

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

Priscilla Albuquerque Tavares<sup>1</sup>

## Resumo

Este artigo investiga a existência de um possível incentivo adverso a oferta de trabalho (participação no mercado e jornada) das mães residentes em domicílios beneficiados pelo Programa Bolsa Família, utilizando o *propensity-score matching* para encontrar mães não-tratadas comparáveis às mães tratadas, a partir de três grupos de controle. Os resultados apontam 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. Entretanto, o efeito líquido de ser beneficiário do programa é positivo, indicando a existência de um efeito-substituição, decorrente da redução da oferta de trabalho dos filhos ou ainda de maior disponibilidade de tempo das mães para trabalhar.

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

## Abstract

This paper investigates the existence of a possible adverse incentive on labor supply and weekly working time of Bolsa Família Program beneficiary mothers. A propensity-score matching is used to find non-treated mothers comparables to the treated ones from three control groups. The results show that there is a wealth-effect related to benefit's value, once the larger the benefit, the less engaged are beneficiary mothers in labor market. Nonetheless, the net effect is positive, showing that there is a substitution-effect due to reduction on children's labor supply or even to a rise on mother's available time.

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

**Classificação JEL:** J18; J22.

**Área ANPEC:** Área 11 - Economia Social e Demografia Econômica.

---

<sup>1</sup> Secretaria da Educação do Estado de São Paulo e Instituto Presbiteriano Mackenzie.

# 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 Bolsa Família (PBF), que passou a integrar outras políticas sociais preexistentes: Programas Fome Zero, Bolsa Escola, Bolsa Alimentação e Auxílio-Gás. Atualmente, o PBF constitui-se na maior política de transferência condicional de renda existente no país: em 2007, o programa transferiu R\$8,3 bilhões a mais de 11 milhões de famílias.

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 gestantes<sup>2</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 um aditamento variável, no valor de R\$18,00 para cada criança inscrita no programa, para no máximo três crianças por domicílio<sup>3</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 0 a 6 anos) e a matrícula regular e frequência de no mínimo 85% das aulas no ensino fundamental (para as crianças de 7 a 15 anos)<sup>4</sup>.

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, ou seja, 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.

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 cerca de 50% dos domicílios elegíveis em nível

---

<sup>2</sup> Em 2004, quando o programa foi implantado, os valores de corte eram de R\$100,00 e R\$50,00.

<sup>3</sup> O recebimento do benefício fixo independe 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. Em 2008, o programa também passou a atender os jovens de 16 e 17 anos, residentes em domicílios já beneficiários, com uma transferência de R\$30,00 por jovem.

<sup>4</sup> Estas condicionalidades eram impostas pelos programas Bolsa Escola e Bolsa Alimentação.

nacional, chegando a atender a 70% do público-alvo em estados pobres como o Maranhão, Piauí, Ceará e Rio Grande do Norte. 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 de pobreza e extrema pobreza se reduziu em 0,9 p.p. e 1,1 p.p., o que representa 60,0% e 40,4% da melhoria potencial do programa sobre estes indicadores (o que seria obtido caso o programa atendesse a todo público-alvo).

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 um alívio imediato da pobreza.

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>5</sup>. No primeiro trabalho, conclui-se que mais de um terço das crianças passariam a freqüentar 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 em reduzir o trabalho infantil.

Ferro e Kassouf (2005)<sup>6</sup>, por sua vez, concluem que a participação no programa está positivamente relacionada ao trabalho infantil: nas áreas urbana e rural, a probabilidade de trabalhar se eleva em 0,71% e 3,62%. 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 em cerca de 3,0 horas semanais. Isto deve decorrer do fato de que as crianças incluídas na política precisam freqüentar a escola e, por isso, devem trabalhar menos<sup>7</sup>.

Pedrozo (2007)<sup>8</sup>, por sua vez, mostra que dentre as crianças que não estudavam antes de receber o benefício do programa, 91,2% passariam estudar ao serem incluídas na política. Além disso, do total de crianças que antes estudavam e trabalhavam, 64,4% delas optariam por se dedicar exclusivamente à escola.

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.

Por esta breve revisão, nota-se que a focalização e o impacto do PBF são objetos de diversos estudos que tratam da avaliação de políticas públicas. A questão dos incentivos

---

<sup>5</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.

<sup>6</sup> Este trabalho também se refere à avaliação do Programa Bolsa Escola.

<sup>7</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.

<sup>8</sup> Este trabalho se refere ao impacto do PBF sobre a alocação de tempo das crianças beneficiárias e utiliza os dados da PNAD de 2004.

adversos, no entanto, ainda representa uma lacuna nesta literatura. Os incentivos adversos referem-se às mudanças de comportamento não-desejáveis que os beneficiários (e por vezes os não-beneficiários) apresentam como consequência da implantação do programa e, portanto, também se constituem num dos critérios de avaliação de políticas públicas.

Quando se trata de programas de transferência de renda, o primeiro incentivo adverso que se suporia existir é o da redução da oferta de trabalho dos beneficiários em função do incremento de renda dado pela transferência do benefício (efeito renda). Assim, o argumento do ‘efeito-preguiça’ tem sido usado como principal crítica ao PBF.

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 atendida pelo programa se submeteria a um maior grau de dependência do benefício, dada a redução da renda proveniente do trabalho.

No relatório do CEDEPLAR (2006), a taxa de participação no mercado de trabalho é 3% maior entre os adultos beneficiários. Medeiros *et. alli.* (2007) mostram que as taxas de participação no mercado de trabalho entre os atendidos e não-atendidos situados na cauda inferior da distribuição de renda são de 74,5% e 68,3%, respectivamente.

A probabilidade de participação na PEA, estimada por um modelo *probit* que controla a idade e a composição familiar, seria maior entre os beneficiários do que entre os não-beneficiários. Finalmente, 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.

Assim, o objetivo deste artigo é exatamente contribuir para a investigação de possíveis incentivos adversos do PBF com relação às decisões relacionadas à oferta de trabalho. Mais especificamente, o artigo procura estimar o efeito da transferência do PBF sobre uma possível mudança de comportamento das mães residentes em domicílios beneficiários com relação à sua participação no mercado e à jornada de trabalho.

A intenção de estudar o efeito do PBF sobre as decisões de trabalho das mães baliza-se no fato de que a oferta de trabalho feminina é mais elástica. Isto porque seu salário de reserva é mais elevado, uma vez que precisa compensar, por exemplo, o menor tempo dedicado aos filhos e aos cuidados domésticos. Além disso, as mulheres também têm maiores possibilidades de substituir um trabalho no mercado por atividades remuneradas executadas em casa<sup>9</sup>.

Finalmente, o benefício do programa é recebido diretamente pelas mães que, por hipótese, tem a decisão de como alocar este recurso nos gastos da família. Assim, é razoável supor que se a participação no programa for suficiente para desincentivar o trabalho, este efeito deve ser mais forte sobre as decisões de trabalho das mulheres.

A mensuração dos efeitos de um tratamento (como a participação em um programa social) sobre uma variável de interesse (oferta e jornada 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 (mães beneficiárias e não-beneficiárias do PBF). Em outras palavras, não se pode afirmar que o engajamento no mercado de trabalho das mães tratadas na ausência do

---

<sup>9</sup> Sobre questões acerca da oferta de trabalho feminina, ver Scorzafave e Menezes-Filho (2001); Soares e Izaki (2002).

tratamento é representado pelo engajamento no mercado das mães não-tratadas. Isto porque pode haver certas características que determinam a participação no programa e que também expliquem as decisões de oferta de trabalho.

De maneira mais específica, para mensurar o impacto da participação no programa sobre as decisões de engajamento no mercado de trabalho, o ideal seria comparar a participação e a jornada de trabalho de uma mesma mulher na situação de receber ou não o benefício. Entretanto, num dado momento do tempo, uma mulher apresenta apenas um *status*, a de ser ou não recipiente do benefício, de forma que não é possível observar suas decisões de engajamento nas duas situações.

Quando a seleção para o programa é aleatória, o resultado do tratamento (sobre, por exemplo, decisões de trabalho) é 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. Assim, por exemplo, o impacto da participação no PBF sobre as decisões de engajamento no mercado seria dado simplesmente pela diferença entre a participação no mercado de trabalho (ou a jornada) observada entre as mães tratadas e não-tratadas.

Entretanto, na prática é muito difícil encontrar um tratamento cuja seleção tenha sido aleatória. Em geral, existe uma auto-seleção ao tratamento. A seleção para a participação do PBF é feita entre famílias cadastradas no Cadastro Único e depende fundamentalmente dos critérios de renda e da presença de crianças em idade entre 0 e 6 anos no domicílio. Desde que a família atenda aos critérios de elegibilidade, a inclusão do programa depende da sua ordem de cadastramento.

Então, a seleção ao programa é claramente não-aleatória: a decisão do cadastramento pode estar correlacionada com variáveis observáveis ou não, como o local de residência (regiões rurais e urbanas, UFs) ou o grau de informação e entendimento das famílias com relação ao direito de receber o benefício. As características que determinam a seleção ao programa, por sua vez, podem estar associadas a decisões de engajamento no mercado de trabalho (participação e jornada): em regiões rurais, por exemplo, em que o cadastramento das famílias deve ser mais difícil, também pode ser mais difícil encontrar um trabalho. Além disso, pode-se supor que mães mais bem-informadas a respeito do programa também podem ser mais bem-informadas a respeito de vagas de emprego.

Assim, a estimação do impacto da participação no PBF sobre as decisões de oferta de trabalho claramente exige que se comparem mães ‘comparáveis’, ou seja, cujas características que determinam a participação no programa sejam, por hipótese, semelhantes, o que seria equivalente à distribuição aleatória do tratamento. Esta é a idéia por trás da estratégia de identificação empregada no presente artigo: utiliza-se o *propensity score matching* (PSM) para selecionar, dentre os grupos de controle escolhidos, mães não-beneficiárias semelhantes em características observáveis às mães beneficiárias.

O texto está organizado quatro em seções, além desta introdução. A segunda seção tece alguns comentários sobre os dados e a estratégia de identificação dos grupos de tratamento e controle e apresenta algumas estatísticas descritivas. A terceira seção explicita a metodologia utilizada. A quarta seção apresenta os resultados encontrados. Finalmente, a quinta seção tece as principais conclusões.

## 2. Dados e Grupos de Tratamento e Controle

A PNAD de 2004 traz um suplemento sobre os programas de transferências do governo. No questionário que investiga informações sobre o domicílio existem perguntas acerca do recebimento de cada programa social<sup>10</sup>. 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 como inscrito no PBF o domicílio que declarou participar de qualquer um destes programas, além do próprio PBF<sup>11</sup>.

Embora não haja uma pergunta específica sobre o valor do benefício, esta informação está declarada na variável de “outros rendimentos”<sup>12</sup>, que inclui ‘juros de caderneta de poupança e de outras aplicações, dividendos e outros rendimentos’. Dentre os domicílios que declaram participar de algum destes programas, 74% declaram auferir rendimentos em valores correspondentes aos transferidos pelo PBF<sup>13</sup>, ou seja, a combinações dos valores de R\$50,00 e múltiplos de R\$15,00 (valores fixo e variável do PBF em 2004) e de R\$7,00 e R\$8,00 (correspondentes ao Auxílio-Gás, de R\$15,00 bimestrais)<sup>14</sup>.

Desta maneira, é provável que, em setembro de 2004, quando os dados da PNAD são coletados, do total de domicílios que declaram participar do PBF, alguns deles estavam recebendo regularmente o benefício concedido pelo programa, enquanto outros estavam apenas inscritos na política, mas não recebiam transferência em dinheiro. Nestes dois grupos, incluem-se mães que, a princípio, seriam elegíveis ao programa e desejariam participar dele, ou seja, as mulheres que compõem estes dois grupos são, por hipótese, semelhantes em características observáveis e não-observáveis tendo como única diferença a participação no Bolsa Família.

Assim, as mães que declaram participar do PBF e receber transferência em dinheiro em valor correspondente ao do benefício foram incluídas no grupo de tratamento. Já as mães que declaram participar do PBF, mas não recebem transferência em dinheiro em valor correspondente ao valor do benefício foram incluídas no grupo de controle 1. As mães do grupo de tratamento também foram comparadas com outros dois grupos de mulheres que devem ser, por hipótese, semelhantes a elas em características observáveis.

O grupo de controle 2 é composto por mães não-tratadas que pertencem ao público-alvo do PBF, ou seja, são pobres ou extremamente pobres. O grupo de controle 3, por sua vez, é composto por mães não-tratadas que residem em domicílio cuja renda *per capita* é menor ou igual a R\$260,00. A comparação com o grupo de controle 2 parece bastante razoável, uma vez que ele inclui mulheres que, embora não sejam beneficiárias do programa, apresentam os requisitos necessários para a participação, ou seja, são elegíveis ao programa.

---

<sup>10</sup> As variáveis v2003 a v1600 referem-se aos programas Auxílio-Gás, Bolsa Família, Cartão Alimentação ou Fome Zero, Bolsa Alimentação, Benefício de Prestação Continuada – BPC/LOAS, Bolsa Escola e Programa de Erradicação do Trabalho Infantil - PETI.

<sup>11</sup> O PETI só foi incorporado ao PBF em 2005 e, portanto, beneficiários do PETI não serão incluídos da definição de beneficiários do PBF adotada aqui.

<sup>12</sup> A variável v1273 do questionário que investiga informações sobre as pessoas.

<sup>13</sup> Esta porcentagem de domicílios que declaram “corretamente” o valor do benefício se refere aos domicílios que têm mães presentes. Para todo o universo de beneficiários, a porcentagem é de 68,5%.

<sup>14</sup> Lista de declarações correspondentes ao valor do benefício: R\$7, R\$8, R\$15, R\$30, R\$45, R\$50, R\$65, R\$80, R\$95, R\$22, R\$23, R\$37, R\$38, R\$52, R\$53, R\$57 e R\$58.

No entanto, sabe-se que nem todos os beneficiários do PBF atendem rigorosamente aos critérios de elegibilidade. Somente metade das mães beneficiárias reside em domicílios pobres (segundo a linha de corte estabelecida pelo governo). Na verdade, para 95% das mães beneficiárias, a renda *per capita* do domicílio é menor de que R\$260,00. Isto justifica a comparação com o grupo de controle 3.

Foram consideradas mães as mulheres chefes ou cônjuges de famílias (e não somente de domicílios), cuja diferença de idade com relação aos filhos estivesse entre 12 e 50 anos. A tabela 1 a seguir apresenta as estatísticas descritivas acerca das características pessoais, de maternidade e de trabalho das mães dos grupos de tratamento e de controle.

As mães tratadas e não-tratadas assemelham-se bastante em características pessoais: entre 30% e 40% delas são de cor branca; pouco mais de 70% têm cônjuge e entre 21% e 26% delas são chefes do domicílio. As mães do grupo de controle 2 são um pouco mais novas (31 anos) do que as mães do grupo de tratamento (37 anos). Além disso, as mães não-tratadas são mais escolarizadas (4,7, 5,1 e 5,7 anos de estudos, respectivamente para os grupos de controle 1, 2 e 3) do que as mães tratadas (4,4 anos de estudos).

As mães tratadas têm em média 2,5 filhos, assim como as mães do grupo de controle 1. Já as mães dos grupos de controle 2 e 3 têm menos filhos em média (2,3 e 1,9 filhos, respectivamente). Em geral, os filhos das mulheres que compõem o grupo de controle 2 são mais novos dos que os filhos das mulheres do grupo de tratamento. Isto pode ser visto tanto pela média de idade dos filhos mais novo e mais velho quanto pela porcentagem de mulheres com filhos em cada faixa etária.

Com relação às variáveis relacionadas ao mercado de trabalho, nota-se que a taxa de ocupação das mães do grupo de tratamento (47%) e dos grupos de controle 1 e 3 (49% e 42%) são semelhantes. Entretanto, uma porcentagem bem menor de mães do grupo de controle 2 exerce trabalho remunerado (32%). Isto deve ser explicado pelo fato de que uma porcentagem maior das mães do grupo de controle 2 tenham filhos pequenos (entre 0 e 5 anos). Apesar desta diferença, a jornada de trabalho semanal média para as mulheres que trabalham é a mesma para as mães tratadas e não-tratadas (34 horas), exceto para as mães do grupo de controle 3, para as quais a jornada média semanal é de 37 horas<sup>15</sup>.

Os salários das mães dos grupos de controle 1 e 3 (R\$195,5 e R\$233,6) são em média 23% e 47% maiores do que os salários das mães do grupo de tratamento (R\$154,9), embora a diferença de escolaridade, em favor das primeiras, não seja tão grande. Apesar de as mães do grupo de controle 2 serem mais escolarizadas, elas auferem salários 28% menores (R\$124,8) e isto pode se dever ao fato de serem mais novas (e, portanto, menos experientes no mercado de trabalho) e, novamente, ao fato de terem filhos mais novos<sup>16</sup>.

A renda domiciliar *per capita* das mães inscritas, mas não atendidas pelo programa (grupo de controle 1) é um pouco maior do que a das mães beneficiárias (grupo de tratamento), de R\$134,3 e R\$115,1, respectivamente. De qualquer forma, para ambos os grupos, a renda domiciliar *per capita* média excede a renda de corte estabelecida pelo

---

<sup>15</sup> Pazello e Fernandes (2004) mostram a existência de um efeito negativo da maternidade tanto sobre a participação da mulher no mercado de trabalho quanto sobre a jornada.

<sup>16</sup> Pazello e Fernandes (2004) mostram ainda que existe um efeito negativo da maternidade sobre os salários no curto prazo, ou seja, mulheres com filhos pequenos recebem salários menores do que mulheres sem filhos. Entretanto, o diferencial de salários entre mulheres com e sem filhos tende a diminuir no longo prazo, ou seja, quando os filhos crescem.

programa como critério de elegibilidade (R\$100,00)<sup>17</sup>. A renda domiciliar *per capita* do grupo de controle 3 é de R\$142,7.

**Tabela 1 - Estatísticas Descritivas**

Variáveis	Tratamento	Controle 1	Controle 2	Controle 3
idade	37 (12)	37 (12)	31 (10)	38 (14)
escolaridade	4.4 3.4	4.7 3.5	5.1 3.4	5.7 3.8
proporção de mulheres brancas	0.32 (0.47)	0.35 (0.48)	0.31 (0.46)	0.40 (0.49)
proporção de mulheres com cônjuge	0.73 (0.44)	0.72 (0.45)	0.73 (0.44)	0.70 (0.46)
proporção de mulheres chefes	0.21 (0.41)	0.24 (0.43)	0.22 (0.41)	0.26 (0.44)
número de filhos	2.5 (1.4)	2.5 (1.5)	2.3 (1.4)	1.9 (1.1)
idade do filho mais novo	9 (8)	9 (8)	5 (6)	10 (11)
idade do filho mais velho	14 (8)	14 (9)	10 (7)	14 (11)
proporção de mulheres com filhos de 0 a 5 anos	0.39 (0.49)	0.42 (0.49)	0.63 (0.48)	0.43 (0.49)
proporção de mulheres com filhos de 6 a 10 anos	0.45 (0.50)	0.48 (0.50)	0.46 (0.50)	0.33 (0.47)
proporção de mulheres com filhos de 11 a 14 anos	0.43 (0.50)	0.41 (0.49)	0.27 (0.45)	0.22 (0.42)
proporção de mulheres com filhos de 15 a 18 anos	0.33 (0.47)	0.28 (0.45)	0.19 (0.39)	0.21 (0.41)
proporção de mulheres com filhos de 19 anos ou mais	0.23 (0.42)	0.23 (0.42)	0.11 (0.31)	0.29 (0.45)
proporção de mulheres que trabalham	0.49 (0.50)	0.47 (0.50)	0.32 (0.47)	0.42 (0.49)
jornada de trabalho mensal	34 (14.7)	34 (14.3)	34 (15.1)	37 (14.2)
salário (trabalho principal)	159.4 (170.1)	195.5 (232.6)	124.8 (119.5)	233.6 (166.3)
renda domiciliar <i>per capita</i>	115.4 (85.8)	134.3 (161.4)	60.8 (29.5)	142.7 (66.9)
renda domiciliar <i>per capita</i> exceto a renda da mãe	96.2 (75.8)	110.5 (142.0)	50.7 (32.8)	115.6 (67.8)
número de observações	13086	4691	8456	31414

Fonte: PNAD, 2004. Desvio-padrão entre parênteses.

Tratamento: mães inscritas no PBF e que recebem transferência em dinheiro.

Controle 1: mães inscritas no PBF, mas que não recebem transferência em dinheiro.

Controle 2: mães não inscritas no PBF, mas que pertencem ao público-alvo.

Controle 3: mães não inscritas no PBF com renda domiciliar *per capita* igual ou inferior a R\$260,00.

<sup>17</sup> Isso mostra que existe vazamento na distribuição dos recursos do programa. De qualquer forma, Tavares *et al.* (2008) ressaltam que os domicílios não-elegíveis incluídos no programa ainda são domicílios de baixa renda: 50% deles apresentam renda domiciliar *per capita* igual ou inferior a R\$150,00.

Em comparação com as mães do grupo de tratamento, as mães não-atendidas pertencentes ao público-alvo (grupo de controle 2) apresentam renda domiciliar *per capita* menor, já que neste grupo estão, por definição do público-alvo, apenas as mães que atendem aos critérios de seleção da política e são, portanto, pobres ou extremamente pobres. Para os quatro grupos, a renda auferida pelos demais membros do domicílio (renda domiciliar exceto a renda da mãe) corresponde a pouco mais de 80% da renda total. Isso significa que a renda do trabalho das mães (tratadas e não-tratadas) responde por cerca de 20% da renda total do domicílio.

As descrições mostram que os grupos de controle são bastante semelhantes ao grupo de tratamento, em características observáveis, especialmente o grupo de controle 1, formado pelas mães inscritas no programa, mas que não recebem o benefício. A próxima seção apresenta o procedimento econométrico adotado para tornar o grupo de tratamento ainda mais semelhante a cada um dos grupos de controle e apresenta os modelos utilizados na estimação do impacto da concessão do benefício do PBF sobre as decisões de participação no mercado e jornada de trabalho.

### 3. Procedimentos Econométricos

Para melhor encontrar mães não-beneficiárias ‘comparáveis’ às mães beneficiárias, foi realizado um procedimento de *propensity-score matching* para selecionar, dentre as observações de cada um dos grupos de controle 1 e 2, aquelas que seriam as mais semelhantes em características às observações do grupo de tratamento.

O *propensity-score matching* consiste em encontrar um grupo de controle que sirva de comparação para o grupo de tratamento, por meio do pareamento de unidades dos dois grupos a partir de suas características observáveis. De outra forma, está implícita a ‘hipótese de ignorabilidade do tratamento’, que considera que a seleção ao tratamento é determinada por um conjunto de variáveis observáveis. Assim, ao se comparar o grupo de tratamento com um grupo de controle bastante semelhante em observáveis, a participação no tratamento pode ser considerada aleatória e, portanto, o efeito do tratamento independe do fato de ter sido ou não tratado, ou seja, o tratamento pode ser ignorado.

Neste caso, um bom grupo de controle seria constituído por mães que não tenham se submetido ao tratamento, mas que sejam bastante semelhantes em características observáveis àquelas que passaram pelo tratamento, de modo que possam servir como um contrafactual, representando as mães tratadas na situação de não-tratadas. Obviamente, pode haver características não-observáveis que se relacionem à participação no tratamento, que não são captadas aqui. Ao considerar o grupo de controle 1 está-se tentando controlar algum aspecto não-observável que determine a participação no programa, uma vez que este grupo inclui mães que não recebem a transferência, mas estão inscritas no programa, ou seja tomaram a iniciativa de se inscrever.

Existem diversas formas de proceder a um exercício de *matching*. A maneira escolhida aqui é a do pareamento baseado no *propensity-score*, ou seja, na probabilidade de pertencer ao grupo de tratamento<sup>18</sup>. O procedimento consiste primeiramente em estimar a probabilidade de pertencer ao grupo de tratamento e encontrar, para cada unidade tratada, unidades não-tratadas com *propensity-score* o mais próximo possível, ou seja, o seu ‘vizinho mais próximo’.

---

<sup>18</sup> Ver Rosenbaum e Rubin (1983).

Neste caso, permitiu-se o pareamento entre unidades cujas probabilidades de tratamento não se diferenciavam em mais de 0,0001, a partir de um suporte comum, ou seja, o intervalo de probabilidades considerado para o pareamento é o mesmo para os dois grupos. Realizou-se o pareamento com 1 vizinho mais próximo (em que se atribui peso 1 à unidade mais próxima e peso 0 às demais unidades), em que cada unidade do grupo de tratamento pôde ser pareada com apenas uma unidade do grupo de controle (ou seja, o pareamento foi feito sem reposição).

Para estimar a probabilidade de pertencer ao grupo de tratamento, utilizou-se um modelo *logit* cuja variável dependente é a *dummy* que indica o tratamento e o vetor de covariadas é composto por idade, idade ao quadrado, anos de estudos, número de filhos de 0 a 15 anos; *dummy* para cor branca, *dummy* para mulheres com cônjuge; *dummy* para mulheres chefes do domicílio; *dummies* para macrorregiões (Sudeste o *default*); *dummies* para regiões urbana e metropolitana; *dummies* para características do domicílio (casa própria; acesso à água encanada; rede coletora de lixo; rede de esgoto; energia elétrica e densidade morador-cômodo).

Para todas as amostras, a interpretação das variáveis foi intuitiva na explicação da probabilidade de tratamento: a idade associa-se a maiores chances de a mãe ser tratada, mas de forma decrescente, enquanto que o nível de escolaridade associa-se à menor probabilidade de ser beneficiária do programa, assim como o fato de a mãe ser de cor branca e de possuir cônjuge. Curiosamente, mães chefes do domicílio têm menos chances de tratamento. Como esperado, quanto maior o número de filhos com idade entre 0 e 15 anos, maior a probabilidade de a mãe estar incluída na política. O maior acesso à infraestrutura também está relacionado a menores chances de tratamento, a exceção é o acesso à energia elétrica. O fato de residir em regiões urbanas (metropolitanas) aumenta (reduz) as chances de tratamento. Os resultados foram omitidos por questões de espaço.

Como forma de checar a qualidade do *matching*, foi feita a estimação do mesmo *logit* descrito acima utilizando apenas as amostras pareadas. A idéia é que, se o *matching* foi ‘bem feito’, ou seja, se o grupo de tratamento e o grupo de controle são bastante semelhantes em observáveis, as covariadas não mais explicarão a probabilidade de pertencer ao programa e, portanto, serão conjuntamente não-significantes no modelo *logit*. A tabela 02 abaixo apresenta o número de observações de cada amostra pareada e o p-valor associado ao teste de existência da regressão (significância conjunta das covariadas) e mostra que não se pode aceitar a hipótese de que as diferenças observáveis entre os grupos de tratamento e controle expliquem a participação no programa.

**Tabela 2 - Número de observações e qualidade do *matching***

	Controle 1	Controle 2	Controle 3
Observações	8,840	8,348	22,658
p-valor	0.97	0.95	0.65

Fonte: PNAD, 2004.

Tratamento: mães inscritas no PBF e que recebem transferência em dinheiro.

Controle 1: mães inscritas no PBF, mas que não recebem transferência em dinheiro.

Controle 2: mães não inscritas no PBF, mas que pertencem ao público-alvo.

Controle 3: mães não inscritas no PBF com renda domiciliar *per capita* igual ou inferior a R\$260,00.

Depois de realizado o *matching*, estimou-se, para cada uma das amostras pareadas, os impactos do PBF sobre a participação no mercado e a jornada de trabalho.

Para o caso da participação, estimaram-se os efeitos marginais a partir do modelo *probit* descrito na equação (1):

$$y_1 = \alpha + \beta_1 BF + \beta_2 valorBF + \sum_{i=3}^{20} \beta_i X_i + \sum_{j=21}^{26} \beta_j Z_j + \varepsilon \quad (1)$$

Ao se estimar o impacto do PBF sobre a jornada de trabalho das mães, está-se lidando com o problema clássico de censura dos dados que origina uma amostra selecionada: a jornada só é observada para as mães que decidem trabalhar; de forma que a amostra de mulheres com jornada estritamente positiva é não-aleatória, uma vez que é possível que a decisão de trabalhar esteja relacionada a fatores também associados à quantidade de horas trabalhadas. Por este motivo, utilizou-se, para cada uma das três amostras pareadas, o procedimento de Heckman<sup>19</sup>, cuja equação estrutural que explica a jornada de trabalho é representada pela expressão (2) a seguir:

$$y_2 = \alpha + \beta_1 BF + \beta_2 valorBF + \sum_{i=3}^{20} \beta_i X_i + \beta_{21} urbana + \varepsilon \quad (2)$$

Para as equações (1) e (2):

- $y_1$  é a *dummy* que indica a participação no mercado de trabalho
- $y_2$  é a jornada de trabalho semanal
  
- BF é a *dummy* que indica o tratamento.
- valorBF é a variável que indica o valor declarado do benefício recebido pelas mães tratadas.
  
- X é composto por características pessoais:
  - ✓ anos de estudos;
  - ✓ idade e idade ao quadrado;
  - ✓ *dummy* para cor branca;
  - ✓ *dummy* para mulheres com cônjuge;
  - ✓ *dummy* para mulheres chefes do domicílio;
  - ✓ *dummies* para o número de filhos de 0 a 5 anos, de 6 a 10 anos, de 11 a 14 anos, de 15 a 18 anos e de 19 anos ou mais;
  - ✓ renda domiciliar *per capita*, excluindo os rendimentos do trabalho eventualmente auferidos pela mãe.
  
- Z é composto por características de local de moradia:
  - ✓ *dummies* para as macrorregiões (Sudeste como *default*);
  - ✓ *dummy* para a região urbana;
  - ✓ *dummy* para a região metropolitana.

Para o procedimento de Heckman, utilizou-se a equação (1), que explica a participação no mercado de trabalho, como a equação de seleção do modelo, em que as

---

<sup>19</sup> Heckman (1979).

características do local de moradia são os instrumentos, ou seja, está-se considerando que a macrorregião e o porte do município em que a mãe reside devem afetar a participação no mercado, mas não a jornada de trabalho. Em outras palavras, está-se supondo que a macrorregião e o porte do município influenciem a empregabilidade, mas não a quantidade de horas (não se faz a mesma hipótese com relação às regiões urbana e rural, que permanecem na equação que explica a jornada de trabalho).

Os resultados dos impactos do PBF sobre as decisões de trabalho das mães são descritos na próxima seção.

#### 4. Resultados

A tabela 3 apresenta os impactos do PBF sobre a participação e a jornada de trabalho das mães estimados para as amostras não-pareadas (sem *matching*) e pareadas (com *matching*). Os modelos completos estão no anexo.

Nos dois modelos de oferta de trabalho, os coeficientes significantes das características pessoais das mães têm o sinal esperado: o nível de escolaridade e a idade elevam a participação no mercado e a jornada de trabalho, assim como o fato de a mãe ser de cor branca ou chefe do domicílio. No entanto, mães com cônjuge trabalham menos. O número de filhos pequenos (0 a 10 anos) afeta negativamente o engajamento da mãe no mercado de trabalho, tanto por sua menor participação quanto por menores jornadas. Quanto maior a renda *per capita* do domicílio, menor a oferta de trabalho das mães. Finalmente, o fato de residir em regiões metropolitanas reduz a probabilidade de participação no mercado, assim como o fato de residir em regiões urbanas. Entretanto, mães que moram nas cidades têm jornadas de trabalho maiores.

Quando se considera a participação no mercado de trabalho como variável dependente, os coeficientes da *dummy* que indica o tratamento são significantes e positivos nas amostras não-pareadas e pareadas, para qualquer grupo de controle analisado (exceto para o grupo 2, na amostra pareada). Isto indica que ter um beneficiário na família parece elevar a participação das mães no mercado de trabalho em cerca de 5,6% (quando se consideram os efeitos significativos para as amostras pareadas).

Com relação à jornada de trabalho, os resultados não são tão robustos, uma vez que a *dummy* que indica o tratamento só é significativa para os grupos de controle 1 (amostras não-pareada e pareada) e 2 (amostra não-pareada). No entanto, se considerarmos somente o coeficiente significativo na amostra pareada, os resultados apontam na mesma direção, ou seja, sugerem que receber o aditamento do PBF aumenta a quantidade de trabalho ofertada pelas mães em 1,6 horas semanais.

Quando se avalia o impacto de cada real adicional transferido sobre as decisões de trabalho das mães tratadas, nota-se que os coeficientes da variável que indica o valor do benefício recebido são significantes e negativos nas amostras não-pareadas e pareadas, para todos os grupos de controle (exceto para o grupo de controle 2, na amostra pareada). Este resultado implica que tanto a probabilidade de trabalhar quanto a quantidade de trabalho ofertada pelas mães tratadas diminuem à medida que o valor da transferência aumenta.

O impacto total do tratamento (participação em programa de transferência de renda) é igual ao resultado líquido dos chamados efeito-renda e efeito-substituição. O efeito-renda corresponde à situação em que, diante do aumento da parcela da renda do não-trabalho,

algum membro da família reduz sua oferta de trabalho sem comprometer o orçamento domiciliar. Neste caso, admite-se haver algum benefício para a família que compense a redução da renda proveniente do trabalho. Por exemplo, a redução da oferta de trabalho da mãe estaria associada ao benefício de maiores cuidados com os filhos e com as atividades domésticas.

**Tabela 3 - Impacto do Programa Bolsa Família sobre a Oferta de Trabalho das Mães**

		<b>Participação</b>		
		<b>Controle 1</b>	<b>Controle 2</b>	<b>Controle 3</b>
<b>sem matching</b>	<b>BF</b>	0.0343 (0.00)	0.2209 (0.00)	0.0615 (0.00)
	<b>valorBF</b>	-0.0006 (0.00)	-0.0011 (0.00)	-0.0010 (0.00)
<b>com matching</b>	<b>BF</b>	0.0560 (0.00)	0.0187 (0.26)	0.0559 (0.00)
	<b>valorBF</b>	-0.0006 (0.03)	0.0001 (0.73)	-0.0009 (0.00)
		<b>Jornada</b>		
		<b>Controle 1</b>	<b>Controle 2</b>	<b>Controle 3</b>
<b>sem matching</b>	<b>BF</b>	1.2580 (0.01)	2.0473 (0.04)	-0.1295 (0.71)
	<b>valorBF</b>	-0.0446 (0.00)	-0.0509 (0.00)	-0.0505 (0.00)
<b>com matching</b>	<b>BF</b>	1.6439 (0.01)	-0.8820 (0.25)	-0.4120 (0.33)
	<b>valorBF</b>	-0.0358 (0.00)	-0.0301 (0.02)	-0.0406 (0.00)

Fonte: PNAD, 2004.

P-valor entre parenteses.

Tratamento: mães inscritas no PBF e que recebem transferência em dinheiro.

Controle 1: mães inscritas no PBF, mas que não recebem transferência em dinheiro.

Controle 2: mães não inscritas no PBF, mas que pertencem ao público-alvo.

Controle 3: mães não inscritas no PBF com renda domiciliar *per capita* igual ou inferior a R\$260,00.

Em programas como o PBF, o efeito-substituição surge a partir da imposição de condicionalidades. Como o programa condiciona a transferência do benefício à frequência das crianças às aulas, deve haver uma redução do trabalho infantil ofertado<sup>20</sup> e, portanto, da renda do trabalho no domicílio, compensada pelo aumento do trabalho ofertado por outro membro da família, como a mãe. Mesmo para aquelas crianças que não trabalhavam, o simples fato de passarem a frequentar a escola poderia reduzir o

<sup>20</sup> Tal como mostram Ferro e Kassouf (2005) e Pedrozo (2007), citados na introdução.

tempo que ficam em casa e que, portanto, necessitam de cuidados da mãe. Ou seja, as mães passariam a dispor de mais tempo para o trabalho.

A situação em que o efeito-renda supera o efeito-substituição caracterizaria a existência do incentivo adverso associado ao recebimento do benefício do PBF, capaz de desincentivar a oferta de trabalho das mães. Os resultados aqui apresentados parecem contradizer o mito do ‘efeito-preguiça’. Em outras palavras, considerando o valor médio atualmente transferido às famílias beneficiárias, o efeito-substituição parece dominar o efeito-renda na determinação do impacto do programa sobre as decisões de trabalho das mães.

Outra explicação para o efeito positivo do recebimento do benefício sobre as decisões de trabalho (participação e jornada) é dada pela literatura que trata do estigma associado a políticas públicas. Neste caso, o ‘efeito estigma’ corresponderia à discriminação sofrida ou auto-imposta pelo indivíduo que participa do PBF pelo fato de ser beneficiário. A idéia deste efeito é que o indivíduo ‘estigmatizado’ adotaria um comportamento no sentido de reduzir sua dependência em relação à transferência, por exemplo, procurando emprego ou trabalhando mais.

Assim, parte do efeito positivo do recebimento do benefício do programa sobre a oferta de trabalho das mães pode se dever à atitude destas frente ao estigma de participar do programa. Este argumento é corroborado por Mattos e Ponczek (2007), que encontram um resultado positivo do ‘efeito estigma’ sobre a procura por novos empregos e a redução do desemprego para membros de famílias beneficiárias do PBF<sup>21</sup>.

Em termos de políticas públicas, é razoável supor, por um lado, que aumentos no valor do benefício podem fazer com que o efeito-renda seja tão grande que supere o efeito-substituição a ponto de fazer com que incentivo adverso ao trabalho apareça. Deste modo, pode-se pensar que deve existir um valor ótimo para a transferência. Por outro lado, maiores valores da transferência também poderiam elevar o estigma sobre os beneficiários. Assim, o efeito de aumentos no valor do aditamento do programa sobre as decisões de trabalho é uma questão empírica que ainda precisa ser investigada.

Finalmente, pode-se destacar também que os resultados mais consistentes (que apontam para a mesma direção dos efeitos, considerando as amostras não-pareada e pareada) são aqueles obtidos a partir da comparação com o grupo de controle 1, composto por mães inscritas no programa, mas que não recebem transferência em dinheiro. Isto confirma a impressão de que este seja realmente o melhor grupo de controle considerado, ou seja, que inclui mães não-tratadas bastante semelhantes em características observáveis às mães tratadas e que talvez esteja mesmo controlando aspectos não-observáveis que determinam a seleção ao programa.

## 5. Conclusões

Este artigo propôs-se investigar a existência de possíveis incentivos adversos do PBF com relação às decisões relacionadas à oferta de trabalho (participação no mercado e jornada) das mães residentes em domicílios beneficiários, questão que ainda representa

---

<sup>21</sup> Os autores utilizam dados de pesquisa domiciliar realizada em 2005 pelo Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome com os beneficiários do PBF. Nesta pesquisa, existe uma pergunta que investiga o constrangimento do beneficiário por receber a transferência do programa, que é utilizada para definir a existência de estigma.

uma lacuna nesta literatura, utilizando os dados do suplemento sobre os programas de transferências do governo da PNAD de 2004.

Como a seleção ao programa é não-aleatória, pode-se supor que as características que determinam a participação na política podem estar associadas a decisões de engajamento no mercado de trabalho (participação e jornada), o que impede a simples comparação do comportamento de mães beneficiárias e não-beneficiárias no que tange as suas preferências por trabalho. O esforço empregado neste artigo foi o de selecionar, a partir de grupos de controle previamente estabelecidos, mães não-tratadas que se assemelhassem àquelas tratadas em termos dos determinantes da participação no programa, de modo que se pudesse simular a situação em que a distribuição do tratamento fosse aleatória.

Para isto, empregou-se o método de *propensity score matching*, a fim de encontrar pares para as observações do grupo de tratamento, composto por mães que declararam receber transferência em dinheiro em valor correspondente à transferência feita pelo programa. Consideraram-se três grupos de controle: 1) mães inscritas no PBF que não recebem transferência em dinheiro do programa; 2) mães não-beneficiárias que pertencem ao público-alvo do programa; 3) mães não-beneficiárias que residem em domicílio cuja renda *per capita* é menor ou igual a R\$260,00. Para estimar os efeitos sobre a participação no mercado, utilizou-se um modelo *logit*. Já para estimar os efeitos sobre a jornada de trabalho, que corresponde ao problema clássico de seleção da amostra, utilizou-se o procedimento de Heckman.

Os resultados mostram que, embora exista um efeito-renda negativo sobre as decisões de trabalho das mães, expresso pelo coeficiente associado ao valor do benefício, ele não parece ser suficiente para gerar o chamado ‘efeito-preguiça’, ou seja, um incentivo adverso caracterizado pela redução da oferta ou da jornada de trabalho, oriunda do recebimento do benefício. Isto porque, o efeito da participação no programa sobre as decisões de trabalho das mães é, na verdade, positivo. A explicação para este resultado pode advir do efeito-substituição, caracterizado pelo aumento da oferta de trabalho das mães como consequência da redução do trabalho infantil, resultante do aumento da frequência à escola.

Além disso, pode-se supor que o simples fato de deixar suas crianças na escola, implica maior tempo disponível das mães para o trabalho, o que serve de mais um argumento para o efeito positivo do programa sobre a oferta de trabalho. Finalmente, também pode-se considerar que o recebimento do benefício do programa estimula o aumento da oferta de trabalho das mães como resposta ao estigma de participar 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 nº 516).

CARDOSO, E.; SOUZA, A.P. *The impact of cash transfers on child labor and school attendance in Brazil*. Vanderbilt, 2004. (Working Paper nº 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).
- 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.
- MATTOS, E.; PONCZEK, V. O efeito do estigma sobre os beneficiários de programas de transferência de renda no Brasil. São Paulo: EESP/FGV, 2007. (Texto para discussão disponível em [http://eespfgvspbr.tempsite.ws/\\_upload/publicacao/481.pdf](http://eespfgvspbr.tempsite.ws/_upload/publicacao/481.pdf)).
- MEDEIROS, M.; BRITTO, T.; SOARES, F. *Programas focalizados de transferência de renda no Brasil: contribuições para o debate*. Brasília: IPEA, 2007. (Texto para discussão n° 1283).
- PAZELLO, E.; FERNANDES, R. *A maternidade e a mulher no mercado de trabalho: diferença de comportamento entre mulheres que têm e que não têm filhos*. João Pessoa: Anais do XXXII Encontro Nacional de Economia, 2004.
- PEDROZO, E. *Uma avaliação ex-ante dos impactos do Bolsa Família na redução do trabalho infantil*. Recife: Anais do XXXV Encontro Nacional de Economia, 2007.
- 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. Brasília: IPEA, 2006. (Texto para discussão n° 1228)
- SOARES, S; IZAKI, R. S. A participação feminina no mercado de trabalho. Rio de Janeiro: IPEA, 2001. (Texto para discussão n° 293)
- 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

**Tabela A.1 - Coeficientes dos modelos logit  
(participação no mercado de trabalho)**

	<b>Controle 1</b>	<b>Controle 2</b>	<b>Controle 3</b>
<b>anos de escolaridade</b>	0.0224 (0.00)	0.0076 (0.00)	0.0204 (0.00)
<b>idade</b>	0.0508 (0.00)	0.0278 (0.00)	0.0451 (0.00)
<b>idade ao quadrado</b>	-0.0006 (0.00)	-0.0004 (0.00)	-0.0006 (0.00)
<b>cor branca</b>	0.0111 (0.39)	0.0232 (0.07)	-0.0064 (0.41)
<b>mãe chefe do domicílio</b>	0.0828 (0.00)	0.0711 (0.00)	0.0582 (0.00)
<b>mãe com cônjuge</b>	-0.0610 (0.00)	-0.0634 (0.00)	-0.0762 (0.00)
<b>norte</b>	0.0265 (0.18)	0.0212 (0.28)	0.0148 (0.23)
<b>nordeste</b>	-0.0060 (0.69)	-0.0093 (0.55)	-0.0128 (0.18)
<b>sul</b>	0.0424 (0.04)	0.0494 (0.05)	0.0831 (0.00)
<b>centro-oeste</b>	-0.0094 (0.76)	0.0361 (0.23)	0.0041 (0.83)
<b>região metropolitana</b>	-0.0962 (0.00)	-0.0428 (0.00)	-0.0537 (0.00)
<b>região urbana</b>	-0.1541 (0.00)	-0.2035 (0.00)	-0.1585 (0.00)
<b>número de filhos de 0 a 5 anos</b>	-0.0848 (0.00)	-0.0570 (0.00)	-0.0754 (0.00)
<b>número de filhos de 6 a 10 anos</b>	-0.0227 (0.00)	-0.0094 (0.19)	-0.0178 (0.00)
<b>número de filhos de 11 a 14 anos</b>	-0.0124 (0.17)	0.0085 (0.34)	0.0081 (0.16)
<b>número de filhos de 15 a 18 anos</b>	-0.0060 (0.54)	0.0297 (0.00)	0.0169 (0.01)
<b>número de filhos de 19 anos ou mais</b>	0.0125 (0.22)	0.0071 (0.57)	-0.0042 (0.48)
<b>renda domiciliar <i>per capita</i> exceto a renda da mãe</b>	-0.0007 (0.00)	-0.0053 (0.00)	-0.0010 (0.00)
<b>BF</b>	0.0338 (0.04)	0.0187 (0.26)	0.0559 (0.00)
<b>valor_BF</b>	0.000045 (0.88)	0.000097 (0.73)	-0.000864 (0.00)

Fonte: PNAD, 2004. P-valor entre parênteses.

Tratamento: mães inscritas no PBF e que recebem transferência em dinheiro.

Controle 1: mães inscritas no PBF, mas que não recebem transferência em dinheiro.

Controle 2: mães não inscritas no PBF, mas que pertencem ao público-alvo.

Controle 3: mães não inscritas no PBF com renda domiciliar *per capita* igual ou inferior a R\$260,00.

**Tabela A.2 - Coeficientes dos modelos de Heckman  
(jornada de trabalho)**

<b>Equação Estrutural (jornada de trabalho)</b>			
	<b>Controle 1</b>	<b>Controle 2</b>	<b>Controle 3</b>
<b>anos de escolaridade</b>	-0.0358 (0.80)	0.1651 (0.09)	-0.0922 (0.24)
<b>idade</b>	0.0693 (0.83)	-0.0019 (1.00)	0.0266 (0.89)
<b>idade ao quadrado</b>	-0.0025 (0.54)	-0.0007 (0.86)	-0.0020 (0.41)
<b>cor branca</b>	1.2354 (0.01)	-0.0773 (0.90)	0.3748 (0.20)
<b>mãe chefe do domicílio</b>	1.6983 (0.03)	-0.6161 (0.53)	0.5978 (0.22)
<b>mãe com cônjuge</b>	-2.9008 (0.00)	-2.9891 (0.00)	-2.1301 (0.00)
<b>região urbana</b>	5.6464 (0.00)	5.4947 (0.00)	6.8582 (0.00)
<b>número de filhos de 0 a 5 anos</b>	-0.6406 (0.24)	-0.1157 (0.84)	-0.3551 (0.31)
<b>número de filhos de 6 a 10 anos</b>	-0.2352 (0.41)	-0.3444 (0.29)	-0.0005 (1.00)
<b>número de filhos de 11 a 14 anos</b>	0.0950 (0.76)	0.7469 (0.06)	0.2510 (0.25)
<b>número de filhos de 15 a 18 anos</b>	-0.0908 (0.80)	0.4384 (0.37)	0.0047 (0.98)
<b>número de filhos de 19 anos ou mais</b>	-0.1865 (0.60)	-0.3964 (0.43)	-0.1199 (0.60)
<b>renda domiciliar per capita exceto a renda da mãe</b>	0.0023 (0.54)	-0.0386 (0.35)	0.0046 (0.24)
<b>BF</b>	1.6439 (0.01)	-0.8820 (0.25)	-0.4120 (0.33)
<b>valor_BF</b>	-0.0358 (0.00)	-0.0301 (0.02)	-0.0406 (0.00)
<b>constante</b>	34.5247 (0.00)	35.3561 (0.00)	37.9167 (0.00)
<b>Equação de Seleção (oferta de trabalho)</b>			
	<b>Controle 1</b>	<b>Controle 2</b>	<b>Controle 3</b>
<b>anos de escolaridade</b>	0.0611 (0.00)	0.0201 (0.00)	0.0513 (0.00)
<b>idade</b>	0.1197 (0.00)	0.0741 (0.00)	0.1137 (0.00)
<b>idade ao quadrado</b>	-0.0015 (0.00)	-0.0010 (0.00)	-0.0014 (0.00)
<b>cor branca</b>	0.0189 (0.54)	0.0614 (0.07)	-0.0160 (0.41)
<b>mãe chefe do domicílio</b>	0.1919 (0.00)	0.1861 (0.00)	0.1461 (0.00)
<b>mãe com cônjuge</b>	-0.1648 (0.00)	-0.1673 (0.00)	-0.1919 (0.00)
<b>norte</b>	0.0579 (0.24)	0.0562 (0.28)	0.0374 (0.23)

	<b>Controle 1</b>	<b>Controle 2</b>	<b>Controle 3</b>
<b>nordeste</b>	-0.0081 (0.82)	-0.0250 (0.55)	-0.0326 (0.17)
<b>sul</b>	0.1328 (0.01)	0.1260 (0.06)	0.2076 (0.00)
<b>centro-oeste</b>	-0.0704 (0.21)	0.0947 (0.23)	0.0104 (0.83)
<b>região metropolitana</b>	-0.1854 (0.00)	-0.1141 (0.00)	-0.1353 (0.00)
<b>região urbana</b>	-0.4179 (0.00)	-0.5297 (0.00)	-0.4005 (0.00)
<b>número de filhos de 0 a 5 anos</b>	-0.2002 (0.00)	-0.1523 (0.00)	-0.1897 (0.00)
<b>número de filhos de 6 a 10 anos</b>	-0.0284 (0.12)	-0.0249 (0.20)	-0.0446 (0.00)
<b>número de filhos de 11 a 14 anos</b>	-0.0160 (0.45)	0.0225 (0.34)	0.0201 (0.17)
<b>número de filhos de 15 a 18 anos</b>	-0.0146 (0.53)	0.0791 (0.00)	0.0426 (0.01)
<b>número de filhos de 19 anos ou mais</b>	0.0182 (0.45)	0.0189 (0.55)	-0.0105 (0.47)
<b>renda domiciliar <i>per capita</i> exceto a renda da mãe</b>	-0.0013 (0.00)	-0.0141 (0.00)	-0.0025 (0.00)
<b>BF</b>	0.1411 (0.00)	0.0498 (0.25)	0.1411 (0.00)
<b>valor_BF</b>	-0.0016 (0.03)	0.0003 (0.72)	-0.0022 (0.00)
<b>constante</b>	-1.7823 (0.00)	-0.3039 (0.13)	-1.5780 (0.00)
<b>razão de Mills</b>	-1.3016 (0.71)	-0.1791 (0.97)	-3.8177 (0.09)

Fonte: PNAD, 2004. P-valor entre parênteses.

Tratamento: mães inscritas no PBF e que recebem transferência em dinheiro.

Controle 1: mães inscritas no PBF, mas que não recebem transferência em dinheiro.

Controle 2: mães não inscritas no PBF, mas que pertencem ao público-alvo.

Controle 3: mães não inscritas no PBF com renda domiciliar *per capita* igual ou inferior a R\$260,00.