

Imposto ambiental para promover o consumo de alimentos proteicos mais sustentáveis: simulação de um imposto sobre carnes no Brasil

Charline Dassow^a, Alexandre Magno de Melo Faria^a, Gustavo Ramos Sampaio^b, Paulo Rogerio Melo Rodrigues^c, Bartira Mendes Gorgulho^c, Yanka Zanoló Gajardo^c

^a Núcleo de Pesquisas Econômicas e Socioambientais, Universidade Federal de Mato Grosso, Cuiabá, Brasil.

^b Departamento de Economia, Universidade Federal de Pernambuco, Recife, Brasil.

^c Faculdade de Nutrição, Universidade Federal de Mato Grosso, Cuiabá, Brasil.

Resumo

Este artigo simula os impactos ambientais da adoção de um imposto sobre alimentos proteicos com relevante impacto ambiental no Brasil. Especificamente, busca-se: identificar as elasticidades-preço compensada dos alimentos proteicos nas famílias brasileiras e estimar os resultados ambientais, receitas do governo e a variação compensatória estimada após a adoção da política tributária. Para isto foi utilizado o modelo Quadratic Almost Ideal Demand System (QUAIDS) de Banks et al. (1997), adaptado para os problemas de gastos zero (Shonkwiler e Yen, 1999) e endogeneidade da despesa (Blundell e Robin, 1999). A variação compensatória foi calculada como em Säll (2018). Os dados referentes aos gastos, quantidades e respectivos preços de alimentos proteicos foram extraídos da Pesquisa de Orçamento Familiar (POF) realizada pelo IBGE, para os anos de 2017-2018 e os dados dos danos ambientais (pegada de carbono, hídrica e ecológica) foram obtidos de Garzillo et al. (2019a). Verificou-se que a introdução de um imposto ambiental poderia mitigar em 7% a pegada do carbono, em 5% a pegada hídrica e em 6% a pegada ecológica, com pequena perda de bem-estar social (1,7% do total dos gastos com alimentos) e gerar receitas para o governo.

Palavras-chave: tributação ambiental, demanda de alimentos proteicos, substitutibilidade.

Abstract

This article simulates the environmental impacts of adopting a protein food tax with a relevant environmental impact in Brazil. Specifically, it seeks to: identify the compensated price elasticities of protein foods in Brazilian families and estimate the environmental results, government revenues and the compensatory variation estimated after the adoption of the tax policy. For this, the Quadratic Almost Ideal Demand System (QUAIDS) model by Banks et al. (1997), adapted to the problems of zero expenditure (Shonkwiler and Yen, 1999) and endogeneity of expenditure (Blundell and Robin, 1999). The compensatory variation was calculated using Säll (2018). Data on expenditure, quantities and respective prices of protein foods were extracted from the Family Budget Survey (POF) by IBGE, for 2017-2018 and data on environmental damage (carbon, water and ecological footprint) were obtained de Garzillo et al. (2019a). It was found that the introduction of an environmental tax could mitigate the carbon footprint by 7%, the water footprint in 5% and the ecological footprint in 6%, with a small loss of well-being (1.7% of total food expenditure) and generate revenue for the government.

Key Words: environmental taxation, demand for protein foods, substitutability.

JEL Codes: Q18, D12, C30

Área 11 - Economia Agrícola e do Meio Ambiente

1. Introdução

A proteína é um nutriente muito importante para o funcionamento do corpo humano, pois determina a forma e a estrutura das células e coordena quase todos os processos vitais. Como fontes proteicas¹ tem-se os alimentos de origem animal (carnes bovinas, suínas, aves, peixes, laticínios, ovos etc.) e vegetal (soja, grão-de-bico, feijão etc.), sendo que as carnes são os alimentos com maior biodisponibilidade deste nutriente.

Dados do IBGE (2020), obtidos através da Pesquisa de Orçamento Familiar (POF), indicam que os alimentos mais adquiridos pelos domicílios nos anos de 2017 e 2018 foram o leite (25,8 kg/pessoa/ano), o arroz (19,8 kg), a carne bovina (13,4 kg), a carne de frango (12,2 kg), e em oitavo lugar o feijão (5,9 kg). Quanto as quantidades estritas de proteínas consumidas pelo brasileiros em 2017, de acordo com a FAO (2020a), as fontes proteicas mais consumidas foram as carnes de aves (15,7g/capita/dia), carne bovina (13,9g), leite, exceto manteiga (12,7g), trigo e seus produtos derivados (9,4g), feijão (8,4g) e arroz e seus produtos (6,5g). Estes dados mostram a elevada participação da aquisição de alimentos e consumo de proteínas de origem animal para a dieta dos brasileiros, além da importância da combinação proteica vegetal feijão-arroz². No entanto, a quantidade de aquisições destes alimentos tem reduzido ao longo dos últimos 20 anos (IBGE, 2020).

Segundo Gajardo et al. (2019), em 2008-2009, 34,3% da população brasileira excedeu as recomendações da OMS para o consumo adequado de carnes vermelhas, que corresponde a 500g por semana (71,42g/dia). Esse consumo é preocupante, pois eleva o risco para o desenvolvimento de doenças crônicas, como as cardiovasculares e cânceres. Como os autores mencionam, *“é importante lembrar que o consumo de carnes vermelhas pode ser substituído pelo consumo de carnes brancas, ovos e outras combinações de alimentos com valor proteico semelhante, como o arroz com feijão”*.

Além do mais, o Brasil é um grande produtor de alimentos e ocupa um papel de destaque no cenário mundial. De acordo com dados da FAO (2020a), em 2017 o Brasil foi responsável pela produção de 9,5 milhões de toneladas de carne bovina e 114,6 milhões de toneladas de soja, o que representa 12,5% da carne bovina e 31,1% da soja produzidas mundialmente, ficando atrás apenas dos Estados Unidos, que representa 15,6% e 32,6% da produção total, respectivamente. Em relação a produção de aves, o país ocupa o terceiro lugar, representando 10% da produção mundial (14,2 milhões de toneladas), atrás da China e Estados Unidos.

Diversos estudos têm demonstrado a presença de externalidades negativas derivadas da produção de animais (Sneeringer, 2009; Ji et al 2014; Juárez, 2017), principalmente a necessidade de grandes áreas que geram mudanças do uso do solo e perda de biodiversidade pelo desmatamento, emissões de gases de efeito estufa (GEE), contaminação de compartimentos hídricos por resíduos sólidos e líquidos, dentre outros indicadores de contaminação e pressão. Aleksandrowicz et. al (2016), afirmam que a atividade agropecuária ocupa mais de 33% das terras potencialmente cultiváveis, responde por cerca de 30% da emissão de GEE, além de demandar cerca de 70% da água doce utilizada pela humanidade. O sistema de produção de alimentos de origem animal participa com grande parcela desses efeitos deletérios ao meio ambiente.

É importante lembrar que em uma economia globalizada, os alimentos nem sempre são consumidos onde são produzidos e deste modo mudanças na dieta que ocorrem em uma parte do mundo podem gerar impactos no meio ambiente em outras regiões, ou seja, seus impactos

¹ Segundo o Regulamento Técnico Mercosul sobre Informação Nutricional Complementar (BRASIL, 2012) para um alimento ser considerado fonte proteica, ele precisa ter no mínimo 6 g de proteínas por 100 g ou 100 ml em pratos preparados ou porção.

² Segundo Pires et al. (2006), a principal fonte de proteína vegetal da alimentação brasileira é proveniente da ingestão de arroz e feijão. Para os autores, esta combinação pode ser considerada uma fonte proteica, pois possui adequado teor nitrogenado, fornece os aminoácidos essenciais e tem digestibilidade em torno de 80%.

são globais e não locais (Gil et al., 2015). Hedenus et al. (2014) ressaltam que a redução de emissões de GEE no setor agroalimentar pode ser alcançado através de: melhorias de produtividade, em especial no setor pecuário; mudanças tecnológicas (oferta); e mudanças no consumo de alimentos (demanda). Contudo, para a FAO (2017), o foco das transformações a uma economia menos poluidora não poderia se limitar aos processos de oferta de alimentos, mas os países precisam planejar um sistema alimentar integrado desde a produção primária até o consumo, passando por todas as fases intermediárias. Neste caso, os consumidores poderiam ter papel ativo e decisivo no processo de ajustamento.

Apesar do Brasil ter se voluntariado a reduzir as emissões de GEE no Acordo de Paris³, dados da FAO (2016) demonstram que as emissões brasileiras ainda são expressivas nos setores de agricultura, florestas e uso da terra. Rajão et al. (2020) constataram que pelo menos 17% carne bovina e 20% da soja produzida nos biomas da Amazônia/Cerrado do Brasil e exportadas para a União Europeia podem ter ligações com o desmatamento ilegal. Assim, as externalidades negativas do processo de produção da agropecuária podem não se limitar aos efeitos sobre o meio ambiente, mas criar barreiras não tarifárias de comercialização de produtos brasileiros por estarem em desacordo com a convenção do clima da qual o Brasil é signatário. Mais do que assumir compromissos, o Brasil precisa implementar políticas de mitigação.

Os preços da carne bovina podem ser uma variável chave no entendimento do perfil da demanda. Em 2016 o preço de produção da carne bovina no Brasil alcançou USD 2,78 por quilo produzido, enquanto a média mundial foi de USD 4,38 por quilo, sendo o preço brasileiro o 16º mais baixo dentre os 62 países que possuem registros de preços na FAO (2020b). Nestes termos, o preço em dólar da carne no Brasil estaria 36% abaixo da média global. Considerando a presença de externalidades negativas no processo produtivo da carne brasileira, haveria algum espaço para buscar a internalização, ao menos parcial, através de política tributária sem pressionar o nível de preços acima da média mundial.

Neste sentido, impostos podem ser ferramentas eficientes, pois consideram diretamente as externalidades negativas ligadas aos danos ambientais. Dogbe e Gil (2018) defendem que impostos do lado da demanda seriam mais atraentes, pois além da redução das emissões, podem gerar resultados positivos para a saúde, preservar a competitividade dos produtos nacionais e permitir que os consumidores ajustem seu consumo a nível eficiente após o tributo.

Com o intuito de reduzir os danos gerados ao meio ambiente e estimular o consumo de alimentos mais sustentáveis, principalmente em relação ao carbono, vários estudos têm abordado a importância de se introduzir um imposto ambiental. Dentre eles, cabe destacar Saelim (2019), Bonnet et al. (2018), Säll (2018), Dogbe e Gil (2018), Revoredo-Giha et al. (2018), Garcia-Muros et al. (2017), Säll e Gren (2015) e Edjabou e Smed (2013), os quais estimaram os impactos de diferentes cenários de tributação sobre as emissões de CO₂, obtendo diferentes resultados para tal política.

Segundo Garcia-Muros et al. (2017), apesar das políticas de mitigação se concentrarem principalmente nos setores de energia e transporte, medidas políticas relacionadas ao consumo de alimentos também podem gerar mudanças nos padrões de consumo para dietas mais saudáveis, trazendo também benefícios para a saúde (Mytton et al., 2012; Briggs et al., 2013). Briggs et al. (2013) mostram evidências que a tributação de alimentos pode ser considerado um método eficaz para reduzir simultaneamente, as emissões de GEE, melhorar a saúde pública e aumentar a receita do governo.

Deste modo o objetivo do estudo é simular os impactos ambientais da adoção de um imposto sobre alimentos proteicos com relevante impacto ambiental no Brasil. Especificamente,

³ Nas páginas 1 e 2 do documento entregue em 2015 à Convenção-quadro das Nações unidas sobre mudança do clima, o governo brasileiro se comprometeu a reduzir as emissões de GEE em 37% abaixo dos níveis de 2005, até o final do ano de 2025. Além disso, se comprometeu a reduzir as emissões de GEE em 43% abaixo dos níveis de 2005, até o final do ano de 2030 (BRASIL, 2015). Contudo, o documento não esclarece a importância de mecanismos de mercado neste processo e se concentra principalmente na estrutura de oferta da economia, mencionando apenas as possibilidades de ajustamento pelo lado da demanda no setor energético.

busca-se: (a) identificar as elasticidades-preço compensada dos alimentos proteicos nas famílias brasileiras e (b) estimar os resultados ambientais – pela mitigação de alguns indicadores de poluição e pressão, receitas do governo e a variação compensatória estimada após a adoção da política tributária. Os resultados podem fornecer importantes informações a gestores governamentais e produtores sobre o perfil da demanda de alimentos proteicos no Brasil, contribuindo para políticas de ajustamento do consumo das famílias e para a estrutura produtiva agropecuária.

Para a estimação das elasticidades foi utilizado o modelo *Quadratic Almost Ideal Demand System* (QUAIDS)⁴, sugerido por Banks et al. (1997), adaptado para os problemas de gastos zero (Shonkwiler e Yen, 1999) e endogeneidade da despesa (Zheng e Henneberry, 2010; Blundell e Robin, 1999). A variação compensatória foi calculada através da metodologia proposta por Säll (2018). Os dados referentes aos gastos, quantidades e respectivos preços de alimentos proteicos foram extraídos da Pesquisa de Orçamento Familiar (POF) realizada pelo IBGE, para os anos de 2017-2018 e os dados dos danos ambientais (pegada de carbono, hídrica e ecológica) foram obtidos de Garzillo et al. (2019a).

Säll (2018) afirma que a introdução de taxas ambientais sobre alimentos é um tópico pouco pesquisado. No Brasil, são escassos os debates sobre a tributação ambiental em relação ao consumo de alimentos e tem sido mais fortemente em setores específicos da economia, como no setor de energia e industrial. Neste sentido, não há estudos que buscam compreender se a adoção de tal imposto seria eficaz para desestimular o consumo de alimentos não sustentáveis e reduzir impactos ambientais. Identificou-se apenas trabalhos que simulam os efeitos de impostos de carbono a nível setorial da economia (Pereda et al. 2019; Magalhães e Domingues, 2013; Silva e Gurgel, 2010). Ademais, não existem estudos recentes que estimam a elasticidade-preço de alimentos proteicos, os estudos existentes encontram-se desfasados e utilizaram dados das POFs 2008-2009 e/ou 2002-2003 (Dassow et al., 2016; Travassos e Coelho, 2015; Alves et al., 2007). Assim, este estudo busca contribuir para o debate internacional e se diferencia dos demais devido a considerar: (a) a substitutibilidade entre fontes proteicas de origem animal e vegetal; (b) estimar os resultados em relação a pegada de carbono, pegada hídrica e pegada ecológica.

Após esta introdução, o trabalho é apresentado da seguinte maneira: na seção 2, tem-se a metodologia do estudo, onde são mostrados o modelo empírico de demanda e variação compensatória e os dados de aquisições de alimentos e os danos ambientais por grupo alimentar; na seção 3, apresentam-se as estimações e discussões dos principais resultados; e por fim, na seção 4, destacam-se as principais conclusões do estudo.

2. Metodologia

2.1. Sistema de demanda e elasticidades

Para simular os resultados da adoção de uma política tributária ambiental, é necessário primeiramente verificar as mudanças nas compras das famílias após as alterações de preços, ou seja, estimar as elasticidades-preço dos alimentos proteicos. As elasticidades podem ser mensuradas através de modelos baseados na utilidade, os quais permitem compreender o comportamento das preferências dos consumidores frente a aumentos/reduções de preços. Para isto, utilizou-se o modelo QUAIDS desenvolvido por (Banks et al., 1997), a versão quadrática do

⁴ Para definir qual a forma funcional do modelo, analisou-se o comportamento da demanda dos grupos alimentares em relação a despesa com alimentos, através da estimação de curvas não-paramétricas de Engel conforme Banks, Blundell e Lewbel (1997). Estas estimações e demais resultados auxiliares não apresentados neste artigo, podem ser obtidas através dos autores.

Sistema de Demanda Quase Ideal (Deaton e Muellbauer,1980), o qual permite uma forma funcional mais flexível para o gasto (Curvas de Engel). Assim, o modelo é estimado através de:

$$w_i = \alpha_i + \sum_d \tau_{id} Z_d + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \left(\ln \left(\frac{m}{a(p)} \right) \right) + \frac{\lambda_i}{b(p)} \left(\ln \left(\frac{m}{a(p)} \right) \right)^2 + \mu_i$$

Sendo:

$$\ln a(p) = \alpha_0 + \sum_j \alpha_j \ln p_j + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j \quad e \quad b(p) = \prod_j p_j^{\beta_j}$$

onde: w_i é a participação da despesa do grupo alimentar i na despesa total com alimentos m , p são os preços dos grupos alimentares i e j ; Z é o vetor de características sociodemográficas das famílias, o qual é incluído no modelo para considerar as heterogeneidade das preferências (Ray, 1983).

A POF 2017-2018, como grande parte das pesquisas de orçamento e despesa familiar de outros países, apresenta elevado registro de gastos zero para os grupos de alimentos, por diferentes motivos que serão tratados na Seção 2.3. Diversos estudos (Caro et al., 2017; Quirnbach et al.,2018; Travassos e Coelho, 2015) têm mostrado a importância de estimar o modelo de demanda considerando o problema de censura nos gastos. Esses autores adotam um procedimento de estimação de dois estágios proposto por Shonkwiler e Yen (1999), com o intuito de corrigir o viés causado pela seleção amostral. No primeiro estágio, a decisão de compra de cada indivíduo é estimada através de um modelo probit, e em seguida são mensuradas as suas distribuições cumulativas Φ e funções de densidade de probabilidade ϕ para cada família/grupo alimentar. Logo após, na segunda etapa, utilizam-se essas informações para modificar a equação de participação w_i :

$$E(S_i) = \Phi(h'\gamma_i) w_i + \eta_i \phi(h'\gamma_i) , \quad i = 1, \dots, n$$

onde: Φ e ϕ são as funções de distribuição acumulada (*fda*) e funções de densidade de probabilidade (*fdp*), respectivamente; η_i é a covariância dos termos de erros (u_i, ϵ_i); h' é o vetor de variáveis sociodemográficas relacionadas a decisão de compra dos consumidores.

Segundo Caro et al. (2017) ao se considerar a censura dos dados no modelo de demanda, o sistema não linear de equações não tem mais a obrigatoriedade que seu somatório seja igual a unidade, $\sum_i w_i = 1$. Porém, as restrições derivadas da teoria do consumidor, tais como: aditividade, homogeneidade e simetria (Deaton e Muellbauer,1980), são impostas no segundo estágio do modelo e podem ser respectivamente representadas como:

$$\sum_{i=1}^9 \alpha_i = 1 ; \quad \sum_{i=1}^9 \gamma_{ij} = 0 ; \quad \sum_{j=1}^9 \gamma_{ij} = 0 ; \quad \sum_{i=1}^9 \beta_i = 0 ; \quad \gamma_{ij} = \gamma_{ji}$$

Ademais, os gastos e preços podem ser endógenos, por apresentarem correlação conjunta e/ou com outras variáveis não incluídas no modelo, ou seja, podem estar correlacionadas com os erros da equação. Para corrigir o problema de endogeneidade da despesa, adotou-se o método sugerido por Blundell e Robin (1999), o qual estima uma equação reduzida para os gastos com alimentos e depois introduz seu erro nas equações de participações dos gastos $E(S_i)$. Foram consideradas como variáveis explicativas os logaritmos dos preços, as características sociodemográficas e renda total das famílias, e esta última também incluída na forma quadrática. Por outro lado, para tratar a endogeneidade do preço, empregou-se o método de correção de Cox e Wohlgenant (1986), o qual propõem um ajustamento do preço levando em consideração os efeitos de qualidade dos produtos, através da equação:

$$p_j = UV_i - \sum_{i=1}^9 \hat{\rho}_i Z_i$$

sendo:

$$UV_{ik} - UV_i = \sum_{i=1}^9 \rho_i Z_i + \epsilon_i$$

em que: UV_i é o valor médio pago para o alimento i , UV_{ik} é o valor médio pago para o alimento i pela família k , $\hat{\rho}_i$ é o parâmetro estimado para as características demográficas Z_i , as quais mensuram os efeitos da decisão de escolha quanto a qualidade do alimento adquirido, representados pelo hiato entre o valor unitário pago pela família k e o valor médio pago pelas famílias do seu estado.

Assim, após todas as adaptações e correções do modelo, é possível estimar as elasticidades-preço de demanda hicksiana, e assim mensurar como os preços e despesas afetam as quantidades demandadas dos alimentos:

$$e_{ij}^c = e_i E(S_i) + e_{ij}$$

sendo e_i a elasticidade dispêndio e e_{ij} a elasticidade preço da demanda não-compensada ou marshaliana calculadas no ponto médio, através das derivadas das equações de participação $E(S_i)$. Os erros padrões das elasticidades foram calculados através do Método Delta.

2.2. Variação compensatória

Para estimar o quanto este imposto poderá afetar o bem-estar econômico das famílias, foi adotado o mesmo procedimento desenvolvido por Säll (2018). Este autor utiliza o método de Variação Compensatória (VC), através do qual é possível estimar o valor necessário para reparar as perdas das famílias após uma variação positiva nos preços dos alimentos proteicos tributados, indicando o quanto de renda adicional deveriam receber para manter o nível de utilidade idêntico ao observado na situação inicial (sem alteração dos impostos). Assim, a VC é calculada como:

$$VC = \sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0 \left(\frac{dp_i}{p_i^0} + \frac{dq_i^H}{q_i^0} + \frac{dp_i}{p_i^0} \frac{dq_i^H}{q_i^0} \right)$$

onde: q_i^0 é a quantidade adquirida inicial do alimento i , p_i^0 é o preço inicial, dp_i/p_i^0 é a variação dos preços após a tributação e dq_i^H/q_i^0 é a variação da demanda hicksiana. Assim, a VC pode ser comparada ao total de gastos das famílias com alimentos, permitindo o cálculo de uma medida da mudança total de bem-estar para as famílias.

Por fim, as receitas geradas pela adoção deste instrumento econômico foram obtidas através da seguinte equação:

$$\text{Arrecadação do Governo} = \sum_{i=1}^n \text{Imposto}_i \times q_i^1$$

onde: q_i^1 é a quantidade demandada do alimento proteico i após a tributação do grupo alimentar i . Cabe lembrar que ambos, imposto e quantidade demandada, devem estar na mesma unidade de medida.

2.3. Dados dos gastos das famílias com alimentos proteicos

Para as estimações utilizou-se os dados da Pesquisa de Orçamento Familiar (POF) 2017-2018, realizada periodicamente pelo IBGE, a qual fornece informações sobre a receita e despesa das famílias brasileiras, destacando-se como a principal fonte de dados sobre aquisições de alimentos no Brasil. Dentre as informações, esta pesquisa fornece a composição do orçamento doméstico e tem o objetivo de mensurar as estruturas de consumo e dos gastos, dos rendimentos e parte da variação patrimonial das famílias, permitindo desse modo, traçar um perfil das condições de vida da população brasileira (IBGE, 2011).

A POF é construída através de técnicas de amostragem probabilística e estratificada, onde são selecionados os setores censitários, considerando-se o método em quatro aspectos: divisão administrativa (municípios das capitais, regiões metropolitanas e regiões integradas de

desenvolvimento – RIDES); espacial/geográfica (áreas de ponderação, municípios); situação dos setores censitários (urbana ou rural); e estatística (a partir da variável renda do responsável do domicílio, obtida no Censo Demográfico 2000). Dentro de cada estrato geográfico definido foi calculado um quantitativo de estratos estatísticos (socioeconômicos), onde o número total foi diferente para cada Unidade da Federação, considerando as respectivas particularidades. Os domicílios de cada pesquisa são selecionados aleatoriamente, sem reposição e independente em cada setor através da amostra mestra. Os resultados da pesquisa são representativos a nível de Brasil, Grandes Regiões, Unidades da Federação (total e situação urbana) e Regiões Metropolitanas e Capitais, ambas apenas à situação urbana.

As pesquisas são realizadas apenas em domicílios particulares permanentes, por um período de 12 meses. A POF 2017-2018 teve início no dia 11 de julho de 2017 e término no dia 9 de julho de 2018 (IBGE, 2020). Os estratos da amostra e seus domicílios são distribuídos aleatoriamente ao longo da duração da pesquisa, com o intuito de observar as variações naturais dos padrões de consumo conforme as épocas do ano (IBGE, 2011).

A pesquisa é dividida em registros, em que cada registro compreende uma temática. Para a realização do estudo, considerou-se apenas os registros da Caderneta de Despesa Coletiva, na qual possui informações sobre os gastos com aquisição de alimentos para o domicílio⁵, e do Morador, características sociodemográficas dos moradores dos domicílios/famílias. No que se refere aos gastos com alimentos pelas famílias brasileiras, os dados são coletados através de questionários, nos quais são reportadas as despesas com alimentos no domicílio por um período de sete dias consecutivos, detalhando as despesas, quantidades compradas, forma de aquisição de cada item alimentar, dentre outras variáveis. Como cada família informa voluntariamente seus gastos em alguns alimentos num período de sete dias, para alguma dada família faltam informações quanto às despesas e quantidades para alguns itens/categorias de alimentos⁶. Para resolver esse problema da disponibilidade de dados, adotou-se o método de estimação de dois estágios elaborado por Shonkwiler e Yen (1999), o qual foi mencionado na seção 2.1.

Os gastos com alimentos proteicos foram agrupados em 9 categorias, sendo elas: (1) Carnes Bovinas; (2) Carnes Suínas; (3) Aves; (4) Carnes processadas, que compreendem todas as carnes e peixes industrializados e embutidos; (5) Peixes e Frutos do Mar; (6) Ovos; (7) Laticínios, representando os leites, iogurtes e queijos; (8) Leguminosas, representadas pelo feijão⁷, soja, grão-de-bico e lentilha; e (9) Outros alimentos. Esses alimentos foram categorizados levando em conta as semelhanças no conteúdo nutricional dos produtos e a disposição dos consumidores para substituir um alimento por outro. Cabe lembrar que as categorias de alimentos mencionadas contêm apenas aqueles que possuem valores de proteínas iguais ou acima de 6g/100g do alimento em sua composição⁸, exceto o grupo outros alimentos, o qual é composto por alimentos fontes proteicas que apresentaram baixíssimas frequências e alimentos não proteicos. Para realizar esta classificação foram utilizadas as Tabelas de Composição Nutricional dos Alimentos Consumidos no Brasil, construídas pelo IBGE (2011). A variável participação do grupo proteico foi obtida através da divisão do gasto com o grupo pelo gasto total com alimentos dentro do domicílio.

⁵ Utilizou-se apenas os registros de gastos de alimentação dentro do domicílio por ser o único que possui informações referentes as quantidades adquiridas, o que permite obter os valores pagos para cada alimento.

⁶ Segundo Tafere et al. (2010) o problema do gasto zero de produtos individuais é um problema comum em levantamento e pesquisas de dados. Problemas estatísticos podem ocorrer e estarão ligados as causas que geram tal fenômeno. Desse modo, o tratamento do gasto zero deve refletir estas causas. Para eles há quatro razões que podem ser identificadas: a) recordação imperfeita dos consumidores; b) consumo zero permanente; c) consumo zero no período da pesquisa; e d) consumo zero devido a escolha ótima (potenciais consumidores).

⁷ De acordo com as Tabelas Nutricionais utilizadas no trabalho, o feijão não se enquadra como um alimento fonte proteica, pois apresenta percentual de proteínas abaixo do valor necessário para isto. Porém, devido a sua importância na dieta brasileira e vários estudos na área da saúde o considerarem como uma fonte proteica (Pires et al., 2006; Kato et al., 2015; Havemeier et al. 2017), no presente estudo, o mesmo procedimento foi utilizado.

⁸ Segundo o Regulamento Técnico Mercosul sobre Informação Nutricional Complementar (Brasil, 2012) para um alimento ser considerada fonte de proteínas, ele precisa ter no mínimo 6 g de proteínas por 100 g ou 100 ml em pratos preparados ou por porção.

A amostra inicial da POF 2017-2018 é composta por 58.039 famílias. Devido às restrições do modelo adotado, foi necessária a exclusão das famílias com informações incompletas quanto aos gastos, ou seja, que não apresentaram nenhum gasto com qualquer grupo alimentar, o que representou na amostra final de 49.572 famílias. Os preços não foram fornecidos pelas famílias, mas podem ser estimados através dos seus valores unitários corrigidos⁹. Os valores unitários para cada item, são obtidos dividindo as despesas com o alimento por sua quantidade correspondente. Os valores médios de cada grupo alimentar, foram obtidos através da média dos valores unitários ponderados pela participação de cada item na despesa do grupo alimentar (Bilgic e Yen, 2013). Porém, isso não seria possível para as famílias que apresentaram gastos zeros para determinados grupos alimentares, pois geraria um valor inexistente. Para solucionar esse problema, os valores dos grupos alimentares proteicos para famílias que não apresentaram gastos positivos foram imputados pelo método de *Propensity Score Matching* (Dassow et al., 2016), com o intuito de preservar os valores mais próximos do que seria pago pelas famílias caso tivessem gastos positivos, levando em consideração as características locais, econômicas e sociais das mesmas. O método de *matching* utilizado foi o “*nearest-neighbour*”, ou seja, a família mais próxima, e as variáveis escolhidas foram: dummies para estados, zona urbana, tamanho e renda da família, existência de crianças, adolescentes e idosos, idade, sexo, estado civil e anos de estudo do chefe de família. Desse modo, o valor que seria pago por determinado alimento pelas famílias que não o consumiram foi imputado pelo valor pago pelas famílias que o consumiram e apresentam as mesmas características (ou mais próximas).

Após a imputação dos valores unitários, os preços foram estimados através do método proposto por Cox e Wohlgemant (1986), conforme descrito na seção 2.1. As quantidades e os preços dessas categorias de produtos foram expressos nas mesmas unidades (quilograma e R\$ por quilograma) para garantir que o modelo de demanda utilizado para estimar a elasticidade seja “fechado sob unidade de escala”, significando que os efeitos econômicos estimados são invariáveis para uma mudança simultânea na unidade (Allais et al., 2010). Na Tabela 1, são apresentados os dados referentes a média dos gastos mensais, das quantidades, participações dos gastos, valores unitários e preços pagos pelas famílias brasileiras a valores correntes de 15 de janeiro de 2018.

Na Tabela 1 pode-se observar o que o grupo proteico carne bovina foi o que apresentou o maior gasto médio e conseqüentemente, maior participação no gasto total com alimentos no domicílio, representando 11,37% do gasto total, seguido do grupo laticínios (9,26%), e aves (7,68%). Os grupos alimentares que apresentaram menor participação nos gastos totais com alimentos foram as carnes suínas (1,64%), leguminosas (1,69%) e peixes e frutos do mar (2,36%). Quanto as quantidades adquiridas, percebe-se uma ordem de importância diferente, dando-se destaque aos grupos como laticínios (8,33 kg), aves (4,2 kg) e carne bovina (3,85 kg). Isto ocorre devido as diferenças de preços existentes entre os grupos alimentares, sendo que a carne bovina apresentou o preço médio mais elevado (R\$ 16,76), seguido das carnes processadas (R\$ 16,43) e peixes e frutos do mar (R\$ 15,91). Os grupos alimentares que se destacam com os menores preços são as leguminosas (R\$ 4,76) e as aves (R\$ 9,03). Esses dados evidenciam a importância da proteína animal frente a vegetal para as famílias brasileiras em 2017-2018.

Outra informação importante é a elevada proporção de famílias que não apresentaram gastos com os grupos alimentares estudados, sendo que apenas os grupos “laticínios” e “outros alimentos” foram adquiridos por mais de 50% das famílias brasileiras para consumo no domicílio. Os grupos com maiores proporções de gasto zero são suínos (90,82%), peixes e frutos do mar (89,37%) e leguminosas (76,72%).

⁹ Conforme apresentado na seção 2.1.

Tabela 1

Estatísticas amostrais dos gastos, quantidades compradas, valores unitários, preços e participações nos gastos mensais das famílias brasileiras ($n= 49.572$ famílias).

Grupo Alimentar	Gasto médio (R\$)	Quantidade média comprada por UC (kg)	Quantidade média comprada por UC pelas famílias com gasto > 0 (kg)	Valor médio pago pelas famílias com gasto > 0 (R\$ / Kg)	Preço médio imputado e ajustado pela qualidade (R\$ / Kg)	Parcela média do gasto por UC (%)	Famílias com gastos > 0 (%)
Carne bovina	60,87	3,85	9,98	16,85	16,76	11,37	38,61
Carne suína	9,48	0,83	9,03	12,44	12,36	1,64	9,18
Aves	34,70	4,20	11,59	9,03	9,03	7,68	36,23
Carnes processadas	22,56	1,64	4,90	16,80	16,43	4,41	33,53
Peixes e frutos do mar	12,55	1,09	10,21	14,11	15,91	2,36	10,63
Ovos	9,71	1,07	4,35	11,31	11,15	2,66	24,51
Laticínios	41,94	8,33	15,31	12,78	12,77	9,26	54,43
Leguminosas	8,19	2,05	8,80	4,69	4,76	1,69	23,28
Outros alimentos	248,51	54,62	56,19	10,82	10,85	58,94	97,20

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da POF 2017-2018.

A baixa proporção de aquisição pode estar ligada ao período relacionado a pesquisa (sete dias) e por representar apenas os gastos com alimentos dentro do domicílio. Como os dados de consumo alimentar ainda não estão disponíveis, não é possível verificar o percentual de consumo fora do domicílio. A elevada proporção de gastos zeros impossibilitou a realização de diferentes métodos de tratamento dos dados, especialmente no que se refere a construção dos Índices de Preços de Fisher, os quais tem sido utilizados em estudos recentes para corrigir a endogeneidade dos preços (Caro et al., 2020, Dogbe e Gil, 2018), sendo uma das limitações do estudo. Porém, é importante lembrar que a POF é a única pesquisa disponível e com livre acesso até o momento no Brasil.

Como mencionado anteriormente, além das variáveis quantidades, preços e gastos com os alimentos considerados fontes proteicas, para estimar o modelo QUAIDS também foram utilizadas variáveis socioeconômicas¹⁰. Essas variáveis são utilizadas para poder identificar como as características das famílias afetam as compras de alimentos proteicos. Nas estimações, foram utilizadas as seguintes variáveis controle: tamanho da família, sexo, idade, estado civil e último curso frequentado (ensino superior ou pós graduação) pelo chefe de família, proporção de crianças, adolescentes e idosos na família, se a família mora na zona urbana e em qual região, sendo suas estatísticas apresentadas na Tabela 2.

Tabela 2

Estatísticas amostrais das características sociodemográficas das famílias brasileiras.

Variável	Média	Desvio-padrão
Número de moradores	3,12	1,55
Existência de crianças	0,36	0,48
Existência de adolescentes	0,28	0,45
Existência de idosos	0,34	0,47
Sexo (se mulher = 1)	0,42	0,49
Estado civil (se casado = 1)	0,65	0,48
Idade	49,95	15,68
Ensino superior ou pós-graduação	0,13	0,34
Zona urbana	0,78	0,41
Região Norte	0,14	0,35
Região Nordeste	0,35	0,48
Região Sul	0,14	0,35
Região Centro-Oeste	0,12	0,32
Região Sudeste	0,24	0,43
Gasto mensal com alimentos no domicílio (em R\$)	448,51	461,26
Renda mensal (em R\$)	4.787,00	8.150,42

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da POF 2017-2018.

No que se refere as características sociodemográficas das famílias brasileiras, em 2017-2018, as famílias apresentaram em média, uma renda mensal de R\$ 4.787,00, gasto mensal com alimentos no domicílio de R\$ 448,51, e eram compostas por cerca de 3 pessoas (3,12), sendo que em 36% possuíam crianças, em 28% adolescentes e em 34% idosos. Quanto as características dos seus chefes, 42% eram mulheres, 65% são casados, 13% possuíam nível superior ou pós-graduação e apresentaram idade média de 50 anos (49,95). Finalmente, 78% das famílias da amostra moravam em zona urbana, 14% na região Norte, 35% no Nordeste, 14% eram da região Sul, 12% do Centro-oeste e 24% provém da região Sudeste.

2.4. Danos e impostos ambientais

Para calcular o imposto ambiental e simular seus resultados para o meio ambiente, utilizou-se os indicadores ambientais elaborados por Garzillo et al. (2019b). Estes autores construíram uma base de dados com três tipos de pegadas ambientais (de carbono¹¹, hídrica e ecológica) para os alimentos consumidos na POF 2008-2009 (Garzillo et al., 2019a). Os coeficientes foram obtidos através de revisão sistemática de publicações internacionais de

¹⁰ Foram utilizadas as mesmas variáveis sociodemográficas das estimar as demais correções e tratamento dos dados, tais como: modelo Probit, método da equação reduzida e ajuste de preços pela qualidade.

¹¹ Todos os tipos de emissões de gases de efeito estufa (GEE) foram convertidos em carbono equivalente.

avaliação de ciclo de vida dos alimentos. Como para o presente estudo foram usados os dados de aquisições de alimentos da POF 2017-2018, identificou-se a necessidade de realizar primeiramente a compatibilização dos itens de aquisição com os dados ambientais para os itens de consumo. Para os itens que não apresentaram correspondência, foram imputados valores de itens genéricos e/ou mais similares dentro do mesmo grupo alimentar. Após os tratamentos, calcularam-se as pegadas para os oito grupos alimentares proteicos, os quais foram ponderados pela participação da quantidade do item adquirido na quantidade total obtida pelo grupo alimentar, obtendo-se os coeficientes mostrados na Tabela 3.

Tabela 3

Danos ambientais por quilograma (kg) dos grupos alimentares adquiridos, impostos propostos e preços dos grupos alimentares após imposto.

Grupo alimentar	Pegada de carbono (kgCO₂e)	Pegada hídrica (litros)	Pegada ecológica (m²)	Imposto sugerido (em R\$)	Preço após tributação (em R\$/kg)
Carne bovina	20,992	12.741,364	100,080	3,57	20,33
Carne suína	4,969	4.358,246	64,231		12,36
Aves	2,841	2.757,617	16,523		9,03
Carnes processadas	13,437	12.254,940	40,119	2,28	18,72
Peixes e frutos do mar	3,642	2.461,994	156,338		15,91
Ovos	3,321	4.474,459	26,500		11,15
Laticínios	3,510	4.136,006	26,428		12,77
Leguminosas	0,349	3.313,951	7,101		4,76

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados de Garzillo et al. (2019).

A pegada de carbono entre os grupos de alimentos proteicos representa o coeficiente de emissão de carbono equivalente por quilo de alimento. O grupo alimentar com maior coeficiente de emissão por quilo de alimento são as carnes bovinas, seguido pelas carnes processadas. As carnes suínas, aves, peixes/frutos do mar, ovos e laticínios estão em nível mais baixo de emissões, variando entre 2,841 e 4,969 quilos de carbono equivalente por quilo de alimento. As leguminosas apresentam o menor coeficiente de emissão, representando apenas 1,66% da poluição gerada pelas carnes bovinas, na mesma proporção de alimento. Se considerar os pesos de aquisição de cada grupo alimentar na POF e seus respectivos coeficientes de emissão, a cesta média de consumo emite 156,475 kgCO₂e para ser ofertada.

A pegada hídrica refere-se à necessidade de água no sistema de produção e consumo do grupo alimentar. O grupo alimentar com maior coeficiente de necessidade hídrica por quilo de alimento são as carnes bovinas, seguido pelas carnes processadas. Os demais grupos estão em nível mais baixo de pressão hídrica, variando entre 2.461,994 e 4.474,459 litros de água por quilo de alimento. Se considerar os pesos de aquisição de cada grupo alimentar na POF e seus respectivos coeficientes de necessidade hídrica, a cesta média de consumo utiliza 133.124,942 litros de água para ser ofertada. Por fim, a pegada ecológica refere-se à necessidade de espaço físico (medido em metros quadrados) para que haja a produção e o descarte dos resíduos gerados daquele grupo alimentar. O grupo alimentar com maior necessidade de espaço por quilo de alimento são os peixes/frutos do mar, seguidos pelas carnes bovinas. As carnes suínas, aves, carnes processadas, ovos e laticínios estão em nível mais baixo de pressão sobre o espaço, variando entre 16,523 e 64,231 metros quadrados para cada quilo de alimento. As leguminosas apresentam o menor coeficiente de necessidade de espaço, representando apenas 7,09% da necessidade de espaço produtivo das carnes bovinas, na mesma proporção de alimento. Se considerar os pesos de aquisição de cada grupo alimentar na POF e seus respectivos coeficientes de emissão, a cesta média de consumo necessita de 1.006,841 m² para ser ofertada.

Analisando as três pegadas ambientais, identificou-se que os grupos alimentares carnes bovinas e carnes processadas foram os que apresentaram os maiores coeficientes de danos ambientais. Com o intuito de obter resultados favoráveis para o meio ambiente e minimizar as perdas de bem-estar das famílias, decidiu-se por sugerir o imposto ambiental apenas para estes dois grupos alimentares. Segundo Dogbe e Gil (2018), a redução do consumo de todos os produtos alimentícios pode acarretar resultados negativos para a qualidade da dieta e para as famílias mais pobres.

Ademais, para o cálculo do imposto, apresentado na Tabela 3, considerou-se como *proxy* do custo dos danos ambientais o valor de comercialização do crédito de CO₂e na European Climate Exchange em 10/07/2020, o qual foi cotado em €\$29,05/tonelada de carbono, convertidos¹² para R\$0,17/quilo de carbono equivalente emitido por quilo de alimento, assumindo o repasse de 100% do imposto aos preços, como em Caro et al. (2020). Contabilizou-se apenas o preço do carbono como custo ambiental, por ser o único a possuir valor de mercado internacional e ser possível parametrizar em qualquer moeda após convertido. Por hipótese, alguns danos ambientais poderiam ser mitigados de forma indireta após a internalização do custo de emissão de carbono equivalente, se considerar que um imposto sobre o carbono poderia alterar a dieta, que uma vez alterada (Aleksandrowicz et.al, 2016) poderia produzir redução nas pegadas de carbono, ecológica e hídrica.

3. Resultados e Discussão

3.1. Elasticidades Hicksianas

Na Tabela 4 são apresentadas as elasticidades preço compensadas ou hicksianas, as quais levam em consideração a influência do efeito renda¹³. Todas as elasticidades preço próprio compensadas foram estatisticamente significativas a um nível de 1% e tiveram sinais negativos. Com exceção do grupo peixes e frutos do mar, os grupos proteicos podem ser considerados inelásticos, pois o valor da elasticidade é menor que a unidade. Deste modo, verifica-se que um aumento de preços, reduz a sua quantidade demandada em menor proporção que a variação de preço. A carne bovina foi considerada como a fonte proteica mais inelástica (-0,562), ou seja, a que apresenta menores oscilações em sua demanda frente a alterações de preços, seguida das leguminosas (-0,577). Por outro lado, o grupo peixes e frutos do mar é o que mais sofre com alterações de preço, sendo considerado um bem elástico (-1,792).

Analisando as elasticidades hicksianas cruzadas, identifica-se que apenas o grupo leguminosas pode ser classificado como alimento substituto líquido das demais fontes proteicas, pois suas elasticidades frente a alterações de preços dos outros grupos foram estatisticamente significativas a nível de 1% e positivas. Deste modo, aumentos nos preços das carnes, laticínios e ovos geraria um aumento na quantidade demandada de leguminosas (soja, feijão, dentre outras), acarretando a substituição do consumo de fontes proteicas de origem animal para uma fonte de origem vegetal. Ademais, também cabe destacar que o grupo laticínios foi considerado como um alimento substituto das carnes bovinas e processadas e o grupo ovos apresentou elasticidade estatisticamente significativa apenas para o grupo leguminosas, sendo considerado substituto líquido deste grupo.

¹² Considerou-se o preço da tonelada de créditos de carbono futuro dos contratos mais líquidos (CFI2Z0), com vencimento em dezembro de 2020, listado na European Climate Exchange (ECX) em Londres, convertido à moeda brasileira pelo câmbio de fechamento do dia 10/07/2020, de R\$6,02 por €\$1,00.

¹³ Como o n-ésimo grupo alimentar (outros alimentos) é composto por alimentos fontes proteicas pouco significativas e alimentos não proteicos, ou seja, é o grupo residual, suas elasticidades não serão apresentadas e analisadas, por não possuírem significado econômico/nutricional relevante para o objetivo do trabalho.

Tabela 4

Elasticidade preço hicksiana de alimentos proteicos, 2017-2018.

$\Delta p_j \rightarrow$ $\downarrow \Delta q_i$	Carne Bovina	Carne Suína	Aves	Carnes processadas	Peixes e frutos do mar	Ovos	Laticínios	Leguminosas
Carne Bovina	-0,562 *** (0,025)	-0,063 ** (0,027)	0,002 (0,024)	-0,015 (0,016)	-0,049 (0,038)	-0,015 (0,017)	0,047 *** (0,012)	0,010 (0,014)
Carne Suína	-0,057 (0,042)	-0,888 *** (0,076)	-0,097 * (0,054)	-0,100 *** (0,033)	-0,274 *** (0,080)	-0,082 ** (0,038)	-0,017 (0,027)	0,036 (0,029)
Aves	-0,033 (0,038)	-0,142 *** (0,052)	-0,906 *** (0,077)	-0,115 *** (0,031)	-0,329 *** (0,078)	-0,084 ** (0,034)	-0,005 (0,024)	0,050 (0,030)
Carnes processadas	0,009 (0,029)	-0,086 ** (0,038)	-0,067 * (0,036)	-0,890 *** (0,026)	-0,068 (0,053)	-0,037 (0,024)	0,204 *** (0,017)	-0,011 (0,019)
Peixes e frutos do mar	-0,131 *** (0,045)	-0,353 *** (0,060)	-0,373 *** (0,062)	-0,196 *** (0,034)	-1,792 *** (0,097)	-0,184 *** (0,038)	-0,092 *** (0,027)	0,030 (0,041)
Ovos	0,049 (0,041)	-0,032 (0,058)	0,011 (0,050)	-0,017 (0,032)	-0,006 (0,080)	-0,699 *** (0,044)	0,003 (0,025)	0,119 *** (0,028)
Laticínios	0,074 *** (0,016)	-0,008 (0,022)	0,060 *** (0,017)	0,152 *** (0,012)	0,036 (0,030)	-0,018 (0,014)	-0,929 *** (0,012)	0,033 *** (0,010)
Leguminosas	0,416 *** (0,073)	0,549 *** (0,099)	0,678 *** (0,124)	0,306 *** (0,060)	0,959 *** (0,164)	0,472 *** (0,066)	0,375 *** (0,045)	-0,577 *** (0,063)

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da POF 2017-2018.

Nota: Valores calculados para mediana. Os valores entre parênteses referem-se aos erros padrão. ***p<0,01. **p<0,05. *p<0,10.

Os resultados das elasticidades hicksianas do próprio grupo alimentar obtidos neste artigo são semelhantes aos encontrados por Säll (2018) e Säll e Gren (2015), para as fontes proteicas carnes bovinas, suínas e aves, sendo que estes bens apresentam demandas inelásticas. Porém, cabe destacar que os valores encontrados são diferentes para estes estudos.

Desse modo, nota-se que frente a um cenário de tributação (choque positivo de preços), uma política fiscal que vise desestimular o consumo excessivo de alimentos de origem animal, pode ser eficaz para o Brasil. Todavia, é importante lembrar que este seria o comportamento médio de uma família brasileira. Como o Brasil é um país que possui elevadas desigualdades socioeconômicas e regionais, considera-se importante aprimorar o estudo para compreender melhor como ocorre esta dinâmica de consumo entre as suas diferentes regiões e/ou classes de renda.

3.2. Simulação do imposto ambiental

Os resultados da simulação de um imposto ambiental sobre as emissões de carbono equivalente podem ser visualizados na Tabela 5. Um choque de 21% no preço da carne bovina¹⁴, a partir da internalização do custo das emissões de carbono, reduziram a demanda familiar em 0,461 kg mensais, que significa uma perda líquida de 12% no consumo deste tipo de alimento. As carnes processadas receberam um choque de 14% no preço, a partir da internalização do custo das emissões de carbono, com perda líquida de 0,204 kg no consumo mensal familiar, com queda de 12% na quantidade consumida deste tipo de alimento.

Houve uma recomposição na cesta de consumo, com perdas líquidas também nas carnes suínas, aves e peixes/frutos do mar. A substituição ocorreu em direção aos laticínios e leguminosas, que passariam a compor maior parcela da aquisição de alimentos proteicos. No contexto geral, a cesta total seria reduzida em 1%, com perda líquida de 0,226 kg mensais por família. A nova cesta de consumo, após a internalização do custo externo das emissões de carbono equivalente, sugere uma tendência de ajustamento na dieta alimentar humana em direção a uma proposta de recomendação de consumo, ao reduzir a ingestão de carnes vermelhas e alimentos processados (Garzillo, 2018, p. 166). Apesar do imposto ambiental não gerar resultados ótimos na adequação alimentar familiar, posto que os limites sugeridos pelos órgãos de saúde não foram alcançados¹⁵, pode-se afirmar que a política fiscal não seria inócua na margem, afetando uma interessante recomposição da dieta pela elevação do consumo de leguminosas e redução de alimentos considerados menos saudáveis.

Tabela 5

Resultados estimados após a adoção de um imposto ambiental: alterações nas compras de alimentos proteicos, danos ambientais, receita tributárias e variação compensatória.

Grupo alimentar	Δ Q (kg)	Δ Pegada de carbono (kgCO ₂ e)	Δ Pegada hídrica (litros)	Δ Pegada ecológica (m ²)	Receita Tributária (em R\$)	VC (em R\$)
Carne bovina	-0,461	-9,681	-5.876,327	-46,157	12,10	4,37
Carne suína	-0,011	-0,057	-49,977	-0,737		-0,14
Aves	-0,067	-0,190	-184,482	-1,105		-0,60
Carnes processadas	-0,204	-2,735	-2.494,230	-8,165	3,29	-0,05
Peixes e frutos do mar	-0,060	-0,217	-147,023	-9,336		-0,95
Ovos	0,000	0,000	0,000	0,000		0,00
Laticínios	0,308	1,080	1.272,923	8,134		3,93
Leguminosas	0,269	0,094	890,995	1,909		1,28
Total	-0,226	-11,707	-6.588,121	-55,458	15,39	7,83

¹⁴ Säll (2018) realizou um exercício similar na Suécia e considerou um choque de 33,3% sobre o preço da carne bovina.

¹⁵ Conforme Pomerleau (2005), Brasil (2014) e WCRF (2018).

Os resultados do imposto ambiental sugerem que haveria uma mitigação de efeitos deletérios da produção de alimentos de origem animal. A pegada do carbono equivalente seria reduzida em 7%, principalmente pela contenção das emissões derivadas da produção de carne bovina e em menor grau, pelo processamento das carnes na fase industrial. Apesar da expansão da emissão pelo setor de laticínios e leguminosas, haveria um corte médio de 11,707 kg de carbono equivalente por quilo de alimento proteico presente na cesta alimentar.

Ao taxar o carbono e produzir uma substituição na cesta de aquisição alimentar, outros dois indicadores ambientais podem ser afetados. O primeiro seria a redução de 5% da pegada hídrica dos alimentos proteicos, dada a redução da grande necessidade de água no setor de carnes bovinas. Haveria também uma contenção no processamento industrial das carnes. Apesar do setor de laticínios também demandar muita água em processos produtivos, a redução líquida média alcançaria 6.588,121 litros por quilo de alimento proteico presente na cesta alimentar familiar.

Por fim, a pegada ecológica da produção de alimentos proteicos seria reduzida em 6% no Brasil. Esse resultado sinaliza que a necessidade de área para a produção poderia ser contida e liberada para outro tipo de alocação. Na média, cada família poderia liberar para outra atividade 55,458 metros quadrados por quilo de alimento proteico somente com a sua adequação na cesta alimentar. O agregado poderia indicar grandes dimensões de áreas atualmente antropizadas como pastagens e agroecossistemas de menor complexidade biológica que poderiam ser utilizadas para reflorestamento e ampliação dos serviços ecossistêmicos.

Quanto ao efeito da política fiscal, sobre o bem-estar das famílias, percebe-se que a taxação incidiu exatamente sobre grupos alimentares com maior preço de aquisição e elevada geração de poluição. A variação compensatória (VC) se apresentou inferior à receita tributária derivada da taxação da externalidade do carbono equivalente. No agregado da cesta, a receita tributária alcançaria R\$15,39 mensais por família para alimentos proteicos e a compensação às famílias para manter o nível de utilidade inicial U^0 seria de R\$7,83, o que representaria 1,7% do total dos gastos com aquisição de alimentos da família.

Depreende-se desse cenário que o planejador público conseguiria internalizar parcialmente a externalidade¹⁶, gerando excedente tributário e uma ínfima perda de bem-estar das famílias. Ademais, a taxa ambiental poderia mitigar parcialmente ao menos três indicadores ambientais e auxiliar na adoção de uma dieta mais ajustada às recomendações das entidades de saúde pública, do ponto de vista proteico. Contudo, a adoção de uma abordagem econômica de alteração de preço de mercado poderia ser potencializada com a implementação simultânea de outras camadas de política pública, em especial instrumentos de comunicação social e instrumentos de comando/controle, e ainda incentivos para produção sustentável. Sendo um fenômeno complexo, a compreensão por diversas áreas do conhecimento e a construção de uma abordagem interdisciplinar seriam mais adequadas ao enfrentamento a partir de uma matriz sistêmica.

4. Conclusão

O objetivo deste artigo foi simular os impactos ambientais da adoção de um imposto sobre alimentos proteicos com relevante impacto ambiental no Brasil. Inicialmente foram estimadas as elasticidades preço compensadas, as quais levam em consideração a influência do efeito renda. Todas as elasticidades preço próprio compensadas foram estatisticamente significativas a um nível de 1% e tiveram sinais negativos. Com exceção do grupo peixes e frutos do mar, que pode ser considerado um bem elástico (-1,792), os demais grupos proteicos analisados podem ser

¹⁶ A internalização seria limitada aos efeitos precificados da emissão de carbono equivalente, não sendo visualizadas e precificadas todas as externalidades negativas que poderiam estar sendo geradas.

considerados como inelásticos. A carne bovina foi considerada como a fonte proteica mais inelástica (-0,562), seguida das leguminosas (-0,577).

Ao considerar as elasticidades hicksianas cruzadas, identificou-se que apenas o grupo leguminosas pode ser classificado como alimento substituto líquido das demais fontes proteicas, sinalizando a substituição do consumo de fontes proteicas de origem animal para uma fonte de origem vegetal. Cabe destacar também que o grupo laticínios foi considerado como um alimento substituto das carnes bovinas e processadas e o grupo ovos apresentou elasticidade estatisticamente significativa apenas para o grupo leguminosas, sendo considerado substituto líquido deste grupo.

Os resultados da simulação de um imposto ambiental sobre as emissões de carbono equivalente das carnes bovinas e carnes processadas geraram redução de consumo desses alimentos, além da queda do consumo de carnes suínas, aves e peixes/frutos do mar, com substituição ocorrendo em direção aos laticínios e leguminosas, que passariam a compor maior parcela da aquisição de alimentos proteicos. A nova cesta de consumo de alimentos proteicos seria reduzida em 1%, com perda líquida de 0,226 kg mensais por família.

Após choque de preço, a internalização do custo externo das emissões de carbono equivalente sugere a adoção de uma dieta alimentar em direção à redução da ingestão de carnes vermelhas e alimentos processados. No limite, pode-se afirmar que a política fiscal não seria inócua, afetando uma interessante recomposição da dieta pela elevação do consumo de leguminosas e redução de alimentos considerados menos saudáveis. Como efeito ambiental, a nova cesta de consumo de alimentos proteicos poderia mitigar em 7% a pegada do carbono, em 5% a pegada hídrica e em 6% a pegada ecológica. A adoção de uma abordagem econômica de alteração de preço de mercado poderia ser potencializada com a implementação simultânea de outras camadas de política pública, formatando uma abordagem interdisciplinar e sistêmica.

Os resultados poderiam ser alcançados com reduzida perda no bem-estar das famílias, dado que a variação compensatória (VC) para manter o nível de utilidade inicial U^0 representaria apenas 1,7% do total dos gastos com aquisição de alimentos da família. O planejador público poderia alcançar a internalização da externalidade, gerando excedente tributário, com baixo custo social.

Por fim, esta simulação de política tributária sobre externalidade negativa não tem a pretensão de esgotar o assunto, mas pelo contrário, de iniciar um debate que ainda é escasso na literatura, em especial no Brasil. Para que os avanços na abordagem sejam cada vez mais robustos, sugere-se enfrentar as limitações deste estudo. A primeira limitação refere-se ao uso de coeficientes ambientais que foram agrupados por similaridade de produto, mas que poderiam ser mais exatos se fossem mensurados nas condições nacionais e específicos a cada item da lista de aquisições. A segunda limitação foi a utilização de inferências apenas para o comportamento médio das famílias, que impossibilita a verificação da regressividade, progressividade ou nulidade do imposto, considerando a heterogeneidade dos resultados da adoção do imposto por nível de renda. A terceira limitação é a estimativa por família, mas sem considerar o efeito total multiplicando pela amostra ou mesmo generalizando os resultados, o que implica na dificuldade de mensurar a redução total dos efeitos deletérios da produção ao meio ambiente. A quarta limitação seria a elevada proporção de gastos zeros na POF que impossibilitou a utilização de outros métodos de correção da endogeneidade dos preços.

Referências Bibliográficas

Aleksandrowicz, L., Green, R., Joy, E. J., Smith, P., & Haines, A. (2016). The impacts of dietary change on greenhouse gas emissions, land use, water use, and health: a systematic review. *PLoS one*, 11(11), e0165797.

- Alves, D., T. Menezes, e F. Bezerra. (2007). Estimação do sistema de demanda censurada para o Brasil: utilizando dados de pseudopainel. In: SILVEIRA, F. G. et al. (Coord.). *Gasto e consumo das famílias brasileiras contemporâneas*. Brasília: Ipea. v. 2. cap.11, pp. 395–422.
- Allais, O., Bertail, P., & Nichèle, V. (2010). The effects of a fat tax on French households' purchases: a nutritional approach. *American Journal of Agricultural Economics*, 92(1), 228-245.
- Banks, J., Blundell, R., & Lewbel, A. (1997). Quadratic Engel curves and consumer demand. *Review of Economics and statistics*, 79(4), 527-539.
- Bilgic, A., & Yen, S. T. (2013). Household food demand in Turkey: A two-step demand system approach. *Food Policy*, 43, 267-277.
- Blundell, R., & Robin, J. M. (1999). Estimation in large and disaggregated demand systems: An estimator for conditionally linear systems. *Journal of Applied Econometrics*, 14(3), 209-232.
- Bonnet, C., Bouamra-Mechemache, Z., & Corre, T. (2018). An environmental tax towards more sustainable food: empirical evidence of the consumption of animal products in France. *Ecological economics*, 147, 48-61.
- Brasil. (2012). Agência Nacional de Vigilância Sanitária (ANVISA). Resolução da Diretoria Colegiada – nº 54.
- Brasil. (2014). Ministério da Saúde. Secretaria de Atenção à Saúde. Departamento de Atenção Básica. Guia alimentar para a população brasileira / Ministério da Saúde, Secretaria de Atenção à Saúde, Departamento de Atenção Básica. Brasília: Ministério da Saúde.
- Brasil. (2015). Ministério do Meio Ambiente. Pretendida Contribuição Nacionalmente Determinada para Consecução do Objetivo da Convenção-Quadro das Nações Unidas sobre Mudança do Clima. Ministério do Meio Ambiente, Brasília. Disponível em: https://www.mma.gov.br/images/arquivos/clima/convencao/indc/BRASIL_iNDC_portugues.pdf.
- Briggs, A. D., Kehlbacher, A., Tiffin, R., Garnett, T., Rayner, M., & Scarborough, P. (2013). Assessing the impact on chronic disease of incorporating the societal cost of greenhouse gases into the price of food: an econometric and comparative risk assessment modelling study. *BMJ open*, 3(10).
- Caro, J. C., Valizadeh, P., Correa, A., Silva, A., & Ng, S. W. (2020). Combined fiscal policies to promote healthier diets: Effects on purchases and consumer welfare. *Plos one*, 15(1), e0226731.
- Caro, J. C., Ng, S. W., Taillie, L. S., & Popkin, B. M. (2017). Designing a tax to discourage unhealthy food and beverage purchases: The case of Chile. *Food Policy*, 71, 86-100.
- Cox, T. L., & Wohlgenant, M. K. (1986). Prices and quality effects in cross-sectional demand analysis. *American journal of agricultural economics*, 68(4), 908-919.
- Dassow, C., Sampaio, G. R., & Faria, A. M. M. (2016). Substitutibilidade entre alimentos proteicos: estimando as mudanças no consumo de proteínas de origem animal e vegetal no Brasil no período 2002-2008. *Anais do XLIII Encontro Nacional de Economia. ANPEC-Associação Nacional dos Centros de Pós-graduação em Economia*. Disponível em: https://www.anpec.org.br/encontro/2015/submissao/files_/i11-76149d5a15a2ee3c14951a060fb1283d.pdf. Acesso em: 12/12/2016.
- Deaton, A., & Muellbauer, J. (1980). An almost ideal demand system. *The American economic review*, 70(3), 312-326.
- Dogbe, W., & Gil, J. M. (2018). Effectiveness of a carbon tax to promote a climate-friendly food consumption. *Food Policy*, 79(C), 235-246.
- Edjabou, L. D., & Smed, S. (2013). The effect of using consumption taxes on foods to promote climate friendly diets—The case of Denmark. *Food policy*, 39, 84-96.
- Food and Agriculture Organization of the United Nations – FAO. (2017). FAO: produção agrícola responde por pelo menos 20% das emissões de gases do efeito estufa. Disponível em: <https://nacoesunidas.org/fao-producao-agricola-responde-por-pelo-menos-20-das-emissoes-de-gases-do-efeito-estufa/>. Acesso em: 13/07/2020.
- ____ (2020a). FAOSTAT: New Food Balances. Disponível em: <http://www.fao.org/faostat/en/#data/FBS>. Acessado em: 16/07/2020.

- _____. (2020b). FAOSTAT: Producer Prices. Disponível em: <http://www.fao.org/faostat/en/#data/PP>. Acessado em: 10/05/2020.
- Gajardo, Y. Z., Faria, A. M. M., Dassow, C., Rodrigues, P. R. M., Gorgulho, B. M. (2019). Classificação e adequação do consumo de carnes vermelhas pelos mato-grossenses em 2008-2009: Inquérito Nacional de Alimentação. Anais do XXVII Seminário de Iniciação Científica. *UFMT-Universidade Federal de Mato Grosso*. p. 836.
- García-Muros, X., Markandya, A., Romero-Jordán, D., & González-Eguino, M. (2017). The distributional effects of carbon-based food taxes. *Journal of Cleaner Production*, 140, 996-1006.
- Garzillo, J.M.F. (2018). A alimentação e seus impactos ambientais: abordagens dos guias alimentares nacionais e estudo da dieta dos brasileiros. Tese de Doutorado. Universidade de São Paulo.
- Garzillo, J. M. F., Machado, P. P., Louzada, M. L. C., Levy, R. B., Monteiro, C. A. (2019a). Pegadas dos alimentos e das preparações culinárias consumidos no Brasil. São Paulo: Faculdade de Saúde Pública da USP, 74 p. Disponível em: <http://colecoes.sibi.usp.br/fsp/items/show/3592#?c=0&m=0&s=0&cv=0>. Acesso em: 12/05/2020.
- _____. (2019b). Footprints of foods and culinary preparations consumed in Brazil - Data source. Disponível em: <https://osf.io/g4cy/>. Acesso em: 12/05/2020.
- Gill, M., Feliciano, D., Macdiarmid, J., & Smith, P. (2015). The environmental impact of nutrition transition in three case study countries. *Food Security*, 7(3), 493-504.
- Havemeier, S., Erickson, J., & Slavin, J. (2017). Dietary guidance for pulses: The challenge and opportunity to be part of both the vegetable and protein food groups. *Annals of the New York Academy of Sciences*, 1392(1), 58-66.
- Hedenus, F., Wirsenius, S., & Johansson, D. J. (2014). The importance of reduced meat and dairy consumption for meeting stringent climate change targets. *Climatic change*, 124(1-2), 79-91.
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE. (2011). Pesquisa de Orçamentos Familiares, 2008-2009: Tabelas de Composição Nutricional dos Alimentos Consumidos no Brasil. Disponível em: <https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv50002.pdf>. Acesso em: 15/12/2019.
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE. (2020). Pesquisa de Orçamentos Familiares, 2017-2018: Avaliação nutricional da disponibilidade domiciliar de alimentos no Brasil. Disponível em: <https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv101704.pdf>. Acesso em: 10/06/2020.
- Ji, I. B., Kwon, O. S., Song, W. J., Kim, J. N., & Lee, Y. G. (2014). Estimating willingness to pay for livestock industry support policies to solve livestock's externality problems in Korea. *Journal of Rural Development/Nongchon-Gyeongje*, 37(1071-2016-86955), 97-116.
- Juárez, D. J. (2017). Externalidades de la producción de carne bovina en Nicaragua. *REICE: Revista Electrónica de Investigación en Ciencias Económicas*, 5(9), 85-109.
- Kato, L. S., Fernandes, E. A. D. N., Bacchi, M. A., Sarriés, G. A., & Reyes, A. E. L. (2015). Elemental characterization of Brazilian beans using neutron activation analysis. *Journal of Radioanalytical and Nuclear Chemistry*, 306(3), 701-706.
- Magalhaes, A. S., & Domingues, E. P. (2013). Economia de baixo carbono no Brasil: alternativas de políticas, custos de redução de emissões de gases de efeito estufa e impactos sobre as famílias. *Anais do XLI Encontro Nacional de Economia. ANPEC-Associação Nacional dos Centros de Pós-graduação em Economia*. Disponível em: https://www.anpec.org.br/encontro/2013/files_l/i11-faade6189f3faff87cc50c3f7c2df42.pdf. Acesso em: 06/07/2020.
- Mytton, O., Gray, A., Rayner, M., & Rutter, H. (2007). Could targeted food taxes improve health?. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 61(8), 689-694.
- Pereda, P. C., Lucchesi, A., Garcia, C. P., & Palialol, B. T. (2019). Neutral carbon tax and environmental targets in Brazil. *Economic Systems Research*, 31(1), 70-91.
- Pires, C. V., Oliveira, M. G. D. A., Rosa, J. C., & Costa, N. M. B. (2006). Qualidade nutricional e escore químico de aminoácidos de diferentes fontes protéicas. *Food Science and Technology*, 26(1), 179-187.

- Pomerleau, J., Lock, K., Knai, C., & McKee, M. (2005). Interventions designed to increase adult fruit and vegetable intake can be effective: a systematic review of the literature. *The Journal of nutrition*, 135(10), 2486-2495.
- Quirmbach, D., Cornelsen, L., Jebb, S. A., Marteau, T., & Smith, R. (2018). Effect of increasing the price of sugar-sweetened beverages on alcoholic beverage purchases: an economic analysis of sales data. *J Epidemiol Community Health*, 72(4), 324-330.
- Rajão, R., Soares-Filho, B., Nunes, F., Börner, J., Machado, L., Assis, D., Oliveira, A., Pinto, L., Ribeiro, V., Rausch, L., Gibbs, H., Figueira, D. (2020). The rotten apples of Brazil's agribusiness. *Science*, Vol. 369, Issue 6501, 246-248.
- Ray, R. (1983). Measuring the costs of children: an alternative approach. *Journal of Public Economics*, 22(1), 89-102.
- Revoredo-Giha, C., Chalmers, N., & Akaichi, F. (2018). Simulating the Impact of Carbon Taxes on Greenhouse Gas Emission and Nutrition in the UK. *Sustainability*, 10, 134.
- Saelim, S. (2019). Carbon tax incidence on household consumption: Heterogeneity across socio-economic factors in Thailand. *Economic Analysis and Policy*, 62, 159-174.
- Säll, S., & Gren, M. (2015). Effects of an environmental tax on meat and dairy consumption in Sweden. *Food Policy*, 55, 41-53.
- Säll, S. (2018). Environmental food taxes and inequalities: Simulation of a meat tax in Sweden. *Food Policy*, 74, 147-153.
- Sam, A. G., & Zheng, Y. (2010). Semiparametric estimation of consumer demand systems with micro data. *American Journal of Agricultural Economics*, 92(1), 246-257.
- Silva, J. G., & Gurgel, A. C. (2010). Impactos de impostos às emissões de carbono na economia brasileira. *Anais do XXXVIII Encontro Nacional de Economia. ANPEC-Associação Nacional dos Centros de Pós-graduação em Economia*. Disponível em: <http://www.anpec.org.br/encontro2010/inscricao/arquivos/000-e592f370f8d1e0301d3ff23e801c478a.pdf> Acesso em: 06/07/2020.
- Shonkwiler, J. S., & Yen, S. T. (1999). Two-step estimation of a censored system of equations. *American Journal of Agricultural Economics*, 81(4), 972-982.
- Sneeringer, S. (2009). Does animal feeding operation pollution hurt public health? A national longitudinal study of health externalities identified by geographic shifts in livestock production. *American Journal of Agricultural Economics*, 91(1), 124-137.
- Tafere, K., Taffesse, A. S., Tamiru, S., Tefera, N., & Paulos, Z. (2010). Food demand elasticities in Ethiopia: Estimates using household income consumption expenditure (HICE) survey data. Disponível em: <https://www.africaportal.org/publications/food-demand-elasticities-in-ethiopia-estimates-using-household-income-consumption-expenditure-hice-survey-data/>. Acesso em: 20/10/2019.
- Travassos, G. F., & Coelho, A. B. (2015). A questão da separabilidade fraca na estimação de sistemas de demanda: Uma aplicação para a demanda de carnes no Brasil. *Economia Aplicada*, 19(3), 507-539.
- Zheng, Z., & Henneberry, S. R. (2010). An analysis of food grain consumption in urban Jiangsu province of China. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 42(1379-2016-113602), 337-355.
- World Cancer Research Fund (WCRF)/American Institute for Cancer Research. (2018). Continuous Update Project Report. Disponível em: <https://www.wcrf.org/dietandcancer>. Acesso em: 16/07/2020.