

# Efeito do Programa Bolsa Família sobre a Oferta de Trabalho das Mães<sup>1</sup>

Priscilla Albuquerque Tavares<sup>2</sup>

Sessão Temática Especial: S3 – Previdência social e Políticas Sociais

## Resumo

O artigo investiga a existência de um possível incentivo adverso do Bolsa Família: a redução da jornada de trabalho das mães beneficiárias. Consideram-se dois problemas: a seleção não-aleatória do programa e a seleção endógena relacionada aos determinantes da oferta de trabalho. Utiliza-se o método de *propensity score matching* para encontrar grupos de controle adequados à comparação com o grupo de tratamento e estima-se o impacto do programa sobre a quantidade de trabalho ofertada pelo efeito médio do tratamento e pelo procedimento de Heckman. Conclui-se que a participação no PBF parece reduzir a jornada de trabalho das mães incluídas no programa.

**Palavras-chave:** Programa Bolsa Família; oferta de trabalho feminina; incentivos adversos.

## Abstract

This paper investigates a possible adverse incentive of the Bolsa Família Program: the decrease in beneficiaries mothers' weekly working time. Two problems are considered: Program's non-random selection and the endogenous selection associated to labor supply determinants. Propensity score matching method is used to find suitable control groups to compare with treatment group. The Program's impact on labor supply is estimated by average treatment effect (ATE) and Heckman's procedure. The findings show that Bolsa Família decreases mothers' weekly working time by 10%.

**Key-words:** Bolsa Família Program; women labor supply; adverse incentives.

**Classificação JEL:** J18; I38.

---

<sup>1</sup> “Trabalho apresentado no XIII Seminário sobre Economia Mineira – Economia, História, Demografia e Políticas Públicas, realizado em Diamantina-MG – Brasil, de 26 a 29 de agosto de 2008”.

<sup>2</sup> Diretoria de Pesquisas – Fundação para o Desenvolvimento da Educação (FDE).

# Efeito do Programa Bolsa Família sobre a Oferta de Trabalho das Mães

Priscilla Albuquerque Tavares

## 1. Introdução

Desde meados dos anos 1990, diversos países em desenvolvimento vêm adotando programas condicionais de transferência de renda como estratégias para a redução da pobreza e da desigualdade social. Em 2003, foi criado no Brasil o Programa PBF<sup>3</sup>, que atualmente constitui-se na maior política de transferência condicional de renda existente no país: o programa dispensou R\$8,3 bilhões de reais no atendimento de mais de 11 milhões de famílias em 2007.

O programa visa assistir domicílios em situação de pobreza e extrema pobreza (com renda domiciliar *per capita* igual ou inferior a R\$120,00 e R\$60,00, respectivamente) e compostos por crianças com idade entre 0 e 15 anos ou gestante<sup>4</sup>. O benefício concedido varia de acordo com a situação socioeconômica e a composição do domicílio beneficiário. Famílias em situação de extrema pobreza recebem um benefício fixo de R\$58,00 mensais. Adicionalmente, é concedido a todos os domicílios beneficiários (em situação de pobreza e extrema pobreza) um aditamento variável, no valor de R\$18,00 para cada criança inscrita no programa, para no máximo três crianças por domicílio<sup>5</sup>.

Mais do que uma política compensatória de assistência social, o PBF vincula a garantia de uma renda mínima ao cumprimento de determinadas condicionalidades. A preocupação do programa é garantir a segurança alimentar e boas condições de saúde, assim como promover o acesso e manutenção das crianças na escola. Assim, exige-se a realização de exames pré-natal (para as gestantes), o acompanhamento médico periódico para atualização de vacinas e manutenção de peso e altura adequados (para crianças de zero a seis anos) e a matrícula regular e frequência de no mínimo 85% das aulas no ensino fundamental (para as crianças de sete a quinze anos).

Desta forma, o programa pode ser visto como uma política de longo prazo, que visa proporcionar aos beneficiários condições para a geração autônoma de renda no futuro. Desta forma, além de buscar aliviar a pobreza no curto prazo por meio da transferência direta de renda, a política procura alterar estruturalmente a situação socioeconômica dos recipientes, ao tentar interromper o ciclo de perpetuação da pobreza por meio do investimento em capital humano<sup>6</sup>.

Segundo Fernandes e Pazello (2001), a avaliação de políticas sociais deve enfatizar três critérios: i) focalização: refere-se à forma como os recursos do programa estão distribuídos na população; em outras palavras, refere-se à cobertura e ao vazamento da política; ii) impacto: constitui-se nos resultados promovidos pelo programa, ou seja, no cumprimento de seus objetivos; iii) incentivos adversos: relacionam-se às mudanças de

---

<sup>3</sup> O PBF passou a integrar outras políticas sociais preexistentes: Programas Fome Zero, Bolsa Escola, Bolsa Alimentação e Auxílio-Gás.

<sup>4</sup> Em 2004, quando o programa foi implantado, os valores de corte eram de R\$50,00 e R\$100,00.

<sup>5</sup> O recebimento do benefício fixo depende da existência de crianças em idade de 0 a 15 anos ou de gestantes no domicílio. Quando o programa foi implantado, os benefícios fixo e variável eram de R\$50,00 e R\$15,00, respectivamente.

<sup>6</sup> Ferro e Kassouf (2003), Tavares e Pazello (2008) fazem uma discussão acerca dos potenciais efeitos de longo prazo de políticas como o PBF.

comportamento não-desejáveis que os beneficiários (e por vezes os não-beneficiários) apresentam como consequência da implantação do programa.

A focalização do PBF e seus efeitos sobre a pobreza e a desigualdade de renda têm sido tema de alguns artigos recentes na literatura que trata da avaliação de políticas sociais. Tavares *et. alli.* (2008) e Soares *et. alli.* (2006) utilizam os dados da PNAD de 2004 para estudar a maneira como os recursos do programa estão distribuídos; ambos concluem que o PBF é bem-focalizado. O primeiro artigo mostra que o programa apresenta cobertura elevada, já que inclui 50% do público-alvo em nível nacional<sup>7</sup>. Além disso, o vazamento é de apenas 10%. O segundo trabalho indica que cerca de 80% dos recursos do PBF são destinados a famílias pobres.

Tavares *et. alli.* (2008) estimam que o benefício do PBF apresenta impactos importantes sobre a queda dos indicadores de vulnerabilidade social: a incidência, o hiato e a severidade da pobreza reduziram-se 5 p.p., 3 p.p. e 2 p.p., respectivamente. Soares *et. alli.* (2006) e IPEA (2007), por sua vez, consideram que o PBF seja responsável por uma parcela significativa da queda do Índice de Gini verificada no período recente (21% e 10%, respectivamente).

Resende (2006) mostra que a transferência do PBF a famílias pobres eleva o seu consumo de alimentos, produtos de higiene, educação e vestuário, concluindo que o programa apresenta impactos no bem-estar das famílias, representando tanto um alívio imediato da pobreza, além de também poder ser considerado um investimento de longo prazo, já que boa parte dos recursos recebidos destina-se a itens que podem melhorar a dieta das famílias e suas condições de higiene, saúde e educação.

Diversos trabalhos abordam também a efetividade das condicionalidades impostas pelo PBF. Bourguignon *et. alli.* (2002) e Cardoso e Souza (2004) avaliam os efeitos do programa sobre o trabalho infantil e a frequência escolar<sup>8</sup>. No primeiro trabalho, conclui-se que mais de um terço das crianças passariam a frequentar a escola como decorrência da implantação do programa, mas que a proporção de crianças que trabalham e estudam não se reduziria. O mesmo se conclui no segundo artigo: o programa parece ser eficaz em elevar a frequência escolar dos beneficiários, mas não reduzir o trabalho infantil.

Ferro e Kassouf (2005)<sup>9</sup>, por sua vez, concluem que a participação no programa está positivamente relacionada ao trabalho infantil. As autoras explicam que famílias com maior probabilidade de participar do programa são “aquelas mais sujeitas a enviar suas crianças para o mercado de trabalho”. No entanto, a jornada de trabalho das crianças diminui. Isto deve decorrer do fato de que as crianças incluídas na política precisam frequentar a escola e, por isso, devem trabalhar menos<sup>10,11</sup>.

---

<sup>7</sup> Em estados pobres, como Ceará, Maranhão, Piauí, Rio Grande do Norte e Paraíba, a cobertura do programa chega a 70%.

<sup>8</sup> Na verdade, o primeiro trabalho se refere ao estudo *ex ante* do programa Bolsa Escola Federal, que utiliza os dados da PNAD de 1999. O segundo se refere ao estudo *ex post* dos programas Bolsa Escola Federal e de Erradicação do Trabalho Infantil, que utiliza os dados do Censo de 2000. Ambos estimam modelos *logit* para a decisão de trabalho e engajamento escolar de crianças de 10 a 15 anos.

<sup>9</sup> Este trabalho também se refere à avaliação do Programa Bolsa Escola.

<sup>10</sup> Nas áreas urbana e rural, a probabilidade de trabalhar se eleva em 0,71% e 3,62%, enquanto que a jornada de trabalho se reduz 3,0 e 2,8 horas semanais, respectivamente.

<sup>11</sup> Deve-se ressaltar, no entanto, que o programa não tem o objetivo de reduzir o trabalho infantil, de modo que estes resultados não devem ser considerados indesejáveis.

Chein *et. alli.* (2006) utilizam os dados da Pesquisa de Avaliação de Impacto do Programa Bolsa Família para avaliar o impacto do programa sobre o *status* nutricional das crianças de 6 a 60 meses incluídas na política, segundo a análise antropométrica das crianças (estatura por idade e IMC por idade). Os resultados não apontam para uma melhora na condição nutricional das crianças recipientes do PBF nem para o Brasil e nem para nenhuma das regiões geográficas.

Por esta breve revisão, nota-se que os critérios referentes à focalização e impacto do PBF são objetos de diversos estudos que tratam da avaliação de políticas públicas. A questão dos incentivos adversos, no entanto, ainda representa uma lacuna nesta literatura. Existe uma crença de parte da população de que a transferência do Programa PBF se constituiria num incremento de renda capaz de desestimular o trabalho para os indivíduos beneficiários e este argumento tem sido utilizado como crítica ao programa.

A redução do trabalho como decorrência do recebimento de um benefício social pode ser vista como uma mudança de comportamento indesejável, uma vez que a família beneficiária se submeteria a um maior grau de dependência do benefício, dada a redução da renda proveniente do trabalho, e isto comprometeria a posterior saída desta família do rol de beneficiários.

No relatório do CEDEPLAR (2006), a taxa de participação no mercado de trabalho é 3% maior entre os adultos residentes de domicílios beneficiários. Medeiros *et. alli.* (2007) mostram que a taxa de participação seria de 74,5% entre os beneficiários do programa situados na cauda inferior da distribuição de renda e de 68,3% entre os não-beneficiários na mesma posição na distribuição. Além disso, a probabilidade de atividade seria maior entre os beneficiários do que entre os não-beneficiários<sup>12</sup>.

Neste trabalho, os autores afirmam que “ainda não existem resultados robustos sobre o tema [do impacto do programa sobre a oferta de trabalho], [sendo possível somente] discutir alguns resultados preliminares e especular um pouco sobre sua razoabilidade”. Assim, o objetivo deste artigo é contribuir para a investigação dos incentivos adversos do PBF, uma vez que este tipo de análise é ainda incipiente na literatura brasileira quando se trata de programas sociais, e para o debate (polêmico) quanto a relevância do PBF, que é atualmente o carro-chefe da agenda social do Governo Federal.

Neste trabalho, será considerado o efeito da transferência do PBF sobre uma possível mudança de comportamento das mães residentes em domicílios beneficiários com relação à jornada de trabalho. Esta escolha está balizada por duas hipóteses: como o valor do benefício não ultrapassava os R\$95,00 em 2004, em primeiro lugar é razoável supor que, se a participação no PBF apresentar algum impacto sobre as decisões de trabalho, é mais provável que este impacto recaia sobre a quantidade de trabalho ofertada do que sobre a participação no mercado de trabalho propriamente dita.

Por outro lado, a elasticidade da oferta de trabalho é maior para as mulheres, já que seu salário de reserva é mais facilmente afetado (Scorzafave e Menezes-Filho, 2001<sup>13</sup>). Além disso, o benefício do programa é recebido diretamente pelas mães que, por

---

<sup>12</sup> Neste trabalho, estão sendo consideradas as pessoas situadas nos três quantis inferiores da distribuição. A probabilidade de participação na PEA é estimada por meio de um modelo *probit* que controla a idade e a composição familiar. Dentre os beneficiários, a maior participação na PEA seria dada para homens chefes, homens cônjuges e mulheres cônjuges; as mulheres chefes, por sua vez, teria menor probabilidade de participação.

<sup>13</sup> Os autores mostram que o número de filhos pequenos eleva a taxa salarial requerida pelas mães para compensar o fato de terem que dedicar menos tempo a eles ou terem acesso a uma creche.

hipótese, tem a decisão de como alocar este recurso nos gastos da família. Assim, deve-se esperar que, se a participação no programa for suficiente para desincentivar o trabalho, este efeito deve recair sobre as mães.

A mensuração dos efeitos de um tratamento (como a participação em um programa social como o PBF) sobre uma variável de interesse (pobreza, salários, oferta de trabalho) refere-se à mudança desta variável determinada pelo tratamento. A questão central em avaliações deste tipo é o estabelecimento de uma relação causal entre a participação no tratamento e as mudanças na variável de interesse.

O problema é que não é correto simplesmente comparar os indivíduos tratados e não tratados. Isso porque não se pode afirmar que a situação dos tratados (beneficiários do PBF) na ausência do tratamento é refletida pela atual situação dos não-tratados (não-beneficiários do PBF). Então, este artigo pretende contribuir para a literatura de avaliação de políticas públicas, utilizando uma metodologia adequada para ‘comparar indivíduos comparáveis’, o método de *propensity score matching* (PSM)<sup>14</sup>.

Além disso, sabe-se que ao se estimar o efeito do programa sobre a jornada de trabalho das mães, está-se lidando com o problema clássico de seleção: a jornada só é observada para as mães que decidem trabalhar; então, a amostra de mulheres com jornada estritamente positiva é não-aleatória. Por este motivo, utiliza-se também o procedimento de Heckman na avaliação do impacto do PBF sobre a decisão de trabalho da mães.

## 2. Metodologia e Base de Dados

Na linguagem econométrica, o efeito parcial de uma variável explicativa binária ( $w$ ) sobre qualquer variável dependente de interesse ( $y$ ) é chamado de efeito médio do tratamento. Neste trabalho, o tratamento será definido como a participação no PBF e a variável dependente será a jornada de trabalho.

Para mensurar o efeito médio do programa sobre o número de horas que as mães trabalham, o ideal seria comparar a jornada de trabalho de uma mesma mulher na situação de receber ( $y_1$ ) ou não o benefício ( $y_0$ ). Numa amostra aleatória de tamanho  $n$ , o efeito tratamento para cada indivíduo  $i$  poderia ser estimado por:

$$y_{i1} - y_{i0} \quad i = 1, \dots, n \quad (1)$$

O efeito médio do tratamento (ATE) na população seria simplesmente:

$$E(y_{i1} - y_{i0}) \quad i = 1, \dots, n \quad (1')$$

Entretanto, num dado momento do tempo, um indivíduo apresenta apenas um *status* - tratado ou não -, de forma que não é possível observar  $y_0$  e  $y_1$  para um mesmo indivíduo “ $i$ ”. Em outras palavras, não se observa  $y_1$  para o indivíduo não-tratado nem  $y_0$  para o indivíduo tratado. Assim, esta comparação claramente não pode ser feita por uma simples questão de “dados faltantes”. O resultado que se observa nos dados é  $y = y_0 + w(y_1 - y_0)$ , em que  $w$  é o indicador do tratamento.

Quando a seleção para o tratamento é aleatória (a escolha das pessoas que irão participar do tratamento é feita com base num sorteio), o resultado do tratamento é

<sup>14</sup> Resende (2006), Cardoso e Souza (2004) e Chein *et. alli.* (2006) também se utilizam do método de matching por *propensity score* para emparelhamento da amostra (tratados e não-tratados).

independente do fato de o indivíduo ter ou não sido tratado, ou seja, o resultado potencial do tratamento é o mesmo para as pessoas tratadas e não-tratadas:

$$E(y / w = 0) = E(y_0 / w = 0) = E(y_0) \quad \text{e} \quad E(y / w = 1) = E(y_1 / w = 1) = E(y_1) \quad (2)$$

Assim, o efeito médio do tratamento é dado simplesmente pela média do resultado sobre os tratados menos a média do resultado sobre os não-tratados, ou seja, a aleatorização do tratamento garante que a diferença de médias seja um estimador não-viesado e consistente do ATE, pois a independência do resultado do tratamento em relação ao status da unidade é preservada:

$$ATE = E(y_1 - y_0) = E(y / w = 1) - E(y / w = 0) \quad (3)$$

Diante da aleatorização, o efeito médio do tratamento será igual ao efeito médio do tratamento sobre os tratados, definido por  $ATT = E(y_1 - y_0 / w=1)$ . Entretanto, na prática é muito difícil encontrar um tratamento cuja seleção tenha sido aleatória. Em geral existe uma auto-seleção ao tratamento que pode estar correlacionada com o seu resultado. Desta forma, existe um viés de seleção na estimação do ATE, em relação à aleatorização:

$$\underbrace{E(y / w = 1) - E(y / w = 0)}_{ATE \text{ na aleatorização}} = \underbrace{E(y_1 - y_0 / w = 1)}_{ATT} + \underbrace{E(y_0 / w = 1) - E(y_0 / w = 0)}_{viés \text{ de seleção}} \quad (4)$$

O viés de seleção existe porque o resultado de não participar do tratamento é diferente para os indivíduos que participam e que não participam. Ou seja, a decisão de participar do tratamento está correlacionada ao seu resultado. Isso porque deve existir um ganho específico de participação, correlacionado com as características dos indivíduos, que determinam a auto-seleção ao programa.

No caso do PBF, a seleção é feita entre famílias que se cadastram para participar do programa e depende fundamentalmente dos critérios de renda e da presença de crianças em idade de zero a seis anos no domicílio. Além disso, desde que a família atenda aos critérios de elegibilidade, a inclusão do programa depende da sua ordem de cadastramento. Então, a seleção é claramente não-aleatória. Um outro problema com este tipo de investigação é a existência de truncamento ocasional. Este é o caso em que a observação da variável dependente  $y$  depende do resultado de uma outra variável  $z$ .

No nosso caso, a jornada de trabalho só é observada para as mães que trabalham. Assim, a amostra de mulheres com jornada estritamente positiva é uma amostra não-aleatória, uma vez que é possível que a decisão de trabalhar esteja relacionada a fatores também associados à jornada. A questão da seleção amostral só é um problema quando esta é endógena, ou seja, quando ela está associada à variável dependente. Isso porque como existem variáveis omitidas que determinam a seleção, os estimadores serão inconsistentes. O caso considerado aqui é um exemplo típico de seleção endógena, em que existem dois processos envolvidos: o primeiro se relaciona à decisão de trabalhar ou não e o segundo se relaciona à decisão de quanto ofertar de trabalho, dado que decidiu trabalhar. Estes dois processos podem ser descrito pelo sistema a seguir:

$$y = x_1 \beta_1 + u_1 \quad (5)$$

$$y^* = 1[x_2 \delta_2 + v_2] > 0 \quad (5')$$

em que (5) é a equação estrutural de interesse, que explica a jornada de trabalho por características observáveis dadas pelo vetor  $x_1$ , incluindo a participação no programa, e (5\*) é a equação de seleção que explica a participação no mercado por características observáveis dadas pelo vetor  $x_2$  e por características não-observáveis dadas por  $v_2$ .

As hipóteses deste modelo simples são dadas por:

- (a)  $(x_2, y^*)$  são sempre observados e  $y$  é observado quando  $y^* = 1$ ;
- (b)  $(u_1, v_2)$  são independentes de  $x_2$ ;
- (c)  $v_2 \sim N(0,1)$ ;
- (d)  $E(u_1/v_2) = \gamma_1 v_2$

Estimando a esperança condicional de interesse na amostra selecionada, tem-se que:

$$\begin{aligned} E(y / x_1; y^* = 1) &= E(y / x_1; x_2; v_2) = x_1\beta_1 + \gamma_1 E(v_2 / x_2; y^* = 1) \\ &= x_1\beta_1 + \gamma_1 E(v_2 / v_2 > -x_2\delta_2) \end{aligned} \quad (6)$$

sabe-se que se  $z \sim N(0,1)$ ; então, para qualquer constante  $c$ , tem-se que:

$$E(z / z > c) = \frac{\phi(c)}{1 - \Phi(c)}, \text{ em que } \phi(\cdot) \text{ e } \Phi(\cdot) \text{ são a fdp e a fda da normal - padrão}$$

então, como  $v_2 \sim N(0,1)$ , tem-se que:

$$E(v_2 / v_2 > -x_2\delta_2) = \frac{\phi(-x_2\delta_2)}{1 - \Phi(-x_2\delta_2)} = \frac{\phi(x_2\delta_2)}{\Phi(-x_2\delta_2)} = \underbrace{\lambda(x_2\delta_2)}_{\text{razão de Mills inversa}} \quad (7)$$

em que a segunda igualdade ocorre pela simetria da normal-padrão.

logo, substituindo-se (7) em (6), tem-se que:

$$E(y / x_1; y^* = 1) = E(y / x_1; x_2; v_2) = x_1\beta_1 + \gamma_1 \lambda(x_2\delta_2) \quad (8)$$

Pela equação (8) é possível ver mais explicitamente que as variáveis que determinam a seleção, dadas pela razão de Mills inversa, podem ser vistas como variáveis omitidas. Numa regressão de mínimos quadrados ordinários, os estimadores seriam inconsistentes. Em geral, na estimação de modelos com este, é usual considerar uma variável que determine a seleção ( $y^*$ ), mas que não afete a variável de interesse ( $y$ ). Entretanto, deve-se ressaltar que a identificação do modelo não depende da inclusão deste instrumento para a seleção, já que pode ser feita apenas pelo fato de a razão de Mills ser não linear, ou seja,  $x_1$  e  $x_2$  podem ser iguais.

Em resumo, para auferir o efeito do PBF sobre a quantidade de trabalho ofertada pelas mães dos beneficiários é necessário levar em consideração estes dois problemas (não-aleatoriedade do programa e seleção endógena). Basicamente, a estratégia empírica deste trabalho será a utilização de *PSM*<sup>15</sup>, para encontrar os contrafactuais desejados, e do procedimento de Heckman<sup>16</sup> para estimar as equações de seleção e estrutural. Os procedimentos utilizados são descritos a seguir.

A idéia é primeiramente encontrar um grupo de controle que sirva de comparação para o grupo de tratamento. Um bom grupo de controle é constituído por indivíduos que não tenham se submetido ao tratamento, mas que sejam bastante semelhantes àqueles que passaram pelo tratamento, ou seja, que possam servir como um contrafactual, ou seja, representá-los na situação de não-tratados.

<sup>15</sup> Rosenbaum e Rubin (1983).

<sup>16</sup> Heckman (1979).

Neste artigo, está-se supondo a hipótese de *ignorabilidade do tratamento*, condicional a um conjunto de variáveis explicativas observáveis. Em outras palavras, considera-se que o tratamento depende de certas características individuais observáveis e que, ao se controlar estas características, o resultado do tratamento independe do fato de ter sido ou não tratado, ou seja, o tratamento pode ser ignorado. De maneira mais formal: sejam  $(y_0, y_1, w, x)$  que definem a população, em que  $y_0$  e  $y_1$  são os resultados do não-tratamento e do tratamento, respectivamente;  $w$  é uma variável binária indicadora do tratamento;  $x$  é um vetor de características observáveis supostamente relacionadas à seleção ao tratamento. Permite-se que  $(y_0, y_1)$  e  $w$  sejam correlacionados.

A hipótese de ignorabilidade do tratamento é expressa por:

ATE.1)  $(y_0, y_1)$  e  $w$  são independentes, condicionais a  $x$ . É possível ignorar o tratamento na média do resultado de  $y$ , condicional em  $x$ :

$$E(y_0 / x, w) = E(y_0 / x) \quad \text{e} \quad E(y_1 / x, w) = E(y_1 / x) \quad (5)$$

Utilizaram-se os da PNAD de 2004, que permite identificar os domicílios beneficiários do PBF, bem como de outros programas sociais, tais como BPC, PETI etc. Como o PBF iniciou-se em 2004, com a unificação dos programas Auxílio-Gás, Bolsa Escola, Bolsa Alimentação e Fome Zero (Cartão Alimentação), considerou-se beneficiário o domicílio que declarou estar inscrito ou receber qualquer um destes programas, além do próprio PBF em si.

Da toda a amostra, selecionaram-se as mulheres que são mães<sup>17</sup>. Primeiramente estimou-se de um modelo *logit* cuja variável dependente é a participação no PBF e as variáveis independentes são aquelas que, por hipótese, explicam a seleção ao programa<sup>18</sup>: idade da mãe (menos de 25 anos como default, entre 25 e 34, entre 35 e 44, 45 e 54, 55 ou mais), educação da mãe (0 a 4 anos de estudo como default, 5 a 8, 9 a 11 e 12 ou mais), *dummies* para: cor branca, família constituída por casal, estado (SP como default), região urbana, região metropolitana, variáveis do domicílio (acesso a água encanada, energia elétrica, coleta de lixo, telefone, densidade morador-cômodo), número de filhos de 0 a 15 anos (0 como default, 1, 2, 3, 4 ou mais), *dummies* que indicam se o filho trabalha e se o filho estuda, idades dos filhos mais velho e mais novo.

A partir deste modelo, pôde-se prever a probabilidade de participar do programa para cada mãe, que servirá de base para *PSM*. Permitiu-se o pareamento a partir de três grupos: 1) mães não-beneficiárias; 2) mães não-beneficiárias, mas que pertencem ao público-alvo, ou seja, que a princípio poderiam estar incluídas no programa; 3) mães não-beneficiárias, com renda domiciliar *per capita* de até R\$260,00. Este terceiro grupo se justifica porque nem todos os beneficiários do PBF pertencem ao público-alvo, ou seja, existe vazamento. Por outro lado, cerca de 90% dos beneficiários tem renda domiciliar *per capita* de até R\$260,00. Em seguida, foi feita a estimação de um *logit* ajustado (em cada amostra pareada) para inferir a qualidade do *PSM*. A idéia é que, se o *PSM* foi bem feito, ou seja, se o grupo de tratamento e o grupo de controle são bastante semelhantes em observáveis, as variáveis independentes não mais explicarão a probabilidade de pertencer ao programa e, portanto, serão conjuntamente não-significantes no *logit* ajustado.

<sup>17</sup> Dentro de um mesmo domicílio, pode haver mais de uma família. Consideraram-se todas as mães dentro das famílias, de modo que pode haver mais de uma mãe no mesmo domicílio.

<sup>18</sup> É importante ressaltar que o cadastramento no programa é feito pelas mães, e o recebimento do benefício é dirigido a elas.

O segundo passo foi estimar o efeito do PBF sobre a jornada de trabalho das mães utilizando o procedimento de Heckman. Na equação estrutural, que explica a jornada de trabalho, consideraram-se como variáveis explicativas ( $x_1$ ) as mesmas variáveis do logit do primeiro passo. Na equação de seleção, que explica a participação no mercado de trabalho, inclui-se em  $x_2$  a renda domiciliar *per capita* excluindo a renda da mãe como instrumento. A equação de seleção é estimada por um modelo *probit*,  $P(y_2 = 1/x) = \Phi(x_2\delta_2)$ , usando as  $n$  observações, de modo a obter  $\hat{\delta}_2$  e  $\hat{\lambda} = \lambda(x\hat{\delta}_2)$ , para ser usada na equação estrutural,  $y_1 = x_1\beta_1 + \gamma_1\lambda(x_2\hat{\delta}_2)$ , que é estimada por mínimos quadrados ordinários, de modo a obter  $\hat{\beta}_1$  e  $\hat{\gamma}_1$ .

O efeito da participação no programa sobre a jornada de trabalho estimado pelo procedimento de Heckman foi comparado com as estimativas do efeito médio do tratamento (ATE), que não levam em conta o problema da seleção. O ATE é obtido por:

$$\hat{ATE} = \frac{\sum_{i=1}^N [\hat{r}_1(x_i) - \hat{r}_0(x_i)]}{N} \quad (6)$$

em que  $\hat{r}_1(x_i) = E(y/x, w = 1)$  e  $\hat{r}_0(x_i) = E(y/x, w = 0)$ . Estes dois termos, por sua vez, são obtidos da previsão da média da jornada de trabalho na amostra pareada, a partir de uma regressão por mínimos quadrados ordinários cuja variável dependente é a jornada de trabalho e as variáveis independentes são as mesmas do modelo *logit*. Estas estimativas e seus desvios-padrão foram geradas por *bootstrap* com 100 replicações.

### 3. Estatísticas Descritivas e Resultados

A tabela 01 apresenta a caracterização da amostra. A PNAD de 2004 é composta por 122.517 domicílios, dentre eles, 83.662 tem a presença de mulheres que são mães e, portanto, constituem a amostra considerada neste trabalho.

	nº de observações	população representada
mães	83,662	38,214,836
tratamento	16,089	7,157,896
controle 1	67,573	31,056,940
controle 2	11,972	4,997,262
controle 3	36,237	15,928,682

Fonte: PNAD, 2004.

Do total de domicílios da amostra, 16.089 (19,2%) são beneficiários do PBF e têm mães presentes<sup>19</sup> - estes constituem o grupo de tratamento. Os grupos de controle 1, 2 e 3 referem-se, respectivamente, às mães não-beneficiárias (80,8%); às mães não beneficiárias pertencentes ao público-alvo (14,3%) e às mães não beneficiárias com renda

<sup>19</sup> Isto representa 88% do total de beneficiários do PBF (18.261).

familiar *per capita* igual ou inferior à R\$260,00 (43,3%)<sup>20</sup>. Apenas o segundo grupo é menor do que o grupo de tratamento.

A tabela 02 traz as características pessoais e geográficas das mães.

Tabela 2 - Características pessoais e geográficas

	tratamento	Controle 1	controle 2	controle 3
brancas (%)	33,7	56,9	35,3	44,5
média de idade	37,3	40,8	31,2	37,6
média de educação	4,3	7,1	5,4	5,5
região metropolitana (%)	16,1	36,0	29,0	31,2
região urbana (%)	69,5	87,9	75,2	82,2
UFs de concentração de moradia (%)	12,8 (BA)	26,6 (SP)	15,3 (SP)	21,6 (SP)
	12,8 (MG)	10,1 (MG)	11,4 (BA)	10,2 (MG)
	11,0 (CE)	10,0 (RJ)	8,2 (MG)	8,4 (BA)

Fonte: PNAD, 2004.

A média de escolaridade e a proporção de mães brancas é bem menor entre as beneficiárias (4,3 anos e 33,7%) do que entre as não-beneficiárias (7,1 anos e 59,6%). Entretanto, em comparação com as mães não-beneficiárias pertencentes ao público-alvo ou com baixa renda familiar *per capita*, estas diferenças ficam menos acentuadas (5,4 anos e 33,5% e 5,5 anos e 44,5%, respectivamente). A média de idade, no entanto, não difere muito entre tratamento e controle, exceto pelo fato de que as mães pertencentes ao público-alvo excluídas do programa sejam, em média, bem mais novas do que as demais.

A porcentagem de mães residentes em regiões metropolitanas e urbanas (16,1% e 69,5%) é bem menor entre as recipientes do PBF do que entre as não-recipientes. A maior parte das mães beneficiárias reside nos estados da Bahia, Minas Gerais e Ceará (36,6%)<sup>21</sup>. Minas e Bahia, assim como São Paulo, também concentram grande parcela das mães não-beneficiárias pertencentes ao público-alvo (34,9%) ou com baixa renda familiar *per capita* (40,2%). Já a concentração das mães não-beneficiárias entre São Paulo, Minas Gerais e Rio de Janeiro (46,7%) reflete a distribuição geográfica da população como um todo. De maneira geral, o grupo de mães não-recipientes pertencentes ao público-alvo se assemelha mais em características pessoais e geográficas ao grupo de mães recipientes do benefício.

A tabela 03 mostra que a maior parcela das mães do tratamento e dos controles tem filhos entre zero e quinze anos. Claramente, esta porcentagem é bastante elevada entre as mães recipientes (86%) e entre as não-recipientes pertencentes ao público-alvo (96,5%), já que a presença de filhos com esta faixa etária é um dos critérios de elegibilidade do programa<sup>22</sup>. Em qualquer dos grupos de controle, a maior parte das mães tem apenas um filho e a porcentagem de mães que tem mais de um filho se reduz à medida que o número

<sup>20</sup> Perceba que os grupos de controle não são mutuamente exclusivos, de modo que as porcentagens relativas ao total de mães não precisa somar 100%.

<sup>21</sup> De fato, estes são os estados com maior número de beneficiários do PBF.

<sup>22</sup> A explicação para que esta porcentagem não seja 100% é que mães em condição de extrema pobreza podem receber o benefício, mesmo que seus filhos estejam em outra faixa de idade. No caso das mães beneficiárias, isto também pode se relacionar ao vazamento de recursos.

de filhos aumenta. Já no caso do grupo de tratamento, a distribuição das mães de acordo com o número de filhos que possuem é mais equilibrada.

Tabela 3 - Características dos filhos

	tratamento	controle 1	controle 2	controle 3
tem filhos entre 0 e 15 anos (%)	86.0	66.1	96.5	77.1
tem apenas 1 filho (%)	26.6	45.4	34.7	40.7
tem 2 filhos (%)	31.1	35.0	31.3	34.0
tem 3 filhos (%)	21.6	13.7	18.4	16.2
tem 4 ou mais filhos (%)	20.7	5.9	15.6	9.2
idade filho mais novo	8.8	12.7	7.1	10.0
idade filho mais velho	13.9	16.1	9.4	14.9

Fonte: PNAD, 2004.

A média de idade dos filhos mais novo e mais velho para as mães do grupo de tratamento é de 8,8 anos e 13,9 anos (idades de cursar o ensino fundamental), bastante semelhante à média de idade das crianças mais novas e mais velhas cujas mães não recebem o benefício, mas têm baixa renda (10 e 14,9 anos, respectivamente). Por sua vez, entre os grupos de mães não-beneficiárias como um todo e pertencentes ao público-alvo os filhos tendem a ser, respectivamente, mais velhos e mais novos.

Na tabela 04, apresentam-se algumas características de ocupação e condição socioeconômica das mães da amostra.

Tabela 4 - Características de ocupação e condições socioeconômicas

	tratamento	controle 1	controle 2	controle 3
taxa de atividade (%)	62.1	59.8	53.0	56.4
taxa de ocupação (%)	90.6	71.7	84.7	89.5
taxa de formalidade entre ocupadas (%)	16.6	42.0	11.1	30.3
exerce trabalho doméstico	97.4	95.5	96.9	96.5
média jornada de trabalho semanal (horas)	19.3	18.7	10.9	20.4
tempo dedicado ao trabalho doméstico por semana (horas)	33.0	16.3	32.4	30.0
tempo que está no trabalho (anos)	4.6	4.1	2.3	3.1
média salarial (em R\$)	136.4	548.1	111.3	215.8
renda familiar exceto a renda da mãe (em R\$)	400.3	1173.9	177.8	413.3
pobres (%)	54.3	17.6	100.0	34.3
extremamente pobres (%)	22.1	7.2	44.6	14.0
público-alvo (%)	51.5	16.1	100.0	31.4

Fonte: PNAD, 2004.

As taxas de atividade (62,1%) e de ocupação (90,6%) são maiores entre as mães recipientes do que entre as não-recipientes de qualquer um dos grupos de controle. No entanto, nota-se a baixa taxa de formalidade das mães incluídas no PBF (16,6%) e das mães não-incluídas pertencentes ao público-alvo (11,1%).

Não existe nenhuma diferença significativa entre a porcentagem de mães que exercem algum trabalho doméstico. Isso já era esperado, uma vez que praticamente todas as mulheres realizam trabalhos em casa, independentemente de trabalharem ou não. Por sua vez, enquanto o grupo de tratamento e os grupos de controle 2 e 3 dedicam cerca de 30 horas semanais a estas atividades, para o grupo de controle 1 o tempo médio dedicado a atividades domésticas é de 16,3 horas. Isso porque as mães do tratamento e dos controles 2 e 3 pertencem a classes sociais mais pobres, enquanto que no grupo de controle 1 encontram-se mães de diversas classes sociais, inclusive as mais ricas.

A média salarial e de renda familiar (exceto a da mãe) mostram estas diferenças. Entre as mães não-beneficiárias como um todo, verificam-se as maiores médias salarial (R\$ 548,1) e de renda familiar exceto a da mãe (R\$1173,9). As mães beneficiárias apresentam condições socioeconômicas mais próximas das mães do público-alvo (em termos de renda familiar, de R\$400,3 e R\$413,3, respectivamente) e com baixa renda (em termos de média salarial, de R\$136,4 e R\$111,3), não-incluídas na política.

Além disso, as incidências de pobreza e extrema pobreza entre as mães não-beneficiárias como um todo são bem mais reduzidas (17,6% e 7,2%, respectivamente). Entre as mães beneficiárias, estas taxas (54,3% e 22,1%) são maiores do que entre as mães de baixa renda (34,3% e 14%) e menores do que para as mães do público-alvo (100% e 44,3%, devido à própria definição deste grupo). O mesmo ocorre em relação à parcela de mães pertencentes ao público-alvo em cada grupo (51,5% entre as mães do tratamento; 16,1%, 100% e 31,4% entre as mães dos grupos de controle 1, 2, e 3).

Em relação à jornada de trabalho, nota-se que, em média, as mães beneficiárias estão submetidas a 19,6 horas de trabalho semanais, o que representa uma jornada de meio período, assim como as mães não-beneficiárias como um todo e aquelas com baixa renda, cujas jornadas são de 18,7 e 20,4 horas por semana, respectivamente. Entretanto, as mães do público-alvo não-incluídas no PBF apresentam jornada média bem inferior, de 10,9 horas por semana.

Pelas estatísticas descritivas apresentadas, percebe-se claramente que o primeiro grupo de controle, que inclui todas as mães não-beneficiárias, é o que apresenta maiores diferenças em relação ao grupo de mães beneficiárias e evidencia o problema de se comparar simplesmente os indivíduos tratados com os não-tratados. Certamente, as mães não-beneficiárias pertencentes ao público-alvo ou com baixa renda familiar *per capita* se assemelham mais às mães beneficiárias, mas não se pode dizer que um grupo seja mais ou menos adequado para a comparação.

Os modelos *logit* estimados para prever a probabilidade de pertencer ao programa (probabilidade de tratamento) frente aos três grupos de controle considerados estão nos anexos (as *dummies* de UF foram excluídas do anexo por uma questão de espaço). As variáveis relacionadas ao domicílio (acesso à água, coleta de lixo, telefonia fixa e densidade morador-cômodo) estão associadas a uma menor probabilidade de pertencer ao programa. Este resultado é intuitivo, uma vez que se espera que domicílios mais pobres e, portanto, com menor acesso à infra-estrutura, tenham maiores chances de serem incluídos

na política. A exceção é o acesso à energia elétrica, que se associa à maior probabilidade de participar do programa.

Todas as variáveis são significativas (a 5% de significância), com exceção das variáveis de água, coleta de lixo e telefonia fixa para o segundo modelo. O mesmo raciocínio se aplica às variáveis que indicam se a região em que o domicílio se localiza é urbana e metropolitana: ambas indicam menor probabilidade de pertencer ao programa nestes casos; embora a *dummy* de região urbana não seja significativa em nenhum dos três modelos.

Para os modelos 1 e 3, a presença de filhos em idade de zero a quinze aumenta a probabilidade de participar do programa e esta probabilidade é crescente com o número de filhos. Já no modelo 2, esta variável está associada à uma menor probabilidade de participar da política, mas isso se deve ao fato de que a presença de filhos nesta faixa etária é parte da definição do grupo de controle 2 (mães não incluídas pertencentes ao público-alvo).

Novamente, nos modelos 1 e 3, quanto maior a idade dos filhos mais novos e dos filhos mais velhos, respectivamente, maior e menor é a probabilidade de pertencer ao programa. Este resultado parece razoável se considerarmos que em 2004, a maior parte dos beneficiários do Bolsa Família correspondiam aos beneficiários do Bolsa Escola, cujo critério de inclusão exigia a presença de crianças de 7 a 14 anos no domicílio.

De fato, nos modelos 1 e 3, a média de idade dos filhos mais novos os caracteriza como elegíveis ao programa (12,7 e 10 anos), mas a média de idade dos filhos mais velhos os caracteriza como não-elegíveis (16,1 e 14,9 anos). Já para o modelo 2, as idades dos filhos mais novo e mais velho estão ambas associadas à uma maior probabilidade de pertencer ao programa. Isto porque ambos apresentam em média idades compatíveis com o critério de elegibilidade (7,1 e 9,4 anos).

Em todos os modelos, o fato de os filhos freqüentarem a escola também está associado à maior probabilidade de participação no programa, o que já era esperado. Já o fato de os filhos trabalharem não apresenta sinal definido e não é estatisticamente significativo.

A idade da mãe está associada à maiores probabilidades de participação no programa, a taxas decrescentes, ou seja, a probabilidade aumenta quando a mãe passa da faixa de 25 a 34 anos para 35 a 44 anos de idade e depois começa a declinar à medida que a mãe envelhece. A primeira e a última *dummies* de idade (de 25 a 34 anos e mais de 55 anos) não são significantes nos modelo 1 e 3 e a terceira *dummy* de idade (de 35 a 44 anos) não é significativa no modelo 2.

O grau de instrução da mãe apresenta um resultado bastante intuitivo nos modelo 1 e 3: mães mais educadas têm menor probabilidade de pertencer ao programa. A primeira *dummy* de escolaridade (mães com 1 a 4 anos de estudo) é positiva. Este resultado indica que mães com pouca instrução têm maior chance de ingressar no programa em relação às mães analfabetas, provavelmente porque têm mais informação a respeito dos benefícios e do cadastramento. As demais *dummies* de escolaridade são negativas e, além disso, a redução na probabilidade de tratamento se torna mais forte à medida que as mães se tornam mais educadas. Já no modelo 2, as *dummies* de escolaridade são positivas, mas decrescentes, e só se torna negativa no último caso. A primeira *dummy* de escolaridade (1 a 4 anos de estudos) não é significativa no modelo 1 e a terceira *dummy* de escolaridade (8 a 11 anos de educação) não é significativa no modelo 2.

Em todos os modelos, as mães brancas têm menor probabilidade de pertencer ao programa. A *dummy* de raça só não é significativa no modelo 2. Nos modelos 1 e 3, as mães sem cônjuge têm maior probabilidade de estarem inseridas na política.

Para realizar o *PSM*, escolheu-se a opção do pareamento com o vizinho mais próximo em *propensity score*. Os números de observações total e dos grupos de tratamento e controle em cada modelo estão na tabela 05, que também traz a estatística de qualidade do *PSM* (significância conjunta dos regressores na amostra pareada).

Tabela 5 - Observações no pareamento e qualidade do *matching*

	total	tratamento	controle	$\chi^2$
modelo 1	74,498	7,007	67,491	0.0000
modelo 2	12,077	11,944	133	.
modelo 3	49,935	13,761	36,174	0.0000

Fonte: PNAD, 2004.

Nos modelos 1 e 3, permitiu-se uma diferença de 0,02 em probabilidade entre os pares. A estatística do teste nos permite rejeitar a hipótese de significância conjunta das variáveis explicativas no *logit* ajustado para a amostra pareada, o que significa que o pareamento foi bem feito, já que estas variáveis não mais explicam as diferenças entre os grupos de tratamento e controle. Os números de observações total e em cada grupo nestes dois modelos também são satisfatórios.

No modelo 2, não foi possível fazer um pareamento adequado, mesmo permitindo uma diferença em *propensity score* de até 0,10 ou tentando outras opções de *PSM*, como o pareamento com o vizinho mais próximo em mínima distância em cada característica observável. Neste caso, não se conseguiu um número de observações satisfatório, já que o grupo de controle é bem menor que o grupo de tratamento.

Existem duas possíveis explicações para isso: a primeira delas é a de que a seleção ao programa é de fato aleatória e de que não existam diferenças entre as mães beneficiárias e não-beneficiárias que pertencem ao público-alvo, de modo que não seria necessário realizar um *PSM* para estimar o efeito do tratamento sobre a jornada de trabalho, bastando para isso calcular a diferença de médias.

A segunda explicação, talvez mais razoável, é a de que as mães que compõem o público-alvo do programa, mas que não são atendidas, devem ser bastante parecidas com aquelas mães que são beneficiárias, em características observáveis. As características que fariam com que elas participassem ou não do programa seriam não-observáveis, ou seja, aquelas que determinam a auto-seleção ao programa e, portanto, nossa hipótese de identificação não seria adequada. Por este motivo, tanto a estimação do ATE como o procedimento de Heckman foram feitos apenas para os grupos 1 e 3.

A tabela 06 traz as estimativas da jornada média de trabalho para as mães tratadas na situação de tratadas ( $\hat{r}_1(x_i)$ ), de não-tratadas ( $\hat{r}_0(x_i)$ ), e do efeito médio do tratamento (ATE), seus desvios-padrão (gerados por *bootstrap*) e os intervalos de confiança. Todas as estimativas são significantes. A jornada média de trabalho semanal para as mães tratadas na situação de tratadas estimada é de 16,3 e 15,6 horas, respectivamente para os modelos 1 e 3. Já a jornada média de trabalho semanal para as mães tratadas na situação de não-tratadas estimada seria superior: 18 e 16,3 horas, para os modelos 1 e 3, respectivamente.

Tabela 6 - Efeito médio do tratamento

	modelo 1	modelo 3
$r_0(x_i)$	17.99	16.33
desvio-padrão	(0.2476)	(0.1766)
IC	[17.5019 ; 18.4845]	[15.9833 ; 16.6843]
$r_1(x_i)$	16.30	15.55
desvio-padrão	(0.2141)	(0.1766)
IC	[15.8780 ; 16.7274]	[15.2019 ; 15.9027]
ATE	-1.69	-0.78
desvio-padrão	(0.3154)	(0.2175)
IC	[-2.3163 ; -1.0647]	[-1.2131 ; -0.3499]

Fonte: PNAD, 2004.

Desta forma, as estimativas do efeito médio do tratamento apontam que o recebimento do benefício do PBF estaria associado a uma diminuição da jornada semanal de trabalho de 1,7 horas (no modelo 1 - das mães beneficiárias em relação às não-beneficiárias) e de 0,8 horas (no modelo 3 - das mães beneficiárias em relação às não-beneficiárias com renda familiar *per capita* igual ou inferior a R\$260,00). Ou seja, ambos apontam para um efeito de redução da jornada de trabalho associada ao benefício, embora a magnitude deste efeito seja diferente, dependendo do grupo de controle considerado.

As equações estruturais e de seleção do procedimento de Heckman estão no anexo. As conclusões são idênticas para os dois modelos e os resultados são intuitivos. O número de filhos de 0 a 15 anos está associado à menor probabilidade de participação no mercado de trabalho e este efeito é crescente à medida que o número de filhos aumenta. A idade da mãe apresenta efeito positivo e decrescente, ou seja, a probabilidade de participação no mercado aumenta num primeiro momento (mães com 25 a 34 anos, em relação às menores de 25 anos), mas passa a declinar à medida que a mãe envelhece.

A educação da mãe está associada à sua maior chance de trabalhar e este efeito se torna mais forte à medida que a qualificação aumenta. Mães sem cônjuge também trabalham com maior probabilidade. Finalmente, a renda familiar exceto a da mãe também se mostrou significativa para explicar a participação das mulheres no mercado de trabalho; à medida que esta renda aumenta, a probabilidade de participação diminui.

Na tabela 07 encontram-se as estimativas do procedimento de Heckman.

Tabela 7 – Procedimento de Heckman

	modelo 1	modelo 3
Lambda	-5.15	-5.14
desvio-padrão	(2.9851)	(2.2246)
p-valor	0.0850	0.0210
coeficiente BF	-2.33	-1.73
desvio-padrão	(0.3923)	(0.4437)
p-valor	0.0000	0.0000

Fonte: PNAD, 2004.

No modelo 1, a estimativa da razão de Mills inversa não é significativa, de modo que não é possível afirmar que exista viés de variáveis omitidas relacionadas à seleção ao mercado de trabalho. Neste modelo, o coeficiente do tratamento (participação no PBF) é significativo e bastante semelhante àquele estimado no ATE: mães recipientes do PBF parecem trabalhar em média 2,3 horas semanais a menos do que mães que não-recipientes.

Já no modelo 3, a estimativa da razão de Mills inversa é significativa, ou seja, pode-se concluir que existem variáveis não-observadas que determinam a seleção ao mercado de trabalho. Neste modelo, o coeficiente do tratamento (participação no PBF) também é significativo e maior do que aquele estimado pelo ATE (confirmando a existência do viés de seleção): mães incluídas no PBF parecem trabalhar em média 1,7 horas semanais a menos do que mães que não-incluídas, cuja renda familiar *per capita* é igual ou inferior a R\$260,00 mensais.

#### 4. Conclusões

Este artigo teve como objetivo investigar a existência de um incentivo adverso associado ao recebimento do benefício do PBF: o desincentivo ao trabalho. Dado o valor do benefício e as peculiaridades da oferta de trabalho de mulheres, considerou-se o efeito da transferência do PBF sobre uma possível mudança de comportamento das mães residentes em domicílios beneficiários com relação à jornada de trabalho.

Neste tipo de investigação, é necessário considerar dois tipos de problemas econométricos: o da não-aleatoriedade do programa e o da seleção endógena. Assim, utilizou-se o método de *PSM*, a fim de encontrar grupos de controle adequados à comparação com as mães tratadas, e o procedimento de Heckman para estimar o efeito do tratamento sobre a quantidade de trabalho ofertada, que foi comparado com a estimativa do efeito médio do tratamento que não leva em conta a seleção (ATE).

Selecionaram-se três grupos de comparação: todas as mães não-beneficiárias; as mães não-beneficiárias pertencentes ao público-alvo; as mães não-beneficiárias com renda familiar *per capita* igual ou inferior a R\$260,00.

Para os grupos de controle 1 e 3 foram feitos pareamentos adequados, o mesmo não aconteceu para o grupo 2. Assim, as estimações do efeito médio do tratamento (ATE) e do procedimento de Heckman foram feitas apenas para os grupos 1 e 3.

Tanto o efeito médio do tratamento estimado (ATE) quanto o procedimento de Heckman sugerem que o impacto do programa seria o de reduzir a jornada de trabalho das mães beneficiárias. Em comparação com todas as mães não-beneficiárias e com as mães não-beneficiárias com renda familiar *per capita* igual ou inferior a R\$260,00, os resultados do ATE são de uma redução média de 1,7 e 0,8 horas de trabalho semanais e os do procedimento de Heckman são de uma redução de 2,3 e 1,7 horas semanais.

Estes resultados se apóiam na hipótese de ignorabilidade do tratamento, ou seja, a hipótese de que ao se controlar as características observáveis das quais o tratamento depende, o ele pode ser ignorado. Assim, a qualidade do pareamento no *PSM* nos modelos 1 e 3, garante que estas variáveis observadas não explicam as diferenças entre tratamento e controle. Entretanto, é possível que os grupos de comparação aqui considerados ainda não sejam os mais adequados.

Dado que a jornada de trabalho das mães da amostra é de 4 horas por dia em média (meio período), os efeitos estimados pelo ATE representam uma redução de 10% e 5% da

jornada de trabalho das mães do tratamento em relação às mães dos grupos de controle 1 e 3, respectivamente. Já pelo procedimento de Heckman, esta redução é de 10% em comparação com ambos os grupos. Se a existência de seleção endógena for relevante, a redução da jornada de trabalho das mães incluídas no PBF é de cerca de 2 dias por mês.

Caso o menor tempo dedicado ao trabalho seja substituído por mais tempo dedicado aos filhos, de modo que as mães que recebem o benefício possam despende mais tempo no acompanhamento da vida escolar dos filhos ou ainda se dedicar mais aos cuidados com as crianças pequenas (tarefas antes realizadas pelos irmãos mais velhos), a redução na jornada de trabalho não corresponderia a um efeito negativo do programa.

## **Bibliografia**

- BOURGUIGNON, F., FERREIRA, F. H. G., LEITE, P. G. *Ex-ante evaluation of conditional cash transfer programs: the case of bolsa escola*. Michigan, 2002 (Working Paper, 516).
- CARDOSO, E.; SOUZA, A.P. *The impact of cash transfers on child labor and school attendance in Brazil*. Vanderbilt, 2004. (Working Paper 04-W07).
- CENTRO DE DESENVOLVIMENTO E PLANEJAMENTO REGIONAL (CEDEPLAR). Projeto de avaliação do impacto do Programa Bolsa Família – relatório analítico final. Belo Horizonte: 2006. (mimeo).
- CHEIN, F.; ANDRADE, M. V.; RIBAS, R. P. Políticas de Transferência de Renda e Condição Nutricional de Crianças: Uma avaliação do Bolsa Família. Belo Horizonte, 2006 (mimeo).
- FERNANDES, R.; PAZELLO, E.T. Avaliação de políticas sociais: incentivos adversos, focalização e impacto. in: LISBOA, M.; MENEZES-FILHO, N. A. *Microeconomia e sociedade na Brasil*. Rio de Janeiro: Contracapa, 2001.
- FERRO, A.R.; KASSOUF, A.L. Avaliação do Impacto do Programa Bolsa-Escola sobre o Trabalho Infantil no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*. 35(3): 417-444, 2005.
- HECKMAN, J.J. *Sample selection bias as a specification error*. *Econometrica*, 47: 153-161, 1979.
- INSTITUTO de Pesquisa Econômica Aplicada. Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da queda recente. Brasília: IPEA, 2007.
- MEDEIROS, M.; BRITTO, T.; SOARES, F. *Programas focalizados de transferência de renda no Brasil: contribuições para o debate*. Brasília, 2007. (Texto para discussão; 1283).
- RESENDE (2006). Avaliando resultados de um programa de transferência de renda: O impacto do Bolsa-Escola sobre os gastos das famílias brasileiras, 2006. 115f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte.
- ROSEMBAUM, P.R.; RUBIN, D.B. *The central role of the propensity score in observational studies for casual effects*. *Biometrika*. 70: 41-55, 1983.
- SCORZAVAFE, L.G.; MENEZES-FILHO, N.A. Participação feminina no mercado de trabalho brasileiro: evolução e determinantes. *Pesquisa e Planejamento Econômico*. Rio de Janeiro, 31(3): 441-478, dez. 2001.

SOARES, F.; SOARES, S.; MEDEIROS, M.; OSÓRIO, R. Programas de Transferência de Renda no Brasil: Impactos sobre a Desigualdade. Texto para discussão n° 1228, Brasília: IPEA, 2006.

TAVARES, P.A.; PAZELLO, E.T.; FERNANDES, R.; CAMELO, R.S. Uma avaliação do Programa Bolsa Família: focalização e impacto na distribuição de renda e pobreza. Ribeirão Preto, 2008 (mimeo).

## Anexos

### Modelos logit

<u>Grupo de controle 1</u>		Number of obs = 83571		Pseudo R2 = 0.2583		
Wald chi2(51) = 14138.55		Prob > chi2 = 0.0000		Log likelihood = -30338.452		
	Coef.	Robust SE	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
treat1						
agua	-.0971962	.0343138	-2.83	0.005	-.1644501	-.0299424
lixo	-.2438094	.0390958	-6.24	0.000	-.3204358	-.167183
luz	.395641	.0549132	7.20	0.000	.2880131	.5032689
tel	-.5927519	.0264046	-22.45	0.000	-.644504	-.5409997
f_y	.0175548	.0030621	5.73	0.000	.0115531	.0235565
f_o	-.0131078	.0027186	-4.82	0.000	-.0184361	-.0077794
nf_1	.6284422	.0492034	12.77	0.000	.5320054	.724879
nf_2	.8479458	.0555357	15.27	0.000	.7390979	.9567936
nf_3	1.086114	.0623403	17.42	0.000	.9639291	1.208298
nf_4	1.213543	.071767	16.91	0.000	1.072882	1.354203
id_m_1	.0504059	.0385986	1.31	0.192	-.0252461	.1260578
id_m_2	.2468568	.0439056	5.62	0.000	.1608033	.3329103
id_m_3	.1724501	.0536662	3.21	0.001	.0672662	.277634
id_m_4	.1013543	.0731547	1.39	0.166	-.0420263	.244735
ed_m_1	.0280219	.033604	0.83	0.404	-.0378408	.0938846
ed_m_2	-.2925021	.0375897	-7.78	0.000	-.3661766	-.2188276
ed_m_3	-.8687126	.0429255	-20.24	0.000	-.9528451	-.7845801
ed_m_4	-2.431643	.1097558	-22.16	0.000	-2.64676	-2.216525
branca	-.2224057	.0236368	-9.41	0.000	-.2687331	-.1760784
casal	-.3067024	.024771	-12.38	0.000	-.3552526	-.2581522
metro	-.7065966	.0284823	-24.81	0.000	-.7624209	-.6507723
urbana	-.055705	.0393373	-1.42	0.157	-.1328046	.0213946
mor_com	-.7407902	.0238799	-31.02	0.000	-.787594	-.6939865
filho_t	.0018563	.1087639	0.02	0.986	-.2113171	.2150297
filho_f	.5622061	.0325751	17.26	0.000	.4983601	.626052
_cons	-1.707226	.0974669	-17.52	0.000	-1.898257	-1.516194

<u>Grupo de controle 2</u>		Number of obs = 28013		Pseudo R2 = 0.1381		
Wald chi2(51) = 4096.38		Prob > chi2 = 0.0000		Log likelihood = -16473.38		
	Coef.	Robust SE	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
treat2						
agua	-.0469684	.0401636	-1.17	0.242	-.1256876	.0317508
lixo	-.0088663	.0468366	-0.19	0.850	-.1006644	.0829318
luz	.4029107	.0604285	6.67	0.000	.2844731	.5213483
tel	-.0252274	.0364379	-0.69	0.489	-.0966444	.0461896
f_y	.06266	.0110153	5.69	0.000	.0410705	.0842496
f_o	.0085941	.0156095	0.55	0.582	-.0219999	.0391881
nf_1	-.5471213	.0847354	-6.46	0.000	-.7131997	-.3810428
nf_2	-.4523322	.0919228	-4.92	0.000	-.6324976	-.2721668
nf_3	-.3296609	.103606	-3.18	0.001	-.532725	-.1265968
nf_4	-.3121448	.1220872	-2.56	0.011	-.5514312	-.0728584
id_m_1	.1511387	.0518206	2.92	0.004	.0495722	.2527051
id_m_2	.3246967	.098055	3.31	0.001	.1325124	.5168809
id_m_3	.1504011	.139061	1.08	0.279	-.1221535	.4229556
id_m_4	.4869348	.1908267	2.55	0.011	.1129213	.8609482
ed_m_1	.1842908	.042764	4.31	0.000	.1004748	.2681067
ed_m_2	.1114846	.0477922	2.33	0.020	.0178136	.2051556
ed_m_3	.0016032	.0561454	0.03	0.977	-.1084398	.1116461
ed_m_4	-.3704948	.1547499	-2.39	0.017	-.6737989	-.0671907
branca	-.0430236	.03074	-1.40	0.162	-.1032729	.0172257

casal	.3512121	.0305736	11.49	0.000	.291289	.4111352
metro	-.7311035	.0368243	-19.85	0.000	-.8032778	-.6589292
urbana	-.0240044	.0477921	-0.50	0.615	-.1176752	.0696665
mor_com	-.0921369	.0365498	-2.52	0.012	-.1637732	-.0205007
filho_t	-.057229	.1207303	-0.47	0.635	-.293856	.179398
filho_f	.3823446	.0509898	7.50	0.000	.2824063	.4822829
_cons	-1.254841	.1397664	-8.98	0.000	-1.528778	-.9809037

**Grupo de controle 3**      Number of obs = 52249      Pseudo R2 = 0.1477  
Wald chi2(51) = 7325.99      Prob > chi2 = 0.0000      Log likelihood = -27479.315

	Coef.	Robust SE	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
treat3						
agua	-.1167724	.0333019	-3.51	0.000	-.182043	-.0515018
lixo	-.2112261	.0382299	-5.53	0.000	-.2861553	-.1362969
luz	.3469073	.0529933	6.55	0.000	.2430423	.4507724
tel	-.3078533	.0267808	-11.50	0.000	-.3603426	-.2553639
f_y	.01834	.0031183	5.88	0.000	.0122283	.0244518
f_o	-.0064924	.002767	-2.35	0.019	-.0119155	-.0010692
nf_1	.5066435	.0503567	10.06	0.000	.4079462	.6053409
nf_2	.6562832	.0565566	11.60	0.000	.5454342	.7671322
nf_3	.8824278	.0630352	14.00	0.000	.758881	1.005975
nf_4	1.045998	.0716435	14.60	0.000	.9055792	1.186416
id_m_1	.0693002	.0378458	1.83	0.067	-.0048763	.1434767
id_m_2	.2830575	.0435126	6.51	0.000	.1977743	.3683407
id_m_3	.2384167	.0538005	4.43	0.000	.1329697	.3438636
id_m_4	.1251685	.0744186	1.68	0.093	-.0206893	.2710263
ed_m_1	.0928956	.0330857	2.81	0.005	.0280488	.1577424
ed_m_2	-.1566256	.0373401	-4.19	0.000	-.2298109	-.0834403
ed_m_3	-.521345	.0433425	-12.03	0.000	-.6062947	-.4363953
ed_m_4	-1.225589	.1205725	-10.16	0.000	-1.461906	-.9892709
branca	-.1463564	.0238894	-6.13	0.000	-.1931788	-.099534
casal	-.1248521	.0245946	-5.08	0.000	-.1730566	-.0766477
metro	-.6788549	.0291073	-23.32	0.000	-.7359043	-.6218056
urbana	-.0291479	.0387533	-0.75	0.452	-.105103	.0468073
mor_com	-.4829172	.0244511	-19.75	0.000	-.5308406	-.4349939
filho_t	.0644691	.1090649	0.59	0.554	-.1492941	.2782323
filho_f	.5276428	.0324143	16.28	0.000	.464112	.5911737
_cons	-1.918125	.0982167	-19.53	0.000	-2.110626	-1.725624

**Procedimento de Heckman para treat1 (grupo de controle 1)**

Number of obs = 13844      Censored obs = 6959      Uncensored obs = 6885  
Wald chi2(104)= 1764.63      Prob > chi2 = 0.0000

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
jornada						
bf	-2.334066	.3923336	-5.95	0.000	-3.103025	-1.565106
agua	1.390055	.775425	1.79	0.073	-.1297496	2.90986
lixo	2.871345	.8716827	3.29	0.001	1.162878	4.579811
luz	2.000087	1.278583	1.56	0.118	-.5058883	4.506063
tel	.1779204	.4396008	0.40	0.686	-.6836812	1.039522
f_y	.017033	.0651543	0.26	0.794	-.110667	.144733
f_o	.017668	.0556813	0.32	0.751	-.0914653	.1268013
nf_1	-.4306254	.9717855	-0.44	0.658	-2.33529	1.474039
nf_2	.1676681	1.167411	0.14	0.886	-2.120415	2.455751
nf_3	-1.950501	1.384179	-1.41	0.159	-4.663441	.7624391
nf_4	-1.988283	1.818613	-1.09	0.274	-5.552699	1.576132
id_m_1	-.6482875	1.049739	-0.62	0.537	-2.705738	1.409164
id_m_2	-1.911924	1.28692	-1.49	0.137	-4.434241	.610392
id_m_3	-3.510005	1.283233	-2.74	0.006	-6.025094	-.9949153
id_m_4	-3.640192	1.515627	-2.40	0.016	-6.610766	-.6696182
ed_m_1	-.4347253	.8948917	-0.49	0.627	-2.188681	1.31923
ed_m_2	-.3632663	1.010673	-0.36	0.719	-2.344149	1.617616
ed_m_3	-.3504721	1.246545	-0.28	0.779	-2.793656	2.092711
ed_m_4	-4.851402	2.434311	-1.99	0.046	-9.622564	-.0802389
branca	1.054025	.4326968	2.44	0.015	.2059545	1.902095
casal	-2.319805	.6974972	-3.33	0.001	-3.686874	-.9527357
metro	1.602209	.5461666	2.93	0.003	.5317421	2.672676
urbana	.6203794	.8565536	0.72	0.469	-1.058435	2.299193
mor_com	-.2781546	.4216305	-0.66	0.509	-1.104535	.548226
filho_t	4.01468	2.985056	1.34	0.179	-1.835923	9.865283
filho_f	-.1583968	.9533224	-0.17	0.868	-2.026874	1.710081

_cons	37.66156	3.187248	11.82	0.000	31.41466	43.90845
-----						
trabalha						
bf	-.0649352	.0224541	-2.89	0.004	-.1089443	-.020926
agua	-.0014508	.0424601	-0.03	0.973	-.0846712	.0817695
lixo	-.1181062	.0456706	-2.59	0.010	-.2076189	-.0285935
luz	-.1730691	.0702744	-2.46	0.014	-.3108045	-.0353338
tel	.0851077	.0253587	3.36	0.001	.0354056	.1348099
f_y	-.0008335	.0034052	-0.24	0.807	-.0075077	.0058406
f_o	-.0010231	.0030583	-0.33	0.738	-.0070174	.0049711
nf_1	-.253078	.0505006	-5.01	0.000	-.3520574	-.1540987
nf_2	-.3541003	.0579179	-6.11	0.000	-.4676173	-.2405832
nf_3	-.4140777	.0687713	-6.02	0.000	-.548867	-.2792884
nf_4	-.541026	.0862705	-6.27	0.000	-.7101131	-.371939
id_m_1	.3669533	.040634	9.03	0.000	.2873122	.4465945
id_m_2	.4945382	.0475039	10.41	0.000	.4014323	.5876441
id_m_3	.3744821	.0578362	6.47	0.000	.2611252	.487839
id_m_4	-.2553023	.0757647	-3.37	0.001	-.4037984	-.1068062
ed_m_1	.2207115	.0399282	5.53	0.000	.1424536	.2989694
ed_m_2	.3192707	.0433675	7.36	0.000	.2342719	.4042695
ed_m_3	.5209412	.0468851	11.11	0.000	.4290482	.6128342
ed_m_4	1.29833	.1298721	10.00	0.000	1.043785	1.552874
branca	.0119957	.0247195	0.49	0.627	-.0364536	.0604449
casal	-.2358426	.0278241	-8.48	0.000	-.2903767	-.1813084
metro	-.0656397	.0307789	-2.13	0.033	-.1259653	-.005314
urbana	-.1251143	.0449965	-2.78	0.005	-.2133058	-.0369228
mor_com	.0819499	.0245259	3.34	0.001	.03388	.1300198
filho_t	.4456149	.2147848	2.07	0.038	.0246445	.8665853
filho_f	.3921394	.0337731	11.61	0.000	.3259454	.4583335
w_fam_em	-.0001508	.0000181	-8.33	0.000	-.0001863	-.0001153
_cons	-.1021882	.105619	-0.97	0.333	-.3091975	.1048212
-----						
mills lambda	-5.148797	2.985106	-1.72	0.085	-10.9995	.7019027
-----						
rho	-0.31830					
sigma	16.175974					
lambda	-5.148797	2.985106				

### Procedimento de Heckman para treat3 (grupo de controle 3)

Number of obs = 12052    Censored obs = 6409    Uncensored obs = 5643  
Wald chi2(104) = 1424.13    Prob > chi2 = 0.0000

jornada	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
bf	-1.731889	.4436743	-3.90	0.000	-2.601474 - .8623031
agua	1.34044	.8424357	1.59	0.112	-.3107039 2.991583
lixo	4.213514	.9499191	4.44	0.000	2.351707 6.075321
luz	.8825578	1.34808	0.65	0.513	-1.759631 3.524747
tel	.4742587	.4833501	0.98	0.326	-.47309 1.421607
f_y	-.0427355	.0728284	-0.59	0.557	-.1854764 .1000055
f_o	.0217357	.0621442	0.35	0.727	-.1000647 .1435362
nf_1	-.082619	1.029007	-0.08	0.936	-2.099436 1.934198
nf_2	.2591057	1.177317	0.22	0.826	-2.048393 2.566605
nf_3	-1.249515	1.398744	-0.89	0.372	-3.991003 1.491973
nf_4	-1.416538	1.82929	-0.77	0.439	-5.00188 2.168804
id_m_1	-1.938394	.9412591	-2.06	0.039	-3.783228 -.0935603
id_m_2	-2.87701	1.16092	-2.48	0.013	-5.152372 -.6016481
id_m_3	-3.12137	1.267987	-2.46	0.014	-5.606578 -.6361613
id_m_4	-3.953154	1.670939	-2.37	0.018	-7.228135 -.6781731
ed_m_1	-.4279072	.9139991	-0.47	0.640	-2.219313 1.363498
ed_m_2	-.9988356	.9757606	-1.02	0.306	-2.911291 .9136201
ed_m_3	-1.254196	1.098106	-1.14	0.253	-3.406445 .8980532
ed_m_4	-5.66425	2.039469	-2.78	0.005	-9.661537 -1.666964
branca	1.198478	.4836933	2.48	0.013	.250457 2.1465
casal	-2.591311	.6747817	-3.84	0.000	-3.913859 -1.268763
metro	.8228955	.6436942	1.28	0.201	-.4387219 2.084513
urbana	.1577176	.9352707	0.17	0.866	-1.675379 1.990814
mor_com	-.1683313	.4547671	-0.37	0.711	-1.059658 .7229959
filho_t	1.270542	3.289816	0.39	0.699	-5.177379 7.718463
filho_f	-.3567351	.8920443	-0.40	0.689	-2.10511 1.39164
_cons	39.40091	2.911049	13.53	0.000	33.69536 45.10646

trabalha						
bf	.1136466	.023874	4.76	0.000	.0668543	.1604388
agua	-.0074023	.0453195	-0.16	0.870	-.0962268	.0814223
lixo	-.1426481	.049796	-2.86	0.004	-.2402465	-.0450497
luz	-.0691857	.0731564	-0.95	0.344	-.2125696	.0741983
tel	.0217614	.0271539	0.80	0.423	-.0314594	.0749821
f_y	-.0028371	.0037934	-0.75	0.455	-.010272	.0045978
f_o	.0081673	.0034778	2.35	0.019	.0013509	.0149837
nf_1	-.2271976	.0556118	-4.09	0.000	-.3361948	-.1182005
nf_2	-.2610732	.0633306	-4.12	0.000	-.385199	-.1369475
nf_3	-.3126714	.0748774	-4.18	0.000	-.4594284	-.1659144
nf_4	-.4895486	.0920598	-5.32	0.000	-.6699825	-.3091147
id_m_1	.31638	.0414901	7.63	0.000	.2350609	.3976991
id_m_2	.4674717	.0496458	9.42	0.000	.3701676	.5647758
id_m_3	.3175595	.0623306	5.09	0.000	.1953937	.4397252
id_m_4	-.3570376	.0826828	-4.32	0.000	-.5190929	-.1949823
ed_m_1	.2005755	.0431761	4.65	0.000	.1159519	.2851991
ed_m_2	.2599154	.0463954	5.60	0.000	.1689821	.3508487
ed_m_3	.4268186	.0498379	8.56	0.000	.3291382	.524499
ed_m_4	1.125725	.1226344	9.18	0.000	.8853664	1.366084
branca	-.0205453	.0266279	-0.77	0.440	-.0727349	.0316443
casal	-.2107041	.0298769	-7.05	0.000	-.2692617	-.1521464
metro	-.1142787	.0345417	-3.31	0.001	-.1819791	-.0465783
urbana	-.1034642	.0493584	-2.10	0.036	-.2002049	-.0067235
mor_com	.0235898	.0258412	0.91	0.361	-.0270579	.0742376
filho_t	.2417723	.2158293	1.12	0.263	-.1812454	.66479
filho_f	.4130853	.0359699	11.48	0.000	.3425857	.4835849
w_fam_em	-.0004304	.0000367	-11.71	0.000	-.0005024	-.0003584
_cons	-.2259539	.1112535	-2.03	0.042	-.4444067	-.007901
mills lambda	-5.143682	2.22456	-2.31	0.021	-9.503739	-.783625
rho	-0.31452					
sigma	16.354074					
lambda	-5.1436817	2.22456				