IMPACTOS DO PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA SOBRE A DIVERSIFICAÇÃO DO CONSUMO DE ALIMENTOS NO BRASIL[1]

Aléssio Tony Cavalcanti de Almeida[2]
Shirley Pereira de Mesquita[3]
Magno Vamberto Batista da Silva[4]

O objetivo do presente estudo é analisar o efeito do Programa Bolsa Família (PBF) sobre o nível de diversificação do consumo de bens alimentares entre as famílias beneficiadas residentes em áreas urbanas do Brasil, considerando inclusive propriedades nutricionais da cesta de consumo. A estratégia empírica baseia-se no método de *propensity score matching* e nos microdados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) 2008-2009. Por meio dessas informações são mensurados os efeitos médios de tratamento sobre duas medidas de diversificação do consumo de alimentos: o índice de Berry e o índice de diversificação saudável. Os resultados indicam que o PBF influencia positivamente o nível de diversificação do consumo de alimentos, mas esse efeito não se mostra significativo quando se considera o indicador que capta informações sobre a qualidade dos itens consumidos. Portanto, os incrementos de renda do programa para as famílias tratadas não geram melhorias em termos de uma dieta com mais itens saudáveis.

Palavras-chave: programa bolsa família; consumo alimentar; índice de Berry; diversificação saudável.

IMPACTS OF BOLSA FAMILIA PROGRAM ON THE DIVERSIFICATION OF FOOD CONSUMPTION IN BRAZIL

This paper aims to analyze the effect of the Bolsa Familia Program (PBF) on the level of diversification of food consumption among beneficiary families residing in urban areas of Brazil, also considering nutritional properties of the consumption basket. The empirical strategy is based on propensity score matching approach and on microdata from the Household Budget Survey (POF) 2008-2009. Through these information are measured average treatment effects on two measures of diversification of food consumption: the Berry index and the healthy diversification index. The results indicate that the PBF influences positively the level of diversification of food intake, but this effect does not appear significant when considering the indicator that captures information about the quality of items consumed. Therefore, increments the program's income for treated families do not generate improvements in a diet with healthier items.

Keywords: bolsa familia program; food consumption; Berry index; healthy diversification.

JEL: D04; D12; H31.

1. Os autores agradecem aos comentários e às sugestões dos pareceristas anônimos. Qualquer erro remanescente é de exclusiva responsabilidade dos autores.

2. Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba (PPGE/UFPB). *E-mail*: <alessio@ccsa.ufpb.br>.

3. Professora do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba (PPGE/UFPB). *E-mail*: <shirley_mesquita@yahoo.com.br>.

4. Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba (PPGE/UFPB). *E-mail*: <magnobs@yahoo.com>.

1 INTRODUÇÃO

A redução da pobreza e da desigualdade de renda é o principal objetivo de muitos programas governamentais em países da América Latina. No Brasil, a iniciativa que melhor retrata esse perfil de política pública é o Programa Bolsa Família (PBF). O projeto foi criado em 2003 a partir da junção de diversos outros programas, como o Bolsa Escola, Bolsa Alimentação e Auxílio-Gás, com o intuito de combater a pobreza e a extrema pobreza, bem como promover segurança alimentar e nutricional[5] em todo o país.

Na literatura sobre o PBF, estuda-se com frequência o impacto sobre a pobreza e a distribuição de renda (Ferraz, 2008; Sátyro e Soares, 2009; Barros *et al.*, 2007), frequência escolar (Kassouf e Glewwe, 2008; Hermeto e Romero, 2009; Ribeiro e Cacciomali, 2012), trabalho infantil (Araújo, Ribeiro e Neder, 2010; Melo e Duarte, 2010), saúde (Camelo, Tavares e Saiani, 2009), segurança alimentar (Camelo, Tavares e Saiani, 2009; Traldi, 2011), consumo (Rodrigues, Gomes e Dias, 2008; Resende e Oliveira, 2008; Baptistella, 2012), entre outros. Dentro dos estudos que avaliam os efeitos sobre o consumo das famílias, o maior destaque é para os gastos com alimentos, sendo que a maior parte dos recursos advindos do programa é direcionada para esse fim (Rodrigues, Gomes e Dias, 2008).

Para o caso brasileiro, é possível encontrar pesquisas, como Menezes, Silveira e Azzoni (2008), Hoffmann (2010), Coelho, Aguiar e Eales (2010) e Pereda e Alves (2012), que avaliam a demanda por alimentos considerando, em especial, a importância dos fatores socioeconômicos das famílias para um consumo mais qualificado em termos de atributos nutricionais e de tipos de bens alimentares, com destaque para as diferentes elasticidades renda e preço entre famílias pobres e ricas. Contudo, a literatura nacional tem pouco explorado a relação específica entre o impacto de programas de transferência de renda (como o PBF) e possíveis alterações nos indicadores de diversificação saudável do consumo de alimentos provocados por esse programa, pois, como salientado por Pereda e Alves (2012), existe a possibilidade de incrementos na renda de famílias pobres resultar em um aumento mais do que proporcional na procura por bens alimentares com características nutricionais indesejáveis.

Segundo Royo-Bardonaba (2007), o organismo humano precisa de uma dieta com aproximadamente quarenta nutrientes para manter o bom funcionamento, sendo necessário, portanto, o consumo de diferentes tipos de alimentos diariamente. De acordo com a pirâmide alimentar do Brasil, exposta em Philippi *et al.* (1999) e

5. Segundo a Lei Orgânica de Segurança Alimentar e Nutricional (LOSAN), Lei nº 11.346, de 15 de setembro de 2006, entende-se por Segurança Alimentar e Nutricional (SAN) a realização do direito de todos ao acesso regular e permanente a alimentos de qualidade, em quantidade suficiente, sem comprometer o acesso a outras necessidades essenciais, tendo como base práticas alimentares promotoras de saúde que respeitem a diversidade cultural e que sejam ambiental, cultural, econômica e socialmente sustentáveis.

Brasil (2013), é recomendado que os brasileiros alimentem-se com diferentes produtos, mas que obedeçam determinadas porções diárias para obter equilíbrio nutricional.

Além dos aspectos nutricionais, a diversificação do consumo alimentar é importante também na dimensão econômica. Kohlmeier *et al.* (1993) destacam que uma alimentação diversificada, por exemplo, melhora o nível de concentração dos indivíduos e, assim, a *performance* escolar, podendo influenciar de forma relevante a formação do capital humano, que é um dos principais determinantes da condição de ocupação no mercado de trabalho e do nível de renda dos indivíduos. Ademais, um fato que merece destaque na literatura é que a demanda por uma cesta de alimentos diversificada está diretamente relacionada com fatores socioeconômicos (Lee, 1987; Lee e Brown, 1989; Thieles e Weiss, 2003; Drescher *et al.*, 2009).

No tocante aos objetivos do PBF, destaca-se a promoção da segurança alimentar e nutricional das famílias beneficiadas, que correspondiam a mais de 14 milhões de famílias no ano de 2013 e que receberam aproximadamente R$ 25 bilhões do programa, conforme informações do Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome (MDS). Dado o universo de famílias beneficiadas e o montante de recursos alocados com esse programa anualmente, o objetivo do presente artigo é analisar o efeito dessa intervenção sobre o nível de diversificação saudável do consumo alimentar das famílias beneficiadas residentes em áreas urbanas do Brasil. Para tanto, foi utilizado o método de *propensity score matching* (PSM) e os microdados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) de 2008-2009 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

O trabalho encontra-se estruturado em cinco seções, incluindo esta introdução. A segunda seção apresenta uma revisão da literatura sobre o tema. A terceira aborda a estratégia empírica e a base de dados. Na quarta, é feita a análise do impacto do PBF sobre o nível de diversificação dos gastos com alimentos das famílias selecionadas. E, por fim, a quinta seção é reservada às principais conclusões.

2 BOLSA FAMÍLIA E CONSUMO ALIMENTAR

O Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome (MDS) define o PBF como um programa de transferência direta de renda que beneficia as famílias brasileiras em situação de pobreza e extrema pobreza, isto é, com renda familiar *per capita* entre R$ 70,01 e R$ 140,00 e inferior a R$ 70,00 mensais, respectivamente. O Artigo 4º do Decreto nº 5.209/2004, que regulamenta a Lei nº 10.836/2004 sobre o programa, aponta seus principais objetivos, a saber: promoção do acesso à rede de serviços públicos, em especial, de saúde, de educação e de assistência social; combate à fome; promoção da segurança alimentar e nutricional; estímulo à emancipação sustentada das famílias que vivem em situação de pobreza e extrema pobreza; combate à pobreza; e promoção da intersetorialidade, da complementaridade e da sinergia das ações sociais do Poder Público.

Em relação aos critérios de elegibilidade, o Decreto nº 6.917/2009 definiu as seguintes condições: renda mensal *per capita* de até R$ 140 no domicílio; presença de crianças ou adolescentes de 0 a 17 anos, apenas para as famílias em situação de pobreza[6], e participação da família no Cadastro Único para Programas Sociais (CadÚnico). No entanto, nem todas as famílias que atendem aos critérios de seleção recebem os rendimentos do programa, devido à limitação de recursos governamentais. Após a seleção, a permanência no programa está condicionada à manutenção das crianças e adolescentes em idade escolar, frequentando a escola, e ao cumprimento dos cuidados básicos de saúde, quais sejam, seguir o calendário de vacinação para as crianças entre 0 e 6 anos e a agenda pré e pós-natal para as gestantes e mães em amamentação. Quanto ao benefício, seu valor varia entre R$ 22,00 e R$ 200,00, por família, dependendo da renda mensal *per capita* e do número de crianças e adolescentes de até 15 anos e de jovens de 16 e 17 anos no domicílio (MDS, 2013).

Segundo o MDS (2013), os principais resultados do programa estão relacionados à redução da extrema pobreza e da desigualdade, bem como às melhorias na situação alimentar e nutricional das famílias beneficiadas. O PBF, conforme o Instituto Brasileiro de Análises Sociais e Econômicas (Ibase), 2008, atua como uma fonte de renda direcionada principalmente para o consumo de alimentos, dessa forma reduzindo o problema da insegurança alimentar entre as famílias beneficiadas[7].

Aspectos destacados na literatura sobre a demanda por bens alimentares no Brasil revelam que incrementos de renda para famílias pobres, tal como preconizado pelo PBF, afetam positivamente a estrutura de consumo desses bens, mas com diferentes implicações no teor nutricional da cesta consumida. Nessa direção, Menezes, Silveira e Azzoni (2008) estimam as elasticidades preço, preço-cruzada e renda da demanda para uma cesta de bens alimentares básicos, que são importantes para melhorar as necessidades calóricas das famílias. Na estratégia empírica, é usado o modelo *almost ideal demand system* (AIDS), com base nos dados da POF de 1987-1988 e de 1995-1996. Especificamente à elasticidade renda, os autores encontraram resultados positivos e estatisticamente significantes em todos os grupos de bens alimentares. Registraram também que esta elasticidade é maior para as famílias mais pobres em comparação com as mais ricas para todas as cestas de bens alimentares, sendo consistente com os resultados esperados, considerando-se a grande desigualdade de renda no Brasil.

Também nessa perspectiva, Coelho, Aguiar e Eales (2010) estudam a demanda por bens alimentares no Brasil, estimando a demanda para dezoito

6. Para famílias em situação de extrema pobreza, a participação no PBF não está condicionada à idade dos membros do domicílio.

7. Estudos realizados pelo Ministério da Saúde (MS) sobre o Bolsa Alimentação, que a partir de 2003 passou a integrar o PBF em conjunto com outros programas federais de transferência de renda, demonstram a existência de impactos positivos deste programa tanto em termos qualitativos quanto quantitativos sobre a composição da cesta de bens alimentares, isto é, as famílias beneficiadas tendem a gastar mais em alimentos e possuem uma dieta mais diversificada do que as famílias não beneficiadas (Brasil, 2004, 2005).

produtos com dados da POF de 2002-2003, por meio do modelo *quadratic almost ideal demand system* (QUAIDS). Em geral, os resultados indicaram que quanto maior a renda familiar, menor é a probabilidade de gastos em consumo básicos, enquanto para carnes, leite e outros produtos a correlação é positiva. Os cálculos das elasticidades renda mostraram que dos dezoito bens, um terço deles são ditos superiores e nenhum é inferior.

Por seu turno, Hoffmann (2010) mensura as elasticidades renda no Brasil para várias categorias de despesas, incluindo produtos alimentares, por meio da POF 2008-2009. Para tanto, o autor estima a despesa média para dez classes de renda familiar *per capita* como função da despesa média *per capita*, ajustada a uma função poligonal com três segmentos. Além disso, são estimadas as elasticidades renda do consumo de bens físicos. Em geral, os resultados apontam que as elasticidades renda média das despesas com alimentos das famílias são quase sempre maiores que 1, bem como evidenciam que estas elasticidades são maiores que as obtidas relativamente ao consumo físico de alimentos, uma vez que o produto adquirido pelas famílias mais ricas é de melhor qualidade e mais caro, quando comparado ao das famílias mais pobres.

Em um estudo mais recente, Pereda e Alves (2012) analisam a demanda por nutrientes a fim de investigar a mudança de composição na qualidade da dieta alimentar da população domiciliar brasileira. O trabalho faz uma conexão entre um sistema de demanda por alimentos e por nutrientes, o que se configura como uma inovação em relação aos trabalhos anteriores. É estimada, então, a demanda por nutrientes com base no modelo *quadratic almost ideal demand system* (QUAIDS), usando a POF 2002-2003 para os domicílios urbanos brasileiros. Os cálculos das elasticidades renda evidenciaram que proteínas, lipídios, colesterol e fibras são considerados itens de luxo para os domicílios mais pobres e são normais para domicílios de renda maior. Em relação aos incrementos de renda para as famílias mais pobres, os achados da pesquisa revelam dois pontos conflitantes: por um lado, mais renda aumentaria mais que proporcionalmente o consumo de proteínas e fibras; por outro, mais renda conduziria a elevação mais do que proporcional no consumo de lipídios e de colesterol, considerados nocivos à saúde das pessoas.

Dentro desse contexto, é possível encontrar na literatura nacional estudos que destaquem o papel do incremento de renda proveniente do PBF sobre o combate à insegurança alimentar e ao seu efeito sobre o consumo de alimentos[8]. O estudo de Rodrigues, Gomes e Dias (2008) sobre os impactos do PBF no consumo e nos preços dos alimentos revela uma relação positiva entre as transferências governamentais e o consumo de alimentos entre as famílias beneficiadas pelo programa, bem como

8. Resende e Oliveira (2008) fazem um estudo sobre os efeitos do Bolsa Escola, um dos componentes do atual PBF, utilizando dados da POF 2002-2003 e PSM. Os principais resultados mostram um efeito positivo desse programa de transferência de renda sobre o consumo das famílias pobres, com destaque para o aumento dos gastos em alimentação.

mostra que esse efeito positivo é potencializado pela alta elasticidade renda da demanda por alimentos nos domicílios beneficiados. Dessa forma, confirma-se a hipótese de que uma expansão na renda das famílias em situação de pobreza ou extrema pobreza afeta significativamente o comportamento do consumo de alimentos.

O trabalho de Duarte, Sampaio e Sampaio (2009) avalia o impacto das transferências de renda do PBF sobre os gastos com alimentos de famílias rurais, analisando os dados fundamentados no uso do modelo PSM. Os resultados apontam que a maior parcela da renda das famílias é gasta com alimentação e que, portanto, o programa exerce um impacto positivo sobre a estrutura de consumo alimentar. Os achados empíricos de Camelo, Tavares e Saiani (2009) mostram que o PBF contribui para a redução da condição de insegurança alimentar leve dos beneficiados[9] e para o aumento da probabilidade de a criança obter melhores indicadores antropométricos.

Em contraste, Pereira *et al.* (2011), em estudo para os municípios brasileiros com baixo índice de IDH, encontram evidências de que a maior parte das famílias inseridas no PBF não conseguiu sair da situação de insegurança alimentar e que a maior parcela dos seus gastos advindos das transferências é destinada à compra de alimentos.

Em estudo para o estado do Ceará, o PBF assina um papel importante no bem-estar das famílias como política de curto prazo, tendo impacto positivo sobre indicadores de saúde, educação e estado nutricional das famílias beneficiadas (Rocha, Khan e Lima, 2009). Os autores destacam que o consumo médio de bens da cesta alimentar básica é superior nas famílias beneficiadas em relação às não beneficiadas, e que para cada R$ 1,00 transferido para as famílias R$ 0,72 são gastos com alimentação. Outro estudo realizado por Aires, Gomes e Esmeraldo (2011) para o Ceará indica que as famílias beneficiadas pelo PBF apresentam aumentos na quantidade e no acesso aos alimentos, contudo sem garantias de melhoria significativa nos índices de segurança alimentar.

Os resultados de Traldi (2011) indicam que, apesar do maior gasto com alimentos, 95% das famílias do município de Araraquara, em São Paulo, que recebem os rendimentos do PBF, permanecem na situação de insegurança alimentar. Por sua vez, Assunção, Leitão e Inácio (2012) indicam que o recebimento do benefício direcionado às famílias de pescadores artesanais do estado de Pernambuco aumenta o consumo de alimentos e a introdução de novos itens na dieta das famílias. Os achados de Paula *et al.* (2012) também mostraram uma alteração na estrutura de consumo, principalmente evidenciado no aumento do consumo de leite das famílias beneficiadas pelo PBF em Belo Horizonte, Minas Gerais.

9. A situação de insegurança alimentar é, comumente, classificada em três categorias: leve, quando há receio de passar fome em um futuro próximo; moderada, quando há restrição na quantidade de comida para a família; e alta, nos casos de falta de alimento na mesa (Fiocruz, 2011).

De forma geral, a literatura específica que avalia o papel do PBF no consumo de alimentos mostra-se inconclusiva quanto aos resultados na segurança alimentar das famílias beneficiadas. A grande parte dessas pesquisas preocupa-se em verificar a mudança provocada nos gastos totais com alimentos ou em despesas por grupos alimentares, não considerando, portanto, os efeitos do programa em um indicador sintético que contemple a diversificação e a questão nutricional da cesta de alimentos consumida. Assim, este trabalho pretende preencher essa lacuna de acordo com a avaliação do impacto do PBF sobre medidas que captam a diversificação alimentar em termos quantitativos e qualitativos.

3 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Para a execução desta pesquisa, foi necessário construir a variável de interesse, qual seja o nível de diversificação saudável de consumo de alimentos, e classificar as famílias beneficiadas e não beneficiadas pelo PBF. Isso foi possível por meio da utilização dos dados da POF 2008-2009 e da adoção de uma metodologia capaz de medir os efeitos dessa intervenção governamental sobre o nível de diversificação das famílias com bens alimentares, aspecto relacionado a um dos alvos do programa, que é melhorar a segurança alimentar e nutricional dos beneficiados. Sendo assim, fez-se o uso da abordagem PSM, que será descrita ao longo da subseção 3.1, a seguir. Por sua vez, a subseção 3.2 apresenta o índice de diversificação saudável de alimentos.

3.1 *Propensity score matching* (PSM)

A avaliação de impacto tem como escopo examinar se um determinado programa está atingindo os resultados desejados, bem como se permite quantificar a magnitude e o sinal do efeito médio da intervenção sobre um determinado grupo de indivíduos (Cameron e Trivedi, 2005). Para Caliendo e Kopeinig (2008), inferências acerca do impacto do tratamento sobre um indivíduo envolvem "especulação" sobre como teria sido o desempenho do agente caso ele não tivesse recebido o tratamento. Para a construção de modelos que objetivam mensurar o impacto de um programa, é necessário dispor de informações sobre os indivíduos, o tratamento e os resultados potenciais. Contudo, a grande dificuldade de se estimar o efeito do tratamento (τ) para o indivíduo *i*, como mostrado na Equação 1, é que na prática somente se observa um dos resultados potenciais. Isto é, dado que o indivíduo *i* participa de um programa, só é possível identificar o resultado potencial fruto da participação do programa, $Y_i(1)$, ao passo que o resultado contrafactual para esse mesmo agente não seja observável, $Y_i(0)$.

$$\tau_i = Y_i(1) - Y_i(0) \quad (1)$$

O problema técnico na literatura envolvendo avaliação de impacto é que a variável referente à participação ou não no programa é potencialmente correlacionada ao termo de erro estocástico, o que traz para o parâmetro que mede o sinal e magnitude do efeito médio do tratamento um viés atrelado ao problema de autosseleção[10]. Um dos métodos que se propõe a minimizar o viés da estimação desse efeito com o conjunto de dados observáveis, que é o utilizado no presente artigo, foi proposto por Rosenbaum e Rubin (1983), conhecido como *propensity score matching* (PSM). Conforme Khandker, Koolwal e Samad (2010), o PSM propõe resumir as características de cada unidade em um único *propensity score*, que viabiliza o pareamento, levando em consideração a criação de um grupo de controle próximo ao grupo de tratamento em termos de características observáveis (X). De acordo com isso, os resultados dos tratados e não tratados com *propensity scores* semelhantes podem ser comparados para, assim, obter-se o efeito do programa.

Becker e Ichino (2002) apontam que o PSM é uma abordagem que possibilita a correção da estimação do efeito de tratamento por meio do controle desses problemas de aleatoriedade fundamentado na ideia de que o viés é reduzido quando a comparação dos resultados ocorre a partir de grupos tratados e de controles mais semelhantes possíveis. A maior parte da literatura sobre avaliação de impacto admite a hipótese que a variável atrelada ao tratamento satisfaz condições de exogeneidade, implicando que diferenças de resultados entre indivíduos tratados e não-tratados são atribuídas ao tratamento (Caliendo e Kopeinig, 2008). Assim, o *propensity score*, $p(X)$ é definido como a probabilidade condicional de receber um tratamento dado por características de pré-tratamento observáveis:

$$p(X) \equiv Pr(P|X) = \Phi\{h(X_i)\} \tag{2}$$

Em que: T é o indicador binário de exposição ao tratamento, isto é, $T = (0,1)$; X é o vetor de características observáveis; $h(Xi)$ é a forma funcional que inclui as covariadas; Φ representa a função de distribuição acumulada. Supondo que Φ segue uma distribuição de probabilidade logística, pode-se estimar $p(X)$ por meio de um modelo de resposta qualitativa logit.

Conforme Rosenbaum e Rubin (1983), se o *propensity score* $p(X_i)$ é conhecido, o efeito médio do tratamento sobre o grupo tratado (τ_{ATT}) pode ser estimado por intermédio da Equação 3 abaixo.

$$\tau_{ATT} = E\{E[Y_{1i}|T_i = 1, p(X_i)] - E[Y_{0i}|T_i = 0, p(X_i)|T_i = 1\} \tag{3}$$

10. Ver, por exemplo, Heckman (1979) para mais detalhes sobre o problema de viés de seleção e suas consequências para a tendenciosidade dos estimadores.

Em que: Y_{1i} e Y_{0i} são os resultados potenciais nas duas situações contrafactuais (tratamento e não tratamento).

Para o cálculo de τ_{ATT}, é necessário considerar algumas suposições, entre elas destaca-se que as unidades com igual *propensity score* devem ter a mesma distribuição de características observáveis e não observáveis independentemente da situação do tratamento. É como se, segundo Menezes-Filho (2012), na comparação entre dois indivíduos, o único fator que os diferencia é a participação no programa. Portanto, a validade do PSM depende de duas condições: (1) independência condicional[11], ou seja, os fatores não observados não afetem a participação no programa; (2) suporte comum ou sobreposição considerável nos *propensity scores* entre os participantes e não participantes do programa (Khandker, Koolwal e Samad, 2010, p. 53).

É válido enfatizar que a estimação do *propensity score* não é suficiente para o cálculo da Equação (3), sendo que a probabilidade de observar duas unidades com igual valor do *propensity score* é muito baixa, dado que $p(X)$ é uma variável contínua. Dessa forma, existem alguns algoritmos de pareamento para superar este problema, entre os quais foi usada neste artigo a técnica de pareamento por vizinho mais próximo (com reposição), considerando uma distância máxima tolerável (*calliper*) de 0,1% e um corte (*trimming*) nas observações do grupo de tratamento e controle abaixo dos valores do percentil 5. Ademais, as estimativas do ATT foram realizadas por meio do método *bootstrap* com mil replicações, com a finalidade de reduzir o viés no cálculo do erro-padrão do parâmetro de interesse. Ademais, foi incluído no Apêndice C deste artigo uma tabela com as estimativas do ATT para outras formas de pareamento: dez vizinhos mais próximos, vizinho mais próximo sem reposição; raio; Kernel.

3.2 Índice de diversificação saudável

Considerando os objetivos do PBF, esta pesquisa pretende avaliar os impactos deste programa sobre o nível de diversificação de alimentos consumidos pelas famílias beneficiadas. Para atender tal propósito, foi necessário inicialmente computar as informações do consumo de diferentes itens alimentares que pudessem assim subsidiar a construção da variável de interesse.

O indicador de diversidade saudável de itens alimentares consumidos por uma família, com base em Drescher, Thiele e Mensink (2007), foi mensurado considerando três dimensões: *quantidade*, captado pelo número de itens consumidos; *distribuição*, obtido por meio da participação dos itens alimentares na cesta total de bens alimentares; *peso nutricional*, capturado pelas ponderações dos diferentes grupos (alimentos vegetais, produtos de origem animal e gorduras e óleos) e

11. Sobre a hipótese de independência condicional, Khandker, Koolwal e Samad (2010) enfatizam que ela não pode ser testada diretamente, visto que tal critério vai depender das características específicas e do desenho de cada programa.

subgrupos alimentares, que foram hierarquizados dos itens mais saudáveis (na base da pirâmide nutricional) aos menos saudáveis (no topo da pirâmide).

Tradicionalmente, os índices de diversificação eram calculados considerando como mais diversificada a cesta com maior participação de itens alimentares diferentes consumidos pelas famílias, independentemente de sua classificação nutricional. Trabalhos como Lee (1987), Lee e Brown (1989), Moon *et al.* (2002), Thiele e Weiss (2003) e Stewart e Harris (2005) adotaram esse tipo de medida.

O índice de Berry (Berry, 1971), também conhecido como índice Simpson ou inverso do índice de Herfindahl-Hirschman, tem sido comumente aplicado em estudos econômicos como medida de diversificação alimentar (Gollop e Monahan, 1991; Thiele e Weiss, 2003; Stewart e Harris, 2005). O índice representa o somatório das parcelas de cada item individual, sendo definido por: $IB_i = 1 - H_i = 1 - \Sigma^{n}_{j=1} s^2_{ij}$, em que H_i é o índice de Herfindahl-Hirschman por família i; s_{ij} é a fração do produto j em relação ao total de itens alimentares consumidos pela família i e n representa o número total de itens alimentares.

O índice de Berry[12] (IB) trata-se de uma medida de diversidade proporcional, isto é, quantifica a parcela do alimento i na quantidade total. O IB varia entre 0 e $1 - 1/n$, assumindo o valor zero quando não existe diversidade, isto é, quando o indivíduo consome somente um item alimentar, e o valor máximo $1 - 1/n$, se os itens forem igualmente distribuídos na cesta de consumo, isto é, valores próximos de um indicam um número de alimentos consumidos tendendo ao infinito ($n \rightarrow \infty$).

Não obstante, o consumo de mais itens alimentares e, assim, um maior índice de Berry não implica, por si só, a família possuir uma dieta mais saudável. Nessa direção, o índice de diversidade de alimentação saudável, doravante denotado de índice *healthy food diversity* (HFD), proposto por Drescher, Thiele e Mensink (2007), tem como escopo dispor de um indicador de diversificação que reflita de forma mais apropriada as questões nutricionais. O índice HFD pondera o índice de Berry por um fator que leva em conta o "valor de saúde" da cesta de consumo, de modo que os seus resultados consigam melhor diferenciar a diversidade de itens alimentares saudáveis de não saudáveis.

Conforme Drescher, Thiele e Mensink (2007), o cálculo do valor de saúde (VS) da cesta de consumo da família requer os chamados fatores de saúde (FS) para diferentes tipos de alimentos com base na pirâmide alimentar, tendo em vista que uma alimentação com boas propriedades nutricionais deve priorizar, em especial, a variedade e o número de porções recomendadas. Assim, o VS é definido por: $VS = \Sigma^{n}_{i=1}(FS_i) \; . \; s_i$, em que $FS = G_w \; . \; G_b$ e s_i é a fração consumida do item i na

12. O valor do índice de Berry dificilmente é interpretado em termos absolutos. Define-se que valores altos indiquem alto grau de diversificação, e que ele só pode ser comparado, se considerado à mesma cesta de bens para todas as famílias da amostra.

cesta de consumo[13]. Dessa forma, para o cálculo do FS, é preciso dispor do peso nutricional do grupo (G_w) e do peso nutricional do subgrupo (G_b) do produto. Seguindo a lógica dos citados autores, mas atribuindo os pesos do grupo do produto conforme as peculiaridades da pirâmide alimentar brasileira[14], G_w, portanto, é formado por três grupos de alimentos com os pesos fundamentado no número de porções recomendadas, conforme os pesos a seguir: alimentos vegetais (74%), produtos de origem animal (21%) e gorduras e óleos (5%).

É válido destacar que, na metodologia do índice HFD, cada grupo de produtos é composto por cinco subgrupos (G_b), hierarquizados pelo nível de qualidade nutricional em relação à posição na pirâmide alimentar, recebendo os seguintes valores percentuais: 36%, 28%, 20%, 12% e 4%. Por exemplo, o fator de saúde correspondente ao item maçã possui um FS de 0,2664 (= 0,74 x 0,36), enquanto o FS do item manteiga é de 0,006 (= 0,05 x 0,12). O detalhamento do FS para cada um dos itens considerados nesta pesquisa está na tabela A1 no apêndice A.

Sendo assim, os resultados do PBF serão avaliados em termos do indicador de diversificação de alimentos tradicional, o índice de Berry, e, de forma especial, no indicador que reflete a direção da qualidade nutricional da cesta de alimentos consumida pela família, o índice HFD.

4 BASE DE DADOS E VARIÁVEIS

A fonte de dados usada no presente trabalho é proveniente da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) 2008-2009, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), que possibilita identificar os domicílios que tiveram rendimentos advindos de programas sociais – como o Bolsa Família –, bem como permite a análise dos gastos em diversos itens de consumo. A POF 2008-2009 é formada por sete questionários, que trazem informações detalhadas sobre o consumo das famílias brasileiras presentes na amostra, apresentando também dados acerca das características gerais do domicílio (rendimento e condições estruturais) e das pessoas que o compõem.

Vale destacar que todas as informações trabalhadas neste estudo levam em conta domicílios que apresentam apenas uma unidade de consumo e uma família, que representam 94,6% da amostra total da POF e que estão situadas da zona urbana. Esses primeiros filtros permitem: uniformizar a nomenclatura de unidade de consumo, família e domicílio, pois todo domicílio terá uma única unidade de consumo e uma única família; reduzir as chances de sub ou sobrestimar os impactos

13. Os pesos atribuídos em Drescher, Thiele e Mensink (2007) e Drescher *et al*. (2009) seguem a pirâmide alimentar da Sociedade de Nutrição da Alemanha, em que os pesos dos grupos foram 73%, 25% e 2%, respectivamente, para alimentos vegetais, produtos de origem animal e gorduras e óleos.

14. As informações sobre a estrutura da pirâmide alimentar do Brasil estão detalhadas em Philippi *et al*. (1999) e Brasil (2013).

do PBF em domicílios que, por exemplo, possuem mais de uma família beneficiada; evitar problemas na mensuração da variável dependente para moradores de áreas rurais, no tocante a questões relacionadas ao autoconsumo de bens que poderiam provocar viés nos resultados do efeito médio de tratamento. Para atender ao objetivo deste trabalho, foram computadas informações de consumo de cada família em relação a 123 itens de bens alimentares[15]. Destaca-se que as bebidas alcoólicas foram desconsideradas para o efeito do cálculo do índice de diversificação.

Neste estudo, o grupo de tratamento foi obtido por meio da informação do recebimento do valor do PBF por algum membro da família. No entanto, aquelas que recebiam também outros benefícios de programas sociais federais, como Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (PETI), Benefício de Prestação Continuada da Assistência Social (BPC) e auxílio a portadores de deficiência física, foram desconsideradas para não ocorrer sobreposição de programas de transferência de renda. Do total de famílias residentes em áreas urbanas que receberam o benefício do PBF, 142 delas (2,8%) participavam também de outros programas de transferência de renda

Além da medida que representa o nível de diversificação, considerada como variável de resultado, as covariadas utilizadas para a determinação da participação no programa Bolsa Família foram divididas em quatro blocos:

- *atributos da família*: renda familiar *per capita* líquida dos programas federais de transferência de renda, número de membros por faixa de idade (de 0 a 11 anos, de 12 a 17 anos, de 18 a 29 anos e com 30 ou mais anos), proporção de analfabetos na família com 21 anos ou mais de idade, estrutura familiar (biparental, família com chefe e cônjuge, e monoparental, família apenas com chefe e sem cônjuge), *status* de ocupação remunerada da mãe e do pai e a interação entre mãe com ocupação remunerada e casada. Para a quantificação do número de membros na família não foi considerada a quantidade de empregada doméstica e seus agregados;
- *atributos do chefe da família:* faixa de escolaridade (analfabeto, ensino fundamental incompleto, ensino fundamental completo e ensino médio completo ou mais anos de estudo), idade[16], gênero (um, se mulher), estado e raça (um, se o chefe declara-se branco);
- *acesso à infraestrutura básica*: uma variável *dummy* que capta se na residência da família o escoadouro sanitário do banheiro ou sanitário

15. O número total de bens alimentares classificados na POF 2008-2009 é de 1.583, agrupados em 53 itens dentro de 16 categorias. Para esse estudo, a classificação foi expandida de 53 para 123 itens dentro das mesmas categorias iniciais. A descrição desses itens encontra-se na tabela A1 no apêndice A deste artigo.

16. Neste artigo, as famílias chefiadas por indivíduos com menos de 18 anos de idade foram desconsideradas.

do domicílio é feito utilizando-se a fossa rudimentar, direto para o rio, lago ou mar, vala ou não existe;

- *localização geográfica do domicílio*: região de residência (Norte, Nordeste, Sudeste, Sul e Centro-Oeste); variável *dummy* para família residente em área metropolitana. É válido destacar que a análise é restrita para famílias de áreas urbanas.

Esses quatro blocos de variáveis captam de forma geral os requisitos à candidatura de uma família ao programa e aos escopos definidos pelo PBF, em que as características familiares representam os principais determinantes para acesso ao programa, com destaque para o nível de renda *per capita* e para o número de crianças e adolescentes entre 0 e 17 anos de idade. A escolha dessas características observáveis está condizente com as covariadas usadas nos trabalhos que estimaram as probabilidades de participação no PBF (usando técnicas de pareamento), como Tavares *et al.* (2009); Araújo, Ribeiro e Neder (2010); Mattos, Maia e Marques (2010); Melo e Duarte (2010); e Ribeiro e Cacciamali (2012). A tabela 1, a seguir, apresenta a descrição e a estatística descritiva das variáveis.

TABELA 1
Descrição das variáveis e estatística descritiva da base de dados

Variáveis	N	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
Variável de resultado					
Índice de diversificação (Berry) – em %	33.255	80,797	14,509	12,444	97,442
Índice de diversificação saudável (HFD) – em %	33.255	7,722	3,610	0,360	22,909
Indicação de participação no programa					
Grupo de tratamento	33.255	0,102	0,303	0,000	1,000
Bloco de covariadas para o *propensity score*					
I – Atributos da família					
Renda familiar *per capita* líquida dos programas de transferência	33.255	1176,940	2058,298	-946,870	87430,750
Número de pessoas entre 0 e 11 anos de idade	33.255	0,580	0,883	0,000	10,000
Número de pessoas entre 12 e 17 anos de idade	33.255	0,342	0,639	0,000	5,000
Número de pessoas entre 18 e 29 anos de idade	33.255	0,642	0,833	0,000	10,000
Número de pessoas com 30 ou mais anos de idade*	33.255	1,590	0,820	0,000	9,000
Proporção de analfabetos na família	33.255	0,073	0,217	0,000	1,000
Status de ocupação do pai	33.255	0,602	0,490	0,000	1,000
Status de ocupação da mãe	33.255	0,471	0,499	0,000	1,000
Núcleo familiar					
Família tipo I (biparental)	33.255	0,671	0,470	0,000	1,000
Família tipo 2 (monoparental)*	33.255	0,329	0,470	1,000	1,000
Mãe ocupada e casada	33.255	0,337	0,473	0,000	1,000

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	N	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
II – Atributos do chefe da família	33.255				
Idade	33.255	47,543	15,381	18,000	103,000
Faixa de escolaridade do chefe					
Analfabeto	33.255	0,083	0,276	0,000	1,000
Ensino fundamental incompleto	33.255	0,398	0,489	0,000	1,000
Ensino fundamental completo	33.255	0,144	0,351	0,000	1,000
Ensino médio completo ou mais anos de estudo*	33.255	0,375	0,484	0,000	1,000
Raça (cor branca)	33.255	0,522	0,500	0,000	1,000
Gênero (mulher)	33.255	0,323	0,468	0,000	1,000
III – Acesso à infraestrutura básica					
Esgotamento sanitário precário ou inexistente	33.255	0,221	0,415	0,000	1,000
IV – Localização geográfica					
Família reside em área metropolitana	33.255	0,434	0,496	0,000	1,000
Região de residência da família					
Norte	33.255	0,060	0,238	0,000	1,000
Nordeste	33.255	0,234	0,423	0,000	1,000
Sudeste*	33.255	0,473	0,499	0,000	1,000
Sul	33.255	0,159	0,366	0,000	1,000
Centro-Oeste	33.255	0,074	0,262	0,000	1,000

Fonte: Elaboração própria, a partir dos dados da POF 2008-2009.
Nota: O número de observações (ampliada pelo fator de expansão da POF) corresponde a 38.559.912.
*Categoria de referência na regressão

O número de observações na POF 2008-2009, após a exclusão daquelas unidades que dispunham de alguma informação perdida para ao menos uma das variáveis apresentadas na tabela 1, é de 33.255 famílias – que representam mais 38 milhões de famílias na amostra ampliada pelo fator de expansão ajustado para estimativas da POF. Sendo que destas, apenas 10% recebem benefícios do PBF[17]. Assim, a estimação do efeito do PBF sobre o índice de diversificação (IB e, de forma particular, HFD) exposta na próxima seção requer *a priori* a identificação do grupo de controle que seja o mais próximo possível do grupo de tratamento em relação às características observáveis dos quatro blocos de variáveis expostas na tabela 1.

5 RESULTADOS

Esta seção de resultados apresenta os elementos que subsidiam as discussões dos impactos do PBF sobre a diversificação do consumo de alimentos. Dessa forma, as duas próximas subseções exibem informações sobre o grau de ajustamento do

17. Essa proporção está ajustada pelo fator de expansão, de modo que ele indica que, do total de observações (pela amostra ampliada), mais de 6 milhões de famílias recebem o benefício do PBF.

modelo *logit* usado na estimação do *propensity score* e o efeito médio de tratamento do programa sobre as medidas de diversificação (IB e HFD).

5.1 Distribuição do índice de diversificação e análise do grau de ajuste do *propensity score*

A diversificação dos itens alimentares é importante para a segurança alimentar e nutricional das famílias. Contudo, a diversificação medida por indicadores tradicionais na literatura, como IB, por si só não garante que a família tenha uma cesta de consumo mais saudável, por isso que os resultados desta pesquisa são realizados de forma particular em função do índice HFD que pondera cada item da cesta de consumo das famílias conforme predicados nutricionais. Desse modo, a tabela 2 apresenta os valores médios dos índices de Berry e HFD por decil de renda para as famílias brasileiras.

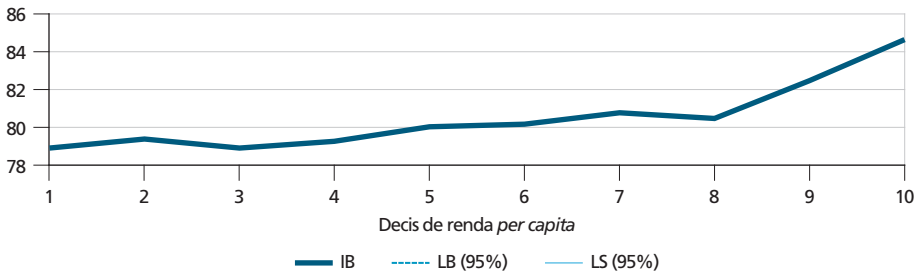
TABELA 2
Distribuição dos índices de diversificação por classes de renda familiar *per capita*

Classes de renda *per capita*	Máx.	Média	Média	Erro-padrão	IC (95%) LI	IC (95%) LS
	Renda *per capita*		Índice de Berry (IB)			
Abaixo do 1º decil	161,52	110,52	78,9014	0,0088	78,8841	78,9187
Entre o 1º e o 2º decil	246,17	204,84	79,3026	0,0083	79,2863	79,3189
Entre o 2º e o 3º decil	329,22	287,48	78,9662	0,0084	78,9498	78,9826
Entre o 3º e o 4º decil	423,11	376,88	79,2653	0,0082	79,2492	79,2814
Entre o 4º e o 5º decil	532,62	476,56	80,0104	0,0076	79,9956	80,0252
Entre o 5º e o 6º decil	667,76	600,01	80,0948	0,0073	80,0805	80,1092
Entre o 6º e o 7º decil	861,61	756,75	80,7489	0,0070	80,7352	80,7626
Entre o 7º e o 8º decil	1.175,96	1.006,76	80,4734	0,0071	80,4594	80,4874
Entre o 8º e o 9º decil	1.892,79	1.472,84	82,2965	0,0067	82,2835	82,3096
Acima do 9º decil	87.430,75	4.350,80	84,5892	0,0055	84,5784	84,6000
			Índice de diversificação saudável (HFD)			
Abaixo do 1º decil	161,52	110,52	6,7060	0,0019	6,7022	6,7099
Entre o 1º e o 2º decil	246,17	204,84	7,0231	0,0018	7,0195	7,0266
Entre o 2º e o 3º decil	329,22	287,48	7,1765	0,0018	7,1730	7,1801
Entre o 3º e o 4º decil	423,11	376,88	7,0909	0,0018	7,0874	7,0945
Entre o 4º e o 5º decil	532,62	476,56	7,4167	0,0018	7,4132	7,4202
Entre o 5º e o 6º decil	667,76	600,01	7,5997	0,0018	7,5962	7,6033
Entre o 6º e o 7º decil	861,61	756,75	7,7372	0,0018	7,7336	7,7407
Entre o 7º e o 8º decil	1.175,96	1.006,76	7,8115	0,0017	7,8082	7,8148
Entre o 8º e o 9º decil	1.892,79	1.472,84	8,2961	0,0018	8,2926	8,2995
Acima do 9º decil	87.430,75	4.350,80	9,0198	0,0017	9,0166	9,0231

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da POF 2008-2009.

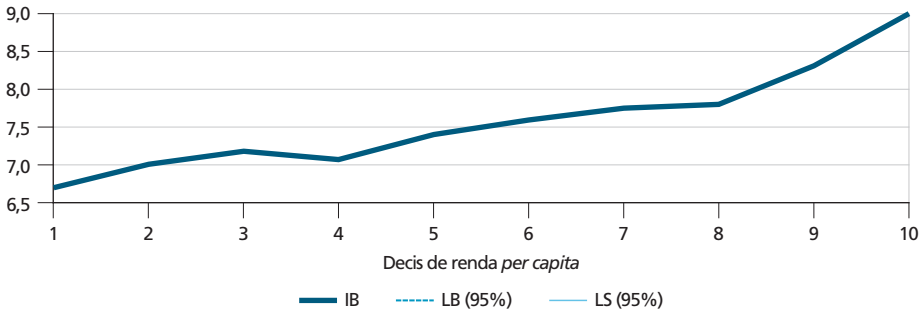
As informações da tabela 2 indicam, de maneira geral, uma tendência de crescimento da diversificação do consumo de alimentos à medida que o nível de renda cresce. Assim, sem controlar para outras características da família (como escolaridade, número de membros, localização do domicílio etc.) que podem afetar a decisão de consumo por itens que elevem o teor nutricional da alimentação, pode-se verificar que as famílias com menor rendimento apresentam uma cesta menos diversificada em termos do consumo de diferentes itens e dos predicados nutricionais recomendados. Nessa direção, as figuras 1 e 2 exibem as médias das medidas de diversificação do consumo alimentar (IB e HFD) por decil de renda familiar *per capita*, com o objetivo de facilitar a visualização da relação direta entre esses indicadores e o nível de renda. Conforme essas figuras, essa tendência crescente é mais consistente para o índice de diversificação saudável do que para o índice de Berry, muito embora em ambos os casos as famílias mais ricas possuem uma cesta de consumo mais diversificada do que famílias com menor nível de renda. Tais fatos já evidenciam a necessidade de políticas nutricionais direcionadas para melhorar o hábito de consumo saudável de alimentos no país e programas específicos para as famílias mais pobres.

FIGURA 1
Média do índice de diversificação de Berry (IB) por decil de renda familiar *per capita*



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da POF 2008-2009.

FIGURA 2
Média do índice de diversificação Saudável (HFD) por decil de renda familiar *per capita*



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da POF 2008-2009.

No entanto, como observado em Pereda e Alves (2012), incrementos na renda de famílias mais pobres implicam dois efeitos conflitantes em relação à demanda por nutrientes, pois o aumento de renda gera uma elevação mais que proporcional em alimentos com nutrientes prejudiciais (lipídios e colesterol) e benéficos (proteínas e fibras) para a saúde dos indivíduos, indicando a possibilidade de acréscimos na renda de famílias pobres não atuar na direção de uma demanda por alimentos mais saudáveis. Nesse sentido, as evidências apontadas pelos autores reforçam os questionamentos sobre a efetividade dos programas de transferência de renda, como o PBF, no que diz respeito aos seus efeitos sobre a segurança alimentar e nutricional dos beneficiados. Por isso, o interesse do presente estudo em identificar os impactos do PBF sobre o nível de diversificação saudável do consumo de alimentos das famílias tratadas.

Tendo em vista as mais de 30 mil famílias presentes na amostra deste artigo, é extremamente relevante para os fins da medição dos impactos do PBF a identificação do grupo de controle. Como salienta Wooldridge (2010), a não participação no programa não garante que todos os indivíduos possam ser enquadrados como grupo de controle, pois poder-se-ia comparar dois grupos em que o efeito médio de tratamento sobre a variável de interesse não seria uma medida relevante para a política pública, dado que o grupo de controle seria formado por unidades que, *ceteris paribus,* nunca seriam elegíveis para tratamento.

Pensando nas características de elegibilidade ao PBF e outras variáveis que podem afetar a participação no programa (como características de localização geográfica da família) foi feito o uso de ferramentas estatísticas específicas para aferir o desempenho da intervenção governamental em estudo, tendo em vista as particularidades da base de dados em seção transversal. Sendo assim, a tabela 3 evidencia os resultados do estágio inicial do método PSM, que consiste na estimação das probabilidades de participação em um programa condicionado a um vetor de características observáveis, para assim viabilizar um melhor pareamento entre os grupos de tratamento e controle.

TABELA 3
Estimação do *propensity score* fundamentado nas características observáveis para famílias residentes em áreas urbanas do Brasil. Variável dependente: *dummy* de participação no programa

Variáveis	Coeficiente	Erro-padrão	P-valor
Atributos da família			
Renda familiar *per capita* líquida	-0,0044	0,0002	0,0000
Pessoas entre 0 e 11 anos de idade	0,3845	0,0313	0,0000
Pessoas entre 12 e 17 anos de idade	0,5562	0,0393	0,0000
Pessoas entre 18 e 29 anos de idade	-0,0902	0,0343	0,0090

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	Coeficiente	Erro-padrão	P-valor
Proporção de analfabetos na família	-0,2763	0,1857	0,1370
Status de ocupação do pai	0,2878	0,0955	0,0030
Status de ocupação da mãe	0,7131	0,1242	0,0000
Núcleo familiar			
Família tipo I (biparental)	0,3183	0,1110	0,0040
Mãe ocupada e casada	-0,2395	0,1385	0,0840
Atributos do chefe da família			
Idade	-0,0120	0,0027	0,0000
Faixa de escolaridade do chefe			
Analfabeto	1,1140	0,1657	0,0000
Ensino fundamental incompleto	0,8303	0,0870	0,0000
Ensino fundamental completo	0,3567	0,1068	0,0010
Raça (cor branca)	-0,1863	0,0683	0,0060
Gênero (mulher)	0,4511	0,0916	0,0000
Acesso à infraestrutura básica			
Esgotamento sanitário precário ou inexistente	0,1911	0,0620	0,0020
Localização geográfica			
Família reside em região metropolitana	-0,5213	0,0675	0,0000
Região de residência da família			
Norte	0,5223	0,1019	0,0000
Nordeste	0,8820	0,0839	0,0000
Sul	-0,2748	0,1196	0,0220
Centro-Oeste	-0,3495	0,1142	0,0020
Intercepto	-1,8627	0,2332	0,0000
N		33255	
N (Fator de expansão da POF)		38559912	
Pseudo-R^2 (McFadden)		0,3670	
Pseudo-R^2 (McKelvey e Zavoina)		0,9410	
Wald X^2		2122,570	
P-valor (Wald)		0,0000	

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da POF 2008-2009.
Nota: Regressão logit. Variável dependente binária: um, se a família recebe algum benefício do PBF, e zero, caso contrário. Os parâmetros estimados representam a contribuição de cada uma das características observáveis sobre o log das chances de uma família participar do programa governamental em análise.

Antes de avaliar os coeficientes da tabela 3 e o teste de balanceamento das diferenças das médias entre as covariadas do grupo de tratamento e controle após o pareamento, é importante analisar o poder preditivo do modelo de resposta binária usado na estimação do *propensity score*. Uma primeira medida da qualidade

de ajustamento disponível na tabela 3 é o pseudo-R^2 de McFadden, com base no valor do log da verossimilhança ajustado e no valor do log da verossimilhança da regressão apenas com intercepto, em que o grau de ajuste dessa medida foi de 36,7%. Pelo pseudo-R^2 de McKelvey e Zavoina, que relaciona a variabilidade da previsão da variável latente com a variabilidade total, o modelo teve um nível de ajuste de 94%. Por essas duas medidas de ajustamento, conforme Hosmer e Lemeshow (2000) e Long e Freese (2001), o modelo em questão possui um bom grau preditivo[18].

Ademais, outra medida de grau de ajustamento calculada encontra-se detalhada na tabela 4. Essa tabela mensura a qualidade do grau de ajuste, a partir do cruzamento entre os valores da variável de resposta prevista ($\hat{T}$) e observada (T) referentes à participação no PBF. Para a probabilidade prevista maior ou igual a 50%, considerou-se $\hat{T} = 1$, e para a probabilidade menor que 50%, tomou-se $\hat{T} = 0$.

TABELA 4
Resultados da tabela de classificação para a participação no programa conforme os resultados do modelo *logit*

Classificação Prevista	Resposta observada		
	$T = 1$	$T = 0$	Total
$\hat{T} = 1$	1.755	970	2.725
$\hat{T} = 0$	2.774	27.756	30.530
Total	4.529	28.726	33.255
Sensibilidade	-	-	38,75%
Especificidade	-	-	96,62%
Taxa de falsos negativos	-	-	61,25%
Taxa de falsos positivos	-	-	3,38%
Classificações corretas	-	-	88,74%

Fonte: Elaboração própria.

A proporção de casos corretamente previstos foi de 88,74%, indicando que o número de casos classificados corretamente supera as ocorrências classificadas erroneamente, bem como ratificam a qualidade do ajustamento do modelo. As informações da tabela 4 sinalizam também a existência de um possível suporte comum entre unidades que recebem o bolsa família e unidades que não recebem o benefício, mas que na classificação prevista poderiam participar do programa. Nesse caso, 970 famílias foram classificadas como participantes, quando na verdade não recebem o benefício do programa. Dessa maneira, essa interseção entre famílias não tratadas que poderiam participar do programa e as famílias que são corretamente

18. É válido realçar que os resultados do teste de Wald, que possui como hipótese nula que todos os parâmetros são simultaneamente iguais a zero, indicam que a hipótese nula pode ser rejeitada, a um nível de 1%.

classificadas como participantes é um sinal de que uma das condições necessárias para o PSM está sendo respeitada, que é a hipótese de suporte comum.

Em relação às outras informações da tabela 4, constata-se que a medida de sensibilidade foi de 38,75%, indicando que aproximadamente 40% das famílias que recebem o bolsa família são corretamente identificadas. Por sua vez, a medida de especificidade mostra que 96,62% de famílias não tratadas são corretamente classificadas como famílias que não deveriam receber o benefício do bolsa família. Assim, por meio da área calculada para a curva de Característica de Operação do Receptor[19] (ROC), que relaciona os indicadores de sensibilidade e de especificidade, nota-se que o modelo estimado auferiu uma área sob a curva ROC de 0,90. A informação extraída pala área sob a curva ROC indica que o modelo consegue discriminar de forma satisfatória[20] famílias que participam e não participam do PBF.

Retornando a análise para os coeficientes associados, as covariadas do modelo logit expostos na tabela 3, verifica-se em geral que os quatro blocos de variáveis apresentam parâmetros com significância estatística e sinais condizentes com as expectativas de famílias candidatas a participar do programa. Inicialmente, analisando os atributos da família, destaca-se que quanto maior o rendimento *per capita* do domicílio menores as chances de participação no PBF, ao passo que a maior quantidade de indivíduos com idade entre 0 e 17 anos na família aumenta as chances de participação. Essas informações estão consistentes com os critérios de elegibilidade do programa que prioriza aspectos como renda familiar e a idade dos indivíduos. Outra variável importante é a estrutura do núcleo familiar, pois as famílias biparentais (formadas por chefe e cônjuge) têm mais chances de serem beneficiárias do programa em relação às monoparentais, bem como pais e mães com ocupação remunerada aumentam as chances de inserção no programa, sobretudo para o caso das mulheres. Observando o resultado da interação entre o *status* de ocupação da mãe e o estado civil (significativo estatisticamente a 10,0 %), o coeficiente das mulheres casadas que atuam no mercado de trabalho relaciona-se negativamente com a participação no programa.

Nas características da pessoa de referência, em geral, destaca-se que a educação reduz progressivamente a probabilidade de participação no Programa, por exemplo, uma família com chefe analfabeto tem, aproximadamente, três vezes mais chances de participação no PBF em comparação à categoria omitida, ensino médio completo ou mais anos de estudo. Por sua vez, quando o chefe tem o ensino fundamental completo, as chances de participação da família no programa aumentam, mas numa proporção menor que indivíduos menos escolarizados. Os chefes de famílias que

19. A Figura B1, contendo a curva ROC, encontra-se no apêndice B deste artigo.

20. Conforme a regra exposta em Hosmer e Lemeshow (2000, p. 162), um modelo com área sob a curva ROC maior ou igual a 0,70 tem desempenho satisfatório em termos de discriminação de indivíduos de diferentes grupos de respostas.

se declaram de cor branca apresentaram, em média, uma associação positiva com as chances de participação no programa, enquanto a associação mostra-se negativa para chefes com mais idade. Quando o chefe é do sexo feminino, esse resultado é positivo, fato que pode estar relacionado às regras do PBF, que priorizam o recebimento e a administração dos recursos pelas mulheres.

No tocante às características de infraestrutura do domicílio, a precariedade ou inexistência dos serviços de esgotamento sanitário na casa das famílias, um indicador de pobreza, mantém associação positiva com as chances de participar do PBF. Além disso, essa probabilidade é influenciada pela localização geográfica de residência, onde as famílias residentes nas regiões Sul e Centro-Oeste têm um log de chances reduzido em, 0,27 e 0,35, respectivamente, em relação às famílias da região Sudeste. Nas regiões Norte e Nordeste, as chances aumentam, principalmente para as famílias nordestinas, que possuem 2,4 vezes mais chances de receberem o benefício do PBF do que aquelas residentes na região Sudeste. Tal fato é condizente com as desigualdades regionais do país, em que o eixo Norte-Nordeste apresenta os piores indicadores socioeconômicos e, portanto, é o foco principal dos programas de transferências de renda do governo. Nessa mesma direção, os resultados indicam que famílias residentes fora das regiões metropolitanas têm maiores chances de receber o benefício.

Assim, os resultados do modelo logit mostram, sobretudo, a importância dos fatores socioeconômicos para as probabilidades de participar do PBF, pois as famílias com o contexto econômico mais desfavorável e com outras privações no domicílio (como problemas com o esgotamento sanitário e chefe com baixa escolaridade) apresentam um perfil que se enquadra dentro do escopo do programa.

Após a análise dos resultados do modelo logit e do seu grau de ajustamento, é relevante testar o balanceamento dos quatro blocos de características observáveis entre as famílias tratadas e não tratadas após o pareamento, pois a qualidade desse balanceamento é de suma relevância para a obtenção do efeito médio de tratamento. Nesse sentido, a tabela 5 exibe a média para cada uma das características observáveis consideradas nos dois grupos e o teste de hipótese (teste t) de que o valor médio de cada variável é o mesmo no grupo de tratamento e no grupo de controle. É válido destacar que a técnica de pareamento adotada foi a do vizinho mais próximo, respeitando um *calliper* de 0,1% e o *trimming* de 5%.

TABELA 5
Teste de balanceamento das covariadas entre as famílias tratadas e não tratadas após o pareamento

Covariadas	Média		Diferença (A/B-1) Em %	Teste-t	
	Grupo tratado (A)	Grupo de controle (B)		t	P-valor
Atributos da família					
Renda familiar *per capita* líquida	226,240	222,720	1,580	1,050	0,292
Pessoas entre 0 e 11 anos de idade	1,326	1,364	-0,028	-1,470	0,142
Pessoas entre 12 e 17 anos de idade	0,770	0,756	0,019	1,330	0,184
Pessoas entre 18 e 29 anos de idade	0,734	0,753	-0,025	-1,520	0,129
Proporção de analfabetos na família	0,131	0,129	0,016	0,360	0,720
Status de ocupação do pai	0,649	0,635	0,022	1,230	0,219
Status de ocupação da mãe	0,512	0,521	-0,017	-0,830	0,407
Núcleo familiar					
Família tipo I (biparental)	0,743	0,730	0,018	1,580	0,114
Mãe ocupada e casada	0,352	0,355	-0,009	-0,310	0,756
Atributos do chefe da família					
Idade	41,005	41,267	-0,006	-0,980	0,329
Faixa de escolaridade do chefe					
Analfabeto	0,157	0,158	-0,006	-0,120	0,907
Ensino fundamental incompleto	0,592	0,590	0,003	0,190	0,846
Ensino médio incompleto	0,129	0,128	0,012	0,220	0,824
Raça (cor branca)	0,234	0,232	0,009	0,230	0,821
Gênero (mulher)	0,356	0,379	-0,061	-1,750	0,080
Acesso à infraestrutura					
Esgotamento sanitário precário ou inexistente	0,486	0,496	-0,021	-1,000	0,318
Localização geográfica					
Família reside em região metropolitana	0,261	0,262	-0,002	-0,050	0,961
Região de residência da família					
Norte	0,163	0,162	0,007	0,140	0,886
Nordeste	0,598	0,596	0,003	0,150	0,880
Sul	0,042	0,043	-0,032	-0,320	0,752
Centro-Oeste	0,065	0,076	-0,139	-1,850	0,064

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da POF 2008-2009.

Para a efetividade do PSM, como destacado por Rosenbaum e Rubin (1983) e Khandker, Koolwal e Samad (2010), é necessário que a hipótese de balanceamento seja atendida em sua plenitude, na qual os grupos de tratamento e de controle devem ter em média as mesmas características observáveis. Sendo assim, conforme apresentado na tabela 5, para um nível de significância de ao menos 5%, todas as variáveis explicativas apresentam a mesma média, independentemente da situação do tratamento, indicando que a hipótese nula não pode ser rejeitada para nenhuma das covariadas. Com base nesses resultados, a próxima subseção realiza a avaliação do PBF.

5.2 Avaliação do efeito do PBF sobre a diversificação alimentar

A suposição que baliza esta pesquisa está relacionada com os incrementos de renda promovidos pelo PBF para famílias pobres e com o aumento na quantidade consumida de diferentes itens alimentares, sendo que trabalhos empíricos para o Brasil, como Menezes, Silveira e Azzoni (2008) e Rodrigues, Gomes e Dias (2008), mostram que as famílias pobres possuem alta elasticidade renda para alimentos. Mas o interesse maior dessa investigação é identificar se as famílias beneficiadas apresentam uma cesta de consumo que incorpore diversidade de itens e rigor nutricional, dado que um dos objetivos do PBF gira em torno da segurança alimentar e nutricional dos beneficiados.

Após a estimação do *propensity score* e identificação do grupo de controle, a tabela 6 a seguir apresenta o impacto do PBF sobre as duas medidas de diversificação para as famílias beneficiadas em áreas urbanas do país.

TABELA 6
Efeito médio de tratamento do PBF sobre as medidas de diversificação alimentar
(Vizinho mais próximo com reposição, *calliper* de 0,1% e *trimming* de 5%)

Variável de resultado	Grupo tratado	Grupo de controle	Diferença (ATT)	Erro-padrão (*Bootstrap*)	Estat.-t	P-valor
Índice de diversificação de Berry (IB)	80,2998	79,4051	0,8947	0,40608	2,20	0,028**
Índice de diversificação saudável (HFD)	7,0482	7,0479	0,0003	0,08974	0,00	0,998

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da POF 2008-2009.
*p<0,10; **p<0,05; ***p<0,01
Nota: Erro-padrão calculado via método *bootstrap* com 1.000 replicações.

Os resultados da tabela 6 mostram que o efeito médio de tratamento sobre o grupo tratado (ATT) no período estudado apresentou resultados positivos e estatisticamente significativos a 5%, no que concerne ao aumento da diversificação dos itens alimentares medidos pelo IB, que não leva em conta as propriedades nutricionais recomendadas. Dessa forma, as famílias residentes na zona urbana que recebem os benefícios do PBF apresentaram um índice de Berry ligeiramente superior

ao das famílias não tratadas, no qual o efeito do programa foi de aproximadamente 0,9%. Esse efeito mostra-se condizente com as suposições acerca de incrementos de renda para famílias pobres incorporarem novos itens na cesta de alimentos, tendo em vista a alta elasticidade renda para bens alimentares.

Não obstante, ao verificar o ATT para o índice de diversificação saudável, que pondera cada item consumido por fatores nutricionais, constata-se que a diferença entre os indicadores dos grupos tratados e de controle não é estatisticamente diferente de zero, evidenciando que o PBF não gera impactos em termos de uma diversificação no consumo de alimentos saudáveis.

Considerando as estimativas do ATT obtidos por outras técnicas de pareamento (ver Tabela C1 no Apêndice), verifica-se que, de forma global, os resultados exibidos na tabela 6 são mantidos, pois as famílias beneficiadas possuem uma diferença positiva no IB, quando comparadas às famílias não tratadas, e o efeito médio do programa sobre o HFD permanece sem significância estatística.

Portanto, os achados sinalizam que o pequeno aumento na variedade de itens consumidos pelas famílias tratadas não foi acompanhado por melhorias na qualidade da alimentação, visto que as famílias presentes no grupo de controle apresentaram estatisticamente o mesmo nível do índice de diversificação saudável. Dessa maneira, as preocupações evidenciadas em Pereda e Alves (2012) sobre a relação positiva entre renda e consumo de itens com propriedades nutricionais nocivas para as famílias pobres, parecem balizar os impactos não significativos do PBF sobre o consumo diversificado com propriedades mais saudáveis.

Tendo em vista a importância de uma cesta de consumo diversificada que respeite uma dieta balanceada em termos de nutrientes, o PBF poderia atuar de forma mais efetiva na mudança da qualidade alimentar das famílias beneficiadas. O PBF exige uma série de condicionalidades por parte dos beneficiários, que abarcam as áreas de educação, tal como a exigência de matrícula da criança na rede regular de ensino e frequência escolar de no mínimo 85% e saúde. No campo da saúde, as condicionalidades, conforme o MDS (2013), são as seguintes:

- inscrição no pré-natal e comparecimento às consultas na unidade de saúde por parte de gestantes e nutrizes;
- participação das atividades educativas ofertadas pelas equipes de saúde sobre aleitamento materno e promoção da alimentação saudável;
- condução da criança às unidades de saúde ou aos locais de vacinação e realização do acompanhamento do estado nutricional e do desenvolvimento.

Dessa forma, tais condicionalidades atreladas à área de saúde deveriam mostrar-se mais efetivas na parte referente à promoção do consumo de alimentos

saudáveis. Assim, o Programa de Saúde da Família (PSF), que atua na atenção primária dos cuidados com a saúde e possui equipes multiprofissionais, poderia exercer esse importante canal para a melhoria no nível de diversificação saudável de alimentos, visto que a necessidade do cumprimento das condicionalidades por parte das famílias participantes do programa.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A diversificação alimentar, do ponto de vista nutricional, é essencial para o desenvolvimento saudável do indivíduo, enquanto, sobre aspectos econômicos, for importante, pois incide indiretamente na formação do capital humano. Diante desse contexto, o presente artigo investigou o impacto do PBF em medidas de diversificação do consumo de alimentos das famílias tratadas.

De forma geral, os resultados auferidos neste trabalho sinalizam que o programa de transferência de renda direta – o Bolsa Família –, apesar de apresentar um resultado positivo sobre o nível de consumo por uma cesta com mais variedade de itens alimentares, não consegue contribuir para mudanças em termos de uma cesta diversificada por mais itens saudáveis. Conforme Wahlqvist (2003), uma cesta diversificada de itens de alimentação é importante para o estoque de saúde corrente e do futuro dos indivíduos, atuando, por exemplo, em melhores perspectivas de uma vida mais prolongada e com mais qualidade.

Sendo assim, uma melhor gestão das condicionalidades do PBF em termos, por exemplo, do cumprimento ativo dos itens relacionados ao acompanhamento nutricional e da promoção da alimentação saudável, poderia ampliar ainda mais os efeitos dessa intervenção governamental em relação ao consumo com mais variedade de itens e, sobretudo, que respeitem as boas propriedades nutricionais.

REFERÊNCIAS

AIRES, K. DA S.; GOMES, D. S.; ESMERALDO, G. G. S. L. Bolsa Família como Política Pública no Assentamento Rural: Contribuições para a Segurança Alimentar. *In*: V JOINPP, 2011, São Luís. **Anais**... São Luís: Jornada Internacional de Políticas Públicas, 2011. Disponível em: <http://www.joinpp.ufma.br/jornadas/joinpp2011/CdVjornada/vjornada.html>. Acesso em: 5 abr. 2013.

ARAUJO, G. S.; RIBEIRO, R.; NEDER, H. D. Impactos do Programa Bolsa Família sobre o Trabalho de Crianças e Adolescentes Residentes na Área Urbana em 2006. **Revista EconomiA**, v. 11, n. 4, p. 57-102, 2010.

ASSUNÇÃO, V. K.; LEITAO, M. R. F. A.; INÁCIO, P. H. D. Comer mais e melhor: Os impactos do programa Bolsa Família na alimentação de famílias de pescadores artesanais de Pernambuco. **Amazônica**, v. 4, n. 2, p. 336-353, 2012.

BAPTISTELLA, J. C. F. **Avaliação de Programas Sociais:** ima análise do impacto do Bolsa Família sobre o consumo de alimentos. 2012.101 f. Dissertação de Mestrado em Economia, Universidade Federal de São Carlos, Sorocaba, 2012.

BARROS, R. P. B.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. **A queda recente da desigualdade de renda no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, 2007 (Texto para Discussão n. 1258).

BECKER, S. O.; Inchino, A. Estimation of average treatment effects based on propensity scores. **The Stata Journal**, v. 2, n. 4, p. 358-377, 2002.

BERRY, C. H. Corporate growth and diversification. **Journal of law and economics**, v. 14, n. 2, p. 371-383, 1971.

BRASIL. **Avaliação do Programa Bolsa Alimentação:** Primeira Fase. Ministério da Saúde. Brasília-DF. 2004.

_____. **Avaliação do Programa Bolsa Alimentação:** Segunda Fase. Ministério da Saúde. Brasília, DF. 2005.

_____. **Dez passos para uma alimentação saudável**. Ministério da Saúde. Brasília, DF. 2013. Disponível em: <http://189.28.128.100/nutricao/docs/geral/guia_alimentar_bolso.pdf>. Acesso em: 22 jan. 2014.

_____. Instituto Brasileiro de Análises Sociais e Econômicas**. Repercussões do Programa Bolsa Família na segurança alimentar e nutricional das famílias beneficiadas**. Rio de Janeiro: Ibase, 2008 (Relatório Técnico). Disponível em: <http://www.ibase.br/userimages/ibase_bf_sintese_site.pdf>. Acesso em: 20 jun. 2013.

_____. Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome. **Bolsa Família**, 2013. Disponível em: <http://www.mds.gov.br/bolsafamilia>. Acesso em: 12 abr. 2013.

CAMELO, R. S.; TAVARES, P. A.; SAIANI, C. S. Alimentação, nutrição e saúde em programas de transferência de renda: evidências para o Programa Bolsa Família. **Economia**, v. 10, n.4, p. 685-713, 2009.

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

CALIENDO, M.; KOPEINIG, S. Some practical guidance for the implementation of Propensity Score Matching. **Journal of Economic Surveys**, v. 22, n. 1, p. 31-72, 2008.

COELHO, A. B.; AGUIAR; D. R. D.; EALES, J. S. Food Demand in Brazil: an Application of Shonkwiler & Yen Two-Step Estimation Method. **Estudos Econômicos**, v. 40, n. 1, p. 185-211, 2010.

DUARTE, G. B.; SAMPAIO, B.; SAMPAIO, Y. Programa Bolsa Família: impacto das transferências sobre os gastos com alimentos em famílias rurais. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 47, n. 4, p. 903-918, 2009.

DRESCHER, L. S., THIELE, S., MENSINK, G. B. M. A New Index to Measure Healthy Food Diversity Better Reflects a Healthy Diet Than Traditional Measures. **The Journal of Nutrition**, v. 137, p. 647-651, 2007.

DRESCHER, L. S. *et al*. Consumer demand for healthy eating considering diversity: an economic approach for German individuals. **International Journal of Consumer Studies**, v. 33, n.6, p. 684-696, 2009.

FERRAZ, L. F. **Programa Bolsa Família:** Impactos na distribuição de renda. Monografia (Especialização em Orçamento Público), Tribunal de Contas da União. Brasília, 2008.

FUNDAÇÃO OSWALDO CRUZ. **O que é insegurança alimentar**. 2011. Disponível em: <http://www.fiocruz.br/jovem/cgi/cgilua.exe/sys/start.htm?infoid=703&sid=25>. Acesso em: 10 abr. 2013.

GOLLOP, F. M.; MONAHAN, J. L. A Generalized Index of Diversification: Trends in U.S. Manufacturing. **The Review of Economics and Statistics**, MIT Press, v. 73, n. 2, p. 318-30, 1991.

HECKMAN, J. Sample selection as a specification error. **Econometrica**, v. 47, n. 1, p. 153-161, 1979.

HERMETO, A. M.; ROMERO, J. R. Avaliação de Impacto do Programa Bolsa Família sobre Indicadores Educacionais: uma abordagem de regressão descontínua. In: 37º Encontro Nacional de Economia, 2009, Foz do Iguaçu. **Anais do 37º Encontro Nacional de Economia**, 2009.

HOSMER, David W.; LEMESHOW, Stanley. **Applied Logistic Regression**. 2. ed. New York: John Wiley & Sons, 2000.

KASSOUF, A. L.; GLEWWE, P. The Impact of the Bolsa Escola/Familia Conditional Cash Transfer Program on Grade Advancement and Dropout Rates in Brazil. In: **5th Midwest International Economic Development Conference**, Madison, Winsconsin, 2008.

KHANDKER, R. S; KOOLWAL, G. B.; SAMAD, H. A. **Handbook on Impact Evaluation:** Quantitative Methods and Practices. Washington, DC: The World Bank, 2010.

KOHLMEIER, L. *et al*. Lycopene and myocardial infarction risk. **The Euramic Study. Am. J. Epidemiol**, v. 146, p. 618-626, 1993.

LEE, J. Y. The Demand for Varied Diet with Econometric Models for Count Data. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 69, n. 3: 687-692, 1987.

LEE, J. Y.; BROWN; M. G. Consumer Demand for Food Diversity. **Southern Journal of Agricultural Economics**, v. 163, p. 47-53, 1989.

LONG, J. SCOTT; FREESE, JEREMY. **Regression models for categorical dependent variables using stata**. Texas: Stata Press, 2001.

MATTOS, E.; MAIA, S.; MARQUES, F. Evidências da Relação entre Oferta de Trabalho e Programas de Transferência de Renda no Brasil: Bolsa Escola versus Renda Mínima. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 40, n. 2, p. 237-279, 2010.

MELO, R. M. S.; DUARTE, G. B. Impacto do Programa Bolsa Família sobre a frequência escolar: o caso da agricultura familiar no Nordeste do Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 48, n. 3, p. 635-657, 2010.

MENEZES, T. A.; SILVEIRA, F. G.; AZZONI, C. R. Demand elasticities for food products: a two-stage budgeting system. **Applied economics**, v. 40, n. 19, p. 2557-2572, 2008.

MENEZES FILHO, N. (Org.). **Avaliação econômica de projetos sociais**. São Paulo: Dinâmica Gráfica e Editora, 2012.

MOON, W. *et al.* Demand for food variety in an emerging market economy. **Applied Economics**, n. 34, p. 573-581, 2002.

PEREDA, P. C.; ALVES, D. C. O. Qualidade alimentar dos brasileiros: teoria e evidência usando demanda por nutrientes. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 42, n. 2, p. 239-260, 2012

PEREIRA, L. L. *et al.* Avaliação do Programa Bolsa Família em municípios de baixo Índice de Desenvolvimento Humano e cumprimento das condicionalidades de saúde. **Tempus:** Atas de Saúde Coletiva, v. 5, p. 139-165, 2011.

PHILIPPI, S. T. *et al.* Pirâmide Alimentar Adaptada: guia para escolha dos alimentos. **Revista de Nutrição**, v. 12, n. 1, p. 65-80, 1999.

RESENDE, A. C. C.; OLIVEIRA, A. M. H. C. Avaliando resultados de um programa de transferência de renda: o impacto do Bolsa-Escola sobre os gastos das famílias brasileiras. **Estudos Econômicos**, v. 38, n. 2, p. 235-265, 2008.

RIBEIRO, R.; CACCIAMALI, M. C. Impactos do Programa Bolsa-Família sobre os Indicadores Educacionais. **Economia**, v. 13, n. 2, p. 415-446, 2012.

ROCHA, L.A.; KHAN, A. S.; LIMA, P.V.P.S. Impacto do Programa Bolsa família sobre o bem-estar das famílias beneficiadas no estado do Ceará. *In*: Carvalho, E. B. S.; Holanda, M. C.; Barbosa, M. P. (Org.). **Economia do Ceará em Debate 2008**, Fortaleza: Ipece, 2009.

RODRIGUES, C. T.; GOMES, A. P.; DIAS, R. S. A expansão do programa Bolsa Família e as implicações sobre consumo e preços de alimentos: O caso de Viçosa/MG. In: 46º Congresso da SOBER, 2008, Rio Branco. **Anais**... Rio Branco: Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, 2008. Disponível em: <http://purl.umn.edu/106090>. Acesso em: 5 abr. 2013.

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

ROYO-BARDONABA, M. A. (Org.). **Nutrición en Salud Pública**. Madrid: Ministerio de Sanidad y Consumo, Instituto de Salud Carlos III, 2007.

SATYRO, N.; SOARES, S. S. **O Programa Bolsa Família:** desenho institucional, impactos e possibilidades futuras. Rio de Janeiro: Ipea, 2009 (Texto para Discussão n. 1424).

STEWART, H.; HARRIS, J. M. Obstacles to Overcome in Promoting Dietary Variety: The Case of Vegetables. **Review of Agricultural Economics**, v. 27, n. 1, p 21-36, 2005.

TAVARES, P. A. *et al*. Uma avaliação do programa Bolsa Família: focalização e impacto na distribuição de renda e pobreza. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 39, n. 1, p. 25-58, 2009.

TRALDI, D. R. C. **Efetividades e Entraves do Programa Bolsa Família no Município de Araraquara/SP:** um olhar sobre a segurança alimentar dos beneficiários. Araraquara, 2011. Dissertação (Mestrado em Desenvolvimento Regional e Meio Ambiente), Centro Universitário de Araraquara, Araraquara, 2011.

THIELE, S.; WEISS, C. Consumer Demand for Food Diversity: Evidence for Germany. **Food Policy**, v. 28, p. 99-115, 2003.

PAULA, D. V. *et al*. Avaliação nutricional e padrão de consumo alimentar entre crianças beneficiárias e não beneficiárias de programas de transferência de renda, em escola municipal do Município de Belo Horizonte, Estado de Minas Gerais, Brasil, em 2009. **Epidemiologia e Serviços de Saúde**, v. 21, n. 3, p. 385-394, 2012.

WAHLQVIST, M. L. Regional food diversity and human health. **Asia Pacific Journal of Clinical Nutrition**, v. 12, n. 3, p. 304-308, 2003.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. 2. ed. MIT Press, 2010.

(Originais submetidos em outubro de 2013. Última versão recebida em dezembro de 2014. Aprovada em março de 2015.)

APÊNDICE A

DESCRIÇÃO DOS ITENS ALIMENTARES CONSIDERADOS E DAS COVARIADAS DO MODELO EMPÍRICO

TABELA A1
Descrição dos itens alimentares* com os seus respectivos valores de fator saúde (FS), peso do grupo (GW) e peso do subgrupo (Gb)

Item	GW	Gb	FS	Item	GW	Gb	FS	Item	GW	Gb	FS
Banana	0,74	0,36	0,2664	Outros tubérculos	0,74	0,2	0,148	Açúcar	0,74	0,04	0,0296
Laranja	0,74	0,36	0,2664	Mandioca	0,74	0,2	0,148	Refrigerantes	0,74	0,04	0,0296
Sucos naturais	0,74	0,36	0,2664	Batata inglesa	0,74	0,2	0,148	Chocolate	0,74	0,04	0,0296
Goiaba	0,74	0,36	0,2664	Soja	0,74	0,12	0,0888	Outros enlatados	0,74	0,04	0,0296
Alface	0,74	0,36	0,2664	Café moído	0,74	0,12	0,0888	Achocolatados	0,74	0,04	0,0296
Cebola	0,74	0,36	0,2664	Pão francês	0,74	0,12	0,0888	Outros doces	0,74	0,04	0,0296
Erva mate	0,74	0,36	0,2664	Barra de cereais diet	0,74	0,12	0,0888	Refrigerantes	0,74	0,04	0,0296
Agua de coco	0,74	0,36	0,2664	Massas de mandioca	0,74	0,12	0,0888	Sal	0,74	0,04	0,0296
Castanha	0,74	0,36	0,2664	Farinhas diversas	0,74	0,12	0,0888	Pizzas	0,74	0,04	0,0296
Coco	0,74	0,36	0,2664	Massa de milho	0,74	0,12	0,0888	Balas e chicletes light	0,74	0,04	0,0296
Cenoura	0,74	0,36	0,2664	Massa de trigo	0,74	0,12	0,0888	Alimentos preparados	0,74	0,04	0,0296
Outras verduras	0,74	0,36	0,2664	Farinha de trigo	0,74	0,12	0,0888	Outras bebidas	0,74	0,04	0,0296
Outras frutas	0,74	0,36	0,2664	Macarrão	0,74	0,12	0,0888	Salgadinhos	0,74	0,04	0,0296
Manga	0,74	0,36	0,2664	Outros grãos	0,74	0,12	0,0888	Sorvete/picolé	0,74	0,04	0,0296
Maracujá	0,74	0,36	0,2664	Amido de cereal	0,74	0,12	0,0888	Chocolates light/diet	0,74	0,04	0,0296
Uva	0,74	0,36	0,2664	Barra de cereais	0,74	0,12	0,0888	Massas light/diet	0,74	0,04	0,0296
Milho	0,74	0,36	0,2664	Arroz	0,74	0,12	0,0888	Açúcar light/diet	0,74	0,04	0,0296
Outras hortaliças	0,74	0,36	0,2664	Feijão	0,74	0,12	0,0888	Complementos alimentares	0,74	0,04	0,0296

(Continua)

(Continuação)

Item	GW	Gb	FS	Item	GW	Gb	FS	Item	GW	Gb	FS
Açaí	0,74	0,36	0,2664	Farinha de cereais	0,74	0,12	0,0888	Bebidas light/diet	0,74	0,04	0,0296
Melancia	0,74	0,36	0,2664	Doces light/diet	0,74	0,04	0,0296	Outros pescados	0,21	0,36	0,0756
Ervilha	0,74	0,36	0,2664	Pizzas light/diet	0,74	0,04	0,0296	Frutos do mar	0,21	0,36	0,0756
Mamão	0,74	0,36	0,2664	Biscoito light/diet	0,74	0,04	0,0296	Camarão fresco	0,21	0,36	0,0756
Chá	0,74	0,36	0,2664	Massas diversas	0,74	0,04	0,0296	Peixes frescos	0,21	0,36	0,0756
Tomate	0,74	0,36	0,2664	Condimentos	0,74	0,04	0,0296	Derivados do leite light	0,21	0,28	0,0588
Maçã	0,74	0,36	0,2664	Café preparado	0,74	0,04	0,0296	Leite de vaca	0,21	0,28	0,0588
Melão	0,74	0,36	0,2664	Massas preparadas	0,74	0,04	0,0296	Iogurtes light/diet	0,21	0,28	0,0588
Frutas cítricas	0,74	0,36	0,2664	Balas e chicletes	0,74	0,04	0,0296	Queijos light/diet	0,21	0,28	0,0588
Outros panificados	0,74	0,28	0,2072	Sanduíches	0,74	0,04	0,0296	Leite em pó	0,21	0,2	0,042
Panificados light/diet	0,74	0,28	0,2072	Maionese	0,74	0,04	0,0296	Iogurtes	0,21	0,2	0,042
Pão integral	0,74	0,28	0,2072	Legumes em conserva	0,74	0,04	0,0296	Derivados do leite	0,21	0,2	0,042
Arroz integral	0,74	0,28	0,2072	Biscoito	0,74	0,04	0,0296	Outros leites light/diet	0,21	0,2	0,042
Feijão orgânico	0,74	0,28	0,2072	Massa de tomate	0,74	0,04	0,0296	Queijos	0,21	0,2	0,042
Aveia	0,74	0,28	0,2072	Sorvete/picolé light	0,74	0,04	0,0296	Outros leites	0,21	0,2	0,042
Soja orgânica	0,74	0,28	0,2072	Grãos em conserva	0,74	0,04	0,0296	Outras aves	0,21	0,12	0,0252
Peixes em conserva	0,21	0,12	0,0252	Ovo de galinha	0,21	0,12	0,0252	Peru	0,21	0,12	0,0252
Carne bovina segunda	0,21	0,12	0,0252	Outras carnes	0,21	0,12	0,0252	Carne bovina terceira	0,21	0,12	0,0252
Carne de hambúrguer	0,21	0,12	0,0252	Presunto	0,21	0,12	0,0252	Carne bovina primeira	0,21	0,12	0,0252
Frango	0,21	0,12	0,0252	Carnes em conserva	0,21	0,12	0,0252	Carne suína	0,21	0,12	0,0252
Carne caprina	0,21	0,12	0,0252	Azeite de oliva	0,05	0,28	0,014	Peixes industrializados	0,21	0,12	0,0252
Carnes industrializadas	0,21	0,04	0,0084	Margarina	0,05	0,12	0,006	Bacon, mortadela, linguiça	0,21	0,04	0,0084
Óleo de soja	0,05	0,28	0,014	Manteiga	0,05	0,12	0,006	Vísceras suína de segunda	0,21	0,04	0,0084

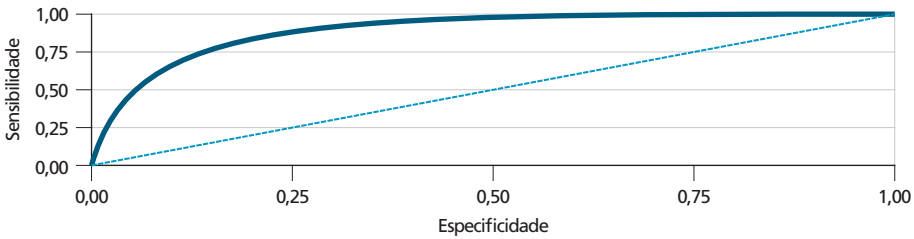
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da POF 2008-2009/IBGE. Classificação baseada em Drescher, Thiele e Mensink (2007) e Brasil (2013).
* Os produtos alimentares totalizam 123 itens.

APÊNDICE B

CURVA DE CARACTERÍSTICA DE OPERAÇÃO DO RECEPTOR (ROC) PARA O MODELO *LOGIT*

FIGURA B1

Curva ROC: relação entre as medidas de especificidade e sensibilidade para a previsibilidade correta de famílias participantes e não participantes do PBF



Área sob a curva ROC = 0,9005

APÊNDICE C

EFEITO MÉDIO COM DIFERENTES TÉCNICAS DE PAREAMENTO

TABELA C1
Efeito médio de tratamento do PBF sobre as medidas de diversificação alimentar com diferentes técnicas de pareamento

Método de pareamento	Variável de resultado	Grupo tratado	Grupo de controle	Diferença (ATT)	Erro-padrão	Estat.-t	P-valor
Dez vizinhos mais próximos	IB	80,31	79,76	0,55	0,32	1,72	0,0856*
	HFD	7,04	6,99	0,05	0,07	0,65	0,5156
Vizinho mais próximo sem reposição	IB	80,31	79,67	0,63	0,30	2,13	0,0332**
	HFD	7,04	7,09	-0,05	0,07	-0,78	0,4354
Raio	IB	80,30	79,62	0,68	0,32	2,12	0,0340**
	HFD	7,05	7,00	0,04	0,08	0,57	0,5686
Kernel	IB	80,31	79,43	0,88	0,40	2,17	0,0300**
	HFD	7,04	7,06	-0,03	0,09	-0,29	0,7718

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da POF 2008-2009.
*p<0,10; **p<0,05; ***p<0,01