

# EVIDÊNCIAS DA RELAÇÃO ENTRE OFERTA DE TRABALHO E PROGRAMAS DE TRANSFERÊNCIA DE RENDA NO BRASIL: BOLSA ESCOLA *VERSUS* RENDA MÍNIMA\*

Enlison Mattos\*\*

Simone Maia\*\*

Flavio Marques\*\*

O objetivo deste trabalho é verificar se os beneficiários de programas redistributivos incondicionais como o Programa de Renda Mínima estão associados de forma diferenciada em relação à oferta de trabalho comparativamente aos beneficiários de programas condicionais, como o Bolsa Escola. Considerando a metodologia de seleção de Heckman (1979) e *propensity score matching* com dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) de 2002-2003, que permitem identificar que tipo de benefício os indivíduos recebem, comparativamente aos não beneficiários, nossos resultados apontam que mulheres cujo domicílio recebe Renda Mínima estão associadas a uma menor probabilidade de estar empregada – 7 pontos percentuais (p.p.) abaixo. Ainda, homens cujo domicílio recebe o Bolsa Escola apresentam maior probabilidade de estarem empregados (2 p.p. em média acima). No entanto, uma vez no mercado de trabalho, estão associados a um menor número de horas de trabalho no ano (3% em média a menos). Não encontramos diferença de comportamento no mercado de trabalho entre os dois grupos de beneficiários.

## 1 INTRODUÇÃO

No Brasil, uma das questões levantadas nos últimos anos a respeito do Programa de Transferência Bolsa Família é que este estaria desincentivando as pessoas a trabalhar. O argumento teórico está baseado no fato de que, atualmente, *parte* deste programa não exige contrapartida nenhuma do beneficiário, bastando que ele demonstre possuir renda *per capita* familiar abaixo de um determinado nível, por exemplo, R\$ 50 em 2004. Nesse caso, estas pessoas são consideradas extremamente pobres e são elegíveis ao programa do governo federal, podendo receber a transferência sem contrapartida. Neste sentido, este programa é diferente do antigo Bolsa Escola, que exigia dos filhos a presença obrigatória nas salas de aula. Isto pode afetar a decisão da oferta de trabalho dos pais, pois seus filhos teriam de ficar nas escolas e trabalhar menos ou parar de trabalhar. Sob o programa Bolsa Família, ambas as políticas condicionais (Bolsa Escola) e incondicionais (Renda

---

\*Os autores gostariam de agradecer os comentários de Maurício Reis, editor desta revista, de dois pareceristas anônimos e de participantes do XXXVI Encontro da ANPEC e do seminário do Centro de Estudos de Política e Economia do Setor Público (CEPESP)/Fundação Getúlio Vargas (FGV). Eventuais erros remanescentes são de nossa responsabilidade. Flavio Marques e Simone Maia contaram com apoio da Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo (FAPESP).

\*\*Da Escola de Economia de São Paulo e do CEPESP/ Fundação Getúlio Vargas.

Mínima) são praticadas e este trabalho busca detectar se há diferenças nas respostas dos indivíduos em termos de oferta de trabalho.<sup>1</sup>

O objetivo deste trabalho é verificar se os beneficiários de programas redistributivos incondicionais, como o Renda Mínima, estão associados a uma menor oferta de trabalho quando recebem este benefício comparativamente à oferta de trabalho dos beneficiários de programas condicionais, como o Bolsa Escola. Em outras palavras, o estudo busca responder se programas redistributivos incondicionais em dinheiro, o Renda Mínima em particular, estão associados à decisão dos agentes no sentido de reduzir o emprego ou mesmo incentivar o beneficiário a permanecer desempregado comparativamente aos indivíduos que recebem assistência condicional por parte dos governos, como o Bolsa Escola. Para isso, compara-se a oferta de trabalho de beneficiários do Bolsa Escola *versus* não beneficiários, depois de beneficiários do Renda Mínima contra não beneficiários, e por fim compara-se somente beneficiários: os do Bolsa Escola contra os do Renda Mínima. Este trabalho é pioneiro no Brasil, pois se busca quantificar a associação entre a oferta de trabalho de beneficiários de programa considerado assistencialista comparando-se não somente com agentes que não recebem nenhum tipo de ajuda dos governos, mas também com aqueles que recebem algum tipo de transferência condicional como o Bolsa Escola.

O debate acerca da resposta da oferta de trabalho devido às mudanças nos impostos ajuda a entender nossa discussão teórica. Este debate está centralizado em argumentos de equilíbrio geral. Hausman (1981) aponta que menores impostos aumentam o salário líquido que pode ser ganho com uma hora adicional de trabalho (efeito substituição), mas também pode manter o mesmo padrão de vida reduzindo as horas trabalhadas (efeito renda). Em nosso caso, programas redistributivos incondicionais (Renda Mínima) proveem renda sem nenhuma contrapartida levando assim somente ao efeito renda para as famílias beneficiárias. Estas famílias não teriam incentivo nenhum em trabalhar mais para receber o benefício. Já programas condicionais como o Bolsa Escola exigem que as crianças reduzam seu (eventual) número de horas trabalhadas, pois sua presença é exigida nas escolas para receberem o benefício. Esta redução nas horas trabalhadas das crianças pode afetar as horas trabalhadas dos adultos (efeito substituição). Estes adultos beneficiários poderiam alterar suas horas trabalhadas caso a renda advinda do benefício fosse diferente da renda que as crianças ganhavam (eventualmente) em seu trabalho. Mattos e Ponczek (2009) ainda apontam que beneficiários que se sentem estigmatizados podem alterar sua resposta no mercado de trabalho de forma a alterar a percepção

---

1. O programa tem por objetivo assistir domicílios em situação de pobreza e extrema pobreza, sendo que famílias em situação de extrema pobreza recebem um benefício fixo de R\$ 58 mensais incondicional. Além disso, pode ser concedido um valor de R\$ 18 para cada criança inscrita no programa (no máximo três crianças por domicílio) em 2008. Para os domicílios considerados em situação de pobreza, somente o benefício variável pode ser concedido.

da sociedade a respeito de sua condição. Ao compararmos somente beneficiários esperamos reduzir a possibilidade deste efeito estigma.

Uma importante limitação do trabalho deve ser mencionada. Apesar de a base de dados utilizada permitir identificar beneficiários de diferentes programas (Bolsa Escola e Renda Mínima), esta base impõe duas restrições. A primeira diz respeito à identificação do número de horas trabalhadas no ano. O questionário apenas pergunta quantos meses o respondente trabalhou ao longo do último ano. Apesar de verificarmos respostas não inteiras, pode ser que estejamos capturando a demissão (e não obtenção de outro emprego) do indivíduo. De qualquer forma, isto ainda reflete a associação entre beneficiários de diferentes programas de transferência e sua relação com o mercado de trabalho. Segundo, só é possível saber se a pessoa está trabalhando ou não. Portanto, não é possível distinguir entre não participantes do mercado de trabalho e desempregados. Deve-se notar, então, que a probabilidade de estar empregado vai depender também de decisões relacionadas à demanda por trabalho. Pode ser que os programas de transferência de renda reaqueçam o mercado local aumentando a demanda por trabalho nestes municípios ou, por outro lado, locais mais pobres e deficientes possuam diversos beneficiários e ao mesmo tempo apresentem menor demanda por trabalho, reduzindo as chances dos indivíduos nestes locais de conseguir entrar no mercado de trabalho. De qualquer forma, tentamos controlar as características dos estados de residência dos indivíduos.

Nossos resultados apontam que as mulheres cujo domicílio recebe Renda Mínima estão associadas a uma menor probabilidade de estar empregada (7 p.p. em média menor). E ainda, que os homens cujo domicílio recebe o Bolsa Escola apresentam maior probabilidade de estarem empregados (2 p.p. em média acima), no entanto, uma vez no mercado de trabalho, estão associados a um menor número de horas de trabalho ao ano (3% a menos). Não encontramos diferença de comportamento no mercado de trabalho entre os dois grupos de beneficiários.

O artigo está dividido em cinco seções além desta introdução. A próxima seção apresenta uma breve revisão da literatura relacionada ao tema. A seguir discutimos os dados considerados na análise. A seção 4 discute a implementação empírica. A seção 5 aponta os principais resultados e a última seção conclui.

## 2 REVISÃO DA LITERATURA

Considerando a literatura tradicional sobre mercado de trabalho, temos que o pressuposto básico é que os indivíduos maximizam utilidade diante da escolha entre trabalho e lazer (CAHUC; ZILBERBERG, 2004), ou seja, os agentes deparam-se com o *trade-off* entre trabalhar mais para conseguir uma remuneração maior à custa de menos tempo de lazer ou despendendo um maior tempo de lazer sacrificando os

ganhos de horas a mais de trabalho. De acordo com Kaufman e Hotchkiss (2006), a escolha baseia-se nas preferências individuais, no salário e na renda não proveniente do trabalho (renda não trabalho). A partir destas três variáveis é possível definir quanto um agente irá ofertar no mercado de trabalho. Heckman (1979, 1993), entretanto, introduz a decisão de trabalhar ou não como episódio anterior à decisão de quanto trabalhar. O autor destaca que um novo campo de pesquisa colocou-se à frente dos pesquisadores e a teoria sobre a economia do trabalho passou a explicar consideravelmente melhor a oferta de trabalho individual, pois a quantidade ofertada de trabalho não responde tanto a variações salariais, mas a decisão de entrar no mercado de trabalho ou permanecer desempregado responde.<sup>2</sup> Devido a imposições de “condicionalidade” do Bolsa Escola no que diz respeito à participação na escola, isto pode levar a uma redução de tempo dedicado a outras atividades. Em princípio, não é claro qual a composição de tempo dedicado a estas outras atividades. É possível que não haja efeito algum na oferta de trabalho, apenas redução de lazer. Por outro lado, se houver redução de trabalho por parte das crianças, podemos observar uma resposta dos adultos em uma tentativa de compensar esta perda de renda no domicílio (efeito substituição). Como o efeito renda age em outra direção, o resultado final teórico é ambíguo. Para o Programa de Renda Mínima, restaria apenas o efeito renda, uma vez que não há condições impostas.

No que diz respeito à literatura sobre a oferta de trabalho no Brasil, podemos destacar Avelino e Menezes-Filho (2003), Pazello (2006), Fernandes *et al.* (2002) e Menezes-Filho e Scorzafave (2001), Cardoso e Souza (2003), Ferro e Nicollela (2007) e Tavares (2008). Os três últimos mais preocupados com a resposta na oferta de trabalho dos indivíduos beneficiários de programas redistributivos. Em Avelino e Menezes-Filho (2003), os autores realizam uma estimação da elasticidade da curva de oferta de trabalho para mulheres cônjuges no Brasil com dados do período 1992-1999. Antes deste trabalho não existia qualquer estimativa de elasticidade da oferta de trabalho feminina utilizando dados brasileiros. Para tal, os autores assumem que os agentes maximizam sua utilidade intertemporalmente segundo uma função de utilidade Stone-Geary. Como principal resultado os autores destacam a inconsistência dos resultados empíricos frente às teorias tradicionais, dado que as estimativas são de elasticidade negativa enquanto a teoria prevê elasticidade positiva.<sup>3</sup> Pazello

2. Da Vanzo, Tray e Greenberg (1976) analisam a sensibilidade dos resultados encontrados por diversos pesquisadores com relação a alterações de hipóteses e base de dados. Usando dados de nível salarial, oferta de trabalho, patrimônio líquido e controlando para características individuais, o estudo compara os resultados encontrados quando usa os dados “brutos” e quando usa variáveis construídas para nível salarial e patrimônio líquido (tais variáveis são projeções baseadas nas características individuais a fim de evitar viés, dado que os valores são declarados pelos indivíduos). Os resultados são claros, pois os efeitos não mudam somente de magnitude, mas também qualitativamente, ou seja, o que explicava uma variação positiva agora explica uma variação negativa.

3. Pazello (2006) analisa o aumento da taxa de participação da mulher na força de trabalho como resultado da diminuição da taxa de fecundidade declinante observada nas últimas décadas, enquanto Fernandes *et al.* (2002) analisam o efeito da composição familiar sobre a probabilidade de o agente em questão ingressar no mercado de trabalho e, consequentemente, o nível de pobreza observado no Brasil. Ver ainda Pazello e Fernandes (2005) e Menezes-Filho e Scorzafave (2001) para efeitos da maternidade sobre a oferta de trabalho

(2006), por sua vez, obtém que um aumento não planejado no número de filhos exerce efeito negativo sobre a probabilidade de participação da mulher no mercado de trabalho, sendo este efeito estatisticamente significativo apenas no curto prazo. Fernandes *et al.* (2002) utilizam técnicas de microssimulação para avaliar o impacto sobre a pobreza de se padronizar, entre pobres e não pobres, três características: o tamanho da família, a participação na força de trabalho e a incidência do desemprego. Os autores encontram que os impactos mais importantes sobre a redução da pobreza ocorrem quando o desemprego é eliminado. Menezes-Filho e Scorzafave (2001), investigando a evolução da participação feminina no mercado de trabalho entre 1982 e 1997, encontram que houve um forte aumento nas taxas de participação feminina, principalmente para as mulheres com 1 a 11 anos de estudo. Eles ainda apontam que os principais determinantes desse aumento foram a diminuição da proporção de mulheres menos educadas na força de trabalho e o aumento na participação das mulheres cônjuges e menos jovens. Cardoso e Souza (2003) têm por objetivo mensurar o impacto do Bolsa Escola na frequência escolar, assim como na redução do trabalho infantil. O trabalho conclui que para as crianças do sexo masculino há um aumento de 3% na frequência escolar do grupo de tratamento comparado ao de controle. Considerando que no grupo de comparação apenas 8% das crianças estão fora da escola, um aumento de 3% representa um valor significativo sobre o trabalho infantil. Ferro e Nicollela (2007) usam dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2003, e estimam o efeito das transferências condicionais sobre a taxa de participação e sobre as horas trabalhadas dos adultos nas áreas urbanas e rurais. Elas encontram efeito positivo e significativo somente para homens e mulheres em áreas urbanas e efeito negativo para mulheres em áreas rurais. Por fim, Tavares (2008) discute o papel do Bolsa Família na oferta de trabalho das mães. A autora encontra a existência de um efeito-renda associado ao valor do benefício, uma vez que quanto maior a transferência recebida, menor o engajamento da mãe no mercado de trabalho. Mas o trabalho aponta que o efeito líquido de ser beneficiário do programa é positivo (existência do efeito-substituição), decorrente de maior disponibilidade de tempo das mães para trabalhar.

A experiência internacional, em termos de implementação de políticas de garantia de renda mínima (RMG), é bastante variada no que se refere à população alvo, aos benefícios concedidos, ao tipo de cobertura (individual ou familiar), ao prazo de duração, ao órgão responsável, e ainda ao perfil exclusivo ou complementar a outras prestações sociais. Na Europa prevalece o sistema embasado nos rendimentos por família, de maneira que, somados os recursos dos membros de tal família, o Estado tem por obrigação restituí-la do diferencial entre o piso pré-estipulado e a soma. Assim, segundo Euzéby (1991), a característica elementar compartilhada pelos programas europeus é ser a RMG uma renda complementar. No entanto, uma questão relevante em curso no debate internacional refere-se ao privilégio de

apenas uma parcela da população que obtém emprego formal ser protegida por algum tipo de seguridade social. Outra questão se refere ao efeito desta medida no desemprego ou no desejo de participar do mercado de trabalho.

Por fim, mais relacionado a este trabalho podemos citar Saez (2002) e Foguel e Barros (2010). O primeiro está preocupado com a caracterização teórica de programas ótimos de transferência de renda. O autor encontra que, caso a resposta da oferta de trabalho se dê na margem intensiva (horas trabalhadas), a transferência ótima deve seguir o clássico programa de renda negativa com elevada renda garantida. No entanto, caso a resposta da oferta de trabalho ocorra na margem extensiva (participação no mercado de trabalho), o programa ótimo seria uma alíquota marginal negativa (subsídios ao salário).

Já Foguel e Barros (2010) buscam estimar a resposta de adultos beneficiários de programas de renda condicional em termos de participação e horas trabalhadas. Considerando médias dos municípios participantes da PNAD no período de 2001 a 2005, os autores não encontram, de forma significativa, efeito na decisão de oferta de trabalho média dos indivíduos residentes nos municípios analisados pela PNAD.

Nosso trabalho busca contribuir na literatura de duas formas. Primeiro, utilizamos a Pesquisa de Orçamento Familiar (POF) de 2002-2003 e o método de pareamento discutido a seguir para medir o efeito de programas condicionais como o Bolsa Escola sobre a oferta de trabalho dos pais e mães comparados a indivíduos beneficiários de programa incondicional de transferência como o Renda Mínima. Segundo, apresentam-se outros métodos de estimação, como, por exemplo, o método de regressões descontínuas, onde indivíduos cuja família apresenta renda *per capita* próxima à linha de pobreza proposta pelo governo federal são comparados. Neste caso busca-se eliminar o viés de seleção atribuído a indivíduos que optam por participar dos programas e comparam-se elegíveis com características semelhantes. Isto proporciona maior robustez aos resultados.

### 3 DADOS

Os dados utilizados na regressão da POF de 2002-2003, uma vez que é possível selecionar os domicílios beneficiários do Renda Mínima e do Bolsa Escola, assim como os demais benefícios recebidos, rendimentos, despesas e características pessoais. No entanto, apesar de a base de dados utilizada permitir identificar domicílios beneficiários de diferentes programas (Bolsa Escola e Renda Mínima), esta base impõe uma restrição quanto à identificação do número de horas trabalhadas no ano conforme diagnosticado anteriormente. Apesar de verificarmos respostas não inteiras, pode ser que estejamos capturando a demissão (e não a obtenção de outro emprego) do indivíduo. De qualquer forma, isto ainda reflete a associação entre beneficiários de diferentes programas de transferência e sua relação com o mercado

de trabalho. No entanto, a POF de 2002-2003 apresenta uma vantagem em relação às POFs anteriores, o desenho da amostra foi estruturado de tal modo que propicia a publicação de resultados para o Brasil, Grandes Regiões (Norte, Nordeste, Sudeste, Sul e Centro-Oeste) e também por situação urbana e rural. Para as Unidades da Federação (UFs), os resultados contemplam o total e a situação urbana. Além disso, utilizamos alguns dados referentes a cada estado, extraídos do Ipea, como o índice de Gini, o número de idosos e de jovens, o Produto Interno Bruto (PIB) *per capita*, a porcentagem da população economicamente ativa (PEA) vivendo em área rural em relação à PEA urbana e, a variação do PIB considerando o período entre 2001 e 2002, os quais nos servirão de controle. Estes dados são usados para controlar características da demanda por trabalho nas localidades.

Por fim, supõe-se que não há contrapartida dos beneficiários do Renda Mínima em termos de frequência escolar dos alunos nem proibição de trabalho infantil. No entanto, a POF não disponibiliza os municípios entrevistados para podermos identificar se existe tal contrapartida. Por outro lado, mais da metade dos programas de renda mínima encontrados nas capitais adota apenas o critério de renda e tempo de residência como critérios para o recebimento, mas não conseguimos saber em qual programa efetivamente está inscrito o beneficiário.<sup>4</sup>

A descrição de todas as variáveis extraídas, assim como sua média e desvio-padrão estão na tabela 1. Para uma melhor compreensão, dividimos a amostra em homens e mulheres, beneficiários e não beneficiários. Esta tabela, então, aponta características heterogêneas quando comparamos o número de horas trabalhadas por ano por gênero. Homens não beneficiários recipientes do Renda Mínima trabalham mais (1.161 horas/ano) e também possuem um maior percentual de pessoas que trabalham (64%) em comparação com beneficiários do Renda Mínima (1.141 horas/ano e 63% de participação, respectivamente) e com beneficiários do Bolsa Escola (1.040 horas/ano e 60%). Os homens cujo domicílio recebe o Renda Mínima são mais velhos (31.44 anos em média *versus* 31.42 para não beneficiários e 30 para beneficiários do Bolsa Escola) e com menor escolaridade (4.6 anos de estudo *versus* 6.6 para não beneficiários e 4.9 para beneficiários do Bolsa Escola). Por fim, os homens beneficiários do Renda Mínima apresentam soma de todos os rendimentos (R\$ 488 mensais) bem inferior aos não beneficiários (R\$ 1.110) e aos beneficiários do Bolsa Escola (R\$ 648). Outra característica diferente é que os beneficiários (e também beneficiárias) do Renda Mínima apresentam maior incidência de negros (10% *versus* 6% nas outras duas classes, não beneficiários e beneficiários do Bolsa Escola). Já as mulheres cujos domicílios recebem Renda Mínima têm em média 33.3 anos *versus* 34.7 para não beneficiárias e 33.6 para beneficiárias do Bolsa Escola, porém com menor escolaridade (4.6 anos de estudo *versus* 6.7 para não beneficiárias e 5 para beneficiárias do Bolsa

4. Alguns programas de renda mínima observados nas capitais dos estados são estaduais e outros são municipais, e mais da metade de todos eles não exigia contrapartida referente à frequência escolar dos filhos em 2002.

Escola) mas trabalham menos (366 horas/ano) que mulheres sem benefício (690 horas/ano) e beneficiárias do Bolsa Escola (562 horas/ano). Por fim, beneficiárias do Renda Mínima apresentam menor rendimento mensal (R\$ 558, *versus*, R\$ 1.114 para não beneficiárias e R\$ 704 para beneficiárias do Bolsa Escola).

TABELA 1  
Análise dos dados

	Beneficiários					
	Homens			Mulheres		
	Não	Renda Mínima	Bolsa Escola	Não	Renda Mínima	Bolsa Escola
	Média/DP	Média/DP	Média/DP	Média/DP	Média/DP	Média/DP
Horas trabalhadas	1.161,926 <i>938,203</i>	1.141,865 <i>941,558</i>	1.040,817 <i>939,421</i>	690,016 <i>915,719</i>	366,058 <i>721,467</i>	562,374 <i>860,409</i>
Anos estudo	6,643 <i>4,209</i>	4,661 <i>3,821</i>	4,906 <i>3,652</i>	6,786 <i>4,374</i>	4,655 <i>3,808</i>	5,077 <i>3,931</i>
Idade	31,426 <i>12,582</i>	31,442 <i>12,822</i>	30,213 <i>12,572</i>	34,761 <i>13,438</i>	33,332 <i>13,150</i>	33,669 <i>12,327</i>
% que trabalha	0,643 <i>0,479</i>	0,637 <i>0,482</i>	0,603 <i>0,489</i>	0,393 <i>0,488</i>	0,249 <i>0,433</i>	0,337 <i>0,473</i>
Condição da moradia: ruim	0,257 <i>0,437</i>	0,283 <i>0,451</i>	0,195 <i>0,397</i>	0,321 <i>0,467</i>	0,265 <i>0,442</i>	0,289 <i>0,453</i>
Tamanho do domicílio	4,499 <i>2,117</i>	5,203 <i>2,681</i>	5,847 <i>2,578</i>	4,394 <i>2,025</i>	5,578 <i>3,486</i>	5,542 <i>2,426</i>
Soma dos rendimentos	1.110,723 <i>1.936,812</i>	488,447 <i>708,046</i>	648,776 <i>946,672</i>	1.114,112 <i>2.189,566</i>	558,239 <i>1.015,333</i>	704,214 <i>1.574,627</i>
Nutrição: altura/peso	77.462,870 <i>219.619,589</i>	61.240,753 <i>196.495,591</i>	76.547,351 <i>221.150,956</i>	47.213,936 <i>169.483,227</i>	35.227,454 <i>144.055,026</i>	42.214,071 <i>160.429,527</i>
Varição PIB estadual	0,034 <i>0,068</i>	0,033 <i>0,073</i>	0,026 <i>0,053</i>	0,033 <i>0,066</i>	0,031 <i>0,075</i>	0,026 <i>0,051</i>
Gini - estadual	0,571 <i>0,031</i>	0,579 <i>0,027</i>	0,575 <i>0,029</i>	0,571 <i>0,032</i>	0,574 <i>0,028</i>	0,575 <i>0,029</i>
% população rural estado	0,302 <i>0,149</i>	0,326 <i>0,148</i>	0,329 <i>0,149</i>	0,303 <i>0,151</i>	0,318 <i>0,143</i>	0,329 <i>0,150</i>
Raça amarela	0,004 <i>0,062</i>	0,000 <i>0,000</i>	0,002 <i>0,043</i>	0,004 <i>0,060</i>	0,003 <i>0,057</i>	0,002 <i>0,049</i>
Raça indígena	0,004 <i>0,065</i>	0,004 <i>0,063</i>	0,006 <i>0,075</i>	0,004 <i>0,061</i>	0,006 <i>0,080</i>	0,005 <i>0,069</i>
Raça negra	0,062 <i>0,241</i>	0,092 <i>0,289</i>	0,064 <i>0,245</i>	0,054 <i>0,226</i>	0,115 <i>0,320</i>	0,053 <i>0,224</i>
Possui conta corrente	0,211 <i>0,408</i>	0,084 <i>0,277</i>	0,095 <i>0,293</i>	0,183 <i>0,387</i>	0,070 <i>0,256</i>	0,088 <i>0,283</i>
Casado	0,399 <i>0,490</i>	0,434 <i>0,497</i>	0,383 <i>0,486</i>	0,035 <i>0,184</i>	0,051 <i>0,221</i>	0,027 <i>0,163</i>
N	36.456	251	2.662	40.593	313	2.901

Fonte: POF de 2002-2003. Elaborado pelos autores.



Os dados ainda revelam o baixo número de beneficiários de ambos os programas de transferência de renda. Considerando beneficiários todos aqueles residentes do domicílio onde pelo menos algum respondente afirmou receber o benefício, encontramos apenas 2,913 beneficiários homens (36.456 não beneficiários) e 3.214 beneficiárias mulheres (40.593 não beneficiários). Destes, apenas 251 homens foram associados como beneficiário do Renda Mínima enquanto 2.662 recebem o Bolsa Escola. Para as mulheres, estes números são 313 e 2.901, respectivamente. Como tentamos capturar o efeito no comportamento deste grupo que recebe o tratamento (beneficiários) comparativamente aos não tratados (não beneficiários) podemos obter estimações pouco precisas, com elevado erro-padrão devido ao baixo número de observações “que receberam o tratamento”.

#### 4 IMPLEMENTAÇÃO EMPÍRICA

O impacto do tratamento, medido aqui pela participação no Programa de Transferência de Renda, seja ele o Bolsa Escola ou o Renda Mínima, pode ser medido como o resultado líquido de dois efeitos: renda e substituição. O efeito renda ocorre quando, em decorrência do aumento da parcela da renda do não trabalho via transferência de renda, o indivíduo reduz sua oferta de trabalho, sem comprometer a renda do domicílio. No entanto, esta redução na oferta de trabalho pode estar associada a uma vantagem para a família, uma vez que a redução na oferta de trabalho das mães pode implicar maior tempo para cuidar dos filhos. Já o efeito substituição poderia ocorrer como consequência das condições impostas pelos programas. Por exemplo, o Bolsa Escola condiciona a transferência do benefício à frequência das crianças às aulas, o que, por sua vez, pode acarretar a redução do trabalho infantil ofertado sendo compensada pelo aumento do trabalho ofertado por outro membro da família, como a mãe. Ou ainda, ao obrigar as crianças a ir para a escola e não ficar em casa, o programa permite que as mães disponham de mais tempo para o trabalho. No caso do Renda Mínima, somente o efeito renda ocorre.<sup>5</sup>

A situação em que o efeito renda supera o efeito substituição caracteriza a existência do incentivo adverso associado ao recebimento do benefício. Quando o efeito substituição for superior ao efeito renda, obtemos um efeito positivo do tratamento no mercado de trabalho.<sup>6</sup>

5. Se o montante da transferência estiver associado à distância entre o valor recebido pela renda do trabalho e o *threshold* assumido como renda mínima, a transferência funciona como um subsídio ao salário, e o efeito substituição pode ocorrer quando o beneficiário substitui lazer por trabalho, pois o primeiro ficou mais caro em relação ao segundo.

6. Mattos e Ponczek (2009) encontram que beneficiários de programas de transferência de renda no Brasil que se sentem estigmatizados também aumentam a participação no mercado de trabalho. O mecanismo se dá da seguinte forma: o indivíduo “estigmatizado” adota um comportamento no sentido de reduzir sua dependência em relação à transferência, por exemplo, procurando emprego ou trabalhando mais.

Em princípio, nossa análise não permite isolar possíveis relações de causalidade entre ser beneficiário e as variáveis de interesse. A relação causal direta do efeito benefício sobre a probabilidade de estar empregado ou o número de horas existe caso os agentes econômicos mudem seu comportamento em relação a essas variáveis pelo fato de receberem o benefício. Por outro lado, é possível que a correlação entre o fato de ser beneficiário e as variáveis se dê via heterogeneidade dos agentes. Por exemplo, é possível que indivíduos com melhor *status* socioeconômico apresentem uma acumulação maior de capital humano e menor desemprego (ou mais horas trabalhadas). Caso esses indivíduos não procurem o benefício, o estimador da variável recebe auxílio não capturaria o efeito direto da *dummy* recebe o benefício em relação a estas variáveis. Ou seja, a variável recebe o benefício não induziria a mudanças comportamentais dos indivíduos. Nesse caso, teríamos um estimador viesado para um parâmetro que relacionasse um efeito causal entre o fato de ser beneficiário e o esforço na procura de emprego, por exemplo. O sinal do viés depende da relação entre este esforço, o fato de ser beneficiário e as variáveis de interesse. Mais especificamente, numa situação em que pessoas que procurem o benefício sejam mais esforçadas (efeito idiossincrático) e trabalhem mais independentes do benefício, o valor estimado do parâmetro de interesse seria positivamente viesado (em valores absolutos). É possível também que pessoas que se esforçam menos no mercado de trabalho nem procurem se cadastrar para receber o benefício e, neste caso, o valor verdadeiro do parâmetro seria subestimado.

A estratégia de identificação do impacto de um tratamento é a seguinte. Denote  $Y_{0i}$  e  $Y_{1i}$  os resultados (potenciais) do indivíduo  $i$  se ele não participa do programa e se ele participa do programa respectivamente. Como  $Y_{0i}$  e  $Y_{1i}$  não podem ser observados simultaneamente, estimamos as médias de todos que foram tratados *versus* a média de todos que não receberam o tratamento. O efeito médio do tratamento seria dado por  $E[Y_{1i} - Y_{0i}]$ . Essa comparação entre médias ainda pode ser viesada, pois os indivíduos são diferentes e esta diferença idiossincrática dos indivíduos pode ter causado o fato de alguns terem sido selecionados e outros não para receber o tratamento. Ou seja, pode ser que indivíduos mais otimistas/esforçados possam ter sido selecionados por terem gastado seu tempo procurando programas do governo para ajudá-los, enquanto os pessimistas/menos esforçados acreditaram que o governo jamais os ajudaria e não se inscreveram em tais programas. Por exemplo, suponha que  $D_i = 1$  quando o indivíduo participa do tratamento, a comparação entre os que participam e os que não participam pode ser escrita como a diferença entre  $E[Y_{1i} | D_i = 1] - E[Y_{0i} | D_i = 0]$ .

Se somarmos e subtrairmos o efeito médio dos indivíduos que participaram do programa caso não tivessem participado do programa (contrafactual), ou seja,  $E[Y_{0i} | D_i = 1]$ , temos  $E[Y_{1i} | D_i = 1] - E[Y_{0i} | D_i = 0] + E[Y_{0i} | D_i = 1] - E[Y_{0i} | D_i = 1] = E[Y_{1i} - Y_{0i} | D_i = 1] + \{E[Y_{0i} | D_i = 1] - E[Y_{0i} | D_i = 0]\}$ .

Note que o primeiro elemento da última igualdade é chamado de efeito causal do tratamento sobre os indivíduos que participaram do programa (efeito médio do tratamento sobre os tratados). O segundo termo causa viés na estimativa, pois as ações dos indivíduos que não participam do programa não são representativas das ações dos participantes do programa caso não houvessem participado. Este termo desaparece quando  $D_i$  torna-se aleatório e independente de  $Y_{0i}$  e  $Y_{1i}$ .

No nosso problema  $D_i$  pode não ser aleatoriamente distribuído, pois os programas de transferência avaliados aqui são direcionados a famílias em situação vulnerável de renda. Além de que os indivíduos podem se autosselecionar em participar ou não do programa.

A principal hipótese usada para identificar o impacto do programa é que existe um vetor de covariadas  $X_i$  que represente todas as variáveis que afetam a participação no programa/política e estão correlacionadas com os resultados de interesse. Assim, os impactos das políticas ou programas educacionais são obtidos a partir das estimações deste efeito médio do tratamento sobre os tratados ( $E[Y_{1i} - Y_{0i} | D_i = 1]$ ).

No que diz respeito às decisões individuais no mercado de trabalho, estimam-se duas equações, a saber, a primeira busca estimar a associação da participação nos programas de transferência com o número de horas trabalhadas no ano pelos indivíduos. A segunda decisão individual se refere à estimação da relação entre ser beneficiário e a participação no mercado de trabalho, cujas regressões estimadas são respectivamente:

$$\begin{aligned} \text{horas\_ano} = & \beta_0 + \beta_1 \text{dummy\_BE} + \beta_2 \text{dummy\_RM} + \\ & + \beta_3 \text{dummy\_trabalha} + \beta_4 \text{controles\_escolaridade} + \\ & + \beta_6 \text{ciclo\_vida} + \beta_7 \text{composição\_familiar} + \beta_8 \text{raça} + \\ & + \beta_9 \text{controles\_saúde} + \beta_{10} \text{controles\_qualidade\_moradia} + \\ & + \beta_{11} \text{controles\_estaduais} \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} \text{dummy\_trabalha} = & \beta_0 + \beta_1 \text{dummy\_BE} + \beta_2 \text{dummy\_RM} + \\ & + \beta_3 \text{controles\_estaduais} + \\ & + \beta_4 \text{controles\_escolaridade} + \beta_6 \text{ciclo\_vida} + \\ & + \beta_7 \text{composição\_familiar} + \beta_8 \text{raça} + \\ & + \beta_9 \text{controles\_saúde} + \\ & + \beta_{10} \text{controles\_qualidade\_moradia} \end{aligned} \quad (2)$$

onde horas-ano consiste nas horas trabalhadas por ano dos indivíduos. Como usamos a POF, temos apenas o número de meses trabalhados. Usamos 42 horas

semanais num total de 52 semanas. As variáveis *dummy\_BE*, *dummy\_RM* são nossas variáveis de interesse e a primeira denota 1 para o caso em que o indivíduo é beneficiário do Bolsa Escola (*dummy\_BE*) e zero, caso contrário, enquanto a segunda se refere a 1 quando o indivíduo é beneficiário do Renda Mínima (*dummy\_RM*), zero, caso contrário. A variável *dummy\_trab* é uma *dummy* que assume valor 1 quando o indivíduo trabalha e zero, caso contrário.<sup>7</sup> As demais variáveis correspondem a: *i*) controles de escolaridade: anos de estudo do respondente e anos de estudo ao quadrado; *ii*) controles de ciclo de vida: idade e idade ao quadrado; *iii*) controles de composição familiar: se casado ou não e tamanho da família; *iv*) controles de raça: *dummies* se declarados de origem indígena, negra ou amarela; *v*) controles de saúde: nutrição (índice calculado através da razão da altura e do peso dos indivíduos); e *vi*) controles de qualidade de moradia: *dummy* em que o valor 1 é assumido quando a moradia é considerada ruim, e controles estaduais: variação do PIB estadual, o índice de Gini-renda estadual e a proporção da população que vive em área rural nos estados.

Pode-se observar, de acordo com a discussão dos métodos acima, que a ação do indivíduo em se tornar beneficiário de um determinado programa pode ser atribuída endogenamente. Isto pode ocorrer porque esses programas de transferência são direcionados a famílias em situação vulnerável de renda e também porque os indivíduos podem se autosselecionar em participar ou não do programa. Para a equação (2), similar problema ocorre para a variável *dummy\_trab*, ou seja, os indivíduos decidem se trabalham ou não (o que depende de suas características) o que torna a variável endógena ao modelo.

Para estimar a equação (1) com objetivo de contornar a possível endogeneidade de *dummy\_BE*, *dummy\_RM* e *dummy\_trab* estimamos cinco diferentes modelos. O primeiro método usado é o clássico Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e serve como base de comparação. É apresentado na primeira coluna das tabelas 4 e 6 em ambos os painéis. A hipótese assumida para este procedimento é que existe um vetor de covariadas  $X_i$ , nossos controles explicados acima, e que eles exaurem todas as características dos indivíduos que os levaram a ser beneficiários do programa e a optar por entrar no mercado de trabalho. Neste caso, a participação no programa e no mercado de trabalho pode ser considerada exógena e, desta forma, os impactos das políticas ou programas educacionais são obtidos a partir das estimações deste efeito médio do tratamento sobre os tratados ( $E[Y_{1i} - Y_{0i} | D_i = 1]$ ). O segundo método usado, denominado regressão descontínua, tem por objetivo estimar o efeito médio de um tratamento binário sobre uma variável de interesse. No entanto, assim como em todos os estudos *cross section*, não con-

7. Note-se que, devido à limitação de nossos dados, esta *dummy* captura somente a possibilidade de estar trabalhando e não a de estar participando no mercado de trabalho.

seguimos observar o mesmo indivíduo em ambos os estados. Logo, a análise se concentra no efeito médio do tratamento sobre determinada população em vez de no indivíduo. Tal abordagem é superior ao método de MQO, pois, como foi destacado por Van der Klaauw (2002),<sup>8</sup> o estimador de MQO não é consistente devido à correlação entre o tratamento e o termo de erro. O segundo método está baseado em Imbens e Lemieux (2007), denominado regressão descontínua. Essa estrutura pode ser explicitada como:  $Y_i$  é a variável de interesse;  $W_i$  o indicador de tratamento, assumindo 1 para o grupo tratado e 0 para o grupo de controle;  $X_i$  a variável explicativa que determina completamente ou parcialmente o tratamento; e por último uma matriz  $Z_i$  de variáveis explicativas usadas como controle. Uma estrutura similar também é apresentada por Van der Klaauw (2002). Como foi destacado por Imbens e Lemieux (2007), duas hipóteses básicas são usadas para as estimativas de estimadores do tipo *matching* i) *unconfoundedness* e ii) *overlapping*. A primeira supõe que os resultados potenciais são ortogonais ao indicador de tratamento condicional em  $X$ . A segunda pode não ser satisfeita, uma vez que, por construção, pode não ser possível observar o indivíduo em ambos os estados. Este método analisa somente indivíduos em uma vizinhança muito próxima do *threshold*, de modo que os indivíduos possam ser diretamente comparáveis e uma aproximação seja feita. A elegibilidade para o tratamento é definida pela posição relativa de  $X_i$  e do *threshold* definido em  $X$ . Neste caso, os indivíduos estão distribuídos entre grupos de tratamento e controle somente baseados em uma medida contínua, no nosso caso, a renda. Neste método, a participação no tratamento é considerada determinística, com o tratamento sendo completamente explicado por  $X_i$ . Para o nosso problema, o *threshold* é igual \$50,00 *per capita*, limite de renda que diferenciaria a escolha dos beneficiários do atual Bolsa Família entre transferência incondicional (abaixo de R\$ 50) e condicional (acima de R\$ 50 e abaixo de R\$ 90). Ou seja, escolhemos indivíduos com renda familiar *per capita* próxima a este valor. Em particular, escolhemos pessoas com renda familiar abaixo e acima deste valor dentro de um *threshold* (R\$ 20 acima ou abaixo). O método utilizado, proposto por Imbens e Lemieux (2007), é o procedimento de validação cruzada (ver IMBENS; LEMIEUX, 2007). Desta forma esperamos capturar os tratados (beneficiários do Renda Mínima, ou Bolsa Escola) e não beneficiários, ambos com renda suficientemente próximas. Com isto, busca-se tornar a seleção ao tratamento como variável aleatória, pois artificialmente reduzimos a amostra para indivíduos similares em relação ao único critério de seleção para o benefício: renda. De forma prática, o procedimento consiste em estimar por MQO o efeito do tratamento em subamostras da população levando em conta a renda *per capita* das famílias, cuja renda familiar *per capita* está entre R\$ 30 e R\$ 70. Todos os

8. Este trabalho de Van der Klaauw é um caso aplicado do uso do método de regressão descontínua, onde ele progride passo a passo dentro do instrumental, partindo do SRD até o FRD com *thresholds* múltiplos.

resultados estão controlados pela decisão de participação no mercado de trabalho (ver ainda CAMERON; TRIVEDI, 2005).

O terceiro método consiste em utilizar o Método Não Experimental denominado *Propensity Score Matching* (*matching* de agora em diante). O *matching* consiste em “parear” unidades de grupos diferentes (tratados e não tratados) que são similares em termos de suas características observáveis (controles). Além disso, o *matching* é adequado em situações em que existem informações em *cross sections* onde a participação no programa depende de características observadas.

Cameron e Trivedi (2005) demonstram que, se supusermos que  $E[Y_{0i}|X_i, D_i = 1] = E[Y_{0i}|X_i, D_i = 0]$ , ou seja, o efeito esperado do resultado potencial quando ele não participa ( $Y_{0i}$ ) condicional aos controles ( $X_i$ ) e à sua participação ( $D_i = 1$ ) for igual ao efeito esperado do resultado potencial quando ele não participa ( $Y_{0i}$ ) condicional aos controles ( $X_i$ ) e à sua não participação ( $D_i = 0$ ), então podemos mostrar que  $E[Y_{0i}|p(X_i), D_i = 1] = E[Y_{0i}|p(X_i), D_i = 0]$ , onde  $p(X_i)$  é a probabilidade condicional (*matching*) do tratamento,  $p(X_i) \equiv P(D_i = 1|X_i)$ . Neste caso, o efeito do tratamento sobre os tratados se torna  $E[Y_{1i} - Y_{0i}|D_i = 1] = E\{E[Y_{1i}|p(X_i), D_i = 1] - E[Y_{0i}|p(X_i), D_i = 0] | D_i = 1\}$ . Ou seja, o efeito do tratamento sobre os tratados é igual à diferença entre o valor esperado do tratamento quando da participação e quando da não participação condicional à probabilidade do tratamento  $p(X_i) \equiv P(D_i = 1 | X_i)$ . O que este procedimento sugere é que, para escolhermos um grupo de comparação aos que sofreram tratamento, temos de estimar primeiramente a probabilidade de participar no tratamento entre os não participantes. A hipótese de identificação é que, uma vez condicionado pela probabilidade de participação, participar ou não no programa torna-se aleatório. Assim, conseguimos obter um grupo de não participantes com probabilidades semelhantes de participação dos participantes e comparam-se seus resultados. Logo, de forma prática, podemos resumir o procedimento em primeiro, estimar as probabilidades de participação, dadas as características observáveis, isto é, o *propensity score* para cada um dos indivíduos. Em seguida, agrupam-se estes indivíduos de acordo com essas probabilidades. Em nosso caso, o pareamento foi feito de forma individual: para cada um tratado encontrou-se um não tratado com o *propensity score* similar entre os dois. Assim, o resultado final representa uma soma ponderada das diferenças das médias das variáveis de interesse para cada grupo, com os pesos dados pela participação dos beneficiados em cada grupo (para mais detalhes, ver ainda CAMERON; TRIVEDI, 2005).

Por fim, o quarto método segue o modelo sugerido por Heckman (1979), onde se estima no primeiro estágio a equação de participação no mercado de trabalho (equação 2). No segundo estágio introduz-se a razão de Mills invertida para controlar a decisão de entrar no mercado de trabalho. Este método, no entanto, exige um instrumento para a decisão de participação no mercado de trabalho e

assume que as outras decisões de participação nos programas de transferência (*dummy\_BE*, *dummy\_RM*) são exógenas.<sup>9</sup>

Para a equação (2), similar problema ocorre para a variável *dummy\_trab*, ou seja, os indivíduos decidem se trabalham ou não (o que depende de suas características) o que pode tornar a variável endógena ao modelo. Similarmente, estimamos esta equação através de quatro métodos. Primeiro estimamos por MQO, a seguir usando regressão descontínua. O terceiro método empregado considera as mesmas hipóteses do MQO, no entanto, considera uma função de probabilidade não linear, o modelo *probit*. Por fim, estimamos por *propensity score*. Neste modelo, para o primeiro estágio consideramos a probabilidade de se tornar beneficiário do Bolsa Escola ou do Renda Mínima. Em seguida, pareamos os tratados (beneficiários) com os não tratados (não beneficiários) usando esta probabilidade condicional do primeiro estágio, considerando somente os pares mais próximos, um não tratado, para um tratado (*nearest neighbor approach*). O segundo estágio consiste em computar a diferença do efeito médio destes pares sobre a decisão de trabalhar, aqui é assumido também um modelo de probabilidade linear – equação (2) – ou sobre a diferença de média de horas trabalhadas – equação (1). Para a amostra contendo somente beneficiários, teremos somente uma coluna, pois o primeiro estágio consiste em estimar a probabilidade de receber um dos programas (no nosso caso, o Renda Mínima), sendo que o grupo de controle recebeu o outro programa (Bolsa Escola, para este estudo).

Consideramos a seguinte estratégia para identificar quais resultados podem ser considerados consistentes. No que diz respeito à estimação da equação (1), quando as estimações usadas pelo método de *propensity score* e o método de Heckman (1979) apresentarem o mesmo sinal e forem significantes, consideraremos o resultado robusto. Enquanto o primeiro deles (*propensity score*) permite que a decisão de se tornar beneficiário seja endógena, assumindo que a probabilidade de estar empregado é exógena, o método de Heckman (1979) assume exatamente o contrário. Para a equação (2), consideramos robustas as estimações com significância estatística realizadas pelo *propensity score*.<sup>10</sup>

Os resultados estimados encontram-se nas tabelas 2 a 5, separadamente para homens (painel A) e mulheres (painel B). Dividimos em duas etapas. A primeira busca estimar a relação entre o fato de ser beneficiário *versus* não ser beneficiário sobre o mercado de trabalho (tabelas 2 e 3). A segunda etapa restringe a amostra em beneficiários do Bolsa Escola *versus* beneficiários do Renda Mínima e busca-se estimar

9. Em nosso caso, usamos o número de filhos até 10 anos de idade como instrumento para a decisão de entrar no mercado de trabalho. Este instrumento é semelhante ao utilizado por Heckman (1979) e se mostrou significativo (valor-p de 0,03) em todas as regressões.

10. Note-se que quando estimamos de forma significativa a equação (2) pelo método de *propensity score*, pelo menos algum outro método apresenta resultados similares.

a relação entre estes diferentes pacotes de transferência e as decisões individuais no mercado de trabalho (tabelas 4 e 5). No que diz respeito às decisões individuais no mercado de trabalho, estimam-se duas equações, a saber: a primeira decisão individual se refere à estimação da relação entre ser beneficiário e a participação no mercado de trabalho; e a segunda busca estimar a associação da participação nos programas de transferência com o número de horas trabalhadas no ano pelos indivíduos. A seção seguinte descreve os resultados.

## 5 RESULTADOS

As tabelas 2A e 2B apresentam a associação entre o fato de ser beneficiário (do Bolsa Escola ou do Renda Mínima) e a decisão de participar no mercado de trabalho. Nesta seção, reportamos somente os resultados com as variáveis de interesse, os resultados completos se encontram no apêndice. Para os homens (tabela 2A), a associação entre o fato de ser beneficiário do Bolsa Escola e entrar no mercado de trabalho é positiva em todos os modelos considerados. Esta associação é estimada com precisão quando os modelos *probit* e *propensity score* são considerados, o que sugere consistência desses resultados. Se formos considerar a média das estimações (colunas 3 e 4, tabela 2A), temos que o fato de um homem residir em um domicílio beneficiário do Bolsa Escola está associado a um aumento de 2,5 p.p. na probabilidade de estar empregado (3,1 p.p. e 1,8 p.p. *propensity score* e *probit*, respectivamente). A estimação por MQO sugere um aumento de 1% nesta probabilidade, o que sugere subestimação do parâmetro. Isto pode ocorrer devido a uma eventual heterogeneidade dos agentes. Neste caso, como o *propensity score* limita o grupo de comparação a indivíduos semelhantes aos que receberam o tratamento (condicional às observáveis), pode ser que indivíduos diferentes (do ponto de vista de seu *score* no método de *propensity score*) dos tratados sejam mais esforçados na procura por trabalho e portanto reduzam esta diferença na probabilidade de estar empregado.

TABELA 2A

### Probabilidade de estar empregado – homens

Dep: prob estar empregado	MQO	MQO (R\$ 30 a R\$ 70 <i>per capita</i> )	<i>Probit</i>	<i>Prop. score</i>	<i>Prop. score</i>
	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.
Recebe o Bolsa Escola	0,010 (0,007)	0,008 (0,017)	0,018* (0,011)	0,031*** (0,013)	
Recebe o Renda Mínima	-0,023 (0,044)	-0,053 (0,084)	-0,043 (0,060)		0,012 (0,045)
R <sup>2</sup> ajustado	0,304	0,366	.		
N	45.850	6.735	45.850	45.553	41.762

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados da POF de 2002-2003.



TABELA 2B  
**Probabilidade de estar empregado – mulheres**

Dep: prob estar empregado	MQO	MQO (R\$ 30 a R\$ 70 <i>per capita</i> )	<i>Probit</i>	<i>Prop. score</i>	<i>Prop. score</i>
	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.
Recebe o Bolsa Escola	0,013 (0,009)	0,010 (0,016)	0,012 (0,011)	0,011 (0,011)	
Recebe o Renda Mínima	-0,072** (0,034)	0,035 (0,065)	-0,08* (0,046)		-0,071* (0,037)
R <sup>2</sup> ajustado	0,179	0,092	.		
N	49.948	7.373	45.850	49.599	45.941

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados da POF de 2002-2003.

Nota: Significativo a .01%; significativo a .05%; significativo a .1%.

Obs.: As regressões acima apresentam controles de escolaridade, ciclo de vida, composição familiar, raça, saúde, qualidade de moradia e controles estaduais.

Pela tabela 2B, temos que mulheres residentes em domicílios recipientes do Renda Mínima estão associadas a uma menor probabilidade de estar empregada. Estimamos este valor próximo a 7%. Note-se que, neste caso, a estimativa pelo método de MQO (redução de 7,2 p.p.) está muito próxima do valor apresentado pelo método de *propensity score* (redução de 7,1 p.p.). Já pelo método de *probit* este parâmetro é estimado em torno de 8 p.p. de redução na probabilidade de estar empregada.

Por fim, não encontramos significância estatística entre homens cujos domicílios recebem Renda Mínima e a probabilidade de estarem empregados; nem para mulheres cujos domicílios recebem o Bolsa Escola e a respectiva probabilidade. Foguel e Barros (2010) apontam que, no caso de aumento de 10% na proporção dos beneficiários de transferências condicionais em um município, teremos um aumento de 0,1% na taxa de participação para homens ou mulheres, porém o efeito não é significativo. Como não conseguimos identificar quem está procurando ou não nesta amostra, nossos resultados se referem à probabilidade de estar empregado e parecem possuir um efeito com maior magnitude.

As tabela 3A e 3B resumem nossos resultados no que diz respeito à associação entre adultos residentes de domicílios que recebem benefício, seja o Bolsa Escola ou o Renda Mínima, e o número de horas trabalhadas no ano, denominada margem intensiva. Neste caso, não encontramos relação estatística entre beneficiários(as) do Renda Mínima e o número de horas trabalhadas no ano. Mais ainda, nem mesmo o sinal de nossa variável de interesse é estimado de forma consistente. Por exemplo, para mulheres, nossa estimativa vai de um aumento aproximado no número de horas de 3% (Heckman) a uma redução aproximada do número de horas em 30% (MQO).

TABELA 3A

**Horas de trabalho por ano – homens**

Dep: horas/ano	MQO	MQO (R\$ 30 a R\$ 70 per capita)	Prop. score	Prop. score	Heckman
	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.
Recebe o Bolsa Escola	-0,021 (0,014)	0,011 (0,022)	-0,042*** (0,018)		-0,019** (0,008)
Recebe o Renda Mínima	0,025 (0,041)	-0,033 (0,114)		-0,011 (0,047)	0,037 (0,032)
R <sup>2</sup> ajustado	0,056	0,055	0,001	-0,000	.
N	26.178	3.143	26.098	25.432	45.850

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados da POF de 2002-2003.

TABELA 3B

**Horas de trabalho por ano – mulheres**

Dep: horas/ano	MQO	MQO (R\$ 30 a R\$ 70 per capita)	Prop. score	Prop. score	Heckman
	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.
Recebe o Bolsa Escola	-0,021 (0,020)	0,028 (0,051)	-0,024 (0,029)		-0,021** (0,008)
Recebe o Renda Mínima	-0,303** (0,137)	-0,316 (0,289)		-0,165116 (0,116)	0,033 (0,033)
R <sup>2</sup> ajustado	0,077	0,116	0,002	0,001	.
N	17.613	1.705	17.532	16.662	45.850

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados da POF de 2002-2003.

Nota: Significativo a .01%; significativo a .05%; significativo a .1%.

Obs.: As regressões acima apresentam controles de escolaridade, participação no mercado de trabalho, ciclo de vida, composição familiar, raça, saúde, qualidade de moradia, controles estaduais.

Por outro lado, nossas estimativas sugerem que homens cujo domicílio recebe o Bolsa Escola estão associados a uma diminuição média aproximada de 3% (2% e 4%, Heckman e *propensity score*, respectivamente) no número de horas trabalhadas, o que corresponde a pouco mais de 30 horas a menos em um ano para este grupo.

O resultado equivalente para mulheres beneficiárias parece ser menos robusto. Apesar de as estimativas pelos métodos de MQO (redução do número de horas em 2,1%), *propensity score* (redução no número de horas em 2,1%) e Heckman (redução do número de horas em 2,4%) serem muito próximas, encontramos significância estatística apenas para o método proposto por Heckman. Estas reduções se traduzem em uma redução média de 2,2%, o que significa uma redução de 15 horas no ano. No entanto, sendo conservadores, sugere-se que a estimação aqui não pode ser considerada precisa. Foguel e Barros (2010) apontam que um acréscimo de 10% na proporção de beneficiários de programas condicionais está associado a um aumento (redução) de 0,1% nas horas trabalhadas dos homens (mulheres).

Vale notar que, uma vez que a seleção ao programa pode não ser não aleatória, é possível imaginar que as características que determinam a participação no programa

podem estar associadas a decisões de engajamento no mercado de trabalho, seja via participação ou jornada. Isto torna frágil a comparação do comportamento de indivíduos beneficiários e não beneficiários no que diz respeito às preferências no mercado de trabalho. A principal comparação empregada neste artigo é considerar as duas comparações:

1) Beneficiários e não beneficiários, levando em conta na escolha dos indivíduos não tratados aqueles que se assemelhassem aos tratados em termos dos determinantes da participação no programa, de modo que a hipótese de que a distribuição do tratamento é aleatória seja mais plausível.

2) Somente beneficiários do Renda Mínima e do Bolsa Escola, onde a subamostra dos indivíduos comparáveis dos dois grupos também se assemelhasse no que diz respeito aos determinantes da participação em seus respectivos programas de forma a tornar razoável a hipótese de que a distribuição entre os tratamentos é aleatória.

Consideramos agora somente a subamostra contendo indivíduos que residem em domicílios que recebem algum benefício, seja ele Renda Mínima ou Bolsa Escola. As tabelas 4 e 5 apresentam os resultados referentes à probabilidade de estar empregado (margem extensiva) bem como o número de horas trabalhadas no ano (margem intensiva).

As tabelas 4A e 4B apresentam os resultados referentes à equação (2), decisão de participação no mercado de trabalho. A tabela 4A aponta os resultados para os homens. Ao considerarmos o método do *propensity score*, nossas estimações sugerem que homens que recebem Renda Mínima estão associados à maior probabilidade de estar trabalhando comparativamente aos beneficiários do Bolsa Escola (probabilidade maior de estar empregado de 3,6 p.p.), porém este resultado não é significativo e muito menos robusto. Todos os outros métodos apontam um efeito no sentido contrário, ou seja, uma redução na probabilidade de estar empregado em média de 2 p.p.

TABELA 4A

**Probabilidade de estar empregado – homens beneficiários**

Dep: prob estar empregado	MQO	MQO (R\$ 30 a R\$ 70 <i>per capita</i> )	<i>Probit</i>	<i>Prop. score</i>
	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.
Recebe o Renda Mínima	-0,003 (0,042)	-0,019 (0,042)	-0,014 (0,067)	0,036 (0,030)
R <sup>2</sup> ajustado	0,369	.	.	.
N	3,688	875	3.673	3,673

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados da POF de 2002-2003.

TABELA 4B  
**Probabilidade de estar empregado – mulheres beneficiárias**

Dep: prob estar empregado	MQO	MQO (R\$ 30 a 70 R\$ <i>per capita</i> )	<i>Probit</i>	<i>Prop. score</i>
	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.
Recebe o Renda Mínima	-0,094** (0,043)	0,041 (0,072)	-0,092** (0,044)	-0,061 (0,039)
R <sup>2</sup> ajustado	0,175	.	.	.
N	3.813	995	3.813	3.815

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados da POF de 2002-2003.

Nota: Significativo a .01%; significativo a .05%; significativo a .1%.

Obs.: As regressões acima apresentam controles de escolaridade, ciclo de vida, composição familiar, raça, saúde, qualidade de moradia e controles estaduais.

Para as mulheres, conforme se vê na tabela 4B, os resultados parecem ser um pouco mais conclusivos em termos de “direção”, mas também não são significativos quando consideramos o método de *propensity score*. Os resultados das estimações pelo método MQO (redução de 9,4 p.p.) e *probit* (redução de 9,2 p.p.) também apontam para a mesma direção e são significativos. Já pelo método de *propensity score*, temos que mulheres residentes em domicílios que recebem o Renda Mínima apresentam uma probabilidade de cerca de 6 p.p. menor de estar empregada, não significativo, resultado que sugere não haver robustez nas estimações. Uma possível razão para as estimações do MQO e *probit* estarem acima (em termos absolutos) do *propensity score* pode se dever à heterogeneidade dos agentes. Estes métodos podem estar capturando uma característica dos agentes que pode diferir muito para a amostra de beneficiários como um todo. Esta característica pode ser o próprio esforço na procura do trabalho ou mesmo a rede de contatos (*network*) que pode facilitar a entrada no mercado de trabalho. Ao considerarmos o *propensity score*, tornamos a amostra de comparação mais próxima, e então obtemos um efeito menor em termos absoluto e também não significativo.

Por fim, as tabelas 5A e 5B apresentam os resultados referentes à resposta dos trabalhadores cujos domicílios são beneficiários no que diz respeito ao número de horas trabalhadas. Pela tabela 5A notamos que, para homens residentes em domicílios que recebem o Renda Mínima, o número de horas trabalhadas no ano é estimado como sendo superior em relação ao valor estimado para homens residentes em domicílios beneficiários do Bolsa Escola. Ao considerarmos o efeito médio pelos métodos de *propensity score* e Heckman, estimamos um aumento em torno de 4%, o que corresponde a um aumento de, aproximadamente, 45 horas no ano. Novamente a estimativa pelo método de MQO está acima desses métodos (*propensity score* e Heckman) enquanto o método de regressão descontínua permanece não significativo.<sup>11</sup>

11. Note-se que os resultados com o método de regressão descontínua são sempre não significativos.

TABELA 5A

**Horas de trabalho por ano – homens beneficiários**

Dep: horas/ano	MQO	MQO (R\$ 30 a R\$70 <i>per capita</i> )	Prop. score	Heckman
	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.
Recebe o Renda	0,083	-0,116	0,0256	0,059
Mínima	(0,062)	(0,134)	(0,052)	(0,045)
R <sup>2</sup> ajustado	0,142	0,003	0,002	.
N	721	278	716	3.673

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados da POF de 2002-2003.

TABELA 5B

**Horas de trabalho por ano – mulheres beneficiárias**

Dep: horas/ano	MQO	MQO (R\$ 30 a R\$ 70 <i>per capita</i> )	Prop. score	Heckman
	coef./ep.	coef./ep.	coef./ep.	coef./ep.
Recebe o renda	-0,179	-0,339	-0,1289	0,058
Mínima	(0,144)	(0,233)	(0,116)	(0,045)
R <sup>2</sup> ajustado	0,100	0,106	0,011	.
N	973	218	966	3.673

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados da POF de 2002-2003.

Nota: Significativo a .01%; significativo a .05%; significativo a .1%.

Obs.: As regressões acima apresentam controles de escolaridade, participação no mercado de trabalho, ciclo de vida, composição familiar, raça, saúde, qualidade de moradia, controles estaduais.

Os resultados para mulheres beneficiárias são ainda menos conclusivos. Além de não apresentarem significância estatística considerando qualquer dos métodos, o sinal estimado não parece ser robusto. Os métodos de MQO, regressão descontínua e *propensity score* apontam que mulheres beneficiárias do Renda Mínima trabalham menos horas que beneficiárias do Bolsa Escola. Este efeito pode ser uma redução de 30% nas horas trabalhadas, que corresponde a 190 horas/ano (regressão descontínua) até uma redução de 12%, o que corresponde a 72 horas/ano pelo método do *propensity score*. Novamente, parece que a heterogeneidade dos agentes está capturando a sobre-estimação do parâmetro de interesse pelos métodos de MQO e regressão descontínua comparativamente ao método do *propensity score*. Já na estimação pelo método de Heckman, temos a inversão do sinal ainda não significativo. Como este método supõe que a decisão de trabalhar é endógena, podemos sugerir que os outros métodos estavam capturando em parte a decisão de trabalhar. Condicionada a esta decisão, beneficiárias do Renda Mínima podem até trabalhar mais que as correspondentes do Bolsa Escola. De qualquer forma, este resultado não é estimado de forma precisa, não sendo significativo.

Ou seja, nossos resultados sugerem que, condicionado no fato de residir em domicílios beneficiários, não há diferença estatística na relação entre a probabilidade de estar empregado(a) e o número de horas trabalhadas no ano e a relação para

beneficiários do Bolsa Escola ou do Renda Mínima, tanto para homens quanto para mulheres.

## 6 CONCLUSÃO

Este trabalho tem como objetivo avaliar se há mudança de comportamento, em termos de oferta de trabalho (probabilidade de estar empregado e número de horas trabalhadas), entre os membros adultos da família por receberem benefícios condicionais ou não.

Consideramos a seguinte estratégia para identificar os resultados consistentes. No que diz respeito à estimação sobre *horas trabalhadas* consideramos consistentes as estimações usadas pelo método de *propensity score* e o método de Heckman (1979) conjuntamente. Por outro lado, quando a variável dependente for a probabilidade de estar empregado, consideramos robustas as estimações com significância estatística realizadas pelo *propensity score*.

Considerando os dados da POF de 2002-2003, que permitem identificar que tipo de benefício os indivíduos recebem, comparativamente aos não beneficiários, nossos resultados apontam que mulheres cujo domicílio recebe Renda Mínima estão associadas a uma menor probabilidade de estar empregada (7 p.p. em média abaixo). Ainda, homens cujo domicílio recebe o Bolsa Escola apresentam maior probabilidade de estarem empregados (2 p.p. em média acima), no entanto, uma vez no mercado de trabalho estão associados a um menor número de horas de trabalho no ano (3% a menos).

Estes resultados podem ser contrastados com os resultados encontrados por Foguel e Barros (2010). Os autores encontram pequeno efeito na taxa de participação dos adultos homens e um pequeno efeito negativo no número de horas trabalhadas das mulheres. No entanto, os autores consideram dados agregados para os municípios. Tavares (2008), por outro lado, encontra a existência de um efeito renda associado ao valor do benefício, uma vez que quanto maior a transferência recebida, menor o engajamento da mãe no mercado de trabalho.

Já quando restringimos a comparação apenas entre beneficiários (homens ou mulheres), não encontramos diferença na resposta no mercado de trabalho entre beneficiários do Bolsa Escola *versus* beneficiários do Renda Mínima.

Algumas considerações devem ser ressaltadas. Primeiro, os resultados encontrados estão vinculados ao uso da base de dados em *cross-section*, o que impossibilita o argumento de relação causal entre programas de transferência e oferta de trabalho. Segundo, parte dos programas de transferência do Renda Mínima encontrado nas capitais dos estados pode apresentar condições semelhantes às impostas pelo Bolsa Escola no período, o que enfraquece a comparação entre os beneficiários e talvez

esteja relacionada ao resultado que encontramos de ausência de diferença estatística no comportamento de ambos os grupos de beneficiários. Terceiro, nosso banco de dados, POF, pergunta aos indivíduos quantos meses trabalharam no período de 12 meses e não o número de horas por semana, como faz a PNAD. Isto sugere que estamos capturando a decisão do indivíduo de quantos meses no ano ele trabalha, o que inclui desemprego no período. Estas pessoas beneficiárias do Renda Mínima talvez o recebam por não ter emprego estável. Isto reforça que o que estamos medindo aqui se refere apenas à correlação entre as variáveis (receber tratamento e trabalho no mercado), e que qualquer sugestão de política pública pode ser precipitada.

Em resumo, não encontramos diferença no comportamento no mercado de trabalho (probabilidade de estar empregado e número de horas trabalhadas no ano) entre beneficiários, e um pequeno efeito negativo na probabilidade de estar empregado para as mulheres beneficiárias do Renda Mínima e positivo para homens beneficiários do Bolsa Escola. Ainda para esses beneficiários homens, uma vez trabalhando, encontramos pequeno efeito negativo no número de horas trabalhadas ao longo do ano.

Finalmente, futuros estudos com o objetivo de comparar a resposta dos agentes quando defrontados com diferentes programas de transferência podem ser executados de forma mais elaborada, se dados longitudinais ou experimentais estiverem à disposição.

## ABSTRACT

This paper aims to estimate whether beneficiaries of unconditional transfer programs such as Renda Mínima are associated differently in terms of labor supply decision comparatively to beneficiaries of conditional cash transfer programs, Bolsa Escola. Considering Heckman's (1979) procedure, propensity score matching and using POF 2002-2003 data set, which allows us to identify the characteristic of the benefit, comparatively to non-beneficiaries, our results suggest that women beneficiaries of Renda Mínima are associated with a lower probability to be employed (7 p.p.). Last, men whose domicile receives Bolsa Escola presents higher probability to participate in the market (2 p.p.), however once in the market they seem to work less hours (3%). We do not find evidence for difference in labor supply response among beneficiaries of these two programs.

## REFERÊNCIAS

- AVELINO, R.; MENEZES-FILHO, N. Estimação da oferta de trabalho das mulheres no Brasil. *Estudos Econômicos*, v. 33, n. 4, p. 639-664, 2003.
- AZNAR, G. Pour un revenu de vagabondage. *La Revue du M.A.U.S.S.*, Paris, LaDécouverte, n. 7, p. 291-296, 1<sup>o</sup> semestre, 1996.
- BESLEY, T.; COATE, S. Public provision of private goods and the redistribution of income. *American Economic Review*, v. 81, p. 979-984, 1991.

\_\_\_\_\_. Workfare versus welfare: incentive arguments for work requirements in poverty-alleviation programs. *American Economic Review*, v. 82, p. 249-261, 1992.

\_\_\_\_\_. The design of income maintenance programs. *Review of Economics Studies*, v. 62, p. 187-221, 1995.

BLACKORBY, C.; DONALDSON, D. Cash versus kind, self-selection and efficient transfers. *American Economic Review*, v. 78, p. 691-700, 1988.

BLUNDELL, R.; DUNCAN, A.; MEGHIR, C. Estimating labour supply responses to tax reform. *Econometrica*, v. 66, p. 827-861, 1998.

\_\_\_\_\_; MACURDY, T. Labor supply: a review of alternative approaches. In: ASHENFELTER, O.; CARD, D. (Ed.). *Handbook of labor economics*. v. 3a. Amsterdam: Elsevier, 1999. p. 1.559-1.693.

BURTHEIS, G.; HAUSMAN, J. A. The effect of taxation on labor supply: evaluating the gary negative income tax experiment. *The Journal of Political Economy*, v. 86, n. 6, p. 1.103-1.130, Dec. 1978.

CAHUC, P.; ZYLBERBERG, A. *Labor economics*. MIT Press, 2004.

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

CARDOSO, E.; SOUZA, A. P. *The impact of conditional cash transfers on child labor supply and school attendance*. 2003. Mimeografado.

CONWAY, K. S. Labor supply, taxes, and government spending: a microeconomic analysis. *The Review of Economics and Statistics*, v. 79, n. 1, p. 50-67, Feb. 1997.

CORAGGIO, J. L. Da economia dos setores populares à economia do trabalho. Questões debatidas. In: KRAYCHETE, G.; LARA, F.; COSTA, B. (Org.). *Economia dos setores populares: entre a realidade e a utopia*. Petrópolis: Vozes, 2000.

CURI, A. Z.; MENEZES-FILHO, N. A. Os determinantes das transições ocupacionais no mercado de trabalho brasileiro. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 32. *Anais...* João Pessoa, PB: ANPEC, 07 a 10 dez. 2004.

DAS, J.; DO, Q.; OZLER, B. *Conditional cash transfer and the equity-efficiency debate*. World Bank, 2004 (Research Working Paper, Working Paper Series, n. 3.280).

DAVANZO, J.; TRAY, D. N.; GREENBERG, D. H. The sensitivity of male labor supply estimates to choice of assumptions. *The Review of Economics and Statistics*, v. 58, n. 3, p. 313-325, Aug. 1976.

EUZÉBY, C. *Le revenu minimum garanti*. Paris: La Découverte, 1991 (Collection Repères).

FERNANDES, M. M.; SCORZAFAVE, L. G. Estimação da oferta de trabalho com modelos coletivos: uma ampliação para o Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 35. *Anais...* Recife, PE: ANPEC, 2007.

FERNANDES, R. *et al.* A importância da estrutura familiar e do engajamento no mercado de trabalho na determinação da pobreza no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 32, n. 2, 2002.

FERRO, A. R.; NICOLLELA, A. C. *The impact of conditional cash transfer programs on household work decisions in Brazil*. São Paulo: Universidade de São Paulo, 2007. Mimeografado.



FOGUEL, M.; BARROS, R. P. de. The effects of conditional cash transfer programmes on adult labour supply: an empirical analysis using a time-series-cross-section sample of Brazilian municipalities. *Estudos Econômicos*, v. 40, n. 2, p. 259-293, 2010.

FRIEDMAN, M. *Capitalism and freedom*. Chicago: University of Chicago Press, 1972.

GAHVARI, F.; MATTOS, E. Conditional cash transfer, public provision of private goods and income redistribution. *American Economic Review*, Mar. 2007.

GALASSO, E.; RAVALLION, M. Decentralized targeting of an anti poverty program. *Journal of Public Economics*. Forthcoming.

GREEN, D. *et al.* Assessing empirical approaches for analyzing taxes and labor supply. *The Journal of Human Resources*, v. 25, n. 3, p. 415-490, July/Sept. 1990.

GUERON, J. Work and welfare: lessons on employment programs. *Journal of Economic Perspectives*, v. 4, p. 79-98, 1990.

GWARTNEY, J.; STROUP, R. Labor supply and tax rates: a correction of the record. *The American Economic Review*, v. 73, n. 3, p. 446-451, 1983.

HANDLER, J.; BABCOCK, A. The failure of workfare: another reason for a basic income guarantee. *Basic Income Studies*, v. 1, n. 1, p. 1-21, 2006.

HECMAN, J. The common structure of statistical models of truncation, sample selection, and limited dependent variables and a simple estimator of such models. *Annals of Economic and Social Measurement*, v. 5, p. 475-492, 1976.

\_\_\_\_\_. Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, v. 47, p. 153-161, 1979.

\_\_\_\_\_. What has been learned about labor supply in the past twenty years? *The American Economic Review*, v. 83, n. 2, p. 116-121, May 1993. Papers and Proceedings of the Hundred and Fifth Annual Meeting of the American Economic Association.

IMBENS, G.; LEMIEUX, T. *Regression discontinuity designs: a guide to practice*. National Bureau of Economic Research, Apr. 2007 (Working Paper, n. 13.039).

KAUFMAN, B.; HOTCHKISS, J. *The economics of labor markets*. 7. ed. Thomson South-Western, 2006.

KOSTERS, M. *Effects on an income tax on labor supply*. Washington, D.C., 1967.

LAVINAS, L.; VARSANO, R. *Programas de garantia de renda mínima e ação coordenada de combate à pobreza*. Rio de Janeiro: Ipea, 1997 (Texto para Discussão, n. 534).

LEBLANC, G. Optimal income maintenance and the unemployable. *Journal of Public Economic Theory*, v. 6, n. 3, p. 509-535, 2004.

LUNDBERG, S. Labor supply of husbands and wives: a simultaneous equations approach. *The Review of Economics and Statistics*, v. 70, n. 2, p. 224-235, May 1988.

MACURDY, T.; GREEN, D.; PAARSCH, H. Special issue on taxation and labor supply in industrial countries. *The Journal of Human Resources*, v. 25, n. 3, p. 415-490, 1990.

MATTOS, E.; PONCZEK, V. Estigma, oferta de trabalho e formação de capital humano: evidências para beneficiários de programas de transferência no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 39, n. 2, ago. 2009.

MENEZES-FILHO, N. A.; SCORZAFAVE, L. Participação feminina no mercado de trabalho brasileiro: evolução e determinantes. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 31, n. 3, p. 441-478, 2001.

MOFFITT, R. A. An economic model of welfare stigma. *American Economic Review*, v. 73, p. 1.023-1.035, 1983.

\_\_\_\_\_. *The negative income tax and the evolution of U.S. welfare policy*. 2003 (NBER Working Paper, n. 9.751).

MROZ, A. T. The sensitivity of an empirical model of married women's hours of work to economic and statistical assumptions. *Econometrica*, v. 55, n. 4, p. 765-799, 1987.

PAZELLO, E. A maternidade afeta o engajamento da mulher no mercado de trabalho? Um estudo utilizando o nascimento de gêmeos como um experimento natural. *Estudos Econômicos*, São Paulo, v. 36, n. 3, p. 507-538, 2006.

PAZELLO, E. T.; FERNANDES, R. Motherhood and women in the labor market: different behaviors between women with and without children – an evidence for Brazil. *In: LACEA's Annual Meeting*, 10. Paris: LACEA, 2005.

\_\_\_\_\_. A maternidade e a mulher no mercado de trabalho: diferença de comportamento entre mulheres que têm e mulheres que não têm filhos. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA*, 32. *Anais...* João Pessoa, PB: ANPEC, 2004.

PYNIDYCK, R.; RUBINFELD, D. *Econometria: modelos e previsões*. Rio de Janeiro: Elsevier, 2004.

RANSOM, M. R. The labor supply of married men: a switching regressions model. *Journal of Labor Economics*, v. 5, n. 1, p. 63-75, Jan. 1987.

RESENDE, A. C. C.; OLIVEIRA, A. M. H. C. *Avaliando resultados de um programa de transferência de renda: o impacto do Bolsa Escola sobre os gastos das famílias brasileiras*. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA*, 34. *Anais...* Salvador, BA: ANPEC, 2006.

ROSENBAUM, P.; DONALD, R. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, v. 70, p. 41-55, 1983.

SAEZ, E. Optimal income transfer programs: intensive versus extensive labor supply responses. *Quarterly Journal of Economics*, v. 117, n. 3, p. 1.039-1.073, 2002.

SKOUFIAS, E.; Di MARO, V. Conditional cash transfers, adult work incentives, and poverty. *Impact Evaluation Series*, n. 5, 2006 (Working Paper Series, n. 3.973-IE).

SUPLICY, E.; BUARQUE, C. Garantia de renda mínima para erradicar a pobreza: o debate e a experiência brasileiros. *Estudos Avançados*, São Paulo, v. 11, n. 30, 1997.

TAVARES, P. Efeito do programa Bolsa Família sobre a oferta de trabalho das mães. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA*, 36. *Anais...* Salvador, BA: ANPEC, 2008.

VAN DER KLAUW, W. Estimating the effect of financial aid offers on college enrollment: a regression-discontinuity approach. *International Economic Review*, v. 43, n. 4, p. 1.249-1.287, Nov. 2002.

WOOLDRIDGE, J. *Solutions manual and supplementary materials for econometric analysis of cross section and panel data*. Cambridge, MA: MIT Press, 2003.

## BIBLIOGRAFIA CONSULTADA

- AZNAR, G. Pour un revenu de vagabondage. *La Revue du M.A.U.S.S.*, Paris, LaDécouverte, n. 7, p. 291-296, 1<sup>o</sup> semestre, 1996.
- BESLEY, T.; COATE, S. Public provision of private goods and the redistribution of income. *American Economic Review*, v. 81, p. 979-984, 1991.
- BLACKORBY, C.; DONALDSON, D. Cash versus kind, self-selection and efficient transfers. *American Economic Review*, v. 78, p. 691-700, 1988.
- BLUNDELL, R.; MACURDY, T. Labor supply: a review of alternative approaches. In: ASHENFELTER, O.; CARD, D. (Ed.). *Handbook of labor economics*. v. 3a. Amsterdam: Elsevier, 1999. p. 1.559-1.693
- \_\_\_\_\_ ; DUNCAN, A.; MEGHIR, C. Estimating labour supply responses to tax reform. *Econometrica*, v. 66, p. 827-861, 1998.
- BURTHEIS, G.; HAUSMAN, J. A. The effect of taxation on labor supply: evaluating the gary negative income tax experiment. *The Journal of Political Economy*, v. 86, n. 6, p. 1.103-1.130, Dec. 1978.
- CORAGGIO, J. L. Da economia dos setores populares à economia do trabalho. Questões debatidas. In: KRAYCHETE, G.; LARA, F.; COSTA, B. (Org.). *Economia dos setores populares: entre a realidade e a utopia*. Petrópolis: Vozes, 2000.
- URI, A. Z.; MENEZES-FILHO, N. A. Os determinantes das transições ocupacionais no mercado de trabalho brasileiro. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 32. *Anais...* João Pessoa, PB: ANPEC, 07 a 10 dez. 2004.
- DAS, J.; DO, Q.; OZLER, B. *Conditional cash transfer and the equity-efficiency debate*. World Bank, 2004 (Research Working Paper, Working Paper Series, n. 3.280).
- FERNANDES, M. M.; SCORZAFAVE, L. G. Estimação da oferta de trabalho com modelos coletivos: uma ampliação para o Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 35. *Anais...* Recife, PE: ANPEC, 2007.
- FRIEDMAN, M. *Capitalism and freedom*. Chicago: University of Chicago Press, 1972.
- GALASSO, E.; RAVALLION, M. Decentralized targeting of an anti poverty program. *Journal of Public Economics*. Forthcoming.
- GREEN, D. *et al.* Assessing empirical approaches for analyzing taxes and labor supply. *The Journal of Human Resources*, v. 25, n. 3, p. 415-490, July/Sept. 1990.
- GUERON, J. Work and welfare: lessons on employment programs. *Journal of Economic Perspectives*, v. 4, p. 79-98, 1990.
- GWARTNEY, J.; STROUP, R. Labor supply and tax rates: a correction of the record. *The American Economic Review*, v. 73, n. 3, p. 446-451, 1983.
- HANDLER, J.; BABCOCK, A. The failure of workfare: another reason for a basic income guarantee. *Basic Income Studies*, v. 1, n. 1, p. 1-21, 2006.
- HECMAN, J. The common structure of statistical models of truncation, sample selection, and limited dependent variables and a simple estimator of such models. *Annals of Economic and Social Measurement*, v. 5, p. 475-492, 1976.
- KOSTERS, M. *Effects on an income tax on labor supply*. Washington, D.C., 1967.
- LAVINAS, L.; VARSANO, R. *Programas de garantia de renda mínima e ação coordenada de combate à pobreza*. Rio de Janeiro: Ipea, 1997 (Texto para Discussão, n. 534).

LEBLANC, G. Optimal income maintenance and the unemployable. *Journal of Public Economic Theory*, v. 6, n. 3, p. 509-535, 2004.

LUNDBERG, S. Labor supply of husbands and wives: a simultaneous equations approach. *The Review of Economics and Statistics*, v. 70, n. 2, p. 224-235, May 1988.

MACURDY, T.; GREEN, D.; PAARSCH, H. Special issue on taxation and labor supply in industrial countries. *The Journal of Human Resources*, v. 25, n. 3, p. 415-490, 1990.

MOFFITT, R. A. An economic model of welfare stigma. *American Economic Review*, v. 73, p. 1.023-1.035, 1983.

\_\_\_\_\_. *The negative income tax and the evolution of U.S. welfare policy*. 2003 (NBER Working Paper, n. 9.751).

MROZ, A. T. The sensitivity of an empirical model of married women's hours of work to economic and statistical assumptions. *Econometrica*, v. 55, n. 4, p. 765-799, 1987.

PAZELLO, E. T.; FERNANDES, R. Motherhood and women in the labor market: different behaviors between women with and without children – an evidence for Brazil. In: LACEA's Annual Meeting, 10. Paris: LACEA, 2005.

PYNIDYCK, R.; RUBINFELD, D. *Econometria: modelos e previsões*. Rio de Janeiro: Elsevier, 2004.

RANSOM, M. R. The labor supply of married men: a switching regressions model. *Journal of Labor Economics*, v. 5, n. 1, p. 63-75, Jan. 1987.

RESENDE, A. C. C.; OLIVEIRA, A. M. H. C. *Avaliando resultados de um programa de transferência de renda: o impacto do Bolsa Escola sobre os gastos das famílias brasileiras*. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 34. Anais... Salvador, BA: ANPEC, 2006.

ROSENBAUM, P.; DONALD, R. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, v. 70, p. 41-55, 1983.

SKOUFIAS, E.; Di MARO, V. Conditional cash transfers, adult work incentives, and poverty. *Impact Evaluation Series*, n. 5, 2006 (Working Paper Series, n. 3.973-IE).

SUPLICY, E.; BUARQUE, C. Garantia de renda mínima para erradicar a pobreza: o debate e a experiência brasileiros. *Estudos Avançados*, São Paulo, v. 11, n. 30, 1997.

WOOLDRIDGE, J. *Solutions manual and supplementary materials for econometric analysis of cross section and panel data*. Cambridge, MA: MIT Press, 2003.

(Originals submetidos em junho de 2008. Última versão recebida em julho de 2010. Aprovada em agosto de 2010).

## APÊNDICE: TABELAS

A tabela A.1 apresenta e descreve os principais programas redistributivos em efeito no Brasil e busca apontar que existem atualmente diversos programas redistributivos em operação.

TABELA A.1  
Programas redistributivos nacionais – 2004

Nome do programa	Abrangência	Objetivo	Benefício	Condições	Público alvo
Bolsa Família	Nacional	Desenvolvimento da cidadania e a inclusão social.	“Básico” de R\$ 50,00 para famílias com renda <i>per capita</i> (incondicional - Renda Mínima) até R\$ 50,00 e “Variável” (antigo Bolsa Escola) de R\$ 15,00 para cada criança até 15 anos, gestante ou nutriz que compõem a família, sendo o valor máximo do benefício igual a	a) Crianças de 6 a 15 anos matriculadas em instituição de ensino regular. b) Frequência de no mínimo 85% da carga horária mensal. c) Informar de imediato qualquer mudança de instituição de ensino. d) Inscrever-se no pré-natal e comparecer às consultas na unidade de saúde. e) Participar de atividades educativas ofertadas pela unidade de saúde. f) Manter carteira de vacinações atualizada. g) Levar criança à unidade de saúde para acompanhamento nutricional.	a) Famílias com renda <i>per capita</i> de até R\$ 60,00; b) Famílias com renda <i>per capita</i> entre R\$ 60,01 e R\$ 120,00.
Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (Peti)	Nacional	Erradicar o trabalho infantil.	B. Rural: R\$ 25,00. B. Urbana: R\$ 40,00.	a) Matrícula filhos na escola. b) Garantir frequência à jornada ampliada.	Famílias de crianças e adolescentes envolvidos com trabalho precoce.
Benefício de Prestação Continuada	Nacional	Fornecer assistência ao idoso e ao deficiente.	Salário mínimo.	a) Parecer médico confirmando deficiência física. b) Renda <i>per capita</i> inferior a 1/4 do salário mínimo vigente. c) Não estar recebendo previdência social.	a) Idosos a partir de 65 anos; b) Famílias com deficientes.
Agente Jovem	Nacional	Desenvolvimento da cidadania e a inclusão social.	Bolsa de R\$ 65,00.	a) Prioritariamente esteja fora da escola. b) Renda <i>per capita</i> de até 1/2 salário mínimo. c) Prioritariamente tenham participado de outro programa.	Jovens vulnerabilizados pela pobreza e pela exclusão social, na faixa etária de 15 a 17 anos.

(continua)

(continuação)	Nome do programa	Abrangência	Objetivo	Benefício	Condições	Público alvo
	Cheque Cidadão	Estadual (RJ)	Segurança alimentar.	Cupom de R\$ 50,00 p/ idosos e R\$ 100,00 p/ os outros.	Renda <i>per capita</i> inferior a 1/3 do salário mínimo vigente.	a) Famílias com crianças em idade escolar; b) Pessoas portadoras de deficiência física; c) Idosos a partir de 60 anos.
	Ação Jovem	Estadual (SP)	Educação e inclusão social.	Bolsa de R\$ 60,00 por mês.	a) Ensino fundamental e/ou médio incompletos. b) Renda familiar de até 2 salários mínimos. c) Ter domicílio nos setores censitários de alta vulnerabilidade e concentração de pobreza.	Jovens de 15 a 24 anos, em vulnerabilidade social.
	Renda Cidadã	Estadual (SP)	Desenvolvimento da cidadania e a inclusão social.	R\$ 60,00 por mês.	a) Renda mensal <i>per capita</i> de até R\$ 100,00. b) Comprovar frequência escolar das crianças entre 6 e 15 anos. c) Participar das ações desenvolvidas pelo município. d) Manter a carteira de vacinação atualizada. e) Residente no município há 2 anos.	Famílias em situação de risco social residentes em bolsões de pobreza.
	Família Cidadã	Estadual (SP)	Desenvolvimento da cidadania e a inclusão social.	...	a) Renda familiar <i>per capita</i> de até 1/2 salário mínimo. b) Crianças e/ou adolescentes de até 16 anos ou idosos.	Famílias com crianças e adolescentes até 16 anos e/ou idosos em situação de vulnerabilidade social.

(continua)

(continuação)	Nome do programa	Abrangência	Objetivo	Benefício	Condições	Público alvo
Estação Futuro	Estadual (PE)	Desenvolvimento da cidadania e a inclusão social.	Bolsa-Auxílio no valor de R\$ 100,00.	...	Jovens de 16 a 21 anos que utilizam a rua como estratégia de moradia ou sobrevivência, de forma permanente ou eventual.	
Renda Mínima	Municipal (SP)	Desenvolvimento da cidadania e a inclusão social.	Em média R\$ 113,00 por família.	<p>a) Ser residente e domiciliada no município de São Paulo há 2 anos.</p> <p>b) Ter renda <i>per capita</i> de até 1/2 salário mínimo nacional.</p> <p>c) Ter filhos e/ou dependentes, sendo pelo menos um deles com idade inferior a 16 anos.</p> <p>d) Estarem os filhos e/ou dependentes com idade entre 7 e 15 anos de idade matriculados em escola pública, com frequência escolar igual ou superior a 85%.</p>	Famílias com renda <i>per capita</i> inferior a 1/2 salário mínimo e com filhos na faixa etária de 0- 15 anos de idade.	
Renda Mínima	Municipal (Campinas)	Desenvolvimento da cidadania e a inclusão social.	...	<p>a) Famílias com filhos de 0 a 16 anos.</p> <p>b) Morar no município no mínimo há 4 anos.</p> <p>c) Renda mensal <i>per capita</i> inferior a R\$ 35,00.</p>	Famílias com filhos de 0 a 16 anos.	

Fonte: IBGE.  
Elaboração própria.

TABELA A.2A

**Probabilidade de estar empregado – homem**

	MQO	MQO (R\$ 30 a R\$ 70 per capita)	Probit	Prop. score	Prop. score
	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.
Anos_estudo	0,011** (0,005)	-0,003 (0,016)	0,044** (0,019)		
Anos_estudo^2	-0,000 (0,001)	0,001 (0,003)	-0,002 (0,003)		
Anos_estudo^3	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	0,000 (0,000)		
Idade	0,171*** (0,005)	0,155*** (0,012)	0,568*** (0,019)		
Idade^2	-0,004*** (0,000)	-0,004*** (0,000)	-0,013*** (0,001)		
Idade^3	0,000*** (0,000)	0,000*** (0,000)	0,000*** (0,000)		
Moradia_ruim	0,028*** (0,008)	0,026 (0,028)	0,151*** (0,037)		
Tamanho da família	-0,004*** (0,002)	-0,003 (0,003)	-0,014*** (0,005)		
Renda familiar exclusiva o entrevistado	0,000*** (0,000)		0,000*** (0,000)		
Solteiro	0,311*** (0,016)	0,285*** (0,028)	0,960*** (0,049)		
Nutrição	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)		
Varição do PIB por estado	0,132*** (0,037)	-0,402** (0,190)	0,517*** (0,146)		
Gini	0,432*** (0,077)	0,792*** (0,271)	1,712*** (0,290)		
Proporção população rural	-0,031* (0,018)	0,008 (0,046)	-0,106 (0,068)		
Dummy_amarelo	-0,073 (0,055)	0,069 (0,204)	-0,238 (0,188)		
Dummy_indigena	-0,046 (0,050)	0,005 (0,072)	-0,192 (0,189)		
Dummy_negro	0,044*** (0,013)	0,032 (0,036)	0,179*** (0,051)		
Dummy_acesso a banco	0,015* (0,009)	-0,107** (0,045)	0,077** (0,036)		
Recebe o Renda Mínima	-0,023 (0,044)	-0,053 (0,084)	-0,043 (0,060)		0,012 (0,045)
Recebe o Bolsa Escola	0,010 (0,007)	0,008 (0,017)	0,018* (0,011)	0,031*** (0,013)	
Casado	0,535*** (0,016)	0,646*** (0,029)	1,940*** (0,056)		
Constante	-2,116*** (0,070)	-2,068*** (0,203)	-8,715*** (0,278)	0,591*** (0,002)	0,600*** (0,002)
R <sup>2</sup> ajustado	0,346	0,366	0,304	0,002	0,000
N	45.850	6.735	45.850	44.660	42.367

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados da POF de 2002-2003.

Nota: \*\*\* p &lt; 0,01, \*\* p &lt; 0,05, \* p &lt; 0,1.



TABELA A.2B

**Probabilidade de estar empregada – mulher**

	MQO	MQO (R\$ 30 a R\$ 70 per capita)	Probit	Prop. score	Prop. score
	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.
Anos_estudo	0,008 (0,006)	0,034*** (0,013)	0,027 (0,018)		
Anos_estudo^2	0,001 (0,001)	-0,003 (0,003)	0,003 (0,003)		
Anos_estudo^3	-0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)		
Idade	0,103*** (0,005)	0,065*** (0,011)	0,337*** (0,017)		
Idade^2	-0,002*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,007*** (0,001)		
Idade^3	0,000*** (0,000)	0,000*** (0,000)	0,000*** (0,000)		
Moradia_ruim	0,025*** (0,009)	0,042* (0,022)	0,094*** (0,025)		
Tamanho da família	-0,008*** (0,002)	-0,002 (0,004)	-0,022*** (0,005)		
Renda familiar exclusive o entrevistado	0,000 (0,000)		0,000 (0,000)		
Nutrição	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)		
Variação do PIB por estado	0,164*** (0,042)	0,200 (0,161)	0,474*** (0,125)		
Gini	0,070 (0,084)	0,969*** (0,231)	0,189 (0,251)		
Proporção população rural	0,012 (0,020)	-0,019 (0,046)	0,061 (0,060)		
Dummy_amarelo	-0,152*** (0,054)	-0,081 (0,172)	-0,470*** (0,171)		
Dummy_indígena	0,047 (0,051)	0,034 (0,119)	0,163 (0,164)		
Dummy_negro	0,091*** (0,015)	0,135*** (0,035)	0,278*** (0,044)		
Dummy_acesso a banco	0,082*** (0,011)	-0,051* (0,029)	0,229*** (0,031)		
Recebe o Renda Mínima	-0,072** (0,034)	0,035 (0,065)	-0,08* (0,046)		-0,071* (0,037)
Recebe o Bolsa Escola	0,013 (0,009)	0,010 (0,016)	0,012 (0,011)	0,011 (0,011)	
Casada	0,199*** (0,019)	(dropped)			
Solteira		-0,286*** (0,062)			
Constante	-1,073*** (0,070)	-0,971*** (0,179)	-5,049*** (0,237)	0,370*** (0,002)	0,372*** (0,002)
R <sup>2</sup> ajustado	0,179	0,092	0,143	0,001	0,000
N	49.948	7.373	49.948	48.092	44.967

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados da POF de 2002-2003.

Nota: \*\*\* p &lt; 0,01, \*\* p &lt; 0,05, \* p &lt; 0,1.

TABELA A.3A

**Horas trabalhadas – homem**

	MQO (R\$ 30 a R\$ 70 <i>per capita</i> )		<i>Prop. score</i>		Heckman	
	Log horas	Log horas	Log horas	Log horas	Estágio 2	Estágio 1
	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./se.
Anos_estudo	0,019** (0,008)	0,024 (0,022)			0,016*** (0,002)	0,031*** (0,011)
Anos_estudo^2	-0,000 (0,001)	-0,004 (0,005)			-0,001*** (0,000)	-0,003 (0,002)
Anos_estudo^3	-0,000 (0,000)	0,000 (0,000)				0,000** (0,000)
Idade	0,048*** (0,010)	0,063** (0,028)			0,002 (0,003)	0,478*** (0,011)
Idade^2	-0,001*** (0,000)	-0,001* (0,001)			0,000 (0,000)	-0,011*** (0,000)
Idade^3	0,000*** (0,000)	0,000 (0,000)				0,000*** (0,000)
Moradia_ruim	0,001 (0,009)	0,020 (0,028)			0,009 (0,006)	0,108*** (0,020)
Tamanho da família	-0,006** (0,003)	-0,006 (0,007)			-0,001 (0,001)	-0,018*** (0,003)
Renda familiar exclusive o entrevistado	0,000* (0,000)				0,000 (0,000)	0,000*** (0,000)
Solteiro	0,121*** (0,035)	0,209*** (0,081)			0,151*** (0,014)	
Nutrição	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)			0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)
Variação do PIB por estado	0,033 (0,047)	-0,054 (0,288)			-0,030 (0,039)	0,062 (0,107)
Gini	0,016 (0,091)	-0,630 (0,487)			-0,130 (0,090)	0,037 (0,229)
Proporção população rural	0,011 (0,025)	0,010 (0,089)			0,026 (0,018)	
Dummy_amarelo	0,066** (0,031)	-0,009 (0,170)			-0,012 (0,044)	-0,090 (0,110)
Dummy_indigena	0,010 (0,048)	0,211*** (0,058)			-0,018 (0,045)	-0,180* (0,105)

(continua)

(continuação)

	MQO		MQO (R\$ 30 a R\$ 70 <i>per capita</i> )		Heckman	
	Log horas	Log horas	Prop. score	Prop. score	Estágio 2	Estágio1
	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./se.
<i>Dummy_negro</i>	-0,009 (0,019)	-0,081 (0,059)			-0,027** (0,011)	0,132*** (0,029)
<i>Dummy_acesto a banco</i>	0,046*** (0,009)	0,017 (0,087)			0,050*** (0,007)	0,039* (0,021)
Recebe o Renda Mínima	0,025 (0,041)	-0,033 (0,114)		-0,011 (0,047)	0,037 (0,032)	0,090 (0,085)
<i>Dummy_be_fam1</i>	-0,021 (0,014)	0,011 (0,022)	-0,042*** (0,018)		-0,019** (0,008)	0,079*** (0,020)
<i>Dummy_homem_cas</i>	0,180*** (0,036)	0,269*** (0,082)			0,108*** (0,018)	1,258*** (0,021)
Número filho 0 a 10 anos						-0,083*** (0,008)
_cons	6,549*** (0,131)	6,562*** (0,456)	7,432*** (0,003)	7,431*** (0,003)	7,276*** (0,079)	-5,950*** (0,179)
Razão de Mills					-0,194*** (0,022)	
R <sup>2</sup> ajustado	0,056	0,055	0,001	0,001		
N	26.178	3.143	26.098	25.432		45.850

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados da POF de 2002-2003.

Nota: \*\*\* p &lt; 0,01, \*\* p &lt; 0,05, \* p &lt; 0,1.

TABELA A.3B

**Horas trabalhadas – mulher**

	MQO	MQO (R\$ 30 a R\$ 70 <i>per capita</i> )	<i>Prop. score</i>	<i>Prop. score</i>	Heckman	
	Log horas	Log horas	Log horas	Log horas	Estágio 2	Estágio1
	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.
Anos_estudo	0,010 (0,014)	0,031 (0,047)			0,015*** (0,002)	0,065*** (0,011)
Anos_estudo^2	0,003* (0,002)	0,003 (0,008)			-0,001*** (0,000)	-0,007*** (0,002)
Anos_estudo^3	-0,000*** (0,000)	-0,000 (0,000)				0,000*** (0,000)
Idade	0,083*** (0,015)	0,110** (0,053)			-0,001 (0,004)	0,458*** (0,011)
Idade^2	-0,002*** (0,000)	-0,002 (0,002)			0,000 (0,000)	-0,009*** (0,000)
Idade^3	0,000*** (0,000)	0,000 (0,000)				0,000*** (0,000)
Moradia_ruim	-0,011 (0,015)	-0,052 (0,061)			-0,005 (0,007)	0,268*** (0,018)
Tamanho da família	-0,003 (0,004)	0,001 (0,012)			-0,001 (0,002)	-0,041*** (0,003)
Renda familiar exclusive o entrevistado	0,000 (0,000)				0,000 (0,000)	0,000*** (0,000)
Solteiro	<i>(dropped)</i>					
Nutrição	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)			0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)
Variação do PIB por estado	-0,024 (0,066)	-0,106 (0,403)			-0,031 (0,039)	0,076 (0,103)
Gini	0,004 (0,147)	0,761 (0,839)			-0,126 (0,091)	-0,030 (0,219)
Proporção população rural	0,148*** (0,042)	0,454** (0,178)			0,022 (0,018)	
<i>Dummy</i> _amarelo	0,042 (0,039)	0,244* (0,128)			-0,008 (0,044)	-0,113 (0,106)
<i>Dummy</i> _indígena	0,068 (0,072)	-0,474 (0,725)			-0,012 (0,046)	-0,278*** (0,100)

(continua)

(continuação)

	MQO		MQO (R\$ 30 a R\$ 70 <i>per capita</i> )		Heckman	
	Log horas	Log horas	Prop. score	Prop. score	Estágio 2	Estágio1
	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.
<i>Dummy_negro</i>	0,016 (0,024)	0,108 (0,087)			-0,030*** (0,011)	0,098*** (0,028)
<i>Dummy_acesso a banco</i>	0,078*** (0,014)	0,184*** (0,048)			0,046*** (0,007)	0,132*** (0,020)
Recebe o Renda Mínima	-0,303** (0,137)	-0,316 (0,289)		-0,165116 (0,116)	0,033 (0,033)	0,096 (0,081)
Recebe o Bolsa Escola	-0,021 (0,020)	0,028 (0,051)	-0,024 (0,029)		-0,021** (0,008)	0,088*** (0,019)
Casada	0,068*** (0,019)					
Solteira		-0,157* (0,083)				
Número filho 0 a 10 anos						0,024*** (0,007)
Constante	5,945*** (0,196)	4,779*** (0,798)	7,377*** (0,004)	7,376*** (0,004)	7,489*** (0,100)	-5,895*** (0,172)
Razão de Mills					-0,207*** (0,029)	
<i>R</i> <sup>2</sup> ajustado	0,077	0,116	0,002	0,001		
N	17.613	1.705	17.532	16.662		45.850

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados da POF de 2002-2003.

Nota: \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ .

TABELA A.4A

## Probabilidade de estar empregado – homem beneficiário

	MQO	MQO (R\$ 30 a R\$ 70 <i>per capita</i> )	Probit	Prop. score
	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.
Anos_estudo	0,022 (0,017)	0,013 (0,038)	0,080 (0,068)	
Anos_estudo^2	-0,004 (0,003)	-0,004 (0,008)	-0,013 (0,013)	
Anos_estudo^3	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,001 (0,001)	
Idade	0,126*** (0,016)	0,116*** (0,028)	0,582*** (0,072)	
Idade^2	-0,003*** (0,000)	-0,003*** (0,001)	-0,014*** (0,002)	
Idade^3	0,000*** (0,000)	0,000** (0,000)	0,000*** (0,000)	
Moradia_ruim	0,157*** (0,037)	0,103** (0,052)	0,560*** (0,126)	
Tamanho da família	-0,006 (0,004)	-0,057*** (0,008)	-0,072*** (0,024)	
Renda familiar exclusive o entrevistado	-0,000 (0,000)		-0,000 (0,000)	
Solteiro	0,155*** (0,042)	0,183*** (0,069)	0,611*** (0,172)	
Nutrição	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)	
Varição do PIB por estado	0,429** (0,195)	0,575 (0,542)	1,659** (0,720)	
Gini	0,963*** (0,254)	0,557 (0,645)	4,246*** (1,276)	
Proporção população rural	0,002 (0,061)	0,071 (0,103)	-0,048 (0,274)	
Dummy_amarelo	0,029 (0,170)	0,305* (0,176)	0,189 (0,594)	
Dummy_indígena	-0,252 (0,167)	0,212* (0,126)	-0,914 (0,689)	
Dummy_negro	-0,022 (0,045)	0,065 (0,127)	-0,113 (0,195)	
Dummy_acesso a banco	-0,091** (0,040)	-0,141*** (0,047)	-0,419** (0,174)	
Recebe o Renda Mínima	-0,003 (0,042)	-0,019 (0,042)	-0,014 (0,067)	0,036 (0,030)
Constante	-1,893*** (0,228)	-1,364*** (0,474)	-10,337*** (1,132)	0,191*** (0,007)
R <sup>2</sup> ajustado	0,276	0,534	0,272	0,004
N	3.673	875	3.673	3.648

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados da POF de 2002-2003.

Nota: \*\*\* p < 0,01, \*\* p < 0,05, \* p < 0,1.

TABELA A.4B

**Probabilidade de estar empregada – mulher beneficiária**

	MQO	MQO (R\$ 30 a R\$ 70 <i>per capita</i> )	Probit	Prop. score
	Coef./ep. ( )	Coef./ep. ( )	Coef./ep. ( )	Coef./ep. ( )
Anos_estudo	0,026** (0,011)	0,002 (0,031)	0,101** (0,049)	
Anos_estudo^2	-0,003 (0,002)	0,005 (0,006)	-0,008 (0,008)	
Anos_estudo^3	0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	
Idade	0,099*** (0,012)	0,083*** (0,028)	0,458*** (0,067)	
Idade^2	-0,002*** (0,000)	-0,002** (0,001)	-0,011*** (0,002)	
Idade^3	0,000*** (0,000)	0,000 (0,000)	0,000*** (0,000)	
Moradia_ruim	0,066*** (0,021)	0,025 (0,046)	0,229*** (0,075)	
Tamanho da família	-0,015*** (0,003)	-0,051*** (0,009)	-0,065*** (0,019)	
Renda familiar exclusive o entrevistado	0,000 (0,000)		0,000 (0,000)	
Solteira	<i>(dropped)</i>	-0,168 (0,107)	-0,516** (0,227)	
Nutrição	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)	
Varição do PIB por estado	0,146 (0,150)	0,821** (0,409)	0,467 (0,615)	
Gini	0,117 (0,240)	1,647** (0,764)	0,261 (1,102)	
Proporção população rural	-0,025 (0,046)	-0,013 (0,107)	-0,072 (0,203)	
Dummy_amarelo	-0,088** (0,041)	-0,367*** (0,133)	-0,777 (0,488)	
Dummy_indígena	0,029 (0,048)	-0,004 (0,202)	0,099 (0,258)	
Dummy_negro	0,070** (0,033)	0,013 (0,067)	0,284** (0,126)	
Dummy_acesso a banco	-0,055* (0,030)	-0,025 (0,071)	-0,242 (0,152)	
Recebe o Renda Mínima	-0,094*** (0,043)	0,041* (0,072)	-0,092** (0,044)	-0,061 (0,039)
Casada	0,187** (0,084)			
Constante				
_cons	-1,075*** (0,183)	-1,460*** (0,532)	-6,276*** (1,002)	0,164*** (0,006)
R <sup>2</sup> ajustado	0,138	0,233	0,159	0,002
N	5.559	1.331	5.559	5.560

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados da POF de 2002-2003.

Nota: \*\*\* p &lt; 0.01, \*\* p &lt; 0.05, \* p &lt; 0.1.

TABELA A.5A

**Horas trabalhadas – homem beneficiário**

	MQO	MQO (R\$ 30 a R\$ 70 <i>per capita</i> )	Prop. score	Heckman	
	Log horas Coef./ep.	Log horas Coef./ep.	Log horas Coef./ep.	Estágio 2 Coef./ep.	Estágio 1 Coef./se.
Anos_estudo	0,032 (0,028)	-0,001 (0,057)		0,004 (0,010)	-0,016 (0,041)
Anos_estudo^2	-0,001 (0,004)	0,004 (0,016)		0,000 (0,001)	0,004 (0,007)
Anos_estudo^3	-0,000 (0,000)	-0,001 (0,001)			-0,000 (0,000)
Idade	0,026 (0,030)	0,021 (0,052)		0,004 (0,012)	0,491*** (0,040)
Idade^2	-0,000 (0,001)	-0,001 (0,001)		-0,000 (0,000)	-0,012*** (0,001)
Idade^3	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)			0,000*** (0,000)
Moradia_ruim	0,024 (0,043)	0,080 (0,065)		0,063** (0,031)	0,005 (0,080)
Tamanho da família	0,013** (0,006)	-0,016 (0,017)		0,009 (0,005)	0,021** (0,011)
Renda familiar exclusive o entrevistado	-0,000 (0,000)			-0,000 (0,000)	0,000 (0,000)
Solteiro	0,578** (0,267)	0,078 (0,212)		0,265*** (0,069)	
Nutrição	-0,000 (0,000)	0,000 (0,000)		0,000 (0,000)	-0,000*** (0,000)
Variação do PIB por estado	-0,421 (0,348)	-0,331 (0,524)		-0,299 (0,223)	-0,995** (0,468)
Gini	0,925* (0,497)	-1,591* (0,858)		0,878* (0,479)	-1,513 (0,927)
Proporção população rural	-0,132 (0,106)	0,032 (0,173)		-0,109 (0,087)	
Dummy_amarelo	-0,131 (0,363)	( <i>dropped</i> )		-0,158 (0,361)	-0,302 (0,538)
Dummy_indígena	-0,220* (0,127)	0,205** (0,090)		-0,244 (0,155)	0,076 (0,318)

(continua)



(continuação)

	MQO		MQO (R\$ 30 a R\$ 70 <i>per capita</i> )	Heckman	
	Log horas	Log horas	Prop. score	Estágio 2	Estágio 1
	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./se.
<i>Dummy</i> _negro	-0,055 (0,060)	-0,130 (0,131)		-0,085* (0,045)	0,146 (0,098)
<i>Dummy</i> _acesso a banco	0,143*** (0,037)	0,035 (0,108)		0,112*** (0,043)	0,018 (0,097)
Recebe o Renda Mínima	0,083*** (0,062)	-0,116* (0,134)	0,0256 (0,052)	0,059 (0,045)	0,094 (0,097)
Casado	0,711** (0,288)	0,124 (0,195)		0,309*** (0,083)	1,232*** (0,081)
Número filho 0 a 10 anos					-0,065*** (0,022)
_cons	5,611*** (0,484)	7,991*** (0,792)	7,350*** (0,013)	6,453*** (0,368)	-5,159*** (0,672)
Razão de Mills				-0,120 (0,092)	
R <sup>2</sup> ajustado	0,117	0,035	0,000		
N	1.807	466	1.805		3.637

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados da POF de 2002-2003.

Nota: \*\*\* p &lt; 0.01, \*\* p &lt; 0.05, \* p &lt; 0.1.

TABELA A.5B

**Horas trabalhadas – mulher beneficiária**

	MQO	MQO (R\$ 30 a R\$ 70 <i>per capita</i> )	Prop. score	Heckman	
	Log horas Coef./ep.	Log horas Coef./ep.	Log horas Coef./ep.	Estágio 2 Coef./ep.	Estágio 1 Coef./ep.
Anos_estudo	0,062 (0,049)	0,059 (0,165)		0,003 (0,010)	0,005 (0,039)
Anos_estudo^2	-0,005 (0,007)	-0,007 (0,034)		0,000 (0,001)	0,001 (0,007)
Anos_estudo^3	0,000 (0,000)	0,001 (0,002)			0,000 (0,000)
Idade	-0,000 (0,058)	0,039 (0,162)		0,022 (0,018)	0,451*** (0,039)
Idade^2	0,000 (0,002)	-0,001 (0,005)		-0,000 (0,000)	-0,009*** (0,001)
Idade^3	-0,000 (0,000)	0,000 (0,000)			0,000*** (0,000)
Moradia_ruim	-0,029 (0,065)	-0,216 (0,188)		0,071** (0,031)	0,158** (0,074)
Tamanho da família	-0,008 (0,011)	0,011 (0,032)		0,007 (0,005)	-0,006 (0,010)
Renda familiar exclusive o entrevistado	-0,000 (0,000)			-0,000 (0,000)	0,000** (0,000)
Solteira	-0,073 (0,132)	<i>(dropped)</i>			
Nutrição	-0,000 (0,000)	0,000 (0,000)		0,000 (0,000)	-0,000*** (0,000)
Variação do PIB por estado	-0,161 (0,384)	-0,126 (1,058)		-0,318 (0,224)	-0,766* (0,453)
Gini	0,055 (0,741)	0,794 (2,412)		0,870* (0,480)	-0,934 (0,891)
Proporção população rural	0,094 (0,161)	0,207 (0,405)		-0,118 (0,088)	
Dummy_amarelo	-0,253 (0,194)	<i>(dropped)</i>		-0,113 (0,364)	-0,232 (0,509)
Dummy_indígena	-0,654 (0,608)	<i>(dropped)</i>		-0,233 (0,155)	0,072 (0,309)

(continua)

(continuação)

	MQO		MQO (R\$ 30 a R\$ 70 <i>per capita</i> )	Prop. score		Heckman	
	Log horas	Log horas	Log horas	Estágio 2	Estágio 1		
	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.	Coef./ep.		
<i>Dummy_negro</i>	0,029 (0,108)	-0,238 (0,342)		-0,092** (0,046)	0,134 (0,096)		
<i>Dummy_ acesso a banco</i>	0,266*** (0,052)	0,070 (0,200)		0,117*** (0,044)	0,071 (0,093)		
Recebe o Renda Mínima	-0,179 (0,144)	-0,339 (0,233)	-0,1289 (0,116)	0,058 (0,045)	0,069 (0,093)		
Casada	<i>(dropped)</i>	0,436 (0,273)					
Número filho 0 a 10 anos					-0,009 (0,021)		
_cons	6,846*** (0,743)	5,931*** (2,085)	7,281*** (0,020)	6,377*** (0,447)	-5,273*** (0,650)		
Razão de Mills				-0,021 (0,123)			
R <sup>2</sup> ajustado	0,070	0,035	0,002				
N	1.087	218	1.084		3.637		

Fonte: Elaborado pelos autores a partir de dados da POF de 2002-2003.

Nota: \*\*\* p &lt; 0.01, \*\* p &lt; 0.05, \* p &lt; 0.1.

