**Segurança do alimento e a demanda por carnes no Brasil**[[1]](#footnote-1)

Moisés de Andrade Resende Filho[[2]](#footnote-2)

Karina Junqueira de Souza[[3]](#footnote-3)

Luís Cristóvão Ferreira Lima[[4]](#footnote-4)

**Resumo**

Investiga-se se crises de segurança do alimento afetam as demandas por carne bovina, suína e de frango no Brasil. Constroem-se séries de índices de segurança do alimento, para cada tipo de carne, contabilizando o total de páginas da Folha de São Paulo, que atendem a critérios predefinidos de busca. Utilizam-se os três índices de segurança do alimento, os preços de cada carne e de um bem composto e o gasto per capita com consumo, como variáveis explicativas em seis especificações alternativas de um sistema de quatro equações de demanda. Seleciona-se a melhor especificação do modelo com base em testes de razão de verossimilhança. O modelo preferido não permite rejeitar a hipótese de que as demandas por carnes não são afetadas por crises de segurança do alimento. Com isto, é improvável a internalização pelo setor produtivo de carnes de parte das externalidades negativas geradas por crises de segurança do alimento. Ou seja, falhas nos mercados de carnes associadas à falta de segurança do alimento, caso existam, não são mitigadas por reações das demandas.

**Palavras-Chave**

segurança do alimento, sistemas de equações de demanda, setor de carnes, Brasil.

**Classificação JEL** C32, Q11, Q13, Q18.

**Food safety and the demand for meat in Brazil**

**Abstract**

We investigate whether food security crises affect the demand for beef, pork and chicken in Brazil. We construct food safety indices for each type of meat (beef, pork and chicken) on the basis of the total number of pages of the ‘Folha de São Paulo’ newspaper that fit predefined search criteria. We use the series of food safety indices, the retail prices of each meat and a composite good and per capita expenditure on consumption as explanatory variables in six specifications of a four equation demand system, selecting the preferred specification based on adjusted likelihood ratio tests. Tests based on the preferred model do not allow to rejecting the hypothesis by which food safety crises do not affect the demand for meat in Brazil. Therefore, the potential internalization by the meat production sector of the negative externalities caused by meat safety crisis does not seem plausible in Brazil. In other words, if there are markets failures caused by unsafe meat in Brazil they are not mitigated by demands’ reactions.

**Key Words**

food safety, system of demand equations, meat industry, Brazil.

**JEL Classification** C32, Q11, Q13, Q18.

1. **Introdução**

Todo alimento apresenta características de bem privado, pois o consumidor, ao ingerir uma unidade de alimento, recebe todo o benefício deste e, ao mesmo tempo, elimina a possibilidade de alguém mais consumir esta mesma unidade. Contudo, todo alimento também possui atributos de mau público, pois custos externos são gerados quando alguém adoece ou morre ao consumir uma unidade de alimento. A razão para isto é que os custos advindos da redução da produtividade e força de trabalho e/ou dos procedimentos necessários ao restabelecimento da saúde do indivíduo não são, necessariamente, pagos por quem produziu o alimento impróprio ao consumo humano. Em última instância, serão os contribuintes via sistema público de saúde e de seguridade social que arcarão com tais custos e, por conseguinte, toda a sociedade. Em outras palavras, o consumo de alimentos cria externalidades negativas.

A Figura 1 representa esquematicamente essa ideia. Tem-se no ponto M o equilíbrio competitivo de mercado, resultado da interseção da curva de oferta, CMP (Custo Marginal Privado), com a curva de demanda do setor, BMP (Benefício Marginal Privado). O equilíbrio Pareto eficiente se dá no ponto E, onde há a interseção entre a curva CMS (Custo Marginal Social), que é a soma das curvas de Custo Marginal Privado (CMP) e Custo Marginal Externo (CME), e a curva de demanda, BMP. Portanto, no equilíbrio de mercado há um consumo de alimento maior e a um preço menor do que o nível eficiente.



**Figura 1 -** Equilíbrio em um mercado competitivo de alimento em presença de externalidade negativa gerada por crises de segurança do alimento.

Contudo, se os consumidores reagem a crises de segurança do alimento[[5]](#footnote-5), reduzindo inesperadamente o consumo, parte do custo da crise passa para o setor produtor do alimento na forma de redução inesperada da receita (preço e quantidade vendida pelo setor diminuem). Por exemplo, na Figura 1, isto poderia ser representado pela curva CMP+CMPCSA (soma do Custo Marginal Privado (CMP) com o Custo Marginal Privado da Crise de Segurança do Alimento (CMPCSA)). Sendo assim, é possível que a reação do consumidor a crises de segurança do alimento faça com que o setor internalize parte da externalidade negativa gerada com a crise, tornando o equilíbrio de mercado (ponto A) mais próximo do equilíbrio eficiente (ponto E).

O objetivo principal do presente artigo é investigar se os consumidores das carnes bovina, suína e de frango no Brasil reagem a crises de segurança do alimento e, assim, impõem um Custo Marginal Privado da Crise de Segurança do Alimento (CMPCSA) ao setor produtor de carnes. Para tanto, estimam-se e testam-se os impactos de crises de segurança sobre as demandas agregadas por carne bovina, carne suína e carne de frango no Brasil.

Em específico, o presente trabalho objetiva: (i) especificar e estimar seis sistemas alternativos de quatro equações de demanda para as principais carnes consumidas no mercado brasileiro (carne bovina, suína e de frango), incorporando índices que captem os eventos negativos veiculados na mídia sobre problemas de segurança do alimento relacionados a estas carnes; (ii) efetuar testes estatísticos de modo a detectar, dentre as seis especificações dos sistemas de equações de demanda, a preferível; (iii) utilizar a especificação escolhida para testar se crises de segurança do alimento afetam as demandas por carnes no Brasil; e (iv) estimar elasticidades atualizadas da demanda por carne bovina, suína e de frango no Brasil.

Com base na revisão de literatura apresentada na próxima seção, o presente estudo parece ser o primeiro no Brasil a investigar se a percepção do consumidor com respeito à segurança do alimento afeta as suas decisões de consumo com respeito às carnes bovina, suína e de frango e está organizado em seis seções. Além dessa seção introdutória, a segunda seção apresenta uma revisão da literatura recente sobre a detecção de efeitos de crises de segurança do alimento sobre a demanda por alimentos. A terceira seção descreve os dados e os procedimentos utilizados para obtenção das séries de índices de segurança do alimento. A quarta seção apresenta as etapas seguidas na especificação dos modelos econométricos e os testes utilizados na escolha do melhor modelo. A quinta seção apresenta os resultados das estimações dos modelos, as estimativas das elasticidades e analisa os resultados. A seção final traz o sumário dos principais resultados obtidos ao longo do relatório e discute implicações dos mesmos para a formulação de políticas públicas.

1. **Revisão de Literatura**

Há um grande número de trabalhos dedicados a detectar os impactos de crises de segurança do alimento na demanda por alimentos em países outros que não o Brasil.

No Reino Unido, Burton et al. (1999) estimaram uma versão estática modificada do modelo *Almost Ideal Demand System* (AIDS) para estudar o efeito de eventos noticiados na mídia sobre BSE sobre o consumo de carne bovina. Na Bélgica, Verbeke e Ward (2001) estimaram um sistema de equações de demanda do tipo AIDS, incorporando variáveis explicativas para o gasto com propaganda com a carne bovina/vitelo e carne suína/misturas e também uma variável para o número de notícias negativas veiculadas na mídia sobre estas mesmas carnes. Na Itália, Mazzocchi et al. (2004) utilizaram um modelo de equações de demanda dinâmico do tipo AIDS para estimar a redução no bem estar do consumidor devido a não divulgação da informação de que poderia haver uma ligação entre o consumo de carne bovina e a doença Creutzfeldt-Jakob (vCJD) em humanos.

Os estudos para os EUA são os de maior número. Carter e Smith (2007) desenvolveram um método econométrico capaz de detectar e mensurar o impacto da contaminação da produção de milho americana com uma variedade geneticamente modificada chamada Starlink sobre o preço do milho nos EUA. Resende Filho e Buhr (2011) e Piggott e Marsh (2004) estimaram sistemas de equações de demanda e detectaram o efeito negativo de notícias envolvendo surtos de zoonoses (gripe suína e mal da vaca louca), enfermidades ou doenças transmitidas por alimentos contaminados com Salmonela, Listeria, E. coli, Trichinae e Staphylococcus e casos de uso ilegal ou excessivo de hormônios e antibióticos na produção animal sobre a demanda de carnes. Tonsor et al. (2010)constroem um modelo Rotterdam com cinco equações, uma para cada demanda de carne (bovina, suína e de frango), uma para a demanda pelos demais alimentos e outra para os bens não alimentícios, com dados trimestrais de 1982 a 2007. Estes autores buscam detectar o efeito de dois fatores pouco explorados nesse tipo de estudo: o dinamismo das famílias (por exemplo, o hábito de comer fora e se a mulher trabalha fora) e as informações relacionadas aos efeitos de atributos dos alimentos sobre a saúde. Para tanto, constroem três índices, um para artigos científicos relacionando gordura, colesterol ou doenças no coração com a dieta do indivíduo (FCHA), outro índice para artigos científicos relacionando zinco, ferro ou proteína à melhor saúde (ZIP) e por último um índice com os recalls de carne (nAtk). Finalmente, observaram que as variáveis mais significativas para a demanda de carne são o próprio-preço, o índice FCHA e a proporção de pessoas que se alimentam fora de casa. Também Glynn e Olynk (2010), para analisar os impactos de informações sobre o tratamento dado aos animais sobre as demandas por suas carnes, construíram um índice trimestral com as notícias relacionadas ao tema publicadas nos maiores jornais e revistas norte-americanas entre 1982 e 2008.

Na Holanda, Jonge et al. (2010) investigaram o nível de confiança dos consumidores holandeses em relação ao alimento que consomem, utilizando dados obtidos por meio de questionários aplicados pela internet a diferentes pessoas em cada ano do período de 2003 a 2006. Com base em um modelo com a percepção do consumidor quanto ao alimento representada por uma variável dependente binária (um se é otimista e zero, caso contrário, os autores constataram que incidentes anteriores reduzem, significativamente, a probabilidade de o consumidor estar otimista. Na segunda parte do trabalho, Jonge et al. (2010) analisam o efeito de notícias a respeito da segurança do alimento e do número de recalls reportados. Para tanto, utilizam quatro grandes jornais holandeses no período de novembro de 2003 até novembro de 2006, selecionando reportagens que incluíam palavras relacionadas a crises de segurança do alimento e ao setor alimentício.

A literatura recente mostra que ainda é importante realizar trabalhos econométricos com dados agregados de consumo (TONSOR et al., 2010; GLYNN e OLYNK, 2010; RESENDE FILHO e BUHR, 2011; PIGGOTT e MARSH, 2004); e é fundamental incluir em modelos de demanda por alimentos variáveis que capturem o nível de confiança dos consumidores com relação ao alimento que consomem. Em especial, é importante incluir algum índice construído com base em notícias sobre crises de segurança do alimento (JONGE et al., 2010; GLYNN e OLYNK, 2010; RESENDE FILHO e BUHR, 2011; PIGGOTT e MARSH, 2004) ou a partir do número de *recall* de alimentos (TONSOR et al., 2010).

Trabalhos que se dedicam ao estudo da reação dos consumidores a crises de segurança do alimento no Brasil são escassos. Os poucos estudos disponíveis se restringem a pesquisas de opinião com base em amostras pequenas de consumidores (SPERS, 2003; FONSECA, 2004). Mais recentemente, Behrens et al. (2010) avaliaram as atitude dos consumidores com relação à segurança do alimento na cidade de São Paulo, utilizando grupo focal para uma amostra de trinta adultos responsáveis pela escolha e compra de alimentos em seus domicílios.

1. **Descrição das Variáveis e Dados**

Nesta seção, faz-se a descrição dos procedimentos utilizados na construção das variáveis e na coleta e manipulação dos dados, os quais foram coletados para o período de 1975 a 2011.

***Séries dos Índices de Segurança do Alimento***

Três séries de índices de segurança do alimento foram construídas, uma para cada tipo de carne. Para tanto, utilizou-se o acervo on-line da Folha de São Paulo, disponível no sítio web <http://acervo.folha.com.br/busca_detalhada>, por ser o único acervo de um jornal de circulação nacional brasileiro que está inteiramente e gratuitamente disponível na Internet. As buscas foram realizadas de forma que os artigos sobre problemas e/ou crises de segurança do alimento fossem, separadamente, contabilizados para cada tipo de carne.

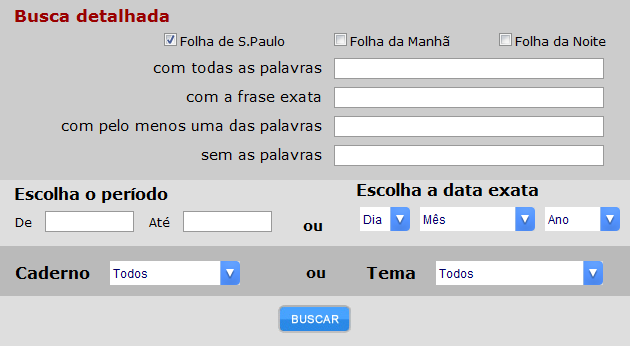
As buscas foram efetuadas inserindo-se, individualmente, no campo “com todas as palavras” do formulário de consulta (vide Figura 2), cada uma das seguintes palavras-chave: *segurança alimentar*, *contaminação*, *recall de produtos* ou *recall* ou *recolha de produtos*, *surto*, *Salmonella*, *Listeria*, *E. coli*, *triquinose,* *estafilococos* ou *staphylococcus* e *intoxicação alimentar*. Essas palavras-chave são as mesmas utilizadas por Piggott e Marsh (2004), mas traduzidas para o português com o uso da ferramenta Google Tradutor disponível em [www.google.com.br](http://www.google.com.br) e o sítio web [www.wikipedia.org](http://www.wikipedia.org), sendo que os nomes científicos em latim não foram traduzidos (vide Tabela 1 para maiores detalhes).

**Tabela 1** - Palavras-chave utilizadas por Piggott e Marsh (2004) e suas correspondentes traduções para o português.

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| ***Keyword*** | **Palavra-chave** | **Fonte da Tradução para o Português** |
| *Food safety* | Segurança alimentar, segurança do alimento | Google tradutor, tradução livre |
| *Contamination* | Contaminação | Tradução livre |
| *Product recall* | Recall de produtos, recall, recolha de produtos | Google tradutor e Wikipedia |
| *Outbreak* | Surto | Google tradutor |
| *Salmonella* | *Salmonella* | Palavras em Latim, portanto não foram traduzidas |
| *Listeria* | *Listeria* |
| *E. coli* | *E. coli* |
| *Trichinae* | Triquinose (doença causada pela trichinae) | Google tradutor |
| *Staphylococcus* | Staphylococcus, Estafilococos | Google tradutor e Wikipedia |
| *Foodbone* | Intoxicação alimentar | Wikipedia |

Fonte: Elaboração própria.

**Figura 2 -** Imagem da tela de abertura da ferramenta de busca da Folha de São Paulo disponível em <http://acervo.folha.com.br/busca_detalhada>.



Adicionalmente àquelas palavras-chave propostas por Piggott e Marsh (2004), utilizou-se as palavras-chave: *BSE* ou *Encefalopatia Espongiforme Bovina* ou *vaca louca* ou*febre aftosa*, como proposto porResende Filho (2008).

Em cada busca, a fim de separar os resultados por tipo de carne, foi inserido no campo “com pelo menos uma das palavras” (vide Figura 2), separadamente, cada um dos três conjuntos de palavras a seguir: carne hambúrguer; porco presunto; frango. Por exemplo, em uma busca foi utilizada a palavra-chave “contaminação” no campo “com a frase exata”, juntamente com as palavras “carne ou hambúrguer” no campo “com pelo menos uma das palavras”. Os resultados eram agrupados e apresentados pela ferramenta de busca da Folha de São Paulo por mês do período de janeiro de 1975 a dezembro de 2011. Em seguida, contabilizava-se o número de páginas da Folha de São Paulo que atendiam aos critérios da busca.

Foram ainda separadamente pesquisados os termos *bactéria*, *moléstia*, *gripe suína* e *gripe aviária* no campo “com a frase exata”, inserindo-se no campo “com pelo menos uma das palavras” (vide Figura 2), separadamente, cada um dos três conjuntos de palavras: carne hambúrguer; porco presunto; frango. Cada pesquisa retornava, em média, 300 resultados, que eram avaliados individualmente de modo a atestar se a notícia realmente se enquadrava no tema pesquisado (a proporção média foi de uma notícia relevante para cada cinco notícias avaliadas). A pesquisa *surto + carne* não foi contabilizada, pois retornou mais de 6000 resultados, sendo que pouquíssimos se relacionavam à segurança do alimento e, os que o faziam, já haviam sido contabilizados em buscas anteriores.

**Figura 3** -Número de páginas da Folha de São Paulo relacionadas a crises/problemas de segurança do alimento para carne bovina, carne suína e carne de frango de janeiro de 1975 a dezembro de 2011.



Fonte: <http://acervo.folha.com.br/busca_detalhada>.

Analisando-se os gráficos gerados a partir dos dados dos índices de segurança do alimento para cada tipo de carne (Figura 3), os quais são o resultado da soma do número de páginas da Folha de São Paulo que atenderam aos critérios de busca, podem-se destacar quatro grandes picos: o primeiro pico ocorre devido a um surto de peste suína nos rebanhos brasileiros em junho e julho de 1978; o segundo pico ocorre entre janeiro e março de 2003 e está associado ao termo vaca louca (primeiro caso de BSE no Canadá); o terceiro pico ocorre nos três primeiros meses de 2006 por conta do termo gripe aviária; e o quarto pico ocorre entre julho e outubro de 2009 e refere-se ao termo gripe suína.

***Séries das Quantidades Consumidas***

As séries das quantidades consumidas das carnes bovina, suína e de frango são as reportadas pelo USDA/FAS (2012) e correspondem ao consumo aparente per capita ao nível de varejo, calculado para cada ano segundo a identidade: consumo aparente da i-ésima carne *≡* produção da carne *i*+ estoque inicial da carne *i* + quantidade importada da carne *i* – estoque final da carne *i*– exportações da carne *i* . Em seguida, o consumo aparente por carne foi dividido pela população residente no Brasil em 1~~º~~ de julho de cada ano do IBGE e obtida no Ipeadata (2012), de modo a gerar as séries de consumo aparente per capita para cada tipo de carne de 1975 a 2011 no Brasil. Os gráficos destas séries são apresentados na Figura 4.

**Figura 4 -** Consumo aparente per capita das carnes bovina, suína, de frango e total.



Fonte: USDA/FAS (2012) e Ipeadata (2012).

Pela Figura 4 percebe-se que as séries de consumo aparente per capita de cada carne apresentam tendências diferentes, mas crescentes. Além disso, observa-se que o consumo de carne de frango ultrapassa o consumo de carne suína a partir de 1979. Já o consumo aparente de carne de frango, que era de 4,51 kg/pessoa em 1975, portanto, quatro vezes ou mais inferior ao consumo aparente de carne bovina (19,71 kg/pessoa), ultrapassa o consumo aparente de carne bovina a partir de 2007. Esse mesmo fenômeno ocorre nos EUA por volta de 1991 (SCHROEDER et al., 2000).

***Séries dos Preços e Gastos com Todos os Outros Bens de Consumo***

As séries dos preços das carnes bovina, suína e de frango correspondem aos preços no varejo da cidade de São Paulo em R$ por kg, obtidos do Instituto de Economia Aplicada de São Paulo (IEA/SP, 2012). Vale mencionar que não foi possível obter séries de preços de carnes no varejo no Brasil, o que justifica a utilização das séries na cidade de São Paulo, que seguramente é o maior centro consumidor brasileiro.

Utilizou-se a série do IGP-DI (Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna) da Fundação Getúlio Vargas, disponível no Ipeadata (2012), para deflacionar cada série de preço de modo a mensurá-las em valores constantes de R$ de dezembro de 2011. Os gráficos destas séries de preços reais são apresentados na Figura 5.

**Figura 5 -** Séries de preços no varejo das carnes bovina, suína e de frango na cidade de São Paulo em R$ de dezembro de 2011.



Fonte: IEA/SP (2012) e Ipeadata (2012).

Pela Figura 5 é possível observar a tendência declinante dos preços de cada tipo de carne e a aparente redução da volatilidade dos preços após 1994, ano em que o Plano Real se inicia.

Seguindo Brester e Schroeder (1995), gerou-se a série de preços do bem composto, “outros bens de consumo”, utilizando-se a série anual do IGP-DI da seguinte maneira: primeiro, gerou-se a série do *gasto com todos os outros bens de consumo*, subtraindo-se o gasto per capita com carnes do gasto per capita com consumo, o qual foi gerado dividindo-se a série do consumo das famílias pela série da população residente no Brasil em 1~~º~~ de julho de cada ano do IBGE, ambas obtidas no Ipeadata (2012). Segundo, tendo-se as séries das parcelas do gasto referentes ao gasto com carne bovina, suína, de frango e com os outros bens de consumo, gerou-se a série de preços deflacionados dos outros bens de consumo (série *p*4), resolvendo a igualdade para *p*4*t*, onde *pit* e *wit* são o preço e a parcela do gasto do *i*-ésimo bem no tempo *t*.

As estatísticas descritivas das séries utilizadas são apresentadas na Tabela2.

**Tabela 2 -** Estatísticas descritivas dos dados, 1975 a 2011.

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| Variável | Média | Desvio  Padrão | Mínimo | Máximo |
| Consumo de carne bovina (kg/pessoa) | 32,23 | 6,95 | 18,09 | 40,18 |
| Consumo de carne suína (kg/pessoa) | 9,30 | 2,09 | 6713 | 13,74 |
| Consumo de carne de frango (kg/pessoa) | 21,49 | 13,46 | 4,49 | 50,14 |
| Preço da carne bovina no varejo (R$/kg)\* | 17,01 | 5,59 | 10,13 | 30,91 |
| Preço da carne de frango no varejo (R$/kg)\* | 8,63 | 4,66 | 3,61 | 17,68 |
| Preço da carne suína no varejo (R$/kg)\* | 17,80 | 6,86 | 9,46 | 31,14 |
| Gasto com carnes (R$/pessoa)\* | 801,67 | 118,25 | 638,41 | 1.104,04 |
| Gasto com outros bens (R$/pessoa)\* | 11.243,07 | 1.518,41 | 8.661,69 | 14.292,62 |
| Parcela do gasto com carne bovina | 0,043 | 0,01 | 0,03 | 0,06 |
| Parcela do gasto com carne suína | 0,013 | 0,00 | 0,01 | 0,02 |
| Parcela do gasto com carne de frango | 0,011 | 0,00 | 0,01 | 0,02 |
| Parcela do gasto com outros bens | 0,933 | 0,01 | 0,90 | 0,95 |
| Índice de segurança da carne bovina (páginas) | 1,865 | 2,14 | 0,00 | 9,00 |
| Índice de segurança da carne suína (páginas) | 1,459 | 4,54 | 0,00 | 27,00 |
| Índice de segurança da carne de frango (páginas) | 1,027 | 3,45 | 0,00 | 21,00 |

\*Séries deflacionadas pelo IGP-DI, dezembro de 2011 = 100.

Fonte: USDA/FAS (2012), IEA/SP (2012) e Ipeadata (2012).

Pelos dados apresentados na Tabela 2, percebe-se que, em média, o número de páginas da Folha de São Paulo sobre crises de segurança do alimento é baixo, algo entre 1,865 páginas/ano para a carne bovina e 1,027 páginas/ano para a carne de frango.

1. **Modelo Econométrico das Demandas por Carnes no Brasil com a Incorporação de Índices de Segurança do Alimento**

A especificação base dos modelos econométricos é a da *i*-ésima equação da parcela do gasto Marshalliana ou não compensado do sistema AIDS dado pela equação (1).

  (1) onde, no tempo *t,* *wit* = *pitqit*/*xit* é a parcela do gasto com o *i*-ésimo bem; *qit* é o consumo em kg per capita; *pit* e *pjt* são, respectivamente, o preço do *i*-ésimo e do *j*-ésimo bem;é o gasto[[6]](#footnote-6) per capita com os *N* bens; *vit* é o termo de erro da *i*-ésima equação; e ln *Pt* é o índice de preços translog, tal que:

 (2)

Schroeder et al. (2000) sugerem que outras variáveis explicativas, além dos preços e gasto devem ser incorporadas aos modelos de demanda, pois a pesquisa recente sobre a demanda por carnes nos EUA indica conclusivamente neste sentido. Assim, Schroeder et al. (2000) sugerem que sejam incluídas variáveis capazes de captar o nível de informação dos consumidores sobre aspectos de saúde relacionados à alimentação, a conveniência dos produtos, a qualidade do alimento, o grau de promoção/propaganda dos produtos e sobre características demográficas dos consumidores. Diante da indisponibilidade imediata de variáveis como estas no Brasil e objetivando minimizar os problemas decorrentes da omissão de dinâmica nos modelos e da não consideração de não estacionaridades determinísticas nas séries, adotou-se a estratégia seguida por Piggott et al. (1996) e Fisher et al.(2001), incluindo-se deslocadores da demanda via modificadores dos interceptos das equações (1), como definido em (3).

 *a*i0 + *τiTt* +*θiDt*  (3)

onde, no tempo *t*, representa os interceptos das equações (1) e os coeficientes das variáveis  na equação (2); *a*i0 éo intercepco da equação (3); *Tt* é a variável tendência[[7]](#footnote-7) com valor um no ano 1975; *D* é uma variável binária que recebe o valor zero nos anos de 1975 a 1993 e um nos anos de 1994 em diante, período pós Plano Real[[8]](#footnote-8); e ,esão as variáveis índice de segurança do alimento com defasagem temporal *m*, respectivamente, para as carnes bovina, suína e de frango. Esses índices foram definidos anteriormente na seção 3 deste trabalho.

Propriedades advindas da teoria do consumidor são diretamente impostas aos modelos**,** como segue. O fato de toda a renda do consumidor ser gasta (propriedade *adding up* da demanda) equivale a que as parcelas dos gastos somem um, o que é assegurado pela imposição das condições (4); a propriedade de ausência de ilusão monetária ou homogeneidade de grau zero da demanda nos preços e renda é assegurada pelas condições (5); e a simetria da matriz de substituição de Slutsky[[9]](#footnote-9) é garantida pelas condições (6).

, , , , e  (4)

 (5)

 (6)

O sistema de equações de demanda foi especificado para um conjunto de quatro bens: carne bovina, carne suína, carne de frango e todos os outros bens de consumo (vide Marsh et al. (2004) para uma aplicação pioneira desse procedimento no contexto de um sistema de equações de demanda Rotterdam para carnes nos EUA).

Vale mencionar que se tivesse sido especificado um sistema de equações de demanda por carne com apenas três bens (carne bovina, carne suína e de frango), as condições (4) fariam com que potenciais mudanças estruturais nas demandas por carnes necessariamente se anulassem. A especificação de um sistema de equações com quatro bens permite, por exemplo, que a demanda por cada carne possa apresentar mudança estrutural positiva ou negativa. Além disso, tal formulação elimina a possibilidade de haver endogeneidade da variável gasto, o que provável ocorre para um sistema de equações estimado com os três tipos de carnes, uma vez que a variável gasto é o próprio gasto per capita com tais carnes. No sistema de demanda com quatro bens, a variável gasto per capita com consumo é, muito provavelmente, exógena (BRESTER e SCHROEDER, 1995). Finalmente, um sistema com quatro bens permite investigar a possibilidade de substituição entre os tipos de carnes e outros bens de consumo.

Em estudos com séries temporais, a ocorrência de autocorrelação ou correlação serial dos erros é um problema recorrente. Por exemplo, Fisher et al. (2006) assumem a presença de autocorrelação e, assim, já impõem a priori correções para correlação serial de primeira ordem dos erros nos sistemas de equações não lineares de demanda estimados por eles. Ao contrário do que fizeram Fisher et al. (2006), será investigado se há autocorrelação e, para tanto, testa-se duas formas alternativas de correção do problema. Para tanto, os modelos econométricos no sistema de equações (1) são transformados segundo o procedimento para correção da autocorrelação, pioneiramente proposta por Berndt e Savin (1975).

***Corrigindo autocorrelação dos erros***

Os passos a seguir visam apresentar o procedimento de Berndt e Savin (1975) que foi empregado no presente artigo para testar e, sendo necessário, corrigir a autocorrelação de primeira ordem dos erros dos modelos.

Primeiro, considera-se o vetor de dimensão *N*×1 formado pelos erros aleatórios no sistema de demanda (8) definido como: **v***t* = **Rv***t*-1 + **ε***t* para *t* = 2,…,*T*, onde **v***t* é o vetor *N*×1de erros aleatórios do sistema de equações; a sequencia **ε**2,…, **ε**T consiste de vetores de variáveis aleatórias de dimensão *N*×1 com vetor zero de médias e matriz de covariância ∑, independentemente, normalmente e identicamente distribuídos; e **R** denota uma matriz de autocorrelação com *N*×*N* parâmetros desconhecidos.

Berndt e Savin (1975) mostram que, no contexto de um modelo com erros autorregressivos de primeira ordem, a propriedade *adding up* fará com que a soma dos elementos de cada coluna da matriz **R** se iguale a uma constante k desconhecida (ou seja, **1**′**R** = **k**′) e a matriz de covariância ∑ seja singular, o que exige a eliminação de uma das equações do sistema para que o sistema pudesse ser estimado.

Em seguida, os autores demonstram que as restrições **1**′**R** = **k**′, em que **1** é um vetor *N*×1 de uns e **k** é um vetor *N*×1 de elementos com valores iguais a constante k, podem ser transformadas em restrições mais facilmente tratáveis da forma **1**′= **0**, onde  é uma matriz de dimensão *N*×(*N*-1) formada pelos elementos *Rij* - *Rin*, em que *i* = 1, …, *N*, *j* = 1,…, *n*-1; *n* indexa a última equação do sistema que corresponde à equação eliminada do sistema para contornar o problema de singularidade de ∑; e *Rij* são elementos da matriz **R**. Em seguida, Berndt e Savin (1975) definem  como a matriz formada pelas primeiras *N*-1 linhas de , sendo, portanto, de dimensão (*N*-1)×(*N*-1). Como serão os primeiros *N*-1 elementos de  que serão estimados, e não os elementos de ou **R**, qualquer restrição sobre ou **R** pode ser facilmente imposta a após a estimação do sistema de equações (PIGGOTT et al., 1996). Dessa forma, a estimação por máxima verossimilhança do sistema constituído pelas *N*-1 equações será invariante à equação que foi eliminada do sistema original, como desejado.

Seguindo o que fizeram Piggott et al. (1996), correções para autocorrelação de primeira ordem nos erros foram incorporadas modificando-se o sistema AIDS (1) para:

 (7)

em que **W**t é uma matriz (*N*-1)×1 de parcelas do gasto observadas para os *N*-1 bens incluídos no sistema a ser estimado; e **W**t(**p**t, *x*t) é uma matriz (*N*-1)×1 de equações de parcelas do gasto do sistema AIDS definidas segundo as equações (10).

No presente estudo, os modelos foram estimados com base em (7), utilizando, para tanto: uma matriz nula  denominada N-Rmatriz em que todos os seus elementos são zero[[10]](#footnote-10); uma matriz diagonal  denominada D-Rmatriz em que elementos de igual valor compõem a sua diagonal principal e zeros fora de sua diagonal principal; e uma matriz completa denominada F-Rmatriz em que os seus elementos podem assumir qualquer valor real. Cada uma dessas matrizes é de dimensão (*N*-1)×(*N*-1).

1. **Resultados e Discussão**

Nessa seção são seguidos os seguintes passos. Primeiro, são descritos os procedimentos utilizados na estimação dos modelos formulados segundo as equações (1), (2), (3) e (7). O segundo passo consiste em apresentar os testes de raiz unitária para os erros dos modelos. Caso se conclua que os resíduos são estacionários, admite-se que as variáveis nos modelos podem ser cointegradas, o que justifica a realização dos passos subsequentes. O terceiro passo consiste na apresentação dos resultados das estimações dos seis modelos especificados segundo as equações (1), (2), (3) e (7), considerando modelos sem a inclusão das variáveis “índices de segurança do alimento” e com a inclusão destas variáveis sem defasagem temporal (*L*=0). No quarto passo, são apresentados os testes de especificação de razão de verossimilhança empregados para selecionar, dentre as seis especificações utilizadas, a especificação preferida. O quinto passo consiste em apresentar as estimativas do modelo preferido e apresentar e discutir as elasticidades estimadas a partir deste modelo.

Como as parcelas do gasto (*wit*) somam um, uma das quatro equações do sistema deve ser retirada, assim evitando a singularidade da matriz de covariância (BERNDT e SAVIN, 1975). A equação da parcela do gasto com outros bens de consumo foi retirada do sistema, mas os parâmetros desta equação podem ser estimados, após a estimação do modelo, utilizando-se as restrições em (4), (5) e (6).

Foram estimadas seis especificações diferentes para os sistemas de equações (7) considerando-se: três estruturas de correções para a autocorrelação dos erros (N-Rmatriz, D-Rmatriz e F-Rmatriz), a não inclusão das séries de índices agregados de segurança do alimento (*No-FS*) e a inclusão das séries de índices agregados de segurança do alimento sem defasagem (*L*=0). Cada um destes modelos foi estimado utilizando-se o método *Full Information Maximum Likelihood* (FIML) e o método interativo não linear de regressão aparentemente não relacionada (ITSUR), que são equivalentes no caso de sistemas de equações com erros aparentemente não relacionados (SUR) e normalmente distribuídos (GREENE, 2003: p.357; BARNET, 1976). Os estimadores FIML são assintoticamente eficientes para modelos simultâneos não lineares, como é o caso, sob a hipótese de que os erros contemporâneos são conjuntamente e normalmente distribuídos (QUANTITATIVE MICRO SOFTWARE, 2010).

Em um recente levantamento sobre o estado da arte na modelagem da demanda do consumidor, Barnett e Serletis (2008) detectaram que ainda faltam trabalhos sobre as modificações necessárias aos métodos de cointegração para modelos lineares, de modo a viabilizar a aplicação destes métodos na estimação de sistemas de equações de demanda não lineares. Por conta disso, problemas com a não estacionaridade das séries de tempo (quantidades, preços e gasto), no contexto de estimação de sistemas de equações não lineares, têm sido usualmente ignorados ou tratados com a utilização de métodos de cointegração originalmente desenvolvidos para sistemas lineares (BARNETT e SERLETIS, 2008).

Métodos que lidam com a não estacionaridade das séries em modelos lineares não podem ser diretamente utilizados em modelos de demanda não lineares (LEWBEL e NG, 2005) como, por exemplo, o sistema AIDS. Portanto, ignorou-se o problema de cointegração no presente artigo, admitindo-se que inferências baseadas nos resíduos podem ser confiáveis se os mesmos são estacionários. Neste sentido, foi adotado o mesmo procedimento de Fisher et al. (2001) e, antes de se efetuar a comparação dos modelos estimados, foram executados testes de raiz unitária dos resíduos dos modelos (7). Tal procedimento está em linha com o método em dois estágios de Engle e Granger (1987) segundo o qual para que variáveis em modelos lineares possam estar cointegradas é necessário que o resíduo da regressão entre elas seja estacionário.

A Tabela 3 apresenta, baseando-se nos valores críticos obtidos por MacKinnon (1996), os *p*-valores do teste Dickey-Fuller (ADF) aumentado (Dickey e Fuller, 1981) e do teste não paramétrico Z(*ta*) de Phillips (1987) e Phillips e Perron (1988).

**Tabela 3 -** Testes de raiz unitária dos resíduos dos modelos (*p*-valores).

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| Modelo | Equação da Carne Bovina | | Equação da Carne Suína | | Equação da Carne de Frango | |
| ADF | Z(*ta*) | ADF | Z(*ta*) | ADF | Z(*ta*) |
| N-Rmatriz, *No-FS* | 0,0001 | 0,0001 | 0,0001 | 0,0000 | 0,0001 | 0,0001 |
| N-Rmatriz, *L*=0 | 0,0001 | 0,0001 | 0,0002 | 0,0000 | 0,0002 | 0,0002 |
| D-Rmatriz, *No-FS* | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0577 | 0,0001 |
| D-Rmatriz, *L=*0 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 |
| F-Rmatriz, *No-FS* | 0,0000 | 0,0000 | 0,0002 | 0,0002 | 0,0000 | 0,0000 |
| F-Rmatriz, *L*=0 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0002 | 0,0000 | 0,0001 | 0,0001 |
| *Nota*: *p*-valores para a hipótese nula de que há uma raiz unitária ou não estacionaridade; ADF denota teste Dickey-Fuller aumentado e Z(*ta*), teste de Phillips-Perron. | | | | | | |

Baseado nos *p*-valores apresentados na Tabela 3, conclui-se que a hipótese de existência de raiz unitária nas séries de resíduos é rejeitada em cada modelo estimado ao nível, por exemplo, de 1% de probabilidade. Assim, como os resíduos das equações dos modelos são estacionários, conclui-se que as variáveis nos modelos podem ser cointegradas o que justifica a estimação desses modelos (FISHER et al., 2001).

***Testes de Hipóteses e Seleção do Modelo Preferido***

Sabe-se que o teste usual de razão de verossimilhança (teste *LR*) é, em amostras finitas, viesado a favor da rejeição das restrições impostas aos modelos de equações de demanda (MOSCHINI et al., 1994). Apesar de não haver uma forma inequívoca de se ajustar o teste *LR* com vistas a minimizar tal viés, Moschini et al. (1994) observam que o método de correção proposto por Italianer (1975) apresenta bom desempenho, quando aplicado a modelos não lineares de equações de demanda. A estatística do teste *LR* ajustado proposto por Italianer (1975) é:

*LRs* = ((*M\*T* −0.5((*ku* + *kr*) −*M*(*M* +1)))/*M\*T*)*LR* (8)

onde *M* é o número de equações incluídas na estimação do modelo; é o tamanho da amostra; e são o número de parâmetros incluídos nos modelo irrestrito e restrito;

*LR* = 2(*LLu* − *LLr*) é a estatística do teste usual de razão de verossimilhança; e *LLu* e *LLr* são, respectivamente, os máximos valores da função logarítmo da verossimilhança para os modelos irrestrito e restrito.

A estatística razão da verossimilhança ajustada (*LRs*) segue assintoticamente uma distribuição χ2 com graus de liberdade igual à diferença entre o número de parâmetros no modelo irrestrito e restrito. A hipótese nula do teste *LR* ajustado é de que todos os parâmetros adicionados ao modelo restrito são conjuntamente zero, ou em outras palavras, o modelo restrito é o verdadeiro modelo. A Tabela 4 apresenta os resultados dos testes de hipóteses com relação à detecção de autocorrelação de primeira ordem nos resíduos e com relação à inclusão ou não dos índices de segurança do alimento.

Os resultados dos testes utilizados para a determinação da especificação mais apropriada para o sistema de equações são apresentados na Tabela 4.

**Tabela 4** - Testes de hipóteses para a significância dos índices de segurança do alimento e para as correções para autocorrelação.

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | Não Inclusão dos Índices de Segurança do Alimento |  |  | Correções para Autocorrelação | | |
|  | H0: *No-FS* |  |  | H0: N-Rmatriz | H0: D-Rmatriz | H0: N-Rmatriz |
| Modelo | H1: *L*=0 |  | Modelo | H1: D-Rmatriz | H1: F-Rmatriz | H1: F-Rmatriz |
| N-Rmatriz | 3,984 |  | *No-FS* | 7,498\* | 62,781\* | 70,285\* |
| D-Rmatriz | 14,474 |  | *L*=0 | 17,655\* | 53,412\* | 70,927\* |
| F-Rmatriz | 6,517 |  |  |  |  |  |
| *g.l.* | 9 |  |  | 1 | 8 | 9 |
| 5%,g.l. | 16,919 |  |  | 3,841 | 15,507 | 16,919 |
| *Nota*: Um \*denota a rejeição de H0 ao nível de 5%, *L* representa a defasagem máxima das séries de índices de segurança do alimento incluídos nos modelos; *No-FS* indica que o modelo foi estimado sem a incorporação dos índices de segurança do alimento como regressores; *g.l*. denota graus de liberdade. Os valores apresentados são as estatísticas calculadas para os testes ajustados de razão de verossimilhança calculados segundo a equação (8). | | | | | | |

Os resultados dos testes de razão da verossimilhança ajustada (*LRs*) apresentados nas colunas 4 a 6 da Tabela 4 levam às seguintes conclusões[[11]](#footnote-11) com respeito à preferência entre pares de especificações dos modelos: D-RmatrizN-Rmatriz, F-RmatrizD-Rmatriz e F-RmatrizN-Rmatriz. Com base nesses resultados, a ordem final de preferência com relação aos modelos é: F-RmatrizD-RmatrizN-Rmatriz, o que implica concluir que há autocorrelação de primeira ordem dos resíduos, mas que o modelo estimado com F-Rmatriz é capaz de corrigir este problema.

O segundo passo nos testes de especificação consiste em testar se os índices de segurança do alimento são conjuntamente não significantes. Para tanto, utiliza-se o resultado obtido no primeiro passo, considerando-se apenas a especificação do sistema em que a matriz completa F-Rmatriz é utilizada. Assim, avaliando-se o resultado do teste apresentado na Tabela 1, coluna 2, referente a linha F-Rmatriz, observa-se que não é possível se rejeitar a hipótese de que os índices de segurança do alimento não são conjuntamente significantes[[12]](#footnote-12). Em outras palavras, não é possível rejeitar a hipótese de que crises de segurança do alimento não afetam as demandas da carne bovina, suína e de frango no Brasil.

Assim, os testes de razão de verossimilhança ajustada levam à conclusão de que o modelo preferido é aquele que não inclui os índices de segurança do alimento e utiliza uma F-Rmatriz para corrigir para autocorrelação. As estimativas dos parâmetros, os erros-padrão e as medidas de qualidade do ajuste para esta especificação do sistema de equações são apresentados na Tabela 5. Para fins de comparação, também na Tabela 5 são apresentadas as estimativas do modelo F-Rmatriz , a qual se inclui os índices de segurança do alimento.

**Tabela 5 -** Resultados das estimações dos modelos.

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| Parâmetro | Modelos com F-Rmatriz  *No-FS* | Modelos com F-Rmatriz  *L=0* |
| *a0* | -2,397\*  (1,282) | -0,429  (1,336) |
| *αb0* | 0,480\*  (0,063) | 0,703\*  (0,083) |
| *αp0* | 0,125\*  (0,028) | 0,076\*  (0,027) |
| *αc0* | 0,159\*  (0,026) | 0,110\*  (0,018) |
| **bb | 0,019\*  (0,002) | 0,015\*  (0,002) |
| **bp | -0,008\*  (0,001) | -0,008\*  (0,001) |
| **bc | -0,004\*  (0,001) | -0,004\*  (0,001) |
| **pp | 0,010\*  (0,001) | 0,010\*  (0,001) |
| **pc | -3,78×10-4  (0,0009) | -0,001  (0,001) |
| **cc | 0,006\*  (0,001) | 0,006\*  (0,001) |
| **b | -0,037\*  (0,005) | -0,035\*  (0,007) |
| **p | -0,015  (0,001) | -0,016\*  (0,001) |
| **c | -0,010  (0,001) | -0,008\*  (0,001) |
| **b | 6,96×10-4\*  (0,0001) | -0,001  (0,001) |
| **p | 2,61×10-4\*  (3,88×10-5) | 0,0004\*  (0,000) |
| **c | 5,89×10-4\*  (5,13×10-5) | 0,0003  (0,000) |
| *θ* b | 0,004  (0,004) | 0,003  (0,004) |
| *θ* p | 0,001  (0,001) | 0,0004  (0,000) |
| *θ* c | 0,000  (0,001) | 0,001  (0,001) |
| **bb | 0,303\*  (0,109) | 0,594\*  (0,144) |
| ** bp | -1,244  (0,860) | -1,861  (1,400) |
| **bc | 0,859\*  (0,699) | 1,773  (0,979) |
| **pb | -0,051\*  (0,018) | -0,044\*  (0,017) |
| ** pp | 0,153  (0,142) | 0,073  (0,118) |
| ** pc | -0,181  (0,130) | -0,400\*  (0,101) |
| **cb | 0,011  (0,015) | 0,008  (0,023) |
| **cp | 0,078  (0,156) | -0,218  (0,194) |
| **cc | 0,616\*  (0,136) | 0,651\*  (0,163) |
| *φ* b0 | - | 1,21×10-4  (2,44×10-4) |
| *π* b0 | - | 1,37×10-4  (1,14×10-4) |
| *κ* b0 | - | 5,05×10-5  (1,47×10-4) |
| *φ* p0 | - | 8,82×10-5\*  (3,41×10-5) |
| *π* p0 | - | 2,05×10-5  (1,58×10-5) |
| *κ* p0 | - | 5,52×10-5\*  (1,97×10-5) |
| *φ* c0 | - | -5,34×10-5  (3,83×10-5) |
| *π* p0 | - | 2,31×10-5  (1,86×10-5) |
| *κ* c0 | - | -6,81×10-6  (2,27×10-5) |
| Logaritmo da Verossimilhança | 619,587 | 621,767 |
| R2 Ajustado da Equação da Carne Bovina | 0,656 | 0,813 |
| R2 Ajustado da Equação da Carne Suína | 0,894 | 0,846 |
| R2 Ajustado da Equação da Carne de Frango | 0,895 | 0,665 |

Corroborando a conclusão anterior, vale mencionar que os resultados na terceira coluna da Tabela 5 foram muito próximos de zero para cada estimativa de coeficiente relacionado aos índices de segurança do alimento. Ainda, exceto para *φ*p1 e *κ*p1, que são individualmente estatisticamente significativos, os demais coeficientes dos índices de segurança do alimento *φ*b0,*π*b0,*κ*b0,*π*p0,*φ*c0,*π*c0 e*κ*c0 não são estatisticamente individualmente significativos. Vale mencionar ainda que os coeficientes *θ*b,*θ*p e*θ* c não foram estatisticamente significantes, o que mostra que o Plano Real não afetou as demandas por carnes e outros bens de consumo.

A Tabela 6 apresenta as estimativas das elasticidades-preços Marshalliana e Hicksiana e elasticidades-gasto[[13]](#footnote-13) (ou, aproximadamente, elasticidades-renda) para o sistema AIDS estimado com F-Rmatriz e sem índices de segurança do alimento (modelo preferido). As elasticidades na Tabela 6 são as médias das elasticidades calculadas em cada observação, as quais são estatística e individualmente significativas pelo teste *t* ao nível de 5%.

**Tabela 6 -** Estimativas das elasticidades preço e gasto (renda) para o modelo AIDS estimado com F-Rmatriz e variável tendência.

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| Elasticidades-Preço Marshallianas | | Elasticidades-Gasto | | Elasticidades-Preço Hicksianas | |
| *ηbb* | -0,570\*  (0,083) | *ηbx* | 0,163\*  (0.150) | *εbb* | -0,561\*  (0,075) |
| *ηbp* | 0,100\*  (0,023) | *ηpx* | -0,158\*  (0,198) | *εbp* | 0,102\*  (0,020) |
| *ηbc* | 0,133\*  (0,027) | *ηcx* | 0,055  (0,265) | *εbc* | 0,135\*  (0,025) |
| *ηbo* | 0,187\*  (0,033) | *ηox* | 1,068\*  (0,0008) | *εbo* | 0,337\*  (0,121) |
| *ηpb* | 0,562\*  (0,118) |  |  | *εpb* | 0,556\*  (0,110) |
| *ηpp* | -0,840\*  (0,031) |  |  | *εpp* | -0,842\*  (0,029) |
| *ηpc* | 0,190\*  (0,039) |  |  | *εpc* | 0,188\*  (0,037) |
| *ηpo* | -0,411\*  (0,049) |  |  | *εpo* | -0,558\*  (0,225) |
| *ηcb* | 0,456\*  (0,121) |  |  | *εcb* | 0,460\*  (0,111) |
| *ηcp* | 0,120\*  (0,033) |  |  | *εcp* | 0,121\*  (0,029) |
| *ηcc* | -0,841\*  (0,039) |  |  | *εcc* | -0,839\*  (0,036) |
| *ηco* | -0,341\*  (0,113) |  |  | *εco* | -0,291\*  (0,358) |
| *ηob* | -0,041\*  (0,001) |  |  | *εob* | 0,008\*  (0,009) |
| *ηop* | -0,011\*  (0,0004) |  |  | *εop* | 0,004\*  (0,003) |
| *ηoc* | -0,013\*  (0,0004) |  |  | *εoc* | -0,000  (0,003) |
| *ηoo* | -1,003\*  (0,002) |  |  | *εoo* | -0,012\*  (0,013) |
| *Notas*: Números em parênteses são desvios-padrão; \* denota que a estimativa é estatisticamente diferente de zero pelo teste *t* ao nível de 5%; *ηij* e *εij* denotam elasticidades-preço Marshallianas e Hicksianas da demanda do *i*-ésimo bem com respeito ao preço do *j*-ésimo bem; e *ηix* denota a elasticidade-gasto do *i*-ésimo bem, com *i* e *j* = *b* para carne bovina, *p* para carne suína, *c* para carne de frango, e *o* para os outros bens de consumo. | | | | | |

Na Tabela 6, as elasticidades próprio-preço Marshallianas das carnes bovina (-0,570), suína (-0,840) e de frango (-0,841) e também para os outros bens de consumo (-1,003) indicam que as demandas por carnes são inelásticas e a demanda por outros bens de consumo é elástica. Santana (1999) estimou elasticidades próprio-preço Marshallianas para a carne bovina e de frango de -0,271 e -0,332. Fernandes et al. (1989) estimaram elasticidades Marshallianas com relação aos próprios preços das carnes bovina, suína e de frango de -0,29, -0,76 e -0,19. Bacchi e Barros (1992) estimaram elasticidades de curto e longo prazo para a demanda por carne bovina com relação ao próprio preço em -0,51 e -1,09. Resende Filho et al. (2012) estimaram, para uma série de 1975 a 2008, as elasticidades próprio-preço Marshallianas das carnes bovina (-0,159), suína (-0,053) e de frango (-0,470) e também para os outros bens de consumo (-1,018). Apesar desses resultados não serem diretamente comparáveis aos obtidos no presente estudo, percebe-se que as suas magnitudes indicam que as estimativas obtidas no presente artigo são plausíveis.

Ainda pela Tabela 6, nota-se que todos os bens apresentam elasticidades preços-cruzados Marshallianas, em módulo, inferiores às elasticidades próprio-preço, o que confirma a conjectura de que a demanda deve ser mais sensível ao próprio preço do que aos preços dos bens correlatos. Observa-se ainda que todas as elasticidades preço-cruzado das carnes são positivas, confirmando que as carnes bovina, suína e de frango são bens substitutos brutos uns dos outros. Além disso, observa-se que a demanda por carne suína (0,562 > 0,100) e a demanda por carne de frango (0,456 > 0,133) são mais sensíveis a variações no preço da carne bovina do que o contrário; e a demanda por carne suína é mais sensível a variações nos preços da carne de frango (0,190 > 0,120) do que o contrário. Dessa forma, em termos de sensibilidade a variações nos preços das demais carnes, temos que: a demanda por carne suína é mais sensível que a demanda por carne de frango, que é mais sensível do que a demanda por carne bovina.

As elasticidades preço-cruzado Marshallianas para cada tipo de carne com relação aos outros bens de consumo indicam, exceto para a carne bovina, que outros bens de consumo são complementos brutos das carnes (Tabela 6). Isto se confirma, pois as elasticidades preços-cruzados Marshallianas dos outros bens de consumo com relação a cada tipo de carne são todas negativas, indicando que cada carne é um complemento bruto de outros bens de consumo.

As elasticidades próprio-preço Hicksianas são todas negativas (vide terceira coluna da Tabela 6) como requerido pela teoria do consumidor[[14]](#footnote-14), e indicam que as demandas compensadas são inelásticas aos próprios preços. As elasticidades preços-cruzados Hicksianas mostram que as carnes bovina, suína e de frango são substitutos líquidos uns dos outros. De fato, todos os bens são substitutos compensados uns dos outros com exceção da carne suína, que é um complemento líquido de outros bens de consumo, e vice-versa.

Finalmente, as elasticidades-gasto na Tabela 6 revelam que outros bens de consumo são um bem de luxo (*ηox* = 1,068); as carnes bovina, suína e de frango são necessidades ou bens necessários (*ηkx* < 1 para todo *k* = b, pe c), sendo que a carne suína é um bem inferior (*ηpx* = -0,158) e as carnes bovina e de frango são bens normais. Com base nas elasticidades-gasto, um aumento do gasto (aproximadamente a renda) per capita acarreta, *ceteris paribus*, maior aumento na demanda de outros bens de consumo (1,068) que na demanda por carne bovina (0,163); maior aumento na demanda por carne bovina que na demanda por carne de frango (0,055); e redução na demanda por carne suína. Assim, como é provável que o gasto per capita com consumo aumente ao longo do tempo, é de se esperar que o consumo de carnes perca importância para o consumo de outros bens de consumo, o que confirma a lei de Engel para alimentos. Além disso, dentro do grupo carnes, a carne de frango perderia importância para o consumo das carnes bovina e a carne suína perderia importância para os outros dois tipos de carnes.

1. **Sumário e Conclusões**

Questões relacionadas à segurança do alimento vêm se tornando, cada vez mais, importantes. Mesmo em países em desenvolvimento, como o Brasil, com o aumento da escolaridade, informação e renda per capita, esperava-se que os consumidores passassem a se preocupar mais com a própria saúde e, consequentemente, com a segurança do alimento que consomem. Sendo assim, o presente estudo testou ao nível do mercado varejista nacional se, realmente, o receio de consumir um alimento impróprio ou não seguro ao consumo impacta as decisões dos consumidores das carnes bovina, suína e de aves no Brasil.

Os índices de segurança do alimento para cada tipo de carne, os quais são o resultado da soma do número de páginas da Folha de São Paulo que atendem a critérios pré-definidos, permitiram detectar quatro grandes crises de segurança do alimento relacionadas a carnes: a primeira ocorre com um surto de peste suína nos rebanhos brasileiros em junho e julho de 1978; a segunda diz respeito à doença da vaca louca quando passou a ser notícia entre janeiro e março de 2003; a terceira ocorreu nos três primeiro meses de 2006 por conta da gripe aviária; e a quarta, diz respeito à gripe suína entre julho e outubro de 2009. Mas, de maneira geral, não são o número médio de paginas da Folha de São Paulo que trataram de problemas de segurança do alimento para carnes apresentou um valor médio pequeno (entre 1,027 e 1,865 páginas por ano).

As séries de preços possibilitaram observar que há uma tendência de aumento do consumo aparente per capita de cada tipo de carne, apesar de a magnitude de tais tendências serem diferentes por tipo de carne. Observou-se ainda que o consumo de carne de frango no Brasil ultrapassou o consumo de carne suína a partir de 1979 e que o consumo aparente de carne de frango ultrapassou o consumo aparente de carne bovina no Brasil a partir de 2007.

A literatura recente indica ser relevante trabalhar, como no presente estudo, com dados de consumo agregado (Tonsor et al., 2010; Glynn e Olynk, 2010); que há uma vasta e crescente literatura internacional devotada à estimação de sistemas de equações de demanda por carnes utilizando dados agregados de séries de tempo[[15]](#footnote-15) sem representantes recentes na literatura nacional; que é fundamental incluir em modelos de demanda por alimentos, além dos preços e renda do consumidor, variáveis relacionadas ao nível de confiança do consumidor com relação ao alimento de consome, em especial, utilizando-se algum índice de notícias sobre crises de segurança do alimento em jornais ou um índice construído com os recalls de alimentos. Seguindo isto, o presente estudo estimou sistema de equações de demanda por carnes no Brasil, incluindo índices de segurança do alimento e utilizando dados agregados de consumo.

Na estimação dos sistemas de equações de demanda para as carnes bovina, suína e de frango, incorporou-se, além dos preços e renda, três séries de índices de notícias sobre segurança do alimento como variáveis explicativas. Detectou-se, via inclusão de variáveis binárias nas equações dos sistemas de equações, que o Plano Real não afetou as demandas por carnes e outros bens de consumo. Finalmente, como não foi possível rejeitar a hipótese de que os índices de segurança do alimento não são conjuntamente significativos, conclui-se que crises de segurança do alimento não afetam as demandas da carne bovina, suína e de frango no Brasil.

Com base nos resultados, admite-se que é plausível a hipótese de que o Custo Marginal Privado da Crise de Segurança do Alimento (CMPCSA), como apresentado na Figura 1, é próximo a zero no setor de carnes no Brasil, o que torna o equilíbrio de mercado (ponto M) muito distante do equilíbrio eficiente (ponto E). Talvez isso justifique uma regulação mais forte do setor de carnes no Brasil.

No entanto, vale reconhecer que a frequência anual dos dados pode ter colaborado para se chegar ao resultado de que crises de segurança do alimento não afetam as demandas da carne bovina, suína e de frango no Brasil. Os estudos que detectaram o impacto negativo, apesar de pequeno, das notícias relacionadas a crises de segurança do alimento sobre a demanda por carnes utilizaram dados trimestrais nos EUA (PIGGOTT e MARSH, 2004; RESENDE FILHO e BUHR, 2011; TONSOR et al., 2010; GLYNN e OLYNK, 2010).

De toda forma, as estimativas das elasticidades da demanda dão fortes indícios a favor da robustez e coerência dos resultados obtidos no presente trabalho. As estimativas das elasticidades próprio-preço indicaram que as demandas pelas carnes bovina, suína e de frango são inelásticas e as estimativas das elasticidades preços-cruzados confirmam que as carnes são bens substitutos brutos e líquidos umas das outras.

Com base nas estimativas das elasticidades-gasto todos os bens são normais, exceto pela carne suína que é um bem inferior. Além disso, as elasticidades-gasto indicam que se o gasto com consumo das famílias brasileiras crescer, *ceteris paribus*: o consumo de carnes perderá importância para o consumo de outros bens de consumo, confirmando a lei de Engel para alimentos; o consumo de carne de frango deve perder importância para a carne bovina; e o consumo de carne suína deve perder espaço para as demais carnes**.** Sendo assim, se houver alguma intenção de política pública para induzir um menor consumo de carne suína, as elasticidades-gasto indicam que tal objetivo seria alcançado, muito provavelmente, sem interferência.

**Referências Bibliográficas**

BACCHI, M.R.P., BARROS, G.S.C. Demanda de carne bovina no mercado brasileiro. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.30, n.1, p.83-96, 1992.

BARNET, W.A., SERLETIS, A. Consumer preferences and demand systems. **Journal of Econometrics**, v. 147, n. 2, p. 210-224, 2008.

BARNET, W.A. Maximum likelihood and iterated Aitken estimation of nonlinear systems of equations. **Journal of the American Statistical Association**, v.71, n.354, p.354-360, 1976.

BEHRENS, J.H., BARCELLOS, M.N., FREWER, L.J., NUNES, T.P., FRANCO, B.D.G.M., DESTRO, M.T., LANDGRAF, M. Consumer purchase habits and views on food safety: A Brazilian study. **Food Control**, vol 21, n. 7, p. 963-969, 2010.

BERNDT, E.R., SAVIN, N.E. Evaluation and hypothesis testing in singular equation systems with autoregressive disturbances. **Econometrica**, v. 32, n. 5/6, p.937–57, 1975.

BRESTER, G.W., SCHROEDER, T.C. The impacts of brand and generic advertising on meat demand. **American Journal of Agricultural Economics**, v.77, n. 4, p. 969-79, 1995.

BURTON, M., YOUNG, T., CROMB, R. Meat consumers' long-term response to perceived risks associated with BSE in Great Britain. **Cahiers D'économie et Sociologie Rurales**, v. 50, p. 8-19, 1999.

CARTER, C.A., SMITH, A. The market effect of a food scare: The case of genetically modified Starlink corn. **The Review of Economics and Statistics**, v. 89, n. 3, p. 522-533, 2007.

DEATON, A., MUELLBAUER, J. **An almost ideal demand system**. American Economic Review, v.70, n. 3, p.312-326, 1980.

ENGLE, R.F., Granger, C.W.J. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, v.55, n. 2, p.251-276, 1987.

FISHER, D., FLEISSIG, A.R., SERLETIS, A. An Empirical Comparison of Flexible Demand System Functional Forms. **Journal of Applied Econometrics**, v.16, n.16, p. 59-80, 2001.

FONSECA, M. C. P. **Opinião dos consumidores sobre os riscos alimentares à saúde:** o caso da carne bovina. 2004. 251 f. Tese (Doutorado) - Doutorado em Alimentos e Nutrição, Departamento de Alimentos e Nutrição, Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 2004.

GALLET, C.A. Meat meets meta: a quantitative review of the price elasticity of meat. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 92, n. 1, p. 258-272, 2009.

GALLET, C.A. The income elasticity of meat: a meta analysis. **The Autralian Journal of Agricultural and Resource Economics**, v. 54, n. 4, p. 477-490, 2010.

GLYNN, T., OLYNK, N. Impacts of animal well-being and welfare media on meat demand. **Journal of Agricultural Economics**, v.62, p.59-72. 2011.

GREENE, W.H. **Econometric Analysis**, New Jersey: Prentice Hall, 2003.

GREENE, W.H. **Econometric Analysis**, New Jersey: Prentice Hall, 2003.

IDEC – INSTITUTO BRASILEIRO DE DEFESA DO CONSUMIDOR (2007). ‘‘Leite adulterado era vendido para Parmalat e Calu, diz PF”. <http://www.idec.org.br/noticia.asp?id=9018>. Acessado em 01/09/2012.

IEA/SP, 2009. **Preços Mensais no Varejo.** Disponível em <http://ciagri.iea.sp.gov.br/bancoiea/Precos_Medios.aspx?cod_sis=4>

IEA/SP, 2012. **Preços Mensais no Varejo.** Disponível em <http://ciagri.iea.sp.gov.br/bancoiea/Precos_Medios.aspx?cod_sis=4>

IPEADATA, 2012. **Ipeadata**. Available at <http://www.ipeadata.gov.br/>

ITALIANER, A. A small-sample correction for the likelihood ratio test. **Economics Letters**, v.19, n.4 , p. 315-17, 1975.

JONGE, J., TRIJP H. V., RENES, R. J., FREWER, L. J. Consumer confidence in the safety of food and newspaper coverage of food safety issues: A longitudinal perspective. **Risk Analysis**, vol. 30, No. 1, p. 125-142, 2010.

LEWBEL, A., NG, S. Demand systems with nonstationary prices. **Review of Economics and Statistics**, v. 87, n. 3, p. 479-494, 2005.

MACKINNON, J. G. Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. **Journal of Applied Econometrics**, v. 11, n. 6, p. 601-18, 1996.

MAS-COLLEL, A., WHINSTON, M. D., GREEN, J. R. **Microeconomic Theory**, Oxford University Press, 1995.

MAZZOCCHI, M., STEFANI, G., HENSON, S.J. Consumer welfare and the loss induced by withholding information: the case of BSE in Italy. **Journal of Agricultural Economics**, v. 55, p. 41-58, 2004.

MOSCHINI, G., MORO, D., GREEN, R. Maintaining and testing separability in demand system. **American Journal of Agricultural Economics**, v.76, n.1, p.61-73, 1994.

PHILLIPS, P. C. B., PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika**, v.75, n. 2, p. 335-46.

PHILLIPS, P. C. B. Time series regression with a unit root. **Econometrica**, v. 55, n. 2, p. 277-301, 1987.

PIGGOTT, N.E., CHALFANT, J.A., ALSTON, J.M., GRIFFITH, G.R. Demand response to advertising in the Australian meat industry. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 78, n.2, p.268–79, 1996.

PIGGOTT, N.E., MARSH, T.L. Does food safety information impact U.S. meat demand? **American Journal of Agricultural Economics**, v.86, n.1, p.154-74, 2004.

QUANTITATIVE MICRO SOFTWARE. **EViews 7 Command and Programming Reference**. Irvine, USA: Quantitative Micro Software, 2010.

RESENDE FILHO, M.A. , BUHR, B.L. . Evidence of consumers' willingness to pay for the national animal identification system of the United States. **Economia Aplicada** , v. 15, p. 5-22, 2011.

RESENDE FILHO, M.A., BRESSAN, V.G.F. , BRAGA, M.J. , BRESSAN, A.A. . Sistemas de equações de demanda por carnes no Brasil: especificação e estimação. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 50, p. 33-50, 2012.

RESENDE FILHO, M.A. Potenciais benefícios do sistema de rastreabilidade animal dos EUA para o setor de carnes americano. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 46, p. 1129-1154, 2008.

SANTANA, A.C. Mudanças recentes nas relações de demanda de carne no Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.37, n.2, p.51-76, 1999.

SCHROEDER, T.C., MARSH, T.L., MINTERT, J. **Beef demand determinants**, Relatório preparado para the National Cattlemen’s Beef Association, 2000. Disponível em <http://www.agecon.ksu.edu/livestock/Extension%20Bulletins/BeefDemandDeterminants.pdf>

SPERS, E. E. **Mecanismos de regulação da qualidade e segurança em alimentos**. 2004. 155 f. Tese (Doutorado) - Doutorado em Administração, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2004.

TAVARES, T. M., SERAFINI, A.B. 2006. Carnes de hambúrgueres prontas para consumo: aspectos legais e riscos bacterianos. **Revista de Patologia Tropical**, v. 35, n. 1, p. 1-21, 2006.

TONSOR, G., MINTERT, J., SCHROEDER, T. U.S. Meat demand: household dynamics and media information impacts. **Journal of Agricultural and Resource Economics**, v.35, p.1-17. 2010.

UOL – UNIVERSO ON LINE, 2012.”Soda é adicionada ao leite há dois anos, dizem funcionários”. <http://www1.folha.uol.com.br/folha/cotidiano/ult95u339611.shtml>. Acessado em 01/09/2012.

USDA/FAS, 2012. **Production, Supply and Demand Online - Downloadable Data Sets**. Disponível em <http://www.fas.usda.gov/psdonline/psdDownload.aspx>

VERBEKE, W., WARD, R.W. A fresh meat almost ideal demand system incorporating negative tv press and advertising impact. **Agricultural Economics**, v. 25, p. 359-74, 2001.

1. Financiado com recursos do CNPq, Fapemig e UnB. [↑](#footnote-ref-1)
2. Professor Associado do Departamento de Economia da Universidade de Brasília, bolsista de produtividade 2 do CNPq. E-mail: moisesresende@unb.br [↑](#footnote-ref-2)
3. Nutricionista do Hospital Universitário de Brasília – HUB, mestre em Saúde Coletiva pela UnB. [↑](#footnote-ref-3)
4. Ex-bolsista ProIC/CNPq/UnB, economista pela UnB e mestrando em econometria e economia matemática na Tilburg University. [↑](#footnote-ref-4)
5. Diz-se que o alimento é seguro se está livre de contaminação biológica, de toxinas pré-formadas devido a proliferação de patógenos toxigênicos, de contaminação química (agrotóxicos e metais pesados) e de contaminação física (pedaços de objetos e embalagem). [↑](#footnote-ref-5)
6. O gasto se iguala à renda do consumidor se o mesmo possui preferências localmente não saciadas. [↑](#footnote-ref-6)
7. A inclusão da variável tendência nas equações permite capturar mudanças estruturais nas demandas, mas ao custo de não se ter como identificar os fatores que possam tê-las causado (SCHROEDER et al., 2000). [↑](#footnote-ref-7)
8. O Plano Real é o plano macroeconômico para a estabilização de preços iniciado em julho de 1994. [↑](#footnote-ref-8)
9. Pela teoria do consumidor, a matriz de substituição de Slutsky deve ser negativa semidefinida, mas o sistema AIDS não possibilita a imposição direta das restrições que garantiriam tal propriedade. A seminegatividade da matriz de Slutsky pode ser investigada apenas após a estimação e ponto a ponto. Por isso mesmo, o sistema AIDS foi rotulado por Deaton e Muellbauer (1980) como quase ideal. [↑](#footnote-ref-9)
10. Nesse caso,não há correção para autocorrelação de primeira ordem. [↑](#footnote-ref-10)
11. O símbolo  significa “é estritamente preferível a”. [↑](#footnote-ref-11)
12. Pelos resultados na Tabela 1, coluna 2 observa-se que não é possível rejeitar a hipótese de que os índices de segurança do alimento são conjuntamente não significantes, também para os modelos N-Rmatriz e D-Rmatriz. [↑](#footnote-ref-12)
13. As equações utilizadas para se calcular, respectivamente, as elasticidades-preço Marshallianas (*ηij*) e as elasticidades-gasto (*ηix*) são:

    onde *δij* é o delta de Kronecker, tal que, *δij* = 1 para *i* = *j* e, caso contrário, *δij* = 0.

    As elasticidades-preço Hicksianas ou compensadas foram estimadas a partir das equações de Slutsky na forma de elasticidade:

     [↑](#footnote-ref-13)
14. A diagonal principal da matriz de substituição de Hicks-Slutsky deve ser composta por números não positivos como uma das condições para que esta seja semidefinida negativa, ou equivalentemente, para que a função gasto seja côncava (proposição 3.G.3 em Mas-Collel et al., 1996). [↑](#footnote-ref-14)
15. Para um amplo e sistemático levantamento da literatura mundial, vide os trabalhos de meta-análise sobre as elasticidades-preços da demanda por carnes de Gallet (2009) e sobre a elasticidade renda da demanda de Gallet (2010). [↑](#footnote-ref-15)