

Demanda individual de alimentos e estado nutricional infantil: uma análise da influência do Programa Bolsa Família

Maria Micheliana da Costa Silva¹

Resumo

Estudo propõe analisar o efeito do Programa Bolsa Família (PBF) sobre o estado nutricional e aquisição individual de alimentos, para indivíduos em situação de pobreza, com idade entre 2 e 9 anos. Para tanto, com os dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF/IBGE), estimou-se um modelo que identifica a aquisição individual de calorias, por meio da aquisição agregada domiciliar, seguido pela estimação de uma função de produção de saúde infantil, por regressões quantílicas, que verifica o efeito de um conjunto de variáveis, incluindo a aquisição calórica e a participação no PBF, sobre a distribuição do indicador de estado nutricional utilizado (IMC), e por fim, um sistema de demanda para alimentação infantil, que permite a obtenção de variações nas quantidades de alimentos alocadas para crianças, dada a participação no programa. Verificou-se um impacto negativo do PBF sobre o IMC infantil, atribuído às orientações sobre saúde, dadas às famílias beneficiárias. Esse impacto pode ser devido a informações sobre práticas alimentares mais saudáveis, visto que o programa aumenta a quantidade adquirida de hortaliças e leite, além de reduzir embutidos e refrigerantes. No entanto, a preferência por doces também é observada, uma vez que o benefício monetário extra dado pelo PBF também contribui positivamente para seu consumo, evidenciando que o efeito renda sobrepõe o efeito das condicionalidades para esse bem. De forma geral, a análise proposta foi importante para entender como intervenções políticas específicas podem contribuir para incentivar hábitos saudáveis, dando atenção aos seus impactos sobre indivíduos vulneráveis.

Palavras-chave: Estado nutricional infantil; demanda individual de alimentos; transferências de renda.

Abstract

This study proposes to analyze the effect of the Bolsa Família Program (PBF) on the nutritional status and individual acquisition of food for poor children. With data from the POF / IBGE, we estimated a model that identifies the individual acquisition of calories through aggregate household acquisition, followed by the estimation of a child health production function, by quantile regressions, which verifies the effect of a set of variables, including the caloric acquisition and participation in the PBF, on the distribution of the nutritional status indicator used (BMI), and finally, a food demand system, which allows obtaining variations in the quantities of food allocated to children, given the program's participation. There was a negative impact of PBF on infant BMI, attributed to health orientations, given to beneficiary families. This impact may be due to information on healthier food practices, as the program increases the amount of vegetables and milk purchased, as well as reducing inlays and soft drinks. However, the preference for sweets is also observed, since the extra monetary benefit given by the PBF also contributes positively to its consumption, evidencing that the income effect overlaps the effect of conditionalities for this good. In general, the proposed analysis was important to understand how specific policy interventions can contribute to encouraging healthy habits, with attention to their impacts on vulnerable individuals.

Keywords: Children nutritional status; individual demand for food; cash transfers.

Área 12 - Economia Social e Demografia Econômica

JEL: D12; R22; C34.

¹ Professora do PPGEA/UFV, e-mail: maria.micheliana@ufv.br

1. Introdução

O padrão alimentar da população também afeta o público infantil, sendo um dos principais responsáveis pelo quadro epidêmico de obesidade infantil em diversas regiões mundiais, inclusive em áreas onde predominavam casos de desnutrição (WHO, 2017). Tal quadro também é observado no Brasil, como mostra os inquéritos da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) de 1974/1975 e 2008/2009. Mesmo com a redução significativa nos casos de desnutrição, a prevalência de obesidade em crianças do sexo masculino aumentou de 2,9% para 16,6%, e 1,8% para 11,8% em crianças do sexo feminino. Entre os adolescentes com idade entre 10 e 19 anos, nota-se a mesma tendência. Enquanto que no início da década de 70, apenas 3,7% dos meninos e 7,6% das meninas encontrava-se em situação de sobrepeso, no último biênio pesquisado, cerca de 20% estavam nesse estado nutricional, excedendo em seis vezes a frequência de déficit de peso (IBGE, 2010a).

A preocupação com o estado nutricional durante a infância decorre do risco de permanência do excesso de peso na fase adulta, além da incidência precoce de DCNT's e distúrbios psicossociais (WHITAKER et al. 1997; DIETZ, 2006). De acordo com Whitaker et al. (1997), depois dos seis anos de idade, a probabilidade de ser um adulto obeso é equivalente a 50% dos casos, enquanto que para indivíduos não obesos, as chances são apenas de 10%. Franks et al. (2010) observa que a dificuldade de reverter a incidência de excesso de peso nessa faixa etária tem consequências para a qualidade de vida e longevidade, ressaltando a prevenção, principalmente por meio de mudanças nos hábitos alimentares. O surgimento precoce de DCNTs, conjuntamente com os casos de obesidade são preocupantes, pois tais doenças constituem-se em um problema de saúde relevante e respondem por mais de 70% das causas de mortes de brasileiros por doenças, além da perda na qualidade de vida. Como consequência, uma parte substancial dos gastos públicos em saúde no Brasil destina-se ao tratamento desses casos. Estima-se que cerca de R\$ 3,5 bilhões/ano são destinados ao tratamento de DCNT's, sendo que 10% desse valor são direcionados ao público com excesso de peso (IBGE, 2014).

Uma vez que os desequilíbrios energéticos e os casos de obesidade estão crescendo de forma acelerada, atingindo o público infantil, enfatiza-se a necessidade de políticas específicas para o controle de obesidade tendo em vista a melhoria dos hábitos alimentares. A Organização Mundial de Saúde (OMS) tem reforçado a importância de ações que promova a construção de hábitos mais saudáveis na infância, que vão desde o incentivo à prática de atividades físicas, até o apoio ao consumo de alimentos mais saudáveis (WHO, 2017). Os programas voltados para a prevenção da obesidade infanto-juvenil podem partir das escolas, visto que é o local onde as crianças e adolescentes passam boa parte do tempo, sendo de responsabilidade dos educadores promover um ambiente que favoreça à prática de exercícios e alimentação equilibrada. No entanto, Birch e Ventura (2009) argumentam que a intervenção em âmbito escolar é pouco efetiva na promoção de hábitos mais saudáveis e, conseqüentemente, para reverter o número crescente de casos de obesidade nessa fase da vida. Segundo os autores, o estado nutricional de crianças e adolescentes é influenciado pelo seu próprio comportamento, mas está inserido dentro de um padrão comportamental maior, proveniente do convívio familiar e até mesmo de fatores demográficos. Daí a importância não somente de medidas de educação nutricional na infância, mas também de medidas que promovam mudanças que atinjam os hábitos da população como um todo.

De fato, o crescimento dos casos de obesidade infantil acompanha o processo de deterioração do padrão de dieta adotada nos domicílios brasileiros. Segundo o Guia Alimentar para a população brasileira, elaborado pelo Ministério da Saúde, alimentos considerados saudáveis (frutas, legumes e verduras) são menos consumidos em relação a alimentos com alto teor de gorduras, açúcares e produtos industrializados, ressaltando a preferência dos brasileiros por alimentos menos saudáveis (BRASIL, 2005; IBGE, 2010b), ressaltando que a mudança no padrão de consumo alimentar infantil também deve ser acompanhada pela mudança no ambiente familiar. Nesse sentido, a intervenção sobre o padrão de consumo alimentar domiciliar pode ser dada por meio de fiscalização da produção de alimentos, políticas informativas, além de medidas que incidem diretamente na restrição orçamentária, como transferências de renda ou mudanças nos preços dos alimentos (DREWNOWSKI et al. 2004; MAZZAOCHI; TRAILL, 2005; FLORES; RIVAS, 2014).

Com relação às transferências de renda, alguns programas governamentais são formulados com o objetivo de combater a pobreza e a insuficiência alimentar. No Brasil, a partir de 2003, esses programas foram unificados pelo Programa Bolsa Família (PBF)², o qual disponibilizou uma fonte de rendimento extra ao orçamento de famílias beneficiadas (ROCHA, 2007). Deste recurso, cerca de 90% é destinado para o consumo de alimentos, contribuindo para a sensação de segurança alimentar dessas famílias (IBASE, 2008; CAMELO et al., 2009). No estudo de Camelo et al. (2009), verifica-se a influência do programa sobre a percepção dos beneficiários quanto ao nível de segurança alimentar em domicílios com crianças até 6 anos de idade. Segundo os autores, o programa atende ao objetivo de promoção de segurança alimentar, uma vez que eleva em 7,4 pontos percentuais (p.p.) as chances de um domicílio sentir-se seguro em relação ao consumo alimentar. Outra evidência sobre o aumento da aquisição de alimentos é mostrada em Almeida et al. (2014) que, por meio de um índice de concentração de despesas, mostraram a influência na diversificação das despesas com alimentação. No entanto, essa contribuição sobre a aquisição de alimentos não implica em melhoria do tipo de alimentação adquirida por seus beneficiários. Isso porque, de acordo com a pesquisa do Instituto Brasileiro de Análises Sociais e Econômicas (IBASE, 2008), a modificação no consumo alimentar acompanha a tendência de inadequação alimentar nacional. Após o recebimento do benefício, familiares informaram um aumento considerável de açúcares (78%) e industrializados (62%), enquanto que o consumo de vegetais foi o que teve menor aumento (40%).

Como forma de verificar a importância do programa sobre a qualidade da alimentação dos beneficiários, Kawamura (2014) avaliou seus efeitos sobre nutrientes, destacando-se sua contribuição sobre o aumento no consumo de fibras alimentares, carboidratos e redução do consumo de açúcar e sódio de adição. No entanto, o consumo de vitaminas também é menor para beneficiários do programa. A participação no PBF pode afetar não somente a alimentação, como também o estado nutricional, uma vez que pode contribuir com a melhoria na saúde dos indivíduos beneficiados. Segundo Camelo et al. (2009), o programa pode elevar indicadores nutricionais, tais como o Índice de Massa Corpórea (*IMC*), via efeito na renda, que aumenta a aquisição de alimentos. Entretanto, também contribui na redução desses indicadores, devido às exigências de acompanhamento médico, além das orientações e informações dadas sobre melhores padrões de alimentação, inclusive para crianças e adolescentes acima do peso adequado. Com isso, é interessante olhar esses efeitos separadamente. Com relação ao estado nutricional, Camelo et al. (2009), ao avaliar as informações antropométricas de crianças com até 6 anos, mostrou o PBF eleva os indicadores antropométricos de crianças com déficit de peso, além de reduzir as chances de apresentarem excesso de peso e obesidade. Para crianças com cinco a nove anos de idades, Kawamura (2014) mostrou que o PBF aumenta as chances de não ter excesso de peso em 4,7 p.p. Em adolescentes até 19 anos, as chances são de 3.8 p.p. Em ambos os estudos, atribui-se esses resultados como um efeito conjunto da diversificação alimentar, conjuntamente com as exigências e acompanhamento dos beneficiários por agentes de saúde.

Apesar das evidências existentes, nenhuma delas observam o impacto do PBF sobre a demanda de alimentos para indivíduos menores de 10 anos. De forma geral, a análise da demanda alimentar dos domicílios brasileiros concentra-se no consumo agregado ou em médias baseadas em escalas de equivalência³. Além de não ser possível relacionar a alimentação individual com variáveis que indicam o estado de saúde, o uso da média domiciliar pode não ser informativa, pois a distribuição de recursos entre os indivíduos de um mesmo domicílio não são iguais, devido a diferentes retornos de produtividade ou por relações de poder dentro do domicílio, fazendo com que indivíduos recebam mais recursos que outros (BEHRMAN; DEOLALIKAR, 1988, DEATON, 1997). Smed et al. (2007) também alerta que analisar os efeitos de políticas que podem influenciar os hábitos alimentares, por meio de estimativas baseadas na

² Segundo o Ministério de Desenvolvimento Social e Combate à Fome, o programa de transferência de renda Bolsa Família atendeu às famílias em situação de pobreza e extrema pobreza, caracterizadas pela renda familiar mensal per capita de até R\$137,00 e R\$69,00, respectivamente, de acordo com o artigo 18 do Decreto nº 6.824, de 2009 (BRASIL, 2009).

³ Ver Silveira et al., (2007), Pereda e Alves (2012), Barbosa et al., (2014), Da Costa Silva e Coelho (2014), Claro et al. (2012).

média ignoram, ignora-se o impacto sobre indivíduos mais vulneráveis, como crianças e idosos, que possuem necessidades dietéticas especiais. No entanto, observar esses efeitos sobre a aquisição alimentar e estado nutricional de crianças não é simples. A única fonte de abrangência nacional que contém informações sobre aquisição de alimentos (POF/IBGE), em seu último inquérito (2008/2009), contém um registro específico ao consumo alimentar individual, que abrange apenas o consumo relatado por indivíduos com idade superior a 10 anos em 10.822 domicílios.

Como forma de desagregar as informações de aquisição de nutrientes em pesquisas realizadas em âmbito domiciliar, Chesher (1997) propôs um método de estimação semi-paramétrica, que identifica o consumo individual, com base no gênero, idade e características sociodemográficas, aplicado por vários estudos internacionais, como em Bonnet et al. (2014), De Agostini (2005), Parkin (2002) e Miquel e Lasney (2001). Ao fornecer estimativas individualizadas das calorias adquiridas e permitir a comparação com os níveis recomendados para cada faixa etária e gênero, a identificação do consumo alimentar durante a infância, bem como sua relação com o estado nutricional, pode contribuir para verificar como intervenções políticas podem reverter e prevenir o quadro de obesidade infanto-juvenil.

Dessa forma, este estudo propõe analisar o efeito do Programa Bolsa Família (PBF) sobre o estado nutricional e aquisição individual de alimentos, para indivíduos em situação de pobreza, com idade entre 2 e 9 anos. Para tanto, serão estimados três modelos: um modelo que identifica a aquisição individual de calorias, por meio da aquisição agregada domiciliar, seguido por um modelo de regressão quantílica, que verifica o efeito de um conjunto de variáveis sobre a distribuição do Índice de Massa Corpórea (IMC), inclusive controlando pela taxa de consumo calórico infantil, estimada pelo procedimento anterior e por dummies indicadoras do consumo alimentar na escola, não consideradas de forma direta pelos estudos existentes sobre os efeitos do PBF⁴. Isso permite separar o efeito atribuído das condicionalidades do efeito da aquisição alimentar. Este é visto por meio de um sistema de demanda para uma cesta com diversas categorias alimentares, que possibilitou a obtenção da sensibilidade da quantidade de alimentos alocada para as crianças, no âmbito domiciliar, dada a participação no PBF.

Este trabalho está dividido em cinco seções, incluindo essa introdução. Na próxima seção, apresenta-se o referencial teórico, em que se baseiam as estimações dos efeitos do PBF sobre o estado nutricional e demanda de alimentos para o público infantil. A seção 3 expõe o modelo econométrico, bem como as variáveis e base de dados utilizada. Os resultados obtidos e a discussão dos mesmos são apresentados na quarta seção, seguida pelas principais considerações finais do estudo.

2. Referencial teórico

Como o estado de saúde não é diretamente observado, os estudos empíricos recorrem a representações que podem ser desde avaliações subjetivas de saúde, até medidas mais objetivas, baseadas em informações antropométricas (BEHRMAN; DEOLALIKAR, 1988). Essas últimas caracterizam diretamente o estado nutricional, podendo refletir preocupações com a saúde. A medida mais comum é o Índice de Massa Corpórea (IMC), o qual expressa a quantidade de quilogramas que os indivíduos possuem por metro² (Kg/m²), sinalizando a distribuição harmoniosa entre a massa corporal e comprimento. Embora não permita a distinção entre massa gorda ou magra, este índice é o mais recomendado internacionalmente para avaliação nutricional, sendo o índice antropométrico mais consistente que pode ser calculado com as informações de pesquisas de orçamento domiciliar. Além disso, está correlacionado com medidas de adiposidade e permite estimar o risco de desenvolvimento de doenças crônicas não transmissíveis (DCNTs), sendo que, quanto maior o seu valor, mais vulnerável o indivíduo estará a tais doenças. O ponto de corte que define a incidência de obesidade em adultos é equivalente a 30 kg/m². No entanto, não é adequado para mensurar a obesidade infanto-juvenil, uma vez que, até os 18 anos, o IMC muda substancialmente com a idade e o gênero, necessitando de definições diferenciadas (OMS, 2002; COLE et al. 2000; COLE et al., 2007).

⁴ Somente Kawamura (2014) considera a alimentação em âmbito escolar, mas por meio de uma proxy, com base no horário em que a alimentação ocorreu, se corresponde ao horário escolar.

O estado nutricional para ser adequado dependerá do equilíbrio entre ingestão e gasto de energia. O teor de energia que compõe os alimentos e que é gasto pelo organismo é medido em termos de calorias (kcal). Alimentos que contêm gorduras em sua composição possuem 9 kcal/g e proteínas e carboidratos, possuem 4kcal/g, enquanto que vitaminas e minerais não fornecem energia. Com isso, alimentos saudáveis e mais nutritivos podem apresentar baixo teor calórico. Caso o excesso de calorias ingeridas exceder o nível requerido pelo organismo, a energia será acumulada na forma de gordura corporal, resultando em obesidade. Caso contrário, o indivíduo se encontrará em estado de subnutrição (BRASIL, 2005).

Em um modelo de comportamento, onde se supõe que os indivíduos são racionais, existe um “peso ideal”, de forma que estar abaixo ou acima gera desutilidade. Apesar do consumo alimentar suficiente ser imprescindível para que os indivíduos alcancem um nível de segurança nutricional e mantenham-se saudáveis, poderá ser desejável estar acima ou abaixo do nível de peso estabelecido pela comunidade de saúde pública. Assim, o bem-estar derivado do estado nutricional é baseado em uma avaliação subjetiva da aparência física individual. Como não é possível escolhê-lo diretamente, o indivíduo determinará um nível ótimo de consumo e gasto de calorias para alcançá-lo. Assim, o estado de saúde (H_i) de um indivíduo i pode ser expresso por meio de uma função de produção de saúde, relacionando seu consumo calórico (q_i), além do gasto calórico e fatores que compõem a sua dotação de saúde (ξ_i), que geralmente não são observados. O estado nutricional ótimo será resultante das escolhas alimentares e da forma como são gastas as calorias adquiridas (PHILIPSON; POSNER, 2003; CAWLEY, 2003). Especificamente para crianças, esse processo de maximização de bem-estar dependerá das escolhas de sua mãe e dos cuidados que esta tem com a saúde infantil (BEHRMAN; DEOLALIKAR, 1988; REICHMAN et al., 2009):

$$\max U^M (H^M(q_M, I_M, \xi_M), H^i(q_i, I_M, \xi_i), q_i, q_M, O_M), \quad (1)$$

em que H^M e H^i são as funções de produção de saúde da mãe e da criança, respectivamente; I_M são características da mãe, que podem influenciar tanto no seu estado de saúde, quanto no da criança; O_M representa o consumo de outros bens e serviços não alimentícios.

A maximização de utilidade é condicionada por restrições orçamentárias, biológicas e de tempo (CAWLEY, 2003), sendo a restrição orçamentária a limitação mais relevante percebida pelo indivíduo ao tomar sua decisão de consumo. Supondo que os gastos com alimentação são fracamente separados dos gastos com os demais bens, pode-se supor que os indivíduos decidem quanto gastar em alimentação em um estágio separado dos demais bens, e essa decisão irá influenciar seu estado nutricional. Assim, deve-se considerar que apenas o dispêndio (m_{ikr}) e os preços dos alimentos (p_{ikl}) constituem a restrição que o indivíduo enfrenta para maximizar sua utilidade (DEATON; MUELLBAUER, 1980a). Supondo que as decisões de consumo de uma i -ésima criança, residente no k -ésimo domicílio sejam dadas pela sua mãe, a quantidade ótima de alimentos destinada a i -ésima criança será determinada por um processo de maximização de utilidade:

$$\max U^M (H^M(q_{Mk}, I_{Mk}, \xi_{Mk}), H^i(q_i, I_M, \xi_i), y_i, y_M, O_M), \quad (2)$$

s.a. $\sum_{l=1}^L p_{kl} y_{Mlk} + \sum_{l=1}^L p_{kl} y_{ilk} = m_{Mkr} + m_{ikr}$,
em que y_{ilk} é a quantidade do l -ésimo alimento destinada para a i -ésima criança, residente no k -ésimo e p_{kl} é o seu preço; C_k é um vetor com características domiciliares, incluindo características de sua mãe. Ao resolver esse problema, pode-se encontrar a quantidade ótima de alimentos destinada a cada membro do domicílio. Supõe-se que as decisões de aquisição são baseadas em quantidades físicas de cada alimento, e não necessariamente nos nutrientes que os compõem. O comportamento de consumo é baseado em bens adquiridos, sendo esta uma boa medida de possibilidade de acesso e variabilidade (FAO, 1997; SMED et al., 2007). No entanto, como visto em (1), o estado nutricional dependerá da composição calórica, que é uma função linear da quantidade de alimentos adquiridos. Sendo c_l a quantidade calórica para cada quilograma de y_{ilk} , a quantidade total de alimentos adquiridos, convertidos em calorias será $q_{ik} = \sum_{l=1}^L c_l y_{ilk}$.

As condições de primeira ordem para o problema em (2) permitem encontrar o nível ótimo de alimentos destinados a i -ésima criança, como função de seus preços e do dispêndio com esses bens. Como a decisão de consumo influencia o seu estado nutricional, o nível ótimo será:

$$H_i^* = H^*(q_{ik}^*(p_{ikl}, m_{ikr}), I_{ik}, \xi_{ik}), \quad (3)$$

em que e_{H^*q} é a mudança percentual no indicador de estado nutricional, dado a mudança na quantidade do l -ésimo bem, após a mudança nos preços, e_{jj} e e_{lj} são as elasticidades desse bem e do bem j , em relação ao preço p_l , respectivamente e e_{lm} são as elasticidades-dispêndio.

Além das variáveis econômicas preço e dispêndio, a decisão do consumidor pode ser influenciada fatores demográficos. Esses fatores podem ser incorporados na função de demanda por meio de função de translação demográfica (*demographic translating*), por meio da inclusão de parâmetros que dependem de variáveis demográfica, podendo ser expressos por uma função linear (POLLAK; WALES, 1981):

$$d_{ik} = \sum_k \theta_{ik} D_{ik}, \quad (4)$$

em que D_k é um vetor de variáveis que caracterizam o k -ésimo domicílio e θ_{ik} são os efeitos de cada variável sobre o l -ésimo bem. Nesse vetor, incluem-se características referentes à localização domiciliar, nível de informação do responsável pela criança, além da participação em programas, como o Bolsa Família. A quantidade ótima destinada para a i -ésima criança será dada pela função:

$$y_{ik}^* = y_{ik}^*(p_{ikl}, m_{ikr}, D_{ik}), \quad (5)$$

No caso do Programa Bolsa Família, pode-se dizer que o efeito no estado nutricional infantil é dado pelo impacto direto no IMC, dado pela mudança nos cuidados com a saúde, além do impacto indireto, devido à mudança no consumo calórico (CAMELO et al., 2009).

3. Aspectos metodológicos

3.1. Estimação do consumo calórico individual a partir do consumo domiciliar

Observar o efeito da ingestão de alimentos no *IMC* pode não ser simples, dado à limitação de informações em algumas pesquisas, como a POF⁵, que fornecem dados de consumo em agregados domiciliares. A distribuição de recursos entre os indivíduos de um mesmo domicílio pode não ser igual, devido a diferentes retornos de produtividade ou por relações de poder dentro do domicílio, fazendo com que indivíduos recebam mais recursos que outros. Dessa forma, a média domiciliar não será informativa sobre o efeito de mudanças em variáveis socioeconômicas sobre a aquisição nutricional (BEHRMAN; DEOLALIKAR, 1988). Uma forma de solucionar esse problema é considerar o consumo alimentar em termos de unidades de “adultos-equivalentes”, computando-se a média do consumo domiciliar em termos de um indivíduo referencial (SANYAL; BABU, 2009). Como alternativa para analisar a distribuição de alimentos entre membros de um domicílio, Chesher (1997;1998) propõe um método em que é possível identificar e estimar o consumo de alimentos em âmbito individual a partir das informações disponíveis, em qualquer unidade de medida (calorias, quilogramas ou nutrientes). Baseando-se no modelo proposto pelo autor, obtém-se o valor previsto do consumo individual, por meio da estimação da relação entre o consumo domiciliar per capita e características individuais e domiciliares.

Seja \bar{q}_k a oferta média de alimentos dentro do domicílio k , como a divisão de recursos intradomiciliar é desigual, pode-se considerar que:

$$\bar{q}_k = q_{ik} + \theta_{ik} = \hat{q}_{ik} + u_{ik} + \theta_{ik}, \quad (6)$$

em que q_{ik} é o consumo real do i -ésimo indivíduo pertencente a k . Se o indivíduo consome além da quantidade per capita de alimentos disponível, então $\theta_{ik} < 0$. Pode-se considerar que a quantidade observada por cada indivíduo, q_{ik} , seja equivalente à taxa média de ingestão por idade-gênero e características que influenciam na distribuição dos recursos intradomiciliares, além de desvios nessa média para cada indivíduo, u_{ik} . As características observadas permitem prever um valor \hat{q}_{ik} , o qual expressa a quantidade de alimentos destinada ao indivíduo i , ou seja, expressa a taxa média de

⁵ Apenas o inquérito de 2008/2009 contém um registro específico ao consumo alimentar individual, este abrange apenas o consumo de indivíduos com idade superior a 10 anos em 10.822 domicílios (cerca de 20 % da amostra).

consumo individual. Já u_{ik} são preferências não observadas que desviam o consumo individual total dessa média.

Para expressar a taxa média de consumo individual, Chesher (1997) assume que \hat{q}_{ik} pode ser representada por uma função $g(\cdot)$ é separável entre as características domiciliares e individuais, de forma multiplicativa, ou seja: $g(x_{ik}, z_k) = g(x_{ik})z(z_k)$, em que a função $z(\cdot)$ assume a forma paramétrica $z(z_k) = \exp(Z'\tau)$. Assim, a função $g(\cdot)$ Pode ser estimada como:

$$g(x_{ik}, z_k) = [\sum_{g=1}^2 \sum_{a=1}^{A=\max} 1(x_{ik}^1 = a, x_{ik}^2 = g) b_i \beta_{ag}] \exp(Z'\tau), \quad (7)$$

em que x_{ik}^1 e x_{ik}^2 representam a idade e o gênero do i -ésimo indivíduo, residente no k -ésimo domicílio; $1(x_{ik}^1 = a, x_{ik}^2 = g)$ é uma função indicadora, que assume o valor 1 caso o indivíduo tenha a idade a e seja do gênero g . A taxa média de ingestão por idade-gênero será dada por β_{ag} , e como o consumo observado corresponde à oferta de alimentos apenas no domicílio, a taxa estimada será uma parcela b_i do que corresponderia ao valor total. Devido à distribuição discreta da idade, aplica-se a estimação com suavização em todas as idades⁶.

A especificação em Chesher (1997) considera a aquisição domiciliar total. Baseado em (6) e supondo que as heterogeneidades que influenciam na alocação intradomiciliar estejam captadas no vetor de características domiciliares z , estima-se (7), considerando a aquisição calórica domiciliar per capita, em relação a *dummies* de interações das variáveis idade e gênero de cada indivíduo. Com isso, \hat{q}_{ik} é expresso pelo valor previsto da estimação para cada indivíduo.

3.2. Fatores associados ao estado nutricional infantil

Como visto, o estado nutricional, representado pelo *Índice de Massa Corpórea* (IMC_{ikt}), dependerá do consumo de calorias (q_{ikt}), além do gasto calórico não observado, cuidados com a saúde, dos choques metabólicos e propensão genética à obesidade, que compõem o vetor de fatores não observados, ξ_{ikt} . Devido à ausência de informações sobre o verdadeiro consumo calórico, tem-se que (BONNET et al., 2008):

$$IMC_{ik} = \eta + \mu \hat{q}_{ik} + \mu u_{ik} + \xi_{ik}, \quad (8)$$

em que ξ_{ikt} é um choque independente do consumo calórico real; μ mede o real efeito das calorias ingeridas sobre o IMC.

$$\hat{\mu} = \frac{cov(IMC_{ikt}, \hat{q}_{ikt})}{var(\hat{q}_{ikt})} = \mu + \frac{cov(\hat{q}_{ikt}, u_{ikt})}{var(\hat{q}_{ikt})} + \frac{cov(\hat{q}_{ikt}, \xi_{ikt})}{var(\hat{q}_{ikt})}, \quad (9)$$

Pode-se dizer que, por u_{ikt} representar preferências pessoais, um indivíduo pode ter hábitos alimentares diferentes daquilo que é consumido por indivíduos com mesma idade-gênero. Assim, essas preferências independem de suas características, não sendo correlacionadas com a taxa de aquisição calórica \hat{q}_{ikt} . A aquisição alimentar por indivíduos mais novos depende das escolhas domiciliares, representadas pelas variáveis contidas no vetor z_{ikt} , usadas na estimação da taxa de consumo calórico. No entanto, ξ_{ikt} contém o gasto calórico não observado, que tem uma relação de complementaridade com o consumo calórico, além de ser influenciado por características individuais. Outros fatores relacionados aos cuidados com a saúde também podem influenciar o IMC e a aquisição de alimentos, contribuindo para aumentar o viés em (9). Assim, recorre-se ao uso de *proxies*,

⁶ A demanda por energia e nutrientes varia de forma complexa ao longo do ciclo de vida, aumentando rapidamente entre a infância e a fase adulta e, dependendo do nível de atividade, entra em declínio na velhice. Além disso, preferências alimentares também podem variar ao longo do ciclo de vida. A estimação com suavização da idade é importante para produzir um bom ajuste dos dados e curvas sem muita variação local. Assim, encontra-se um parâmetro de penalização, considerando alguns valores nas estimativas das curvas da aquisição calórica por idade, para cada gênero separadamente e escolhe-se aquele que minimiza a variação local (CHESHER, 1997; MIQUEL; LASNEY, 2001; DE AGOSTINI, 2005). No Gráfico A1, no apêndice, pode-se verificar que, ao usar o parâmetro de penalização $\lambda = 100$, como usado em Chesher (1997; 1998) e De Agostini (2005), percebe-se curvas sem muita variação, para ambos os gêneros. Portanto, este será o valor adotado como parâmetro de penalização.

relacionadas a hábitos de vida mais saudáveis, que podem caracterizar a dotação de saúde dos indivíduos.

Seguindo Behrman e Deolalikar (1988), além da aquisição alimentar, que reflete os hábitos alimentares da criança no período analisado, é importante acrescentar variáveis que reflitam os cuidados e o investimento na sua saúde. Tais variáveis podem ser representadas pelas características da mãe, além da participação no PBF, visto que este programa exige de seus beneficiários o acompanhamento médico das crianças, além das orientações e informações dadas sobre melhores padrões de alimentação. Além disso, a taxa de aquisição calórica se baseia em dados domiciliares, necessitando-se de uma variável que expresse o consumo extradomiciliar. Essas duas fontes de consumo alimentar têm relação de substituição e, conjuntamente, são determinantes do estado nutricional. Assim, ignorar o efeito do consumo extradomiciliar pode subestimar o efeito do consumo calórico estimado.

O impacto das variáveis sobre o IMC pode ser diferente ao longo da sua distribuição. No caso do PBF, por exemplo, uma vez que a exigência de controle do peso das crianças seja maior sobre aquelas com peso elevado, espera-se que seu impacto seja maior. Assim, a influência dos fatores associados ao estado nutricional será estimada por meio de regressões sobre os quantis da distribuição do IMC. Sendo X_{ik} um vetor de características observadas da i -ésima criança, residente no k -ésimo domicílio, tem-se que (ANGRIST; PISCHKE, 2009):

$$Q_{\tau}(IMC_{ik}|X_{ik}) = X_{ik}\beta + \Phi(\tau)_{\xi}^{-1}, \quad (10)$$

em que $Q_{\tau}(\cdot)$ é o valor do IMC no τ -ésimo quantil de sua distribuição; $\Phi(\tau)_{\xi}^{-1}$ é o inverso da função de distribuição do termo de erro da função de produção de saúde, acumulada até o τ -ésimo quantil. Se a dispersão da distribuição do IMC condicional a qualquer variável do vetor X_{ik} mudar, o impacto dessa variável será diferente, ao longo da distribuição do IMC e, portanto, não se pode dizer que o efeito na média dessa variável é o mesmo para valores mais baixos (déficit de peso) e mais altos (excesso de peso).

3.3. Estimação da demanda individual de alimentos

A distinção entre as elasticidades-preço em âmbito domiciliar e as elasticidades-preço individuais é importante para políticas que tenham como objetivo combater o sobrepeso, uma vez que esse problema pode se diferenciar entre membros de um dado domicílio (BONNET et al, 2008). Uma análise de demanda individualizada pode gerar resultados mais precisos, uma vez que seguir uma dieta saudável é uma decisão tomada pelo indivíduo. As estimativas das elasticidades individuais são necessárias para mostrar como essas mudanças contribuem para reduzir/aumentar a aquisição de determinados alimentos, levando em consideração como essas mudanças influenciam na alocação intradomiciliar. Para encontrar as elasticidades-preço e dispêndio da demanda de alimentos, recorre-se ao modelo *Quadratic Almost Ideal Demand System* (QUAIDS), de Banks et al. (1997), com correção para o problema dos gastos nulos, proposta por Shonkwiler e Yen (1999). Assim, propõe-se estimar um sistema de equações para l bens, baseado na seguinte especificação:

$$w_{iklt} = \Phi(z'_{iklt}\hat{\alpha}_l)[c_l + D_k\theta_l + \sum_j \gamma_{lj} \ln p_{jkt} + \beta_l \ln \left(\frac{m_{iklt}}{a(p)}\right) + \frac{\lambda_l}{b(p)} \left\{ \ln \left(\frac{m_{iklt}}{a(p)}\right) \right\}^2 + u_l \hat{v}_{iklt}] + \varphi_l \phi(z'_{iklt}\hat{\alpha}_l) + \varepsilon_{iklt}, \quad (11)$$

em que em que, w_{iklt} é a parcela de gasto com o l -ésimo bem, pelo i -ésimo indivíduo; m_{iklt} representa dispêndio total⁷; $a(p)$ um índice de preços⁸; p_{jkt} é o preço do j -ésimo bem. O modelo QUAIDS é semelhante ao AIDS, porém considera o parâmetro λ_l , referente ao impacto do termo quadrático do dispêndio, além de incorporar um agregador de preços Cobb-Douglas $b(p) = \prod_j p_j^{\beta_j}$, requerido para manter a integrabilidade do sistema; D_k é um vetor de variáveis que podem

⁷ Opta-se por utilizar nas equações de demanda do 2º estágio o dispêndio total com os n bens, visto que preserva a restrição da aditividade, além de permitir a hipótese de separabilidade do orçamento (DEATON, MUELLBAUER, 1980a).

⁸ Como o índice de preços do AIDS não é linear nos parâmetros, Deaton e Muellbauer (1980b) sugerem o índice de Stone, a fim de se obter um modelo linear. No entanto, Moschini (1995) prova que esse índice não é invariante a mudanças de preços e quantidades, sugerindo como substitutos o índice de Stone corrigido e o índice de Laspeyres.

caracterizar os hábitos alimentares dos indivíduos e θ_l é um vetor de parâmetros associados, que indicam o efeito de cada variável. A função de densidade de $\phi(z'_{iktl}\hat{\alpha}_l)$ e a função de distribuição acumulada $\Phi(z'_{iktl}\hat{\alpha}_l)$ são obtidas por meio da estimação de um modelo de escolha binária (*probit*). A equação (9) é estimada por meio de um SUR. Utiliza-se os procedimentos de Blundell e Robin (1999) e de Deaton (1988) para corrigir a endogeneidade do dispêndio e dos valores unitários, respectivamente.

Quanto ao impacto do Programa Bolsa Família, incluído no vetor D_k , assim como as demais variáveis domiciliares⁹, a variável indicadora de recebimento do benefício pode ser acrescentada nas equações de demanda por meio de translação demográfica. Uma vez que o efeito tratamento médio é equivalente ao efeito parcial médio para variáveis *dummy* (WOOLDRIDGE, 2010), pode-se dizer que:

$$\frac{\partial w_l}{\partial BF} = E(w_1|BF) - E(w_0|BF) = \Phi(z'_{ik}\hat{\alpha}_l)\theta_{lBF} \Rightarrow \frac{\partial q_l}{\partial BF} = \Phi(z'_{ik}\hat{\alpha}_l)\theta_{lBF}/p_l, \quad (12)$$

pois $w_l = p_l q_l$. Como o efeito na média condicional é equivalente ao efeito incondicional, por Lei das Expectativas Iteradas, o efeito encontrado reflete a variação na proporção de beneficiários sobre a demanda de alimentos, podendo ser expresso medido em termos de ‘elasticidade’, que mede a variação percentual na quantidade demandada quando a variável varia de zero para um (LAZARRIDIS, 2004; ANGRIST; PISCHKE, 2009). Assim, a variação na quantidade demandada será expressa por:

$$e_{lBF} = \frac{\partial q_l}{\partial BF} \frac{BF}{q_l} = \Phi(z'_{ik}\hat{\alpha}_l)\theta_{lBF}/w_l, \quad (13)$$

3.4. Análise de efeitos de tratamento

Em programas de transferência de renda, como o Bolsa Família, cuja a seleção para participar do programa é não-aleatória, tem-se um viés de seleção na estimação de seus efeitos. Para tanto, é necessário identificar um grupo de controle que seja um bom contrafactual para os beneficiários, considerados como grupo de tratamento. Isso porque, como não é possível observar o mesmo indivíduo com e sem tratamento, ao usar os resultados de quem não recebeu como comparação, tem-se (ANGRIST; PISCHKE, 2009):

$$E(y|BF = 1) - E(y|BF = 0) = ATT + E(y_0|BF = 1) - E(y_0|BF = 0), \quad (14)$$

em que y é a variável de resultado observada, y_1 e y_0 são seus resultados potenciais, com e sem tratamento, respectivamente; BF é a variável indicadora de tratamento; $ATT = E(y_1 - y_0|BF = 1)$ é o efeito médio do tratamento sobre os tratados (quem recebeu o programa). Uma vez que os indivíduos atendem a alguns critérios para participar do programa, os resultados potenciais sem o tratamento de quem recebeu serão diferentes dos resultados de quem não recebeu, ou seja, $E(y_0|BF = 1) \neq E(y_0|BF = 0)$. Assim, é preciso garantir que o grupo de comparação seja semelhante ao grupo que recebeu a política. Para tanto, recorre-se à técnica proposta por Rosebaum e Rubin (1983), que estima um escore de propensão (*propensity score matching* - PSM), para parear unidades semelhantes do grupo de controle com o grupo de tratamento. Pela hipótese de ignorabilidade do tratamento, a participação no programa depende de variáveis observadas (x), que quando controladas, o resultado (y) independe da participação dos indivíduos:

$$E(y_1|x, BF) = E(y_1|x) \text{ e } E(y_0|x, BF) = E(y_0|x), \quad (15)$$

3.5. Base de dados e variáveis¹⁰

As informações utilizadas nesse estudo são provenientes dos microdados da Pesquisa de Orçamentos Familiares, pesquisa de caráter amostral, realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia

⁹ Também foram incluídas como controle as variáveis que representam as características da mãe: se é responsável pelo domicílio, se é obesa e sua escolaridade, bem como se o domicílio é urbano e se o responsável avalia que os alimentos consumidos no domicílio são sempre do tipo preferido.

¹⁰ Devido ao limite de espaço, optou-se por não apresentar as estatísticas descritivas, que estão disponíveis sob requisição da autora.

e Estatística (IBGE). Consideram-se duas pesquisas realizadas em dois pontos no tempo: 2002/2003 e 2008/2009, com uma amostra de 48.568 e 55.970 domicílios, respectivamente, situados em áreas urbanas e rurais de todo o território nacional (IBGE, 2006b; IBGE, 2010d). Em ambas pesquisas, são disponibilizadas informações sobre a composição orçamentária doméstica e sobre as condições de vida da população, visando mensurar as estruturas de consumo, dos gastos e fontes de rendimento, além de informações antropométricas. Todas as variáveis utilizadas foram criadas a partir dos seguintes registros da POF: *Moradores*, *Caderneta de despesas domiciliares e individuais*, e *Consumo alimentar* (disponível apenas para 2008/2009). O consumo domiciliar de alimentos foi definido a partir da conversão das quantidades em quilogramas para calorias, de acordo com os valores médios especificados nas Tabelas de Composição de Alimentos do IBGE.

Como se objetiva analisar os efeitos do Programa Bolsa Família sobre o estado nutricional e a demanda por alimentos para o público infantil, opta-se por analisar a amostra pertencente à faixa etária 2 a 9 anos, cuja informação sobre consumo calórico não é observada diretamente e pertence à faixa usada como critério para o domicílio participar do programa (até 17 anos), residentes em domicílios pobres¹¹, apenas para o biênio 2008/2009 (último ano da pesquisa com informação sobre o programa). Considerando apenas as crianças que têm mãe residente no domicílio, a amostra de interesse tem 6129 indivíduos. Como o registro da POF sobre o consumo pessoal não inclui indivíduos com menos de 10 anos de idade, recorre-se a desagregação da aquisição domiciliar, sugerida por Chesher (1997). Ao desconsiderar os indivíduos que não informaram alguma característica ou consumo domiciliar, além de *ouillers* de renda e consumo, a amostra final contém 126.375 indivíduos em 2002/2003 e 142.683 em 2008/2009, correspondendo a uma população de 123.352.543 e 146.499.989 indivíduos, respectivamente. A estimação da taxa de aquisição calórica foi realizada com a amostra completa, para garantir variabilidade dos valores previstos, considerando como variável dependente a oferta de calorias per capita no domicílio e variáveis explicativas de propostas por Chesher (1998).

Para caracterizar o consumo extradomiciliar na função de produção de saúde, recorre-se a variáveis indicadoras do consumo em âmbito escolar. Kawamura (2014) alerta que a alimentação na escola pode contribuir para se alcançar índices antropométricos adequados. Uma vez que as crianças participantes no PBF também recebem esse tipo de alimento, não se pode atribuir apenas ao PBF a mudança em seu estado nutricional. Portanto, o autor propõe uma medida de alimentação escolar, para o público adolescente, uma variável que indica se houve consumo fora de casa em horário escolar. Segundo o autor, essa variável também ajuda a obter um efeito direto do programa. Para tentar captar esses efeitos, no presente estudo, propõe-se usar *dummies* indicadoras que identifica a origem dos alimentos consumidos na escola pela criança menor que 10 anos: se estas são fornecidas pela escola ou se são compradas na cantina, criada com base o item “Alimentos consumidos na escola”, do registro de *Moradores* da POF.

A estimação da aquisição individual de calorias no âmbito domiciliar por categorias também segue a especificação em (11). Como na POF o preço do bem p_l não é disponibilizado, calcula-se o valor unitário da despesa (UV_{kl}) com cada bem (y_{lkt}), em termos de quilogramas (R\$/kg), isto é, $UV_{lkt} = \frac{m_{kt}}{y_{lkt}}$. Considera-se que o valor pago pela alimentação domiciliar (UV_{lkt}) é o mesmo para todos os membros do k -ésimo domicílio. Assim, pode-se calcular a despesa individual $\hat{m}_{ikl} = \hat{q}_{ikl} \times UV_{kl}$ e, conseqüentemente, as parcelas de gasto, usadas na estimação do sistema de demanda de alimentos para o público de interesse. Baseando-se na classificação do IBGE, os bens provenientes do consumo domiciliar foram agrupados em 14 categorias. A fim de não se criar um número excessivo de equações, categorias alimentares semelhantes foram agregadas e seus valores unitários obtidos por a agregação linear das l categorias, ou seja, $UV_{rkt} = \sum_l^l (w_{lkt} UV_{lkt})$, com $r=1, \dots, 14$. Considerando que o valor pago por cada bem no domicílio é igual entre seus membros, a partir da quantidade de alimentos estimada e do valor unitário, obtém-se a despesa individual por categoria. Para garantir a imposição de aditividade das parcelas de gasto, trata-se um dos bens como “residual” e estima-se o

¹¹ A linha de pobreza adotada considera uma renda domiciliar per capita de até ½ salário mínimo, em valores de janeiro de 2009.

sistema de demanda para $n-1$ bens (YEN et al., 2003). O bem residual escolhido foi *Outros alimentos*, que considera os alimentos que não incluídos nas categorias de interesse.

Assim como em Camelo et al. (2009), as variáveis escolhidas para estimar o escore de propensão em participar do PBF representam a renda domiciliar e condições de vida em quatro dimensões: características do chefe do domicílio, composição familiar, localização geográfica do domicílio e infraestrutura-familiar. Incluem-se as características do chefe e não de outros membros, pois é o indivíduo que toma a decisão de participar do programa (KAWAMURA, 2014). Para fazer o pareamento, considera-se apenas os domicílios com renda domiciliar per capita inferior a meio salário mínimo e que tenham indivíduos com até 17 anos de idade, totalizando 7.342¹² domicílios (13% da amostra total).

4. Resultados¹³

As médias de consumo calórico domiciliar estimadas são apresentadas na Tabela 1, para o total da amostra, bem como por faixas etárias (devido ao limite de espaço, optou-se por não apresentar as estimativas para as categorias, ver nota de rodapé 13). Para fins de comparação, a 1ª coluna corresponde ao consumo observado, disponível no levantamento sobre consumo pessoal da POF de 2008/2009, que não contém informações de consumo para a faixa etária de interesse. Verifica-se que as estimativas usando a aquisição domiciliar per capita se aproximam do consumo observado, enquanto que usar o consumo domiciliar total, como em Chesher (1997), subestima-se o consumo de indivíduos com menos de 18 anos. Vale ressaltar que, além de não fornecer dados sobre o consumo alimentar infantil, os dados contidos no registro de consumo pessoal do inquérito são baseados na declaração individual do que foi consumido em dois dias não consecutivos. Segundo o autor, este tipo de informação pode conter informações enviesadas fornecidas pelos entrevistados sendo mais suscetível a erros de medida do que uma desagregação do registro de aquisições de alimentos em âmbito domiciliar. Isso pode explicar as diferenças nos desvios-padrão entre as três medidas apresentadas.

Tabela 1 – Consumo calórico domiciliar observado e estimado, por faixas etárias, 2008/2009

Faixa etária	Consumo observado		Consumo domiciliar total		Consumo domiciliar per capita	
	Média	Std dev.	Média	Std dev.	Média	Std dev.
Total	1473.56	705.41	1583.65	555.23	1495.44	203.80
2 - 9 anos	-	-	898.71	217.62	1306.07	136.82
10 - 17 anos	1581.29	739.02	990.96	251.67	1364.54	139.38
18 - 29 anos	1435.20	676.48	1478.00	286.15	1593.05	189.27
30 - 59 anos	1437.15	694.24	1956.20	391.03	1554.84	176.56
60 anos ou +	1424.84	610.70	2102.84	298.14	1733.95	161.18

Fonte: Resultado da pesquisa.

Como visto na subseção 3.4., a participação no Programa Bolsa Família é não aleatória, necessitando de técnicas quase-experimentais, a fim de se criar bons contrafactuais para as unidades que receberam o benefício. Nesse sentido, aplicou-se a técnica de *Propensity Score Matching*, que consiste em estimar a probabilidade de participação no programa, por meio de um modelo de escolha binária, que contribui para parear unidades tratadas e de comparação. O pareamento foi realizado com o método de Kernel, que melhor reduziu o viés das covariadas usadas na estimação do escore de

¹² A amostra de domicílios é maior que o número de crianças, pois nem todos têm crianças com menos de 9 anos.

¹³ Devido ao limite de espaço, optou-se por apresentar os resultados principais do estudo. As estimativas do sistema de demanda, bem como estimação do consumo individual e de etapas secundárias estão disponíveis sob requisição da autora.

propensão, indicando que os grupos são iguais em termos de variáveis observadas que influenciam na participação.

As estimativas dos efeitos da participação no Programa Bolsa Família sobre o *IMC* são apresentadas na Tabela 2, para as amostras antes e depois do pareamento. Quem participa do programa espera melhorar o *IMC* das crianças, em termos de ganho de peso. Isso porque o viés de seleção autosseleção é negativo, implicando que os resultados potenciais do *IMC* das crianças que recebem poderiam ser piores sem o programa. A inclusão das características da mãe (coluna MQO3) provoca um aumento de 0,03 pontos no efeito negativo do programa, indicando que estas variáveis influenciam também na participação do programa. Ao desconsiderá-las, pode-se atribuir parte do impacto no *IMC* ao fato dessas mães serem mais preocupadas com o que consideram como estado nutricional ideal para seus filhos.

Ao controlar pelo consumo calórico (coluna MQO4), o impacto estimado reflete o efeito direto do PBF, atribuído pelas condicionalidades referentes aos cuidados com a saúde, retirando-se o efeito renda. Verifica-se que a inclusão da aquisição calórica pouco alterou o impacto do benefício, indicando que as diferenças no estado nutricional entre beneficiários e não beneficiários são devidas somente às exigências de acompanhamento médico e cuidados com o estado nutricional de crianças. A inclusão da alimentação escolar também alterou o efeito médio do PBF, indicando que a redução no *IMC* é decorrente também de uma alimentação mais saudável fornecida pela escola. Isso implica em uma interação entre o PBF e as ações do Plano Nacional de Alimentação Escolar (PNAE). Esse efeito também é sinalizado por Kawamura (2014) que, ao incluir a frequência de consumo fora de casa por adolescentes, em horário escolar, conclui que estes podem receber uma alimentação balanceada, não sendo legítimo atribuir somente ao PBF o efeito sobre o estado nutricional. De fato, os resultados apresentados na Tabela 6 mostram que se a alimentação realizada em ambiente escolar for fornecida pela própria escola, o estado nutricional reduz em 0,20 kg/m² em média, enquanto que alimentos comprados na cantina contribuem ainda mais para a obesidade infantil, dado que no último quantil aumenta o diferencial do *IMC* em 1,8 kg/m². Vale ressaltar que, nos demais quantis, a variável indicadora de aquisição alimentar na cantina escolar não foi significativa, devido à pouca variabilidade dessa variável, dado que os indivíduos analisados podem não ter recursos para obter alimentos em tal fonte.

Assim, controlando os efeitos do consumo calórico, características das mães e consumo alimentar na escola, pode-se dizer que a participação no Bolsa Família reduz o *IMC* em 0,20 kg/m³. Ao analisar o impacto sobre a distribuição do *IMC*, verifica-se que o efeito na redução do indicador é maior em *quantis* mais elevados. Isso ocorre devido ao acompanhamento dado, por meio de orientações e informações sobre melhores padrões de alimentação, inclusive para crianças acima do peso adequado. Crianças cujo *IMC* está situado no último quartil (Q75) têm um resultado 0,22 kg/m² menor. Para aquelas situadas no último decil (Q90), o programa contribui para a redução de 0,32 kg/m² no *IMC*. Nos quantis inferiores, que incluem crianças com déficit de peso, o programa não apresentou contribuição significativa. Em Camelo et al. (2009) e Kawamura (2014), também não foi encontrado um efeito significativo sobre o déficit de peso¹⁴. Camelo et al. (2009) atribuem os seus resultados ao fato de que as crianças investigadas (com até 6 anos), não estarem em grave situação de déficit de peso. Em ambos os estudos, também foi mostrada a importância do PBF sobre a probabilidade de crianças e adolescentes estarem da situação de sobrepeso, corroborando os resultados apresentados na Tabela 2.

¹⁴ Ressalta-se que os estudos mencionados estimaram o efeito da participação no PBF sobre a probabilidade de crianças e adolescentes estarem com déficit ou sobrepeso. Para obter um efeito direto do programa, Kawamura (2014) usa uma variável *proxy* para merenda escolar, construída com base na alimentação fora de casa em horário escolar. Essas informações são encontradas no registro de consumo pessoal da POF 2008/2009, para indivíduos com 10 anos ou mais.

Tabela 2 – Efeitos da participação PBF, das características da mãe e alimentação sobre o IMC de crianças pobres, 2008/2009

Variáveis	MQO1	Amostra pareada								
		MQO2	MQO3	MQO4	MQO5	Q10	Q25	Q50	Q75	Q90
PBF	-0,352*** (0,078)	-0,186** (0,090)	-0,219** (0,089)	-0,210** (0,090)	-0,196** (0,089)	-0,003 (0,046)	-0,051 (0,042)	-0,153*** (0,047)	-0,218*** (0,074)	-0,323** (0,136)
Mãe é chefe do domicílio			-0,014 (0,094)	0,012 (0,093)	0,006 (0,093)	-0,060 (0,057)	-0,032 (0,052)	-0,095 (0,058)	0,099 (0,091)	0,187 (0,168)
Estudo da mãe			0,041*** (0,012)	0,038*** (0,012)	0,039*** (0,012)	0,014* (0,007)	0,015** (0,006)	0,026*** (0,007)	0,053*** (0,011)	0,070*** (0,021)
Mãe obesa			0,447*** (0,099)	0,433*** (0,098)	0,439*** (0,097)	0,508*** (0,064)	0,499*** (0,058)	0,496*** (0,065)	0,433*** (0,102)	0,458** (0,188)
Domicílio urbano			0,236*** (0,089)	0,220** (0,090)	0,217** (0,089)	-0,025 (0,046)	-0,015 (0,042)	0,046 (0,047)	0,389*** (0,074)	0,800*** (0,136)
Idade			0,054*** (0,016)	0,051*** (0,016)	0,073*** (0,019)	0,032*** (0,012)	0,023** (0,011)	0,015 (0,012)	0,100*** (0,019)	0,187*** (0,034)
Gênero			0,093 (0,077)	0,054 (0,078)	0,051 (0,078)	0,146*** (0,045)	0,165*** (0,040)	0,145*** (0,045)	0,068 (0,071)	-0,071 (0,131)
Consumo calórico estimado				0,002*** (0,001)	0,002*** (0,001)	0,001** (0,000)	0,001*** (0,000)	0,002*** (0,000)	0,002*** (0,000)	0,002** (0,001)
Alimentação escolar fornecida pela escola					-0,200** (0,095)	-0,137** (0,055)	-0,170*** (0,050)	-0,191*** (0,056)	-0,310*** (0,088)	-0,293* (0,162)
Alimentação escolar comprada na cantina					0,412 (0,793)	-0,006 (0,305)	0,683** (0,276)	0,078 (0,308)	-0,446 (0,485)	1,803** (0,896)
Constante	16,617*** (0,062)	16,451*** (0,078)	15,749*** (0,139)	13,806*** (0,642)	13,839*** (0,642)	12,993*** (0,328)	13,388*** (0,297)	13,615*** (0,331)	14,620*** (0,521)	15,331*** (0,962)
Observações	6389	6389	6129	6129	6129	6129	6129	6129	6129	6129

Nota: Erros-padrão entre parênteses; nível de significância: * p<0,10, ** p<0,05, *** p<0,01. Para as estimativas na média, os erros-padrão foram estimados com *clusters*, considerando o Número Sequencial para cada um dos Setores da Amostra (psu). MQO2, MQO3 e MQO4, além das estimações por quantis, foram pareadas pelo método de Kernel.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Quanto as variáveis que representam o consumo alimentar, verifica-se que um aumento de 100 calorias/dia na taxa de aquisição calórica média para a faixa etária analisada contribui para aumentar o *IMC* médio em 0,2 kg/m². Esse efeito é observado nos quantis mais altos, enquanto que, para o 1º quartil da distribuição do *IMC*, a variação no consumo calórico aumenta o índice em apenas 0,1 kg/m². Em relação às variáveis indicadoras do consumo escolar, apesar de sua contribuição na redução do *IMC* para aqueles indivíduos com níveis mais altos, também se verifica o efeito negativo em *quantis* inferiores. Assim, deve-se ter mais atenção ao consumo alimentar escolar de crianças com déficit de peso, fornecendo uma alimentação mais equilibrada, com quantidade suficiente de nutrientes que favoreçam o seu ganho de peso. Outro fato preocupante é o impacto da alimentação comprada na cantina escolar sobre crianças com elevado *IMC*. Para crianças cujo índice se situa no último decil da distribuição, o fato de consumir alimentos da cantina aumenta em 1,8 kg/m², sinalizando que essa é uma fonte de alimentos prejudiciais à saúde infantil.

De forma geral, o impacto no *IMC* causado pelo PBF é devido às exigências de cuidados com a saúde, incentivo a hábitos alimentares mais saudáveis e controle do peso de crianças. Ao controlar pela aquisição calórica, esse impacto pouco mudou, indicando que a mudança no *IMC* via efeito renda é reduzido. Ou seja, o programa não aumenta as diferenças de consumo calórico entre beneficiários e não beneficiários, de forma a gerar mudanças no estado nutricional. Como as orientações dadas aos beneficiários incentivam uma alimentação mais equilibrada, espera-se um aumento no consumo alimentar, mas também uma redução no consumo de alimentos com alto teor calórico, anulando o efeito indireto.

Para verificar como o PBF pode contribuir nesse processo de substituição de alimentos pouco saudáveis por uma alimentação mais equilibrada, o indicador de tratamento é incluído em um sistema de demanda para diversas categorias alimentares. Assim como os preços e o dispêndio, a participação em algum programa de transferência de renda pode ser adicionada a um sistema de demanda teoricamente consistente, por meio de translação demográfica, como feito em Pan e Jensen (2008), que analisaram a influência do *Food Stamp Program* sobre a demanda por alimentação dentro e fora do domicílio, incluindo a probabilidade estimada de participação na forma reduzida do dispêndio com alimentação, na estimação da decisão de compra e nas parcelas de gasto. A desagregação proposta por Chesher (1997), por permitir uma obtenção de uma medida aproximada do consumo individual, contribuiu a análise dos fatores que influenciam a quantidade de alimentos destinados para crianças, com base nas suas taxas de consumo calórico estimadas.

Ao usar os indivíduos que não receberam o benefício como unidades de comparação, sem que estes residam em domicílios semelhantes daqueles que receberam, pode levar a uma interpretação errônea da contribuição do PBF sobre a demanda alimentar. Devido a isso, as estimações das próximas etapas também foram realizadas com a ponderação obtida pelo método de Kernel. Para captar a influência do programa sobre a demanda de alimentos, segue-se os procedimentos econométricos expostos na subseção seção 3.3, para a faixa etária considerada.

Na Tabela 3, expõe-se os efeitos do PBF sobre a propensão de compra e parcela de gastos com cada categoria analisada, obtidos pela estimação do 1º e 2º estágio do procedimento de Shonkwiler e Yen (1999), respectivamente. Além de corrigir o problema do gasto nulo, o primeiro estágio desse procedimento gera as estimativas da propensão à aquisição, sendo que os efeitos marginais indicam o quanto determinada variável influencia na decisão do domicílio em adquirir determinado alimento. Verifica-se que, em domicílios com crianças de até 9 anos, o PBF não contribui para a decisão de adquirir grande parte das categorias analisadas. Uma vez que os alimentos estão agregados em categorias amplas, é provável que os domicílios já consumissem pelo menos um alimento pertencente a cada categoria que não apresentou diferença estilisticamente significativa. Contudo, dado que o bem foi adquirido, o programa tem sua contribuição em modificar o quanto é gasto e, conseqüentemente, a quantidade demandada por alguns itens. Vale ressaltar que as variáveis quantidade e parcela de gasto foram construídas com base em uma taxa de consumo, que reflete o quanto do consumo domiciliar é destinado para cada indivíduo, com base em suas características observadas. Assim, nota-se que receber o benefício contribui para modificar as parcelas de gasto com

alimentação destinada ao público infantil para as seguintes categorias: *Hortaliças*, *Leite*, *Embutidos*, *Massas*, *Refrigerantes* e *Doces*. Para as duas primeiras categorias, verifica-se um efeito positivo sobre o total gasto com esse tipo de alimentação. É provável que esse efeito seja atribuído não somente ao recurso financeiro extra dado às famílias beneficiárias, mas também as orientações dadas sobre a importância de uma alimentação mais saudável. Isso porque, de acordo com o Ministério da Saúde, esse tipo de alimentação é importante para essa fase da vida (BRASIL, 2005). Esse último efeito também pode ser atribuído à queda na participação de alimentos que contem nutrientes prejudiciais à saúde e ao desenvolvimento infantil. No caso dos *Embutidos*, o programa não somente reduz a probabilidade de um domicílio adquirir esse bem, como também reduz sua participação no total gasto com a alimentação de suas crianças em cerca de 1 ponto percentual (p.p.). Apesar de não evitar que os domicílios adquiram *Refrigerantes* e *Massas*, pelo menos esses alimentos também não são repassados para as crianças, visto que o fato de participar do PBF reduz a parcela de gastos em 0,2 p.p. e 1 p.p., respectivamente. O programa não é eficaz para evitar a aquisição e destinação *Doces* para o público infantil. Isso deve-se ao efeito renda do programa, ou seja, o rendimento extra faz com que os domicílios atendam as preferências por esse tipo de alimento.

Tabela 3 – Efeitos do PBF na decisão de compra, participação nos gastos com alimentação infantil e na quantidade demandada

Categorias	Decisão de compra	Parcela de gasto	Elasticidade-BF da demanda
q1, Cereais, Leguminosas e Tubérculos	0,0167 (0,0161)	-0,0027 (0,0043)	-0,0070 (0,0109)
q2, Hortaliças	0,0350 (0,0251)	0,0039*** (0,0014)	0,0723*** (0,0258)
q3, Frutas e sucos naturais	0,0027 (0,0244)	-0,0017 (0,0015)	-0,0299 (0,0264)
q4, Carnes bovina e suína	0,0139 (0,0242)	-0,0022 (0,0028)	-0,0165 (0,0203)
q5, Frango e ovos	0,0196 (0,0272)	-0,0015 (0,0028)	-0,0099 (0,0178)
q6, Peixes	0,0190 (0,0210)	0,0001 (0,0010)	0,0040 (0,0267)
q7, Embutidos e queijo	-0,0515** (0,0224)	-0,0092*** (0,0017)	-0,1190*** (0,0213)
q8, Leite e iogurtes	0,0377 (0,0235)	0,0137*** (0,0043)	0,0580*** (0,0184)
q9, Massas e panificados	0,0196 (0,0211)	-0,0096*** (0,0030)	-0,0458*** (0,0142)
q10, Alimentos prontos e industrializados	-0,00951 (0,0188)	-0,0007 (0,0005)	-0,0453 (0,0345)
q11, Doces	0,0401* (0,0232)	0,0139*** (0,0023)	0,1459*** (0,0246)
q12, Refrigerantes	0,00713 (0,0209)	-0,0017*** (0,0006)	-0,1328*** (0,0441)
q13, Alimentos diets e lights	0,00934 (0,0105)	0,0000 (0,0009)	0,0012 (0,0312)
q14, Outros alimentos ^a	0,0315 (0,0234)	- -	- -
Observações	6129	6129	6129

Nota: Nível de significância: * p<0,10, ** p<0,05, *** p<0,01. ^a Bem residual. Erros-padrão entre parênteses. Os erros-padrão dos parâmetros foram estimados com *clusters*, considerando o Número Sequencial para cada um dos Setores da Amostra (psu).

Fonte: Resultados da Pesquisa.

Apesar de contribuir para uma substituição na estrutura de gastos com a alimentação infantil, não se pode afirmar que o programa promova uma diversificação na alimentação desses indivíduos. De fato, em Almeida et al. (2014), mostrou-se que a demanda por diversificação no consumo alimentar domiciliar é apenas 2,2% maior para domicílios participantes.

A partir da equação (13), foram calculadas as “elasticidades” para o efeito do Bolsa Família sobre a quantidade de cada categoria alimentar destinada para crianças, em âmbito domiciliar (Tabela 8), que mede a mudança percentual no total adquirido, dado o recebimento do benefício. Esse efeito é significativo apenas para seis categorias, das 13 consideradas no sistema de demanda estimado. Em domicílios que recebem o benefício, a quantidade adquirida de *Hortaliças* por crianças com até 9 anos é 7,2% maior, em comparação ao consumo daquelas que residem em domicílios sem o beneficiado. Participar do programa também aumenta a aquisição de *Leite* em 6%. Pode-se perceber também que a quantidade de *Embutidos* e *Massas* é cerca de 12% e 5% menor, respectivamente. O PBF também influencia negativamente na aquisição de refrigerantes, cuja quantidade adquirida pelas crianças beneficiárias é 13% menor, em comparação a crianças que não participam do programa. Assim, pode-se verificar como o PBF promove a substituição de alimentos pouco saudáveis. No entanto, também está associado a uma maior demanda por *Doces*, sendo cerca de 15% maior. Além disso, o programa não influencia de forma significativa na aquisição de *Cereais*, *Frutas*, e *Peixes*, alimentos importantes para a saúde desses indivíduos e, com exceção dos *Cereais*, tem baixa participação na dieta dos brasileiros.

Os resultados condizem com a percepção das famílias beneficiárias, divulgadas pela IBASE (2008), principalmente para *Hortaliças*, *Leite* e *Doces*, com exceção para a categoria *Massas* e *Panificados*. Segundo o relatório, mais de 75% dos responsáveis pelo domicílio informaram que passaram a comprar mais cereais e açucars e 68% passaram a comprar mais leite. Tal mudança no consumo refletiu na quantidade consumida desses bens por crianças, mas não suficiente para ser considerado um diferencial no seu padrão alimentar.

De forma geral, o Programa Bolsa Família tem sua importância no combate à obesidade infantil, mas não contribui para a sua diversificação alimentar. O acompanhamento dado às famílias é uma importante ferramenta informacional sobre boas práticas de saúde, que reflete no estado nutricional infantil. Todavia, ao fornecer um rendimento extra para as famílias, o programa não está focalizando na melhoria dos hábitos alimentares saudáveis, uma vez que os beneficiários podem diluí-lo em outras despesas, inclusive de alimentos prejudiciais, como é o caso de alimentos doces.

5. Considerações finais

Dada a inadequação alimentar dos brasileiros e os riscos à saúde associados a uma alimentação deficiente, reconhece-se a importância de se conhecer os fatores que influenciam esse consumo, especialmente para o público infantil, cujo padrão de consumo segue os hábitos praticados em âmbito domiciliar. Esse padrão é um dos principais responsáveis pela incidência precoce de doenças crônicas não transmissíveis e pelo crescimento de casos de obesidade infantil, tornando necessário análises específicas que aprofundem essa temática, como forma de orientar intervenções políticas para reverter e prevenir este quadro, além de incentivar novos hábitos e, conseqüentemente, reduzir o percentual de adultos com sobrepeso e problemas de saúde relacionados a uma dieta desequilibrada.

Uma vez que não é possível observar dados sobre o consumo alimentar de crianças com menos de 10 anos de idade, pode-se dizer que uma das principais contribuições deste estudo para a literatura nacional sobre Economia da Alimentação foi mostrar estimativas individualizadas das calorias adquiridas, a partir de agregados domiciliares. Com isso, pode-se identificar a aquisição de calorias total e por categorias alimentares entre faixas etárias e entre os inquéritos da POF de 2002/2003 e 2008/2009. Além disso, a obtenção de estimativas do consumo alimentar permitiu a estimação de um sistema de demanda individual, específico para crianças com idade entre 2 e 9 anos, cujas quantidades alocadas para esses indivíduos são resultantes de um processo de maximização de bem-estar de seu responsável, o qual toma essa decisão, sob a influência de diversas variáveis socioeconômicas. Ou seja, mudanças nessas variáveis levará o responsável a mudar o quanto de alimentos será alocado para a criança, impactando no seu estado nutricional.

Das variáveis socioeconômicas que influenciam esse processo, destacam-se os preços e a renda, que constituem a restrição orçamentária e limitam o conjunto de possibilidades de consumo. Especialmente para crianças pobres, percebe-se que a insuficiência de renda reduz essas possibilidades a uma cesta alimentar pouco variada e fora dos padrões recomendados. Nesse sentido, optou-se por analisar os efeitos de uma política de transferência de renda, representado pelo Programa Bolsa Família (PBF). Como um dos principais objetivos do PBF é a promoção da segurança alimentar de seus beneficiários, foi estimado a importância da participação nesse programa para o estado nutricional e demanda alimentar infantil, considerando as informações do inquérito da POF disponível após a unificação de programas sociais e criação do PBF (2008/2009). Após usar técnicas de pareamento para minimizar o viés de autosseleção para o tratamento e controlar por características da mãe, verificou-se que o indicador do estado nutricional (IMC) das crianças que recebem o benefício é, em média, $0,22 \text{ kg/m}^2$ menor, em comparação àquelas que não recebem. Pode-se dizer que este é o impacto total, que resulta da soma de um efeito direto, dado pelas condicionalidades referentes aos cuidados com a saúde de crianças beneficiárias, e de um indireto, causado pelo acréscimo nos rendimentos familiares, que pode aumentar a aquisição calórica. Ao controlar pela medida de consumo calórico utilizada, o impacto sobre o IMC, sofre uma pequena alteração, indicando que as diferenças entre o estado nutricional de quem recebe e de quem não recebe são devidas a outros fatores relacionados aos benefícios gerados pelo programa, não relacionados ao acréscimo no consumo calórico, mas sim às exigências de cuidados com a saúde, incentivo a hábitos alimentares mais saudáveis e controle do peso de crianças. Como as orientações dadas aos beneficiários incentivam uma alimentação mais equilibrada, espera-se um aumento no consumo alimentar, mas também uma redução no consumo de alimentos com alto teor calórico, anulando o efeito indireto. Controlando os efeitos do consumo calórico, características das mães e consumo alimentar na escola, pode-se dizer que a participação no Bolsa Família reduz o IMC em $0,20 \text{ kg/m}^3$. Como as exigências de controle de peso incidem sobre crianças que estão acima do ideal, pode-se observar, por meio de regressões quantílicas sobre a distribuição do IMC, que o efeito na redução do indicador é maior em *quantis* mais elevados, evidenciando o quanto o programa pode ser eficaz para o controle da obesidade infantil.

A eficácia do programa pode ser atribuída a uma melhoria no nível de informação sobre cuidados com a saúde infantil, mas tem reduzida contribuição para o processo de substituição de alimentos pouco saudáveis por uma alimentação mais equilibrada e diversificada. Isso foi verificado, ao incluir o indicador de recebimento do benefício em um sistema de demanda de alimentos, com inclusão de alimentos saudáveis e prejudiciais à saúde. Apenas cinco categorias foram influenciadas de forma estatisticamente significativa. Ressalta-se sua importância para aquisição de leite e hortaliças, que são importantes para essa fase da vida e, mesmo assim, a participação na dieta está abaixo das recomendações para uma vida saudável. Além disso, reduz a aquisição de embutidos, massas e refrigerantes. Essa substituição explica o efeito negativo do programa, uma vez que se usou uma medida de consumo calórico como insumo na função de produção de saúde infantil, a qual não expressa a qualidade das calorias adquiridas. Assim, a diferença sobre entre tratados e unidades de comparação deve-se também a composição calórica. No entanto, a preferência por doces também é observada, uma vez que o benefício monetário extra dado pelo PBF também contribui positivamente para seu consumo. Vale ressaltar que o consumo de açúcares nas primeiras fases da vida é responsável tanto para a incidência de obesidade, como para o surgimento precoce de diabetes. Com isso, não se pode afirmar que o benefício contribua para uma dieta adequada, visto que este tipo de alimento ultrapassa os níveis de consumo recomendados. De fato, constata-se que políticas de transferência de renda são pouco efetivas, pois o montante recebido pode ser direcionado para itens de consumo prejudiciais à saúde, mas que fazem parte da estrutura de preferências dos consumidores.

Devido à baixa eficácia do programa em promover uma alimentação mais variada, seria interessante formular uma política que incentive o consumo de alimentos mais saudáveis, de forma mais direta, principalmente porque esses alimentos têm elevados custos, em comparação a alimentos pouco nutritivos, o que dificulta sua aquisição por pessoas mais vulneráveis economicamente. Além

das estimativas dos efeitos do PBF, o sistema de demanda estimado também permite a obtenção do grau de sensibilidade da variação dos preços, que podem ser usados para simulação do efeito de subsídios, mas que não foram discutidos na presente análise.

Vale ressaltar que a presente análise é estática, refletindo o impacto do que é consumido no período, em média, sobre o estoque de massa corpórea, o qual é resultante dos hábitos praticados ao longo do tempo. Uma análise dinâmica contribuiria para verificar o papel da política analisada sobre a formação de novos hábitos e sua influência sobre esse estoque. Sugere-se também, como pesquisa futura, a desagregação da oferta domiciliar de alimentos de acordo com sua composição nutricional e verificar como essas intervenções também influenciam a aquisição de nutrientes adquiridos e destinados ao público infantil.

REFERÊNCIAS

ALVES, D.; MENEZES, T.; BEZERRA, F. Estimação do sistema de demanda censurada para o Brasil: utilizando dados de pseudopainel. In: **Gasto e consumo das famílias brasileiras contemporâneas**. Brasília: IPEA, p. 395-422, 2007.

ANGRIST, J. D.; PISCHKE, J. **Mostly harmless econometrics** – An empiricist's companion. Princeton, NJ: Princeton University Press, 2009. 373p.

BANKS, J.; BLUNDELL, R.; LEWBEL, A. Quadratic Engel curves and consumer demand. **The review of Economics and Statistics**, v. 79, n. 4, p. 527-539, nov., 1997.

BARBOSA, A. L. N. de H.; ANDRADE, B. C. de; MENEZES, T. A. de. Demanda por produtos alimentares nas áreas rurais e urbanas do Brasil. **Revista de Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 44, n.3, p. 507-544, 2014.

BEHRMAN, J.R.; DEOLALIKAR, A.B. Health and Nutrition. In: CHENERY, H.; SRINIVASAN, T.N. **Handbook of Development Economics**, v.1. North Holland, Nova York, 1988.

BIRCH, L. L.; VENTURA, A. K. Preventing childhood obesity: what works? **International journal of obesity**, v. 33, Ps74-Ps81, 2009.

BLUNDELL, R.; ROBIN, J. M. Estimation in large and disaggregated demand systems: an estimator for conditionally linear systems, **Journal of Applied Econometrics**, n. 14, p.209-232, 1999

BONNET, C.; DUBOIS, P.; OROZCO, V. Food Consumption and Obesity in France, **Mimeo Toulouse School of Economics**, Dec, 2008.

_____. Household food consumption, individual calorie intake and obesity in France. **Empirical Economic**, n. 46, p. 1143-1166, 2014.

BRASIL. MINISTÉRIO DA SAÚDE. **Guia alimentar para a população brasileira**: promovendo a alimentação saudável. Brasília: Secretaria de atenção à saúde, 2005. Disponível em: http://dtr2001.saude.gov.br/editora/produtos/livros/pdf/05_1109_M.pdf Acesso em: 18 de janeiro de 2015.

CAMELO, R. et al. Alimentação, nutrição e saúde em programas de transferência de renda: evidências para o Programa Bolsa Família. **Revista Economia**, 2009.

CAWLEY, J.; An economic framework for understanding physical activity and eating behaviors. **American journal of preventive medicine**, v. 27, n. 3, p. 117-125, 2004

CHESHER, A. Diet revealed?: Semiparametric estimation of nutrient intake. **Journal of Royal Statistical Society**, v. 160, n.3, p.389-428, 1997.

_____. Individual demands from household aggregates: time and age variation in the composition of diet, **Journal of Applied Econometrics**, n. 13, p. 505-524, 1998.

- CLARO, R. M. ; MONTEIRO, C. A. **Renda familiar, preço de alimentos e aquisição domiciliar de frutas e hortaliças no Brasil.** Revista de Saúde Pública, v. 44, n.6, p. 1014-1020, 2010.
- COLE, T. J., BELLIZZI, M. C.; FLEGAL, K. M.; DIETZ, W.H.; Establishing a standard definition for child overweight and obesity worldwide: international survey. **BMJ**, n. 320, p. 1240-1243, 2000.
- _____.; FLEGAL, K. M.; NICHOLLS, D.; JACKSON, A. A. Body mass index cut offs to define thinness in children and adolescents: international survey. **BMJ**, n. 335, p. 194-224, 2007.
- COX, T.; WOHLGENANT, M. Prices and quality effects in cross-section demand analysis. **The American Journal of Agricultural Economics**, v. 68, n.4, p. 908 – 919, 1986.
- DEATON, A. Quality, quantity and spatial variation of prices. **The American Economic Review**, v. 78, n. 3, p. 418-430, jun., 1988.
- _____. **The analysis of household surveys: A microeconomic approach to development policy.** The Johns Hopkins University Press, Baltimore, 479 p., 1997.
- _____.; MUELLBAUER, J. **Economics and consumer behavior.** New York: Cambridge, 1980a, 450p.
- _____. An Almost Ideal Demand System. **The American Economic Review.** v. 70, n. 3., p. 312-326, jun., 1980b.
- DE AGOSTINI, P. **The relationship between food consumption and socioeconomic status: Evidence among British youths.** ISER Working Paper 21, 2005.
- DIETZ, W. H. Health and consequences of obesity in youth: childhood predictors of adult disease. **Pediatrics**, n. 101, sup., p. 518-525, 1998.
- DREWNOWSKI, A.; DARMON, N.; BRIEND, A. Replacing fats and sweets with vegetables and fruits: a question of cost. **American journal of public health**, v. 94, n. 9, p. 1555-1559, set., 2004.
- FLORES, M.; RIVAS, J. **Cash incentives and unhealthy food consumption.** May, 2014.
- FOOD AND AGRICULTURAL ORGANIZATION OF THE UNITED NATIONS – FAO. **Implications of economic policy for food security: a training material.** Roma: FAO, 1997.
- FRANKS, P.W.; HANSON, R. L.; KNOWLER, W. C.; SIEVERS, M.L.; BENNETT, P. H.; LOOKER, H. C. Childhood obesity, other cardiovascular risk factors, and premature death. **The New England Journal of Medicine**, v. 362, Feb., 2010.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE ANÁLISES SOCIAIS E ECONÔMICAS – IBASE. **Repercussões do Programa Bolsa Família na segurança alimentar e nutricional das famílias beneficiadas.** Rio de Janeiro: IBASE, FINEP; 2008. Disponível em: <http://www.mds.gov.br/backup/teste/seguranca-alimentar-e-nutricional-san/cisternas/arquivos/pesquisa-ibase-pbf-seguranca-alimentar.pdf>. Acesso em: 06 de janeiro de 2014.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. **Antropometria e estado nutricional de crianças, adolescentes e adultos no Brasil.** Rio de Janeiro: 2010a.
- _____. **Avaliação nutricional da disponibilidade de alimentos no Brasil.** Rio de Janeiro: 2010b.
- _____. **Análise do consumo alimentar pessoal no Brasil.** Rio de Janeiro: 2010c.
- _____. **Percepção do estado e saúde, estilo de vida e doenças crônicas: Brasil, Grandes Regiões e Unidades de Federação,** 2013. Rio de Janeiro: 2014.
- KAWAMURA, H. C. Efeitos do Programa Bolsa Família no consumo de nutrientes e índices antropométricos. 2014 (Tese de Doutorado). Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz.

- LAZARRIDIS, P. Demand elasticities derived from consistent estimation of Heckman type models. **Applied Economic Letters**, v. 11, n. 8, p. 523-527, 2004
- MAZZAOCCI, M.; TRAILL, B. Nutrition, health and economic policies in Europe. **Food Economics**, v. 2, p. 138-149, 2005.
- MIQUEL, L.; LAISNEY, F. Consumption and nutrition: age-intake profile for Czechoslovakia 1989-1992. **Economics of Transition**, v. 9, n.1, p. 115-151, 2001.
- NASCIMENTO, A. R.; KASSOUF, A. L. . Trabalho Infantil: Impacto do Programa Bolsa Família. In: 42º Encontro Nacional de Economia, 2014, Natal. **Anais ...**, 2014.
- REICHMAN, N. E., CORMAN, H., NOONAN, K., DAVE, D. Infant health production functions: What a difference the data make. **Health Economics**, 2009, v.18, n.7, p. 761-782.
- PAN, S.; JENSEN, H. H. Does the Food Stamp Program Affect Food Security Status and the Composition of Food Expenditures? **Journal of Agricultural and Applied Economics**, v. 40, n. 01, p. 21-35, 2008.
- SANYAL, P.; BABU, S. **Food Security, Poverty and Nutrition Policy Analysis: Statistical Methods and Applications**. Academic Press, 2009.
- SCHROETER, C.; LUSK, J.; TYNER, W. Determining the impact of food price and income changes on body weight. **Journal of Health Economics**, n. 27, p. 45-68, 2008.
- SHONKWILER, J.; YEN, S. Two-step estimation of a censored system of equations. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 81, n. 4, p. 972-982, Nov. 1999.
- SILVEIRA, F. G.; MENEZES, T. A.; MAGALHÃES, L. C. G.; DINIZ, B. P. C. Elasticidades-renda dos produtos alimentares nas regiões metropolitanas brasileiras: uma aplicação da POF 1995/1996. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 37, n. 2, p. 329-352, abr-jul, 2007.
- SMED, S., JENSEN, J. D., DENVER, S. Socio-economic characteristics and the effect of taxation as a health policy instrument. **Food Policy**, n. 32, p. 624-639, 2007.
- SILVA, M. M.; COELHO, A. B. Demanda por frutas e hortaliças no Brasil: uma análise da influência dos hábitos de vida, localização e composição domiciliar. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 44, n. 3, 2014.
- SU, S.; YEN, S. T. A censored system of cigarette and alcohol consumption. **Applied Economics**, v. 32, n. 6, p. 729-737, 2000
- WHITAKER, R. C.; WRIGHT, J. A.; PEPE, M. S.; SEIDEL, K. D.; DIETZ, W. H. Predicting obesity in young adult from childhood and parental obesity. **The New England Journal of Medicine**, v. 337, n. 13, Sep., 1997.
- World Health ORGANIZATION – WHO. **Reducing risks, promoting healthy life**. Paris: WHO, 2002. Disponível em: <http://whqlibdoc.who.int/publications/2002/9241562072.pdf>. Acesso em: 12 de dezembro de 2014.
- _____. **Global health risks: mortality and burden of disease attributable to selected major risks**. Geneva: WHO, 2009. Disponível em: http://www.who.int/healthinfo/global_burden_disease/GlobalHealthRisks_report_full.pdf. Acesso em: 21 de Agosto de 2017.
- _____. **Assessing and managing children at primary health-care facilities to prevent overweight and obesity in the context of the double burden of malnutrition**. Geneva: WHO, 2017. Disponível em: [who.int/nutrition/publications/guidelines/children-primaryhealthcare-obesity-dbm/en](http://www.who.int/nutrition/publications/guidelines/children-primaryhealthcare-obesity-dbm/en). Acesso em: 24 de setembro de 2017.