

IMPACTOS DO PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA SOBRE OS GASTOS COM ALIMENTOS DE FAMÍLIAS RURAIS

IMPACTS OF THE BOLSA FAMÍLIA PROGRAM ON THE RURAL FAMILIES' FOOD EXPENSES

Gisléia Benini^(*)
Breno Sampaio^(**)
Yony de Sa Barreto Sampaio^(***)

RESUMO

Programas de transferência condicionada de renda são políticas sociais correntemente empregadas para combater e reduzir a pobreza em diversos países. A finalidade desses programas no curto prazo é aliviar os problemas decorrentes da situação de pobreza e, no longo prazo, investir no capital humano, quebrando o ciclo intergeracional da pobreza. Trabalhos têm sido realizados para avaliar os impactos desses programas sobre variáveis como frequência escolar, trabalho infantil, gastos com alimentação, entre outros. Este trabalho tem como objetivo avaliar o impacto da transferência de renda do Programa Bolsa Família sobre os gastos com alimentos de famílias rurais. As estimativas foram realizadas com a utilização do método de Propensity Score, que corrige para o viés de seleção amostral. Os resultados mostram que o valor médio das despesas anuais para as famílias beneficiárias é cerca de 240 reais superior à média dos gastos totais das famílias não participantes. Considerando que o valor médio anual recebido por estas famílias é de R\$ 278, pode-se inferir que cerca de 87% deste valor é utilizado para consumo de alimento. Portanto, o programa de transferência condicionada Bolsa Família exerce um impacto positivo sobre o consumo de alimentos dessas famílias selecionadas. **Palavras-chave:** bolsa família, transferência de renda, consumo alimentar, famílias rurais.

ABSTRACT

Conditional income transfer programs are social policies currently adopted to reduce poverty in several countries. These conditional transfer schemes has a goal to alleviate some of the consequences of poverty in the short run and increase human capital in the long run changing the intergenerational poverty cycle. Several papers evaluate the impact of income transfer on school attendance, child work and food expenses, among others. This paper analyzes the impact of the Bolsa Família Program on food expenses of rural families. The Propensity Score Method was used to correct sample selection bias. Results show that annual food expenses increased 240 reais in relation to non participant families. Considering that the average annual transfer to these families is R\$ 278, it can be concluded that 87% of the transfer is expend in food products. Thus, Bolsa Família brings a positive impact on food consumption of the benefited families.

Keywords: bolsa-família, conditional income transfer, food expenses, rural families.

(*) Doutoranda pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Pernambuco, e-mail: gisleiaduarte@gmail.com.

(**) Mestrando em Economia pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Pernambuco.

(***) Pós-doutora pela Universidade de Illinois e pela Universidade de Oxford, professora de graduação e do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Pernambuco, e-mail: sampyony@yahoo.com.br.

1. INTRODUÇÃO

Os níveis de pobreza da população brasileira não apresentaram nenhuma variação significativa nas últimas décadas do século passado. Esse fato se deve a diversos fatores, mas pode-se destacar a persistência do alto nível de desigualdade de renda e a estagnação do PIB, principalmente no período de 1980 a 1993. Somente com a implementação do plano real, em 1993, o PIB nacional ganhou mais estabilidade apresentando um crescimento significativo de 11,61% e afetando positivamente os níveis de pobreza. Deste período até 1999, o percentual de pobres reduziu-se em 7 pontos percentuais. No entanto, ainda 29% da população vivia com renda *per capita* abaixo da linha de pobreza. Quando comparado a países com nível semelhante de desenvolvimento, o grau de pobreza no Brasil é bastante elevado (CAMARGO, 2003).

Diante deste contexto, emerge a visão de que a política pública teria um papel crucial a cumprir: prevenir, reduzir e enfrentar a situação de pobreza das famílias. Adquirem importância as políticas de perfil redistributivo, que criam redes de proteção social para populações mais pobres, por meio de transferência de renda complementar.

Os gastos sociais demonstram que o investimento em programas sociais atingiu 12,5% do PIB em 2001, entretanto o nível de pobreza tem permanecido alto (FERNANDES e FELÍCIO, 2003). Essa dificuldade é comum a diversos países que adotaram políticas semelhantes nos últimos 20 anos. Muitos deles tentaram aperfeiçoar seus programas de combate à pobreza, mas, de forma geral, os governos têm substituído a distribuição direta de bens que visavam à redução da pobreza no curto prazo por programas de transferência direta de renda.

Essa mudança do enfoque dos programas de transferência se deu também em virtude do debate sobre a perspectiva da proteção social, o qual discute a importância de ações de proteção social que tanto constituem investimento em capital humano, como fomentam o acesso a serviços básicos e buscam quebrar o ciclo da pobreza entre gerações. Os beneficiários desse sistema de proteção social são pessoas que vivem em pobreza estrutural, encontram-se abaixo da linha de pobreza e pertencem a grupos com necessidades especiais (VILLATORO, 2005).

Os programas de transferência condicionada enquadram-se no conceito de proteção social como investimento em capital humano. Esses programas têm como pressuposto o fato de que a reprodução da pobreza se deve à falta de investimento nas capacidades dos indivíduos e buscam, mediante ou por meio do condicionamento da transferência, gerar incentivos para estes investimentos (VILLATORO, 2005).

Com relação à condição de entrada no sistema, restringe-se quase sempre a remuneração, implicando na transparência na declaração da renda real e do patrimônio de cada requerente.

Esses programas de transferência de renda possuem três principais estratégias: prevenção, enfrentamento e suavização da pobreza. Segundo *Ravallion*, as estratégias de enfrentamento são orientadas para atenuar o impacto do risco ao qual as pessoas ou comunidades pobres estão expostas, uma vez que a situação de pobreza já é existente, e as estratégias de suavização e prevenção são adotadas para diminuir os riscos futuros.

Em 1995 iniciam-se no Brasil programas de transferência de renda, seguindo o modelo proposto pelo senador *Eduardo Suplicy*, em 1991, denominado programa de garantia de renda mínima. Segundo *Suplicy*, em 1996, programas de proteção social que garantem à população uma renda mínima, dentre outras vantagens, possuem mecanismos que não afetam os aspectos alocacionistas do mercado.

Em 2000, os gastos federais com esse programa representavam ainda pouco mais de 0,25% dos gastos com transferências sociais e 18% dos gastos com assistência social. Portanto, até este período, o perfil das políticas de combate à pobreza não havia sofrido mudança. Considera-se que até 2001 os programas de garantia de renda mínima eram basicamente de cunho municipal.

Esses programas de transferência de renda começaram com focalização bem destacada e o programa Bolsa Escola, quando foi implementado, tinha como objetivo permitir o aumento da frequência escolar por parte das crianças pertencentes aos domicílios com renda mensal inferior a R\$ 100, repassando um valor mensal por criança em idade escolar. Pretendia-se com o programa Bolsa Escola, investir em capital humano e quebrar o ciclo intergeracional da pobreza. O Bolsa Alimentação buscava estimular gestantes, nutrizes e crianças menores a participarem de atendimento pré-natal, consultas pós-parto e atividades educativas de saúde, como aleitamento materno e alimentação saudável, atividades conducentes a uma melhor alimentação e saúde, reforçadoras da melhoria do capital humano. Para tal, ofereciam uma transferência condicionada à família e à criança participante.

No início de 2004 implementou-se o programa Bolsa Família, o qual incorporou o Bolsa Escola e outros como o bolsa alimentação, centralizando a administração de todos os dispositivos de transferência de renda direta. Em 2005, o Bolsa Família foi expandido, atingindo cerca de 7 milhões de famílias. Objetivou-se atingir em particular dois grupos: famílias com renda *per capita* mensal inferior a R\$ 50 sem nenhuma condicionalidade e famílias com uma renda *per capita* mensal entre R\$50 e R\$ 100 com crianças até 5 anos. Os domicílios selecionados pelo Programa recebem de R\$ 15 a R\$ 95, sendo R\$ 50 para as famílias com renda *per capita* inferior a R\$ 50 e R\$ 15 por criança, até o máximo de três para todas as famílias com renda *per capita* inferior a R\$ 100.

Diversos estudos analisaram o programa de transferência de renda Bolsa Escola. *Cardoso e Souza* (2004), avaliaram o impacto do programa condicional de transferência de renda sobre a taxa de matrícula e frequência escolar das crianças pertencentes às famílias beneficiadas. Para esta finalidade, utilizam o método denominado *Propensity Score* e obtêm como resultado que a participação das famílias no Bolsa Escola tem um efeito positivo sobre a taxa de matrícula e frequência escolar. *Bourguignon et al.* (2003), usando modelo de micro-simulação ex-ante, encontram um forte efeito da condicionalidade (frequência à escola) sobre o comparecimento à escola mas não encontram maior impacto das transferências sobre a pobreza e a distribuição de renda.

Outros estudos relatam também resultados positivos para o programa Bolsa Escola. Segundo *Ferro e Kassouf* (2004), que avaliam o impacto do programa Bolsa Escola sobre o trabalho infantil, as crianças que participam do programa trabalham cerca de 3,4 horas a

menos que as que não participam. O Bolsa Escola, portanto, teria contribuído para a redução da jornada de trabalho infantil. *Villatoro*, também analisando impactos do programa Bolsa Escola, identifica que o programa contribui positivamente para a acumulação de capital humano, para maior frequência escolar e para a melhoria da relação idade/ano escolar.

Para o caso do Bolsa Alimentação, também há avaliações (MINISTÉRIO DA SAÚDE, 2004 e 2005) que constataam impacto positivo das transferências sobre o gasto com alimentação e sobre a diversificação da dieta, mas não foi constatado impacto sobre a utilização dos serviços de saúde, um dos objetivos centrais do programa.

Dada a importância já atribuída aos programas de transferência de renda, o presente estudo pretende analisar o impacto dessa transferência sobre os gastos das famílias beneficiadas com alimentos.

Segundo *Attanasio et al.* (2004), o efeito positivo das transferências do programa sobre o consumo pode não ocorrer de forma imediata. Isso ocorre por que a renda disponibilizada pelo Programa não necessariamente aumentará na mesma proporção o montante da renda familiar, dadas as condicionalidades do Programa que podem reduzir outras fontes de renda, como, por exemplo, aquela proveniente do trabalho infantil. Entretanto, o resultado que se espera é que as transferências impactem de forma positiva o consumo e consequentemente o bem-estar das famílias beneficiadas.

A seguinte seção apresenta uma descrição da metodologia utilizada para análise e também os dados e variáveis selecionadas. Na terceira seção tem-se a análise e são apresentados os resultados obtidos com o modelo *propensity score*. Por fim, a quarta seção apresenta as conclusões obtidas.

2. METODOLOGIA

Os estudos existentes a respeito de impactos de políticas públicas sobre variáveis de interesse relatam como dificuldade principal a falta de informações a respeito dos indivíduos em situações diferentes, ou seja, dos indivíduos beneficiados e não beneficiados pela política.

Suponha por exemplo para a família i , a variável de interesse Y (crescimento do consumo). Tem-se duas situações: $D = 1$ para o caso dos indivíduos participarem da política e $D = 0$, caso contrário. O resultado observado, para a variável de interesse pode ser representado por:

$$Y_i = DY_{1i} + (1 - D) Y_{0i}$$

O impacto médio da política para o indivíduo i e o impacto médio da política sobre a família beneficiada pode ser representada por:

$$\Delta_i = Y_{1i} - Y_{0i} \text{ e } \Delta_i = E(\Delta_i | D = 1) = E(Y_{1i} - Y_{0i} | D = 1)$$

em que $E(\cdot | D = 1)$, refere-se ao valor esperado condicional à participação no programa social.

Como não se pode observar as famílias nas duas situações, utiliza-se nas avaliações um grupo de famílias que não recebeu o benefício, o grupo controle, obtendo-se uma medida aproximada do impacto do benefício sobre a variável considerada:

$$\begin{aligned}
 E(Y_{1i} | D = 1) - E(Y_{0i} | D = 0) &= \quad (1) \\
 &= E(Y_{1i} | D = 1) - E(Y_{0i} | D = 1) + E(Y_{0i} | D = 1) - E(Y_{0i} | D = 0) \\
 &= \Delta + E(Y_{0i} | D = 1) - E(Y_{0i} | D = 0)
 \end{aligned}$$

A equação (1) expressa o viés ou a medida do erro em que se incorre ao utilizar para diferenciar as famílias apenas o fato destas participarem ou não da política. Uma simples comparação entre os grupos pode refletir diferenças pré-programa e o efeito do programa pode ser decorrente de variáveis como idade e escolaridade dos indivíduos (ATTANASIO *et al.*, 2004). Para a resolução do problema de viés de seleção *Rosenbaum e Rubin* desenvolveram, a partir do *matching* ou pareamento das características observáveis dos indivíduos do grupo amostral, o método conhecido como *Propensity Score matching*.

2.1. MATCHING DAS CARACTERÍSTICAS OBSERVÁVEIS

Para atender aos objetivos desse trabalho será utilizada a metodologia conhecida como *matching* ou pareamento das características observáveis. O *matching* é freqüentemente empregado nos estudos que avaliam o impacto de políticas sobre variáveis de interesse.

Esse método tem como objetivo encontrar um grupo de comparação em relação ao grupo de tratamento a partir de uma amostra de indivíduos que não participam do programa ou política (grupo controle). Tomam-se como base as características observáveis do grupo de tratamento e compara-se com o grupo controle, que é composto por indivíduos com características semelhantes àqueles do grupo tratamento.

Segundo *Heckman et al.*, o grupo de tratamento é representado por uma variável *dummy* D , que assume valor 1 caso o indivíduo tenha recebido o benefício e 0 caso contrário. A variável Y_{1i} denota a variável de interesse para o indivíduo i , que pertence ao grupo de tratamento (recebe o benefício) e Y_{0i} é o valor da mesma variável, caso o indivíduo não receba o benefício. Portanto, o impacto médio do programa sobre os beneficiados é dado por:

Efeito médio do tratamento no tratado (ATT):

$$\begin{aligned}
 \Delta + E [Y_{1i} - Y_{0i} / D_i = 1] &\quad (2) \\
 E [Y_{1i} - Y_{0i} / D_i = 1] &= E [Y_{1i} / D_i = 1] - E [Y_{0i} / D_i = 1] \quad (3)
 \end{aligned}$$

Considerando a equação (3), isso seria verdade se os grupos controle e tratamento fossem observados em duas situações no tempo. Como isso não é possível, no caso do presente estudo, admitem-se algumas hipóteses sobre (3), como, por exemplo, substituir o resultado da variável de interesse dos indivíduos beneficiados se os mesmos não tivessem sido beneficiados $E(Y_{0i} | D_i = 0)$. Porém, como é conhecido, os indivíduos beneficiados

pela política de transferência social não foram escolhidos aleatoriamente e, portanto, é provável a existência de um viés. Logo $E(Y_{oi} | D_i = 1) \neq \Delta E(Y_{oi} | D_i = 0)$.

Para resolver o problema de viés, é necessário considerar as características observáveis (X_i) que afetam a variável de interesse (Y). Uma vez que os indivíduos com características observáveis idênticas possuem a mesma probabilidade de receber o benefício, o valor da variável de interesse (Y) passa a ser independente do estado (se o indivíduo se encontra no grupo dos beneficiados ou controle). Formalmente nesta situação tem-se:

$(Y_{ii}, Y_{oi} \text{ e } D_i)$, e assim pode-se reescrever a equação 3 como:

$$E(Y_{oi} | X_i, D = 1) = E(Y_{oi} | X_i, D = 0) = 0 \quad (4)$$

Desta forma, o efeito do programa sobre as famílias (equação 1), pode ser reescrito como: $\Delta = E(Y_{ii} | X_i, D = 1) - E(Y_{oi} | X_i, D = 0)$, tão logo o impacto médio do programa nas famílias seja obtido por meio da média ponderada dos resultados para os diversos grupos, para isso toma-se o valor esperado da equação 4, para o caso em que $D = 1$ e obtém-se a expressão 5:

$$\Delta = E \{ [E(Y_{ii} | X_i, D = 1) - E(Y_{oi} | X_i, D = 0)] | D = 1 \} = E \{ \Delta | D = 1 \} \quad (5)$$

O impacto do programa sobre a variável de interesse (Y) se dá por meio da soma ponderada das diferenças entre o valor médio dessa variável para beneficiados e não-beneficiados. Esta comparação é possível apenas para indivíduos com características semelhantes.

A dificuldade de aplicação deste método reside no fato de que, quanto mais características são utilizadas como base, maior será o número de observação necessário no grupo tratamento para que possa ser feito o pareamento com o grupo controle. Para eliminar esse problema, ao invés de se utilizar as variáveis que expressam as características observáveis (X_i), passou-se a utilizar as probabilidades associadas a essas variáveis $P(X_i)$. Essa modificação foi realizada por *Rosenbaum e Rubin*, e o método ficou conhecido a partir de então como *Propensity score matching*.

2.2. PROPENSITY SCORE

Como já explicitado, o método de avaliação do impacto do programa é baseado na comparação entre indivíduos que participam e que não participam do programa social. Como a seleção dos beneficiados da política, no caso do presente estudo, não ocorreu de forma aleatória, uma simples comparação entre os grupos (tratamento e controle), não seria correta, pois o efeito do programa pode ser função de variável *background* (escolaridade do chefe de família, por exemplo), que pode ser diferente entre os grupos. A solução para este problema é comparar indivíduos que sejam semelhantes com respeito às características observáveis. Portanto para isso utilizou-se o *matching* ou pareamento das variáveis que caracterizam os indivíduos ou famílias do estudo.

O *Propensity Score Matching* (PSM) foi criado por *Rosenbaum e Rubin* para resolver o problema do dimensionamento do pareamento. Mostrou-se que o PSM pode ser imple-

mentado por meio de uma única variável de controle, o *Propensity Score*. O *Propensity Score* $P(X)$ é definido como a probabilidade condicional de um indivíduo receber benefício, dadas suas características observáveis (ver expressão 6) (ROSENBAUM e RUBIN, 1983):

$$P(X) = \Pr(D = 1 \mid X)$$

É possível a resolução do problema da multidimensionalidade do pareamento por meio do *Propensity Score*, uma vez que a probabilidade se vincula apenas a um escalar. Na expressão 6, X_i (vetor das características observáveis) pode ser então substituído pelo escalar $P(X)$:

$$E(Y_1 - Y_0 \mid D = 1, P(X)) = E(Y_1 \mid D = 1, P(X)) - E(Y_0 \mid D = 0, P(X)), \quad (6)$$

então

$$(Y_0, Y_1 \mid D \mid P(X)) \quad (7)$$

Por meio do *Propensity Score* é possível ajustar todo viés existente entre grupo de controle e tratamento (ROSENBAUM e RUBIN, 1983). Entretanto para a aplicação deste método (PSM) é preciso assumir duas hipóteses:

- 1) Balanceamento das características observáveis. A seleção da amostra requer que a participação no programa independa dos resultados, condicional nas covariáveis.
- 2) Existência de um suporte comum, isto é, não comparar o incomparável, o que geraria viés na avaliação. Então, $0 < P(X) < 1$, para cada grupo de controle existe um de tratamento correspondente. (HECKMAN *et al*, 1997)

2.3. CÁLCULO DO PROPENSITY SCORE

Em geral o *Propensity Score* $P(X)$ não é conhecido, por isso é necessário estimá-lo. De posse de amostras dos grupos de controle e tratamento estima-se uma regressão *logit* para obter a probabilidade dos indivíduos participarem dos programas sociais, dadas suas características observáveis (X_i).

Nessa regressão as variáveis independentes são aquelas que podem afetar a participação ou não do indivíduo na política ou programa de transferência social. A variável dependente é uma *dummy* que assume valor 1 para o caso do grupo tratamento (chefes de família beneficiados) e zero para o grupo controle.

Após a estimativa do *Propensity Score* são obtidos subgrupos dentro do grupo controle que possuem probabilidades semelhantes às dos indivíduos do grupo de tratamento. Em seguida, para cada bloco do *Propensity Score*, é testado se a média de cada variável predita utilizada no modelo, não difere entre tratamento e controle.

Se a média de alguma variável diferir entre o grupo de tratamento e controle, então deve-se especificar um modelo menos parcimonioso para a estimativa do *Propensity Score*. Entretanto se todos os testes para cada variável dentro de cada intervalo mostrarem que a média não difere significativamente, então um número de blocos ou estratos será definido e segue-se o cálculo do ATT.

2.4. CÁLCULO DO ATT

Dentre os diversos métodos de pareamento ou *matching* existentes na literatura, optou-se por utilizar o pareamento estratificado (*stratification matching*). Formalmente, considere a distribuição de beneficiados e não beneficiados pela política pública em n blocos ou estratos, de forma que a média das estimativas de *Propensity Score* para os dois grupos não apresente diferença estatisticamente significativa em cada estrato. Se Y é a variável de interesse, o primeiro passo é calcular as diferenças de desempenho entre os beneficiados e não beneficiados dentro dos estratos:

$$\Delta_e^S = \frac{\sum_{i \in S(e)} Y_i^B}{N_e^B} - \frac{\sum_{j \in S(e)} Y_j^{NB}}{N_e^{NB}}$$

onde Y_i^B e Y_j^{NB} correspondem aos resultados observados para os indivíduos do grupo i e j , respectivamente, dos grupos dos beneficiados e não-beneficiados (controle). O resultados final é representado por :

$$\Delta^S = \sum_{e=1}^m \Delta_e^S \frac{N_e^B}{N^B}$$

Para estimação será utilizada a extensão “ Y_i^B pscore.do” do programa desenvolvido por *Becker* e *Ichino* para o *software* Stata 9.0.

2.5. AMOSTRA E VARIÁVEIS UTILIZADAS NO MODELO

Os dados utilizados são provenientes de pesquisa de campo realizada pela UFPE, com 838 famílias de agricultores familiares de 32 municípios dos Estados de Pernambuco, Ceará e Sergipe, no ano de 2005 (Projeto Dom Helder Câmara, 2006).

A Tabela 1 apresenta as estatísticas básicas para a amostra. Observa-se que a renda média mensal das famílias que compõem a mostra é de 240 reais. A idade média é de 44 anos. A escolaridade varia do valor mínimo de 0 anos até 16 anos de estudo, porém apresenta média bastante baixa de 3 anos. A Tabela 2 apresenta a frequência da amostra quanto ao gênero, raça, se é aposentado e se é beneficiário do Bolsa-Família. Do total de famílias da amostra, 63% são do sexo masculino, 29% são brancos, 31% são aposentados e 23% são beneficiários do Programa Bolsa-Família. O valor médio mensal do benefício recebido por essas famílias participantes é de R\$ 29,30.

Tabela 1
Estatísticas Básicas

	Renda	Idade	Anos de estudo	Consumo
Média	240,92	44	3	170,3
Máximo	3.063,33	93	16	609,21
Mínimo	0	18	0	0

Tabela 2
Frequência das Variáveis Dummies

	Gênero		Raça		Aposentadoria		Bolsa-Família	
	Masc.	Fem.	Branco	Não Branco	Sim	Não	Beneficiário	Não Beneficiário
Frequência	527	311	246	591	259	579	189	649
Percentual	0,63	0,37	0,29	0,71	0,31	0,69	0,23	0,77

O primeiro passo do exercício empírico foi selecionar as variáveis independentes que deveriam ser incluídas no modelo *Logit*. Como já mencionado, esse modelo foi utilizado para calcular a probabilidade dos indivíduos participarem do programa de transferência social. Em seguida, estes indivíduos ou famílias são agrupados ou pareados de acordo com a semelhança do escore de propensão. A Tabela 3 apresenta as variáveis utilizadas no modelo *Logit*.

Tabela 3
Variáveis Utilizadas no Modelo Logit

Variável	Descrição
Renda Total	Renda familiar anual, líquida do recebimento do Bolsa-Família
Idade	Idade do chefe da família
Idade ²	
Criança	Dummy que assume valor 1 caso a família tenha filhos com até 17 anos de idade
Área Construída	Área construída da residência
Aposentado	Dummy de aposentadoria
Escolaridade	Número de anos de estudo do chefe
Gênero	Dummy do gênero do chefe que assume valor 1 para Masculino
Raça Branca	Dummy de raça do chefe da família que assume valor 1 para Branco
Território Apodi	Dummy para o território de Apodi
Território Sertão Central	Dummy para o território do Sertão Central
Território Cariri	Dummy para o território de Cariri
Banheiro	Dummy que assume valor 1 caso a família tenha banheiro na residência
Alvenaria	Dummy que assume valor 1 caso a residência seja construída com alvenaria
Canalização	Dummy que assume valor 1 para a residência que possua água encanada

Com a obtenção dos estratos por meio da estimativa do *Propensity Score*, é possível avaliar o impacto do recebimento do Bolsa-Família sobre o consumo de alimentos das famílias. Para isso, a variável despesa com consumo de alimentos de cada indivíduo foi agregada para a unidade familiar.

3. RESULTADOS

Os resultados serão analisados em duas seções. Na seção 3.1, serão desenvolvidas algumas considerações sobre o modelo *Logit* construído para estimar o *Propensity Score*. Na seção 3.2, serão analisados os resultados obtidos para as estimativas do efeito do tratamento.

3.1. MODELO LOGIT

A Tabela 4 apresenta o resultado para o modelo *Propensity Score* estimado. As especificações finais de tais modelos foram obtidas por meio de várias tentativas a fim de se chegar a especificações com maior número de variáveis. Quanto maior o número de variáveis incluídas, melhor é o pareamento entre o grupo de tratamento e de controle.

Tabela 4
Coefficientes Estimados por meio do Modelo Logit

Variáveis	Coef.	Desv. Pad.
Renda Total	-4,79E-5***	0,000
Idade ²	-9,992E-4**	0,001
Idade	0,092**	0,047
Criança	0,355*	0,053
Área Construída	-3,01E-3	0,003
Aposentado	-0,167***	0,239
Anos Estudo	-0,016	0,028
Gênero	-0,272	0,192
Raça Branca	-0,079	0,203
Território Apodi	-1,066*	0,276
Território Sertão Central	-0,696*	0,268
Território Cariri	-0,594**	0,266
Banheiro	-0,361	0,284
Alvenaria	0,402	0,328
Canalização	0,107***	0,200
Intercepto	-2,698*	1,042

Nota: * Significante a 1%, ** Significante a 5%, *** Significante a 10%.

Por meio da análise dos preditores verifica-se que em geral as variáveis apresentam os sinais esperados. Em um primeiro momento, observaram-se as variáveis que dizem respeito às características do chefe do domicílio, como gênero, raça, idade, idade² e se é aposentado. As variáveis gênero e raça não são estatisticamente significativas a menos que 10 %. Logo a raça do chefe da família ou gênero não garante o aumento ou redução da probabilidade de recebimento do benefício pelo domicílio.

No que diz respeito à idade dos chefes das famílias, a variável idade ao quadrado indica que quanto maior a idade do chefe de família maior a chance de recebimento do benefício, porém, a partir de um determinado ponto, o aumento da idade tende a reduzir a chance de inserção da família nos programas sociais. Ser aposentado também influi negativamente na probabilidade de recebimento.

Com respeito à educação do chefe de família, a variável anos de estudo, apesar de possuir o sinal de seu coeficiente negativo, conforme esperado, não demonstrou-se significativa. Uma possível explicação para este fator pode estar associada à homogeneidade dos indivíduos que constituem a amostra, com respeito à escolaridade.

Variáveis relacionadas às condições de moradia da família tais como, a existência de banheiro na residência e material usado na construção da casa não são estatisticamente significante a 10%. De acordo com o sinal positivo do coeficiente da variável água encanada apresentado, é possível afirmar que a família que possui em sua residência água encanada tem maior chance de receber o benefício do programa social.

Variáveis que se relacionam com as características das famílias como renda, presença de crianças e território, também apresentaram o sinal esperado. Com relação à renda, quanto maior seu valor menor é a probabilidade de participação no programa. O sinal do coeficiente associado à variável criança por domicílio também apresentou o resultado esperado. Seu sinal é positivo e, portanto, se o domicílio é composto por casais com filhos, maior é a chance desta família se enquadrar como beneficiária. Com relação ao território, todos os três que entraram na regressão apresentaram sinal negativo, ou seja, o morar no Sertão de Sergipe apresenta a maior probabilidade de receber o benefício.

Após o cálculo da probabilidade de participação com o modelo *Logit*, realizou-se também o pareamento das famílias em termos das características observáveis. Logo, as famílias tanto do grupo de controle como de tratamento, são agrupadas de acordo com as probabilidades que as mesmas possuem de serem elegíveis como beneficiárias do Programa Social, dadas as características observáveis dessas famílias.

O resultado do pareamento, ou seja, a obtenção de subgrupos dentro do grupo de controle que possuem valores de escores similares aos indivíduos do grupo de tratamento, pode ser observado na Tabela 5. Obtiveram-se quatro estratos de famílias que possuem probabilidades semelhantes de serem beneficiárias do Bolsa-Família.

Tabela 5
Limite inferior, número de tratamentos e número de controles para cada bloco

Limite Inferior dos Estratos do Propensity Score	Controle	Tratamento	Total
0	243	17	260
0,125	269	62	331
0,25	107	72	179
0,5	30	38	68
Total	649	189	838

3.2. IMPACTO DO PROGRAMA BOLSA-FAMÍLIA NO CONSUMO

Após o pareamento estratificado, já é possível calcular o ATT ou saber qual o impacto do Programa Bolsa-Família sobre as despesas de alimentos das famílias beneficiadas. Para isto, o método de pareamento, como já mencionado, foi capaz de dividir a variação dos escores de propensão em intervalos, tal que em cada um destes, as unidades tratadas e de controle possuam na média a mesma probabilidade de receber o benefício.

Em seguida obteve-se o resultado quanto ao impacto da transferência de renda sobre o consumo alimentar. Em cada intervalo ou bloco foi calculada a diferença dos resultados médios entre os grupos participantes e não participantes. Ou seja, a média das despesas de consumo de cada bloco de famílias do grupo de tratamento foi comparada com a média de consumo do grupo controle (Tabela 6).

Tabela 6
Cálculo do efeito do tratamento para as despesas com consumo de alimentos

Tratamento	Controle	ATT	Desv. Pad.	T
186	636	246,311	102,742	2,397

Observa-se que o valor médio das despesas anuais para família beneficiária é cerca de 240 reais, superior à média dos gastos totais das famílias não participantes que possuem como renda *per capita* mensal R\$ 100. Considerando que o valor médio anual recebido por estas famílias é de R\$ 278, pode-se inferir que cerca de 87% deste valor é utilizado para consumo de alimento.

Na Tabela 6 tem-se a estimativa do valor do efeito do tratamento para a despesa com consumo alimentar das famílias. Nota-se que existe uma diferença positiva e significativa das despesas com alimentos entre o grupo tratamento e de controle. Portanto, o programa de transferência condicionada Bolsa-Família exerce um impacto positivo sobre o consumo de alimentos dessas famílias selecionadas.

Este resultado corrobora os obtidos nas análises elaboradas pelo Ministério da Saúde (2004, 2005) indicando que o Programa Bolsa-Família obtém resultados semelhantes aos estimados para o Programa Bolsa-Alimentação que o antecedeu. Ressalte-se que o Programa Bolsa-Família amplia os beneficiários, em função da renda, atingindo as famílias rurais de baixa renda de um modo geral e não apenas aquelas que são consideradas prioritárias de um ponto de vista nutricional (Gestantes, nutrizes e crianças com menos de 5 anos). Esta maior abrangência obviamente não constitui uma limitação, mas uma ampliação no sentido de beneficiar a pobreza rural como um todo.

CONCLUSÃO

Programas de transferência condicionada de renda são políticas sociais correntemente empregadas para combater e reduzir a pobreza de diversos países. A finalidade desses programas no curto prazo é aliviar os problemas decorrentes da situação de pobreza e no longo prazo, investir no capital humano, quebrando o ciclo intergeracional da pobreza.

Uma questão que surgiu a respeito desta política é como verificar a eficiência do Bolsa-Família sobre o bem-estar das famílias. Muitos trabalhos avaliam os efeitos diretos do programa, como o aumento do número da matrícula e frequência escolar das crianças beneficiadas. Entretanto, este estudo se propôs a analisar os impactos indiretos da política de transferência de renda condicional, como o aumento do consumo de alimentos pelas famílias selecionadas pelo programa.

Dada a restrição imposta pelos dados, optou-se pelo uso do método *Propensity Score*, o qual permite a utilização de informações coletadas em um ponto do tempo. A situação ideal seria possuir dados que permitissem a análise da mesma família em dois períodos do tempo, o que produziria resultados mais robustos. Entretanto o pareamento dos grupos por meio do *Propensity Score*, segundo a literatura, é bastante adequado para a redução do viés de seleção.

Os resultados obtidos demonstram que o valor médio dos gastos mensais para uma família beneficiária é de R\$ 240, superior à média dos gastos totais das famílias não participantes. Considerando que o valor médio anual recebido por estas famílias é de R\$ 278, pode-se inferir que cerca de 87% deste valor é utilizado para consumo de alimento.

Os resultados estimados por meio do *Propensity Score* demonstram que existem quatro grupos de pareamento, ou seja, quatro subgrupos de famílias, dentro do grupo controle e tratamento, com probabilidades semelhantes de serem elegíveis como beneficiárias do Bolsa-Família.

O resultado estimado ao se calcular a diferença de média do consumo entre os subgrupos das famílias participantes e não participantes sugere que existe uma diferença significativa e positiva entre média de consumo de alimentos do grupo tratamento e controle. Portanto, existe um efeito positivo das transferências monetárias sobre o consumo ali-

mentar das famílias beneficiárias. Este resultado vai de acordo com os obtidos pelo Ministério da Saúde (2004, 2005), mostrando que o Programa Bolsa-Família obtém resultados semelhantes aos estimados para o Programa Bolsa-Alimentação que o antecedeu.

BIBLIOGRAFIA

ATTANAZIO, Orazio; BATTISTIN, Ereich; FITZSIMONS, Emla; MESNARD, Alice; VERA-HERNÁNDEZ, Marcos. *How effective are conditional cash transfers? Evidence from Colombia*. London: The Institute for Fiscal Studies. Disponível em: <<http://www.ifs.org.uk/publications.php>>, 2005.

BECKER, Sacha O.; ICHINO, Andrea. Estimation of average treatment effects based on propensity score. *Stata Journal*, v. 2, n. 4, 2002. p. 358-357.

BOURGUIGNOM, François; FERREIRA, Francisco; LEITE, Phillippe. Conditional cash transfers, schooling and child labor: micro simulating bolsa escola. *Working Paper 2003-07*, Delta: University of Paris, 2003.

CAMARGO, José Marcio; FERREIRA, Francisco de Hollanda Guimarães. O benefício social único: uma proposta para reforma da política social no Brasil. *Texto para discussão*, Departamento de Economia, PUC-RIO, 2001.

CARDOSO, Eliana; SOUZA, André Portela. *The impact of cash transfer on child labor and school attendance in Brazil*. n. 4, w. 7, 2004. Disponível em: <<http://www.vanderbilt.edu/econ>>.

DEHEJIA, Rajeev. Practical propensity score matching: a reply to Smith and Todd. *Journal of Econometrics*, v. 125, n. 1-2, p. 355-364, 2005.

FERNANDES, Reynaldo; FELÍCIO, Fabiana de. *Impacto dos programas oficiais de transferência de renda sobre a pobreza nas unidades da federação brasileira*. Brasília, 2003.

FERRO, Andrea Rodrigues; KASSOUF, Ana Lúcia. Avaliação dos impactos dos programas bolsa-escola sobre o trabalho infantil no Brasil. Banco Mundial. *Rural Poverty Alleviation in Brazil*. Disponível em: <<http://www.cepea.esalq.usp.br>>, 2003.

HECKMAN, James; ICHIMURA, Hidehiko; TODD, Petra. Matching as an econometric evaluation estimator: evidence from evaluating a job training program. *Review of Economic Studies*, v. 64(4), n. 221, p. 605-654, 1997.

HOLZMANN, Robert; JORGENSEN, Steen. Manejo social del riesgo: un nuevo marco conceptual para la protección social y más allá. *Documento de trabajo*, n. 6, Washington, Banco Mundial. Disponível em: <<http://www1.worldbank.org/sp/safetynets/>>, 2000.

LAVINAS, Lena. Programas de garantia de renda mínima: perspectivas brasileiras. *Textos para discussão — Ipea*, n. 596, 1998.

MINISTÉRIO DA SAÚDE. *Avaliação do programa bolsa-alimentação — primeira fase*. Brasília: Ministério da Saúde, 2004.

_____. *Avaliação do programa bolsa-alimentação — segunda fase*. Brasília: Ministério da Saúde, 2005.

RAVALLION, Martin. Targeted transfers in poor countries: Revisiting the trade-offs and policy options. *Social Protection Discussion Paper*, n. 314, Washington: Banco Mundial, 2003. Disponível em: <<http://www1.worldbank.org/sp/safetynets/>>.

ROSEMBAUM, Paul R.; RUBIN, Donald B. The central role of propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, v. 70, n. 1, p. 41-55, 1983.

SKOUFIAS, Emmanuel; PARKER, Susan. Conditional cash transfers and their impacts on child work and schooling: evidence from the progresra programa in Mexico. *FCND Discussion Paper*, n. 123, Washington: Instituto Internacional de Investigación de las Políticas Alimentarias (IFPRI), 2001. Disponível em: <<http://www.ifpri.org.br>>.

VILLATORO, Pablo. Programas de transferências monetárias condicionadas: experiência em América Latina. *Revista de la Cepal*, 86, 2005.