bolsa Escola, o que pode ser o caso das meninas da área urbana, em que 80% das beneficiárias e 76% das não-beneficiárias com idade entre 10 e 15 anos são responsáveis por tarefas domésticas. A consequência indireta desse fato é que as mães de famílias beneficiárias do Bolsa Escola que moram em áreas urbanas podem dedicar mais tempo ao mercado de trabalho.

A questão é porque os efeitos do Bolsa Escola sobre a jornada de trabalho das mães são diferentes para as áreas urbana e rural. O programa tem impacto negativo sobre o trabalho infantil tanto na área urbana quanto na área rural, de forma que seria esperado que se menos crianças trabalham sob o Bolsa Escola, mais crianças estarão dividindo seu tempo entre escola, lazer e tarefas domésticas, em ambas as áreas. Uma resposta possível é que as escolas são mais perto de casa nas áreas urbanas, o que requer menos tempo de viagem entre a escola e o domicílio, comparado com áreas rurais em que podem ser gastas algumas horas para completar o percurso. Entretanto, se este é o caso, o programa deveria ter um impacto positivo na jornada de trabalho dos pais da área urbana também, não somente das mães. As razões pelas quais pais e mães da área urbana respondem de forma diferente às transferências, em relação à jornada de trabalho, são uma questão em aberto. Sabe-se, contudo, que as atividades do domicílio, como fazer supermercado e levar crianças para a escola estão mais relacionadas à mãe do que ao pai.

Outra explicação possível para o efeito positivo do Bolsa Escola sobre o tempo que as mães da área urbana dedicam ao mercado de trabalho, discutido por Parker e Skoufias (2001), é que como os pagamentos são efetuados mensalmente, as mães podem fazer compras de supermercado com menos frequência, ou então comprar o suficiente para o mês de uma só vez, reduzindo o tempo necessário para tais atividades, o que permitiria um aumento no número de horas trabalhadas.

Os efeitos da educação e da idade na jornada de trabalho são pequenos, mas geralmente estatisticamente significantes. Nas áreas urbanas, um ano a mais na educação das

mães (pais) representa uma jornada de trabalho semanal ligeiramente mais longa, 0,36 (0,12) horas maior. Por outro lado, um ano a mais de idade para as mães das áreas urbanas corresponde a um decréscimo na jornada semanal de trabalho de 0,20 horas, e um ano de idade a mais para os pais das áreas urbanas (rurais) levam a jornada semanal de trabalho 0,04 (0,07) hora menores.

Embora os pais de cor ou raça branca tenham probabilidade de trabalhar menor do que a dos não-brancos (conforme a Tabela 12), na Tabela 13 nota-se que as mães de cor ou raça branca da área rural passam mais tempo em atividades de trabalho na semana do que as não-brancas – 2,23 horas a mais. Além disso, pais brancos da área urbana (rural) têm jornada de trabalho semanal 0,63 (1,40) hora mais longa do que a dos não-brancos.

Ser chefe de família não afeta o tempo que os pais passam no mercado de trabalho, mas tem impacto positivo e estatisticamente significativo na jornada de trabalho das mães. Mães da área urbana que são chefes de família passam 3,61 horas a mais na semana trabalhando do que as não-chefes. Nas áreas rurais o efeito é ainda maior – se as mães são chefes sua jornada de trabalho é 11,88 horas maior do que se não são chefes de família. Contudo, a proporção de famílias chefiadas pelas mães é muito pequena nas áreas rurais, cerca de 1%.

Finalmente, a presença de crianças adicionais na família é relacionada a um declínio na jornada semanal de trabalho de mães e pais das áreas rurais, embora os coeficientes não sejam sempre estatisticamente significativos. Para mães da área rural, no entanto, cada criança adicional com menos de 6 anos de idade reduz a jornada de trabalho semanal em 1,41 horas e um filho (filha) a mais com idade entre 11 e 15 anos aumenta o tempo dedicado ao mercado de trabalho na semana em 1,16 (1,66) horas, reforçando o efeito encontrado na análise de participação no mercado de trabalho.

2.6 Conclusões

O objetivo deste estudo é medir o impacto do programa brasileiro de transferência de renda condicional à educação – Bolsa Escola – sobre as decisões de trabalho das famílias. A estratégia empírica utilizada foi a estimação, separadamente, da probabilidade de trabalho de crianças, mães e pais, condicional ao recebimento do benefício, por meio de modelo próbite. Também foram estimadas, separadamente, as horas de trabalho ofertadas por crianças, mães e pais por meio do procedimento de Heckman em dois estágios.

Foram utilizados dados da PNAD 2003, considerando-se apenas famílias elegíveis ao programa Bolsa Escola, isto é, famílias com crianças entre 6 e 15 anos de idade e renda *per capita* mensal de menos de meio salário mínimo. A unidade de observação é a criança e foram mantidos apenas os registros com informação completa, o que resulta em 14.434 observações. Ademais, o grupo de tratamento é formado pelas crianças (e seus pais) que recebem os benefícios do Bolsa Escola mensalmente, enquanto o grupo de comparação é composto pelas crianças (e pais) que se inscreveram no programa, mas ainda não recebem o benefício.

As crianças foram divididas em grupos de acordo com a idade (de 6 a 10 e de 11 a 15 anos), gênero e residentes das áreas urbana e rural, o que levou a obtenção de oito conjuntos de resultados para a participação na força de trabalho e outros oito conjuntos de resultados para a jornada semanal de trabalho. No caso de pais e mães, estes foram divididos em residentes das áreas urbanas e rurais, levando à estimação de quatro conjuntos de resultados para a participação no mercado de trabalho e quatro conjuntos de resultados para a oferta de horas de trabalho na semana. Para estimar a participação no mercado de trabalho a variável dependente do modelo próbite é se o indivíduo declarou estar trabalhando ou não na semana de referência. As variáveis explicativas incluem características individuais, regionais e familiares, além da participação no programa Bolsa Escola. Também foram incluídas características de pais e mães como variáveis explicativas nas equações das crianças. No caso das estimativas da jornada semanal de trabalho, a variável dependente é o número de horas que o indivíduo dedica ao mercado de trabalho na semana.

Os resultados mostram que o Bolsa Escola é mais efetivo na redução do trabalho infantil para as meninas do que para os meninos. O programa reduz a probabilidade de participação no mercado de trabalho para meninas com idade entre 6 e 10 anos das áreas urbanas e rurais, e também para meninos das áreas urbanas e meninas das áreas rurais com idade entre 11 e 15 anos. Além disso, os meninos da área urbana com idade entre 11 e 15 anos reduzem o tempo gasto no mercado de trabalho quando recebem o benefício. Esses resultados são opostos aos encontrados em pesquisas anteriores, e acredita-se que a mudança no questionário e o período de tempo que se passou entre a implementação e a pesquisa sejam o motivo para tal diferença. Ao contrário da PNAD 2001, em 2003 existem duas perguntas sobre a participação no Bolsa Escola: uma em que se investiga se a pessoa está recebendo os benefícios do programa e outra em que se investiga se o indivíduo está inscrito no programa, mas ainda não recebe as mensalidades. Além disso, como o programa foi implementado nacionalmente em 2001 e a pesquisa foi realizada após dois anos de funcionamento, acredita-

se que a população alvo do Bolsa Escola esteja mais consciente a respeito do próprio programa e de seus benefícios, o que levaria a um melhor entendimento e resposta das questões da PNAD.

As decisões de trabalho dos pais sob o efeito do Bolsa Escola ainda não tinham sido investigados. Os resultados mostram que o programa não afeta a probabilidade de pais e mães participar do mercado de trabalho, mas altera a quantidade de horas que é gasta trabalhando. Mães da área rural e pais da área urbana reduzem a jornada de trabalho semanal, ou porque precisam de mais tempo para o cuidado das crianças ou porque podem adquirir mais lazer devido à fonte extra de recursos. Mães da área urbana, no entanto, têm jornada de trabalho maior quando a família participa do Bolsa Escola.

O principal ponto fraco deste estudo está relacionado à definição do grupo de comparação. Pode-se argumentar que problemas de auto-seleção continuem presentes em algum grau, uma vez que a aprovação no programa se dá por ordem de inscrição (desde que a família atenda aos critérios de elegibilidade), e famílias que já estão recebendo o benefício desejam participar do programa mais do que aquelas que estão inscritas. Uma forma de checar a robustez dos resultados obtidos neste estudo é utilizar métodos semi-paramétricos, como o *propensity score matching*, como forma alternativa de controlar a heterogeneidade observada entre os grupos de beneficiários e não-beneficiários – que é uma sugestão para pesquisas futuras.

Referências

CAMERON, A.C.; TRIVEDI, P.K. **Microeconometrics**: methods and applications. New York: Cambridge University Press, 2005. 1034 p.

CARDOSO, E.; SOUZA, A.P. **The impact of income transfers on child labor and school attendance in Brazil**. São Paulo: USP, 2003. Disponível em: <<http://www.econ.fea.usp.br/elianacardoso/ECONBRAS/cardoso-souza.pdf>>. Acesso em: 22 out. 2003.

DuMOUCHEL, W.H.; DUNCAN, G.J. Using sample survey weights in multiple regression analyses of stratified samples. **Journal of the American Statistical Association**, New York, v. 78, n. 383, p. 535-543, Sep. 1983.

FERRO, A.R.; KASSOUF, A.L. Avaliação do impacto dos programas Bolsa Escola sobre o trabalho infantil no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 35, n. 3, p. 417, dez. 2005.

KORN, E.L.; GRAUBARD, B.I. Examples of differing weighted and unweighted estimates from a sample survey. **The American Statistician**, Washington, v. 49, n. 3, p. 291-295, Aug. 1995.

LOHR, S.L.; LIU, J. A comparison of weighted and unweighted analyses in the National Crime Victimization Survey. **Journal of Quantitative Criminology**, New York, v. 10, n. 4, p. 343-360, 1994.

PARKER, S.W.; SKOUFIAS, E. **The impact of progressa on work, leisure and time allocation**. Washington: International Food Policy Research Institute, Oct. 2001. 52 p. Final Report.

PORTELA, A.; EMERSON, P.M.S. Is there a child labor trap? intergenerational persistence of child labor in Brazil. **Economic Development and Cultural Change**, Chicago, v. 51, n. 2, p. 375-98, Jan. 2000.

RAVALLION, M.; WODON, Q. Does child labour displace schooling? evidence on behavioural responses to an enrollment subsidy. **The Economic Journal**, Londres, v. 110, n. 462, p. C158-C175, Mar. 2000.

SCHULTZ, T.P. **School subsidies for the poor: evaluating the mexican Progresa poverty program**. New Haven: Yale University, 2001. 45 p. (Economic Growth Center Discussion Paper, 834).

SCHWARTZMAN, S. **Education-oriented social programs in Brazil: the impact of Bolsa Escola**. Disponível em: <http://www.schwartzman.org.br/simon/pdf/bolsa_escola_eng.pdf>. Acesso em: 5 mar. 2007.

THOMAS, D. Like father, like son; Like mother, like daughter: parental resources and child height. **The Journal of Human Resources**, Madison, v. 29, n. 4, p. 950-988, 1994. Special issue: the damily and intergenerational relations.

THOMAS, D.; STRAUSS, J. Prices, infrastructure, household characteristics and child height. **Journal of Development Economics**, Amsterdam, v. 39, n. 2, p. 301-331, 1992.

WAHBA, J. The influence of market wages and parental history on child labour and schooling in Egypt. **Journal of Population Economics**, Berlin, v. 19, n. 4, p. 823-852, Feb. 2006.

WOOLDRIDGE, J.M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. Cambridge: MIT Press, 2002. 776 p.

YAP, Y.; SEDLACEK, G.; ORAZEM, P.F. **Limiting child labor through behavior-based income transfers: an experimental evaluation of the PETI program in rural Brazil**. Disponível em: <http://poverty.worldbank.org/files/11375_orazem-peti-brazil.pdf>. Acesso em: 17 mar. 2003.

3 JOVENS E ADULTOS NO MERCADO DE TRABALHO: UMA ANÁLISE AGREGADA USANDO SÉRIES TEMPORAIS

Andrea R. Ferro

Jasper Hoek

Ana Lúcia Kassouf

Resumo

O objetivo deste artigo é investigar a relação entre o emprego de jovens e adultos no mercado de trabalho Brasileiro, de forma agregada. Utilizam-se dados da Pesquisa Mensal de Emprego – PME de janeiro de 1991 a dezembro de 1999 e o ferramental econométrico de séries temporais. Estimaram-se modelos vetoriais autoregressivos com correção de erro e foram calculadas as funções de impulso-resposta e a decomposição do erro de previsão. Os resultados obtidos mostram que o emprego de jovens está positivamente relacionado com o emprego de homens e mulheres adultos, embora o efeito do emprego de homens adultos seja menor do que o efeito do emprego das mulheres adultas sobre o emprego dos jovens.

Palavras-chave: Trabalho de jovens e adultos; Substituição; Mercado de trabalho; Brasil.

Abstract

The aim of this paper is to investigate the relationship between youths and adults in Brazilian labor force. We compare data on the employment of youth 15-17 year old with data on employment of 18-64 year old adult males and adult females in six metropolitan regions from January 1991 to December 1999. We estimate multivariate autoregressive models to perform impulse-response and forecast-error variance decomposition analysis. Our findings suggest that adult and youth employment are positively related, although male adult employment explains a smaller proportion of youth employment variance than does female employment.

Keywords: Youth and adult employment; Substitution; Brazilian labor market.

3.1 Introdução

O objetivo deste estudo é investigar a relação entre jovens e adultos no mercado de trabalho das regiões metropolitanas brasileiras. O ferramental econométrico de séries temporais é utilizado, estimando-se um modelo autoregressivo vetorial com correção de erro e funções de impulso-resposta.

Hamermesh e Grant (1979) analisam os estudos econométricos que tratam da substituição trabalho-trabalho e suas implicações para políticas públicas. Os autores argumentam que, a despeito dos resultados empíricos estarem consolidados no que concerne a relação entre trabalho qualificado e trabalho não-qualificado, ainda há questões em aberto

sobre a substituíbilidade entre trabalhadores com diferentes níveis educacionais, homens e mulheres e jovens e adultos na força de trabalho.

No que diz respeito à substituíbilidade entre jovens e adultos, Grant e Hamermesh (1981) estimaram as elasticidades de substituição de Hicks para obter o efeito da mudança nas quantidades relativas dos fatores (trabalho e capital) sobre os preços relativos do trabalho (salários), utilizando dados em *cross-section* dos Estados Unidos. Os autores concluem que jovens e mulheres adultas são substitutos, enquanto jovens e homens adultos são complementares na função de produção.

Diamond e Fayed (1998), por sua vez, testaram se o trabalho adulto e infantil eram substitutos na indústria egípcia, seguindo a metodologia proposta por Grant e Hamermesh. A partir de dados em *cross-section*, encontraram que crianças e homens são complementares e crianças e mulheres são substitutos no mercado de trabalho. Diamond e Fayed não conseguiram estabelecer, no entanto, qual seria o efeito da eliminação do trabalho infantil no mercado de trabalho de adultos.

Mais recentemente, Doran (2006) desenvolveu uma estratégia para responder à questão de substituíbilidade entre a oferta de trabalho de adultos e crianças. Suas conclusões dão suporte ao axioma da substituição, proposta por Basu e Van (1998), pela qual crianças e adultos são substitutos sob o ponto de vista das firmas (de acordo com uma escala adulto-equivalente). Doran ainda conclui que a família típica ficaria melhor se o trabalho infantil fosse eliminado, uma vez que a perda dos rendimentos das crianças seria compensada pelo aumento da demanda pelo trabalho de adultos.

O uso de séries temporais para analisar a substituição trabalho-trabalho pode ser encontrada em um estudo para o Brasil em que estima-se a substituíbilidade entre homens e mulheres no mercado de trabalho formal, a partir de dados mensais do Cadastro Geral de Empregados e Desempregados – CAGED, informados pelas empresas ao Ministério do Trabalho e Emprego (LOUREIRO; SACHSIDA, 2002).

A contribuição deste estudo está na análise da relação entre jovens e adultos no mercado de trabalho de forma agregada, sob o ponto de vista do mercado de trabalho, e levando-se em consideração a sua evolução ao longo do tempo. As pesquisas anteriores utilizam cortes seccionais para estudar a relação entre jovens e adultos no mercado (ou analisam a oferta sob o ponto de vista da família, a partir de microdados).

O estudo organiza-se da seguinte forma: na próxima seção discute-se a estratégia empírica; a seção 3.3 trata dos dados e das estatísticas descritivas; na seção seguinte os principais resultados econométricos são discutidos e a seção 3.5 conclui o trabalho.

3.2 Estratégia empírica

Entender como os fatores de produção interagem no mercado de trabalho é importante, entre outras coisas, para guiar as políticas públicas. Saber como um fator, tal como trabalho qualificado, reage a variações em outros fatores, tais como trabalho não qualificado ou capital, permitem ao gestor público prever os impactos de uma determinada política, como a taxação do capital, no restante da economia ou ao menos na indústria a que se refere.

Neste estudo propõe-se a análise de Funções Impulso-Resposta - IRF, obtidas por meio da Estimação de Vetores Auto-regressivos com Correção de Erro - VECM. Ademais, a Análise da Decomposição do Erro de Previsão – FEVD permitirá que se discuta a relevância dos resultados obtidos em termos da influência que as demais variáveis do modelo têm sobre uma determinada variável.

Através da IRF, podemos verificar se um choque ou variação exógena em uma das variáveis do modelo tem impacto significativo nas demais variáveis. Por exemplo, uma variação exógena na quantidade de homens adultos empregados tem impacto na quantidade de jovens empregados? E na quantidade de mulheres empregadas? É um impacto positivo ou negativo? A decomposição do erro de previsão dirá o quanto da “resposta” é devido ao “impulso”, ou seja, se o comportamento de uma variável é capaz de “explicar” a resposta das demais variáveis do modelo.

Por exemplo, se os resultados obtidos apontarem para um efeito negativo do emprego de adultos sobre o emprego dos jovens, têm-se indícios de que jovens e adultos são substitutos no mercado de trabalho. Contudo, a natureza da análise não permite afirmar relações de substituição ou complementaridade – permite apenas destacar os indícios dessas relações – uma vez que para afirmar com certeza é necessário obter as elasticidades de Hicks ou Allen-Uzawa, por exemplo, em geral derivadas da estimativa dos parâmetros de funções de produção do tipo translog ou CES.

A proposta deste estudo é, portanto, analisar as relações entre o trabalho de jovens e adultos de forma exploratória. A implementação da metodologia proposta por Grant e Hamermesh (1981) está fora do escopo deste trabalho, pois requer a estimação de funções de produção (ou da dual função custo) que exige melhores informações sobre o fator capital e sobre a produção do que as disponíveis para este estudo.

3.3 Base de dados utilizada

A escolha das variáveis utilizadas para investigar a relação entre o emprego de jovens e adultos no mercado de trabalho brasileiro é baseada numa função de produção típica – de acordo com a teoria econômica – em que a quantidade produzida é função das quantidades empregadas de trabalho e capital. Os dados sobre número de jovens e adultos empregados foram obtidos através da Pesquisa Mensal de Emprego – PME, coletados em seis regiões metropolitanas (Recife, Salvador, Belo Horizonte, São Paulo e Porto Alegre) pelo Instituto Nacional de Geografia e Estatística – IBGE¹⁸. Como *proxy* da quantidade produzida utiliza-se o Índice de Produção Física Industrial, calculado pelo IBGE a partir da Pesquisa Industrial Mensal¹⁹. O consumo de energia elétrica, que representa o capital, disponibilizado pelo Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas - IPEA, diz respeito a quantidade mensal de energia elétrica utilizada para fins comerciais, ou seja, exclui-se o consumo residencial. O período analisado vai de janeiro de 1991 a dezembro de 1999, em que todas as variáveis utilizadas são disponíveis.

Foram considerados jovens os indivíduos com idade entre 15 e 17 anos e adultos aqueles com idade entre 18 e 64 anos. Dentre os adultos, também distinguiu-se entre homens e mulheres, uma vez que pesquisas anteriores revelam que os jovens têm relação diferente entre homens e mulheres adultos no que se refere ao mercado de trabalho (HAMERMESH; GRANT, 1979, DIAMOND; FAYED, 1998). Além disso, pessoas com mais de 12 anos de escolaridade (ou seja, mais do que o colegial completo) foram excluídos da amostra por três razões: em primeiro lugar, pessoas com alguma educação superior a princípio não competem pelos mesmos postos de trabalho com aquelas que têm até o colegial completo (embora essa competição seja possível ao longo do tempo por conta da adoção de tecnologias, que exigem mais qualificação da mão-de-obra); segundo, o colegial completo é o nível de educação mais elevado que um indivíduo com 17 anos de idade pode obter; finalmente, a proporção de pessoas que vão além do colegial é realmente pequena no Brasil, cerca 12% da população adulta, de acordo com a PNAD 2004.

3.3.1 Descrição dos dados: produção, capital e trabalho ao longo do tempo

A Figura 1 mostra a evolução das variáveis utilizadas como *proxy* da produção – o índice de produção física industrial – e do capital – o consumo de energia elétrica (em

¹⁸ É importante notar que os dados utilizados provêm de uma pesquisa domiciliar e, nesse sentido, as informações de emprego refletem a oferta de trabalho. Sob a hipótese de equilíbrio de mercado, no entanto, é possível considerar tal informação como equivalente à demanda por trabalho.

¹⁹ Utiliza-se o índice de base fixa mensal dessazonalizado pelo método X-11.

milhões de kilowatts-hora). As variáveis foram transformadas em logaritmos naturais. Nota-se que a série da produção é crescente entre 1992 e 1995 (aproximadamente), mas na segunda metade do período estudado parece oscilar em torno da média. O consumo de energia elétrica, por outro lado, apresenta uma tendência clara de crescimento durante todo o período analisado.

Figura 1 – Consumo de energia elétrica (capital) e índice de produção física industrial (produção), janeiro de 1991 a dezembro de 1999 (em ln)

A Figura 2 mostra a evolução do emprego de jovens e adultos, em milhões de empregados (em ln). O comportamento do número de empregados homens e mulheres é semelhante ao longo do tempo, diferindo basicamente em relação ao nível – há mais homens do que mulheres empregadas a cada período. Ademais, o incremento no número de adultos empregados é pequeno em cada período, porém constante. Por outro lado, o número de jovens empregados é decrescente, e essa tendência é mais clara a partir de 1997.

Figura 2 – Número de jovens, mulheres e homens empregados – em milhões de pessoas (ln), janeiro de 1991 a dezembro de 1999

Finalmente, a Tabela 1 apresenta a correlação entre pares de variáveis. Os resultados sugerem relação positiva entre o número de empregados homens e mulheres, ou seja, quanto maior o número de homens empregados, maior o número de mulheres empregadas, o que é consistente com o fato de ambos crescerem ao longo do tempo. O número de empregados adultos, tanto homens quanto mulheres, também apresentam relação positiva com a produção e com o consumo de energia elétrica. Nota-se ainda que produção e consumo de energia elétrica são positivamente correlacionados.

A correlação entre o número de jovens empregados e as demais variáveis da análise, por outro lado, são negativas, já que o emprego de jovens é a única série com tendência negativa enquanto todas as outras apresentam crescimento ao longo do tempo. Contudo, os valores são menores do que os observados em pares que não incluem o emprego de jovens.

Tabela 1 - Correlação entre pares de variáveis: jovens, homens e mulheres empregados, índice de produção física e consumo de energia elétrica

	Produção	Consumo de energia	Homens empregados	Mulheres empregadas	Jovens empregados
Produção	1				
Consumo de energia	0.8225	1			
Homens empregados	0.8825	0.9021	1		
Mulheres empregadas	0.8647	0.9606	0.9295	1	
Jovens empregados	-0.4729	-0.7581	-0.5659	-0.6448	1

3.4 Análise econométrica

Nesta seção apresentam-se as funções de impulso-resposta derivadas de estimativa de parâmetros de um modelo autoregressivo vetorial com correção de erro. Uma das vantagens em se utilizar o ferramental de vetores auto-regressivos é que não é necessário assumir exogeneidade das variáveis. A principal crítica, por sua vez, consiste na afirmativa de que há “falta de embasamento teórico” nas análises e conclusões. Não será possível, com a análise proposta, concluir a respeito da substituição entre os fatores de produção – para isso seria necessário calcular as elasticidades de uma função de produção. Contudo, como análise exploratória do emprego de jovens e adultos, a estratégia empírica proposta pode ser considerada um ferramental adequado, pois leva em consideração as características peculiares das séries temporais.

As variáveis utilizadas na especificação do modelo são: o número de jovens, homens e mulheres ocupados (em milhões de pessoas), o consumo de energia elétrica (em milhões de kilowatts-hora) e o índice de produção física industrial. Todos os dados foram transformados em logaritmos naturais.

O primeiro passo em análise de séries temporais é verificar a estacionariedade dos dados. Quando as séries são não estacionárias corre-se o risco de se obter regressões espúrias. Em geral, séries que não são estacionárias no nível podem tornar-se estacionárias na primeira diferença – são séries que possuem apenas uma raiz unitária e são conhecidas como processos integrados de ordem 1, $I(1)$.

A Tabela 2 mostra os resultados dos testes de raiz unitária, obtidos através do teste Dickey-Fuller modificado, proposto por Elliot, Rottenberg e Stock (1996), com e sem

tendência e com as defasagens indicadas²⁰. Em nenhum dos casos foi possível rejeitar a hipótese nula de estacionariedade.

Tabela 2 – Testes de raiz unitária Dickey-Fuller modificado (DF-GLS)

Variável	Com tendência		Sem tendência	
	Defasagens	Teste Estatístico	Defasagens	Teste Estatístico
Jovens empregados	11	-1.418	1	0.623
Homens empregados	8	-1.250	1	0.469
Mulheres empregadas	12	-1.543	12	0.722
Consumo de energia	12	-1.585	12	1.534
Produção	1	-2.151	1	-0.121

Nota: =95

Admitindo-se que as séries possuem uma raiz unitária, os modelos econométricos devem ser ajustados utilizando-se as séries nas suas primeiras diferenças. No entanto, é necessário primeiro verificar a existência de relações de co-integração entre as variáveis, já que a especificação de modelos nas diferenças na presença de cointegração leva a estimativas inconsistentes dos parâmetros (ENDERS, 1995).

A Tabela 3 mostra os valores obtidos para os testes do traço e do λ máximo, seguindo o procedimento de Johansen (1988) para análise de cointegração²¹. Ambos os testes sugerem a existência de um vetor de cointegração, de forma que é necessário ajustar o modelo autoregressivo vetorial, incluindo um vetor de correção de erros. Os parâmetros estimados do modelo VEC são apresentados no Anexo D.

²⁰ Esse teste foi realizado utilizando o commando – dfgls – no Stata, e é essencialmente “um teste Dickey-Fuller aumentado (...) em que as séries são transformadas através de mínimos quadrados generalizados antes de se realizar o teste”.

²¹ O procedimento de Johansen utiliza testes de razão de verossimilhança baseados em autovalores (λ) para determinar o número r de relações de cointegração em um modelo vetorial autoregressivo integrado. O teste do traço é dado por $LR_{traço} = -T \sum_{i=r+1}^K (1 - \hat{\lambda}_i)$ e compara a hipótese nula de que existem r ou menos relações de cointegração com a hipótese alternativa de que há mais de r relações de cointegração. O teste do λ máximo (ou máximo autovalor) é dado por $LR_{max} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r-1})$ e compara a hipótese nula de que o modelo contém r relações de cointegração com a hipótese alternativa de que existem $r+1$ relações de cointegração.

Tabela 3 – Resultados dos testes de co-integração

Rank máximo	Testes			
	traço		λ máximo	
0	87,2881	*	47,1329	*
1	40,1552		21,2233	
2	18,9319		13,4415	
3	5,4904		5,4445	
4	0,0459		0,0459	

Nota: Modelo com uma defasagem.

* significativo a 1%.

3.4.1 Funções de Impulso-Resposta

Para obter as funções de impulso-resposta, utiliza-se a decomposição de Cholesky, em que a ordem das variáveis afeta o resultado final obtido. No presente estudo, tanto a escolha das variáveis quanto a ordem de entrada para a obtenção das funções de impulso-resposta são baseadas na teoria econômica da produção, em que a quantidade produzida é função do capital e trabalho empregados.

Sabe-se que, no Brasil, os homens são geralmente os chefes de família e, em geral, o principal trabalhador no domicílio. A participação das mulheres pode ser considerado um fenômeno relativamente recente, sendo que em muitos casos a entrada no mercado de trabalho compete com o cuidado das crianças e da casa, por exemplo, principalmente quando os custos relativos de contratação deste tipo de serviços é elevado. Crianças e jovens, por sua vez, muitas vezes são inseridos no mercado de trabalho em situações em que os pais estão desempregados ou sub-empregados. Ainda no caso dos jovens, a decisão de trabalhar compete com a decisão de estudar – mesmo nos casos em que estudo e trabalho são concomitantes – de forma que os jovens trabalham se a renda obtida compensa a perda em termos do tempo dedicado ao estudo, por exemplo. Dessa forma, pode-se dizer que os jovens são os trabalhadores mais sazonais sob o ponto de vista da família. Esses padrões podem ser observados pela inspeção dos dados de emprego, apresentados na Figura 2, em que se verifica a maior frequência de homens no mercado de trabalho, seguido por mulheres e jovens.

Em relação à utilização do capital, representado pelo consumo de energia elétrica, tem-se dois argumentos. Primeiro, pode-se argumentar que sem a utilização de capital – ou seja, apenas utilizando-se trabalho – não há produção, de forma que a utilização de capital influencia a utilização de trabalho na economia. Por outro lado, admitindo-se que capital e

trabalho são separáveis na função de produção, não faz diferença se o consumo de energia vem antes ou depois do emprego na estimação das funções de impulso-resposta²².

A ordem de entrada das variáveis no modelo estimado é: quantidade consumida de energia elétrica (*lconseeqm*), homens empregados (*lnempm_m*), mulheres empregadas (*lnempm_f*), jovens empregados (*lnempm_y*) e índice de produção física (*lindprodsz*).

A Figura 3 mostra a resposta do emprego dos jovens a choques nas demais variáveis do modelo, durante 12 períodos (step). No quadro superior esquerdo nota-se que um aumento exógeno no consumo de energia elétrica reduz o emprego dos jovens, sendo que a partir do quinto mês após o choque a resposta estabiliza-se em um nível mais baixo que o inicial. A resposta do emprego juvenil a um choque na produção, no quadro superior direito, também é negativa, mas de magnitude menor que a resposta ao choque no consumo de energia.

Por outro lado, o emprego dos jovens responde positivamente a choques no emprego de adultos, sendo que o impacto é maior no caso dos choques no emprego feminino (quadro inferior esquerdo) do que no caso dos choques no emprego masculino (quadro inferior direito).

²² Com efeito, os resultados obtidos utilizando-se a ordem “energia, homens empregados, mulheres empregadas, jovens empregados e produção” coincidem com os resultados utilizando-se “homens, mulheres e jovens empregados, energia e produção” como ordem de entrada das variáveis. Em relação ao ordenamento do emprego em “homens, mulheres e jovens”, apesar de algumas diferenças nos resultados quando utilizam-se diferentes ordens de entrada, o argumento proposto parece razoável. A comparação entre os resultados de diferentes ordenamentos encontra-se no Anexo C.

Figura 3 – Resposta do emprego dos jovens a choques aleatórios (positivos) nas demais variáveis do modelo

A Figura 4 mostra que o emprego masculino é positivamente afetado pelo choque no consumo de energia elétrica (quadro superior esquerdo) e pelo choque na produção (quadro superior direito, embora esta última tenha um impacto reduzido, quando comparado ao impacto das demais variáveis. Ademais, um choque aleatório no emprego feminino reduz o emprego masculino (quadro inferior esquerdo), enquanto choques no emprego dos jovens têm impacto positivo no emprego dos homens (quadro inferior direito).

Figura 4 – Resposta cumulativa do emprego dos homens a choques aleatórios (positivos) nas demais variáveis do modelo

Finalmente, a Figura 5 mostra a resposta do emprego feminino a variações nas demais variáveis. Novamente, tanto o impacto do consumo de energia quanto o impacto da produção são positivos, embora o impacto do consumo de energia seja maior, conforme pode ser visto nos quadros superiores esquerdo e direito, respectivamente. Além disso, o emprego dos homens aumenta o emprego feminino, sendo que no início do período estimado o impacto é maior (quadro inferior esquerdo). Choques aleatórios no emprego de jovens provocam aumento no emprego feminino, de acordo com os resultados mostrados no quadro inferior direito.

Figura 5 – Resposta do emprego das mulheres a choques aleatórios (positivos) nas demais variáveis do modelo

3.4.2 Decomposição do erro de previsão

Para complementar a análise das funções de impulso-resposta, a Tabela 4 mostra a Decomposição da Variância do Erro de Previsão - FEVD. A decomposição do erro de previsão calcula a fração do erro quadrático médio que é devido ao impulso, ou seja, é o “poder explicativo” do impulso numa função de impulso resposta.

A primeira linha da Tabela 4 mostra as proporções da variância do consumo de energia elétrica que são devidas ao impulso nas variáveis descritas nas colunas. Impulsos na própria variável são responsáveis por cerca de 60,9% da variância, enquanto impulsos na produção têm pouca importância. O impulso no emprego feminino, por sua vez, explica boa parte da variância do consumo de energia, 21,9%. O emprego masculino e o emprego de jovens têm menor importância relativa – 9,8% e 5,5%, respectivamente.

A variância do emprego masculino é explicada quase que totalmente, 94,4%, pelos impulsos na própria variável. O consumo de energia elétrica explica outros 4,4% e o

restante da variância fica por conta do emprego feminino e juvenil e da produção, sendo que estes explicam menos de 1% da variância do emprego masculino.

No caso do emprego feminino, 67,8% da variância é explicada por choques na própria variável, 22,3% por choques no consumo de energia e 9,0% por choques no emprego masculino. Choques no emprego juvenil e na produção explicam menos de 1% da variância no emprego feminino. É interessante notar que, enquanto o emprego masculino é relativamente importante para explicar a variância do emprego feminino, a relação inversa não se verifica.

A maior parte da variância do emprego dos jovens é devido a impulsos na própria variável, 65,1%, seguido de impulsos no emprego feminino (18,7%), emprego masculino (9,6%) e consumo de energia elétrica (6,3%). Embora o impulso no emprego juvenil corresponda a uma parcela irrelevante da variância do emprego de adultos e da produção, o impacto do emprego de adultos no emprego juvenil é relativamente importante, principalmente o emprego das mulheres.

Finalmente, a variância da produção deve-se quase que totalmente a choques na própria variável (91,4%), sendo que choques no emprego masculino e feminino e no consumo de energia correspondem a 3,1%, 2,4% e 2,0% da variância da produção. O impacto do emprego de jovens na variância da produção é de apenas 0,8%.

Tabela 4 – Decomposição da variância do erro de previsão após 12 meses (em %)

Variância de:	Devido ao impulso em:					Total
	Energia	Homens empregados	Mulheres empregadas	Jovens empregados	Produção	
Energia	60,9169	9,8399	21,9282	5,5098	1,8052	100
Homens empregados	4,4634	94,4324	0,8280	0,2080	0,0682	100
Mulheres empregadas	22,3557	9,0170	67,8513	0,5845	0,1915	100
Jovens empregados	6,3785	9,6436	18,7098	65,1632	0,1050	100
Produção	2,0866	3,1582	2,4343	0,8290	91,4919	100

3.5 Conclusões

Neste trabalho investigou-se a relação entre o trabalho juvenil e adulto de forma agregada, sob o ponto de vista do mercado. Foram comparados dados de jovens entre 15 e 17 anos de idade e de homens e mulheres com idade entre 18 e 64 anos das seis regiões

metropolitanas brasileiras que fazem parte da Pesquisa Mensal de Emprego – PME. O período analisado vai de janeiro de 1991 a dezembro de 1999, e utilizou-se o ferramental econométrico de séries temporais multivariadas.

A partir da estimação de um modelo autorregressivo vetorial com correção de erros, foi possível calcular as funções de impulso-resposta e analisar a decomposição da variância do erro de previsão. Os resultados sugerem que o emprego de adultos e jovens é positivamente correlacionado, indicando a existência de complementaridade. Choques positivos no emprego de adultos, tanto de homens quanto de mulheres, correspondem a um aumento no emprego dos jovens. No entanto, a análise de decomposição de erro de previsão mostra que o poder explicativo dos choques de outras variáveis é em geral pequeno. Ainda assim, verifica-se que choques no emprego dos homens é responsável por cerca de 9% da variância do emprego de jovens e mulheres, e choques no emprego feminino é responsável por 18,7% da variância no emprego juvenil. Choques no emprego dos jovens e das mulheres, por outro lado, têm impacto reduzido – menor que 1% - no emprego dos homens.

Finalmente, essa é uma análise exploratória. Com base apenas nos resultados obtidos por meio do ferramental proposto, não é possível estabelecer conclusões sobre a complementaridade ou substituição entre os fatores de produção. Para atingir tal objetivo, sugere-se nova pesquisa, em que se calculem as elasticidades de substituição ou complementariedade.

Referências

BASU, K.; VAN, P.H. Economics of child labor. **The American Economic Review**, Nashville, v. 88, n. 3, p. 412-427, June 1998.

BERNDT, E. **The practice of econometrics**: classic and contemporary. Massachusetts: Addison-Wesley Publishers, 1991. 702 p.

DIAMOND, C.; FAYED, T. Evidence on substitutability of adult and child labour. **The Journal of Development Studies**, Londres, v. 43, n. 3, p. 62-70, Feb. 1998.

DORAN, K.B. **Can we ban child labor without harming household welfare?** An answer from schooling experiments. Princeton: Princeton University, Department of Economics, 2006. 54 p. Disponível em: <<http://www.princeton.edu/~kdoran/canweban.pdf>>. Acesso em: 5 Dec. 2006.

ELLIOT, T.; ROTTENBERG, T.J.; STOCK, J.H. Efficient tests for an autoregressive unit root. **Econometrica**, Chicago, v. 64, n. 4, p. 813-30, 1996.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. 1. ed. New York: John Wiley & Sons Inc., 1995. 433 p.

GRANT, J.H.; HAMERMESH, D.S. Labor market competition among youths, white women and others. **The Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v. 63, n. 3, p. 354-360, Aug. 1981.

GREENE, W. **Econometric analysis**. 3. ed. New Jersey: Prentice Hall, 1997. 1075 p.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, Amsterdam, v. 12, n. 2-3, p. 231-54, 1988.

HAMERMESH, D.S.; GRANT, J. Econometric studies of labor-labor substitution and their implication for policy. **The Journal of Human Resources**, Madison, v. 14, n. 4, p. 518-542, 1979.

LOUREIRO, P.R.A.; SACHSIDA, A. Men x women: substitute or complementary in labor market? **Revista da ABET**, Rio de Janeiro, v. 2, n. 2, July 2002. Disponível em: <<http://www.race.nuca.ie.ufrj.br/abet/revista/>>. Acesso em: 5 maio 2006.

STATACORP. **Stata**: statistical software. College Station, 2005. 440 p.

ANEXOS

ANEXO A – Descrição das variáveis

Nome da variável	Descrição
lindprodsz	Logaritmo natural do índice de produção física industrial dessazonalizado.
lconseeqm	Logartimo natural do consumo de energia elétrica em milhões de kilowatts-hora
lnempm_m	Logaritmo natural do número de adultos do sexo masculino empregados, em milhões de pessoas.
lnempm_f	Logaritmo natural do número de adultos do sexo feminino empregados, em milhões de pessoas.
lnempm_y	Logaritmo natural do número de jovens de ambos os sexos empregados, em milhões de pessoas.

Nota: Quantidades mensais.

ANEXO B – Seleção do número de defasagens (lags) utilizado no modelo VEC

defasagens	Erro final de predição (FPE)	Critérios de informação		
		Akaike (AIC)	Hannan-Quinn (HQIC)	Schwarz (SBIC)
0	2.20E-15	-19.5531	-19.4998	-19.4213
1	1.20E-18 *	-27.0694 *	-26.7493 *	-26.2781 *
2	1.30E-18	-26.9766	-26.3898	-25.5258
3	1.40E-18	-26.9209	-26.0673	-24.8107
4	1.60E-18	-26.8445	-25.7242	-24.0749

Nota: = 98.

Variáveis endógenas: lindprodsz, lconseeqm, lnempm_m, lnempm_f, lnempm_y.

ANEXO C - Resultados das funções de impulso resposta estimadas, de acordo com diferentes especificações para a ordem de entrada das variáveis no modelo autorregressivo vetorial com um vetor de correção de erros e uma defasagem

Resposta	Impulso									
	Energia		Jovens		Mulheres		Homens		Produção	
Energia	espec.		espec.		espec.		espec.		espec.	
	1	aumenta	1	diminui	1	aumenta	1	aumenta	1	diminui
	2	aumenta	2	diminui	2	aumenta	2	aumenta	2	diminui
	3	aumenta	3	diminui	3	aumenta	3	aumenta	3	diminui
	4	aumenta	4	diminui	4	aumenta	4	aumenta	4	diminui
Jovens	espec.		espec.		espec.		espec.		espec.	
	1	diminui	1	aumenta	1	aumenta	1	aumenta	1	diminui
	2	diminui	2	aumenta	2	aumenta	2	aumenta	2	aumenta
	3	diminui	3	aumenta	3	aumenta	3	aumenta	3	diminui
	4	diminui	4	aumenta	4	aumenta	4	aumenta	4	aumenta
Mulheres	espec.		espec.		espec.		espec.		espec.	
	1	aumenta	1	aumenta	1	aumenta	1	aumenta	1	aumenta
	2	aumenta	2	aumenta	2	aumenta	2	diminui	2	aumenta
	3	aumenta	3	aumenta	3	aumenta	3	aumenta	3	aumenta
	4	aumenta	4	aumenta	4	aumenta	4	aumenta	4	aumenta
Homens	espec.		espec.		espec.		espec.		espec.	
	1	aumenta	1	aumenta	1	diminui	1	aumenta	1	aumenta
	2	aumenta	2	aumenta	2	aumenta	2	aumenta	2	aumenta
	3	aumenta	3	aumenta	3	diminui	3	aumenta	3	aumenta
	4	aumenta	4	aumenta	4	diminui	4	aumenta	4	aumenta
Produção	espec.		espec.		espec.		espec.		espec.	
	1	diminui	1	aumenta	1	aumenta	1	aumenta	1	aumenta
	2	diminui	2	aumenta	2	aumenta	2	aumenta	2	aumenta
	3	diminui	3	aumenta	3	aumenta	3	aumenta	3	aumenta
	4	diminui	4	aumenta	4	aumenta	4	aumenta	4	aumenta

Nota: Ordem de entrada das variáveis:
 espec. 1: energia, homens, mulheres, jovens, produção
 espec. 2: produção, jovens, mulheres, homens, energia
 espec. 3: homens, mulheres, jovens, energia, produção
 espec. 4: produção, energia, homens, mulheres, jovens

De acordo com o quadro acima, a resposta do emprego dos jovens a um choque na produção é sensível à ordem de entrada das variáveis no modelo (especificações 1, 2, 3 ou 4). O mesmo ocorre com a resposta do emprego dos homens a choques no emprego feminino e com a resposta do emprego das mulheres a choques no emprego masculino. Em tais situações, no entanto, apenas a especificação 2 difere das demais. Sendo assim, considera-se que a especificação 1 gera resultados razoavelmente consistentes com as demais especificações, sendo esta a ordem adotada para a entrada das variáveis no modelo estimado.

ANEXO D – Parâmetros estimados para o modelo VEC com uma defasagem

	Equação				
	$\Delta \text{lconseeqm}$	Δlnempm_m	Δlnempm_f	Δlnempm_y	$\Delta \text{lindprodsz}$
TCE ₋₁	-0.43844 <i>-5.11 ***</i>	0.03310 <i>1.30</i>	0.09417 <i>2.08 **</i>	-0.21114 <i>-1.74 *</i>	-0.16574 <i>-1.76 *</i>
Constante	0.00226 <i>1.02</i>	0.00112 <i>1.70 *</i>	0.00202 <i>1.72 *</i>	-0.00496 <i>-1.58</i>	0.00170 <i>0.70</i>
RMSE	0.02274	0.00677	0.01202	0.03217	0.02501
R-sq	0.21550	0.03760	0.05850	0.04500	0.03600
chi2	28.84850 ***	4.09957	6.52485 **	4.94793 *	3.92441
	Termo de Correção de Erro (TCE)				
	lconseeqm	lnempm_m	lnempm_f	lnempm_y	lindprodsz
Coeficiente	1.00000	-0.65848 <i>-2.00 **</i>	-1.43179 <i>-8.97 ***</i>	0.20604 <i>5.57 ***</i>	0.15178 <i>1.65 *</i>

Nota: Descrição das variáveis no Anexo A. Δ denota a primeira diferença e o subscrito -1 denota uma defasagem. Os valores em itálico correspondem à estatística t.

Número de observações = 107.

* Estatisticamente significativo a 10%.

** Estatisticamente significativo a 5%.

*** Estatisticamente significativo a 1%.