



University of Brasilia



Economics and Politics Research Group

A CNPq-Brazil Research Group

<http://www.EconPolRG.wordpress.com>

Research Center on Economics and Finance–CIEF
Research Center on Market Regulation–CERME
Research Laboratory on Political Behavior, Institutions
and Public Policy–LAPCIPP
Master's Program in Public Economics–MESP

Crises de segurança do alimento e a demanda por carnes no Brasil

**Moisés de Andrade Resende Filho, Karina Junqueira de Souza and Luís
Cristóvão Ferreira Lima**

University of Brasilia

**Economics and Politics Working Paper 31/2013
October 30, 2013**

**Economics and Politics Research Group
CERME-CIEF-LAPCIPP-MESP Working Paper Series
ISBN:**

Crises de segurança do alimento e a demanda por carnes no Brasil¹

Moisés de Andrade Resende Filho²

Karina Junqueira de Souza³

Luís Cristóvão Ferreira Lima⁴

Resumo

Investiga-se se crises de segurança do alimento afetam as demandas por carne bovina, suína e de frango no Brasil. Constroem-se índices de segurança do alimento para cada carne com base na soma do número de páginas da Folha de São Paulo que atendem a critérios predefinidos de busca. Utilizam-se estes três índices, o preço de cada carne no varejo, o preço 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, selecionando-se a melhor especificação do modelo com base em testes de razão de verossimilhança. A especificação do modelo selecionada indica que crises de segurança do alimento não afetam as demandas por carnes no Brasil. A partir do modelo preferido foram obtidas estimativas das elasticidades Marshallianas e Hicksianas próprio-preço, preços-cruzados, as quais confirmam que as carnes bovina, suína e de frango são bens substitutos. As elasticidades gasto indicaram que: todos os bens são normais, exceto a carne suína que é um bem inferior; a demanda por carnes perderá importância para o bem composto (lei de Engel); o consumo de carne de frango perderá importância para a carne bovina, e o consumo de carne de porco perderá importância para as outras carnes.

Palavras-Chave

segurança do alimento, econometria, sistemas de equação de demanda, setor de carnes, Brasil.

Classificação JEL C32, Q11, Q13, Q18.

Food safety crisis and the demand for meat in Brazil

Abstract

We investigate whether the food security crisis affect the demand for beef, pork and chicken in Brazil. We construct food safety indices for each meat on the basis of the total number of pages of the 'Folha de São Paulo' newspaper that fit predefined search criteria. We use the three food safety indices, the retail prices of each meat, the price of a composite good and per capita expenditure on consumption as explanatory variables in six alternative specifications of a system of four demand equations, and select the best specification of the system using likelihood ratio tests. The preferred model indicates that food safety crises do not affect the demand for meat in Brazil, and its estimates of Hicksian and Marshallian own-price, cross-price elasticities confirm beef, pork and chicken are substitutes. Finally, its expenditure elasticities show that all goods are normal, except for pork that is an inferior good; that demand for meat is likely to lose importance to the composite good (Engel's law); the demand for chicken meat is likely to lose importance to the beef; and the demand for pork is likely to lose importance for other meats.

Key Words

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

JEL Classification C32, Q11, Q13, Q18.

¹ Financiado com recursos do CNPq, Fapemig e UnB.

² Professor Associado do Departamento de Economia da UnB e bolsista de produtividade 2 do CNPq. E-mail: moisesresende@unb.br

³ Nutricionista e mestranda em Saúde Coletiva na UnB.

⁴ Ex-bolsista ProIC/CNPq/UnB e economista pela UnB.

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 de alimento. Mas todo alimento também possui atributos de mau público, pois custos externos são gerados sempre que ao consumir uma unidade de alimento alguém adoecer ou morre. Isto porque os custos decorrentes da redução da produtividade do trabalho e/ou dos procedimentos necessários ao restabelecimento da saúde do indivíduo não são pagos por aqueles que produziram o alimento impróprio ao consumo humano. Em última instância, serão as empresas e o 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 gera 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, resultante da 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.

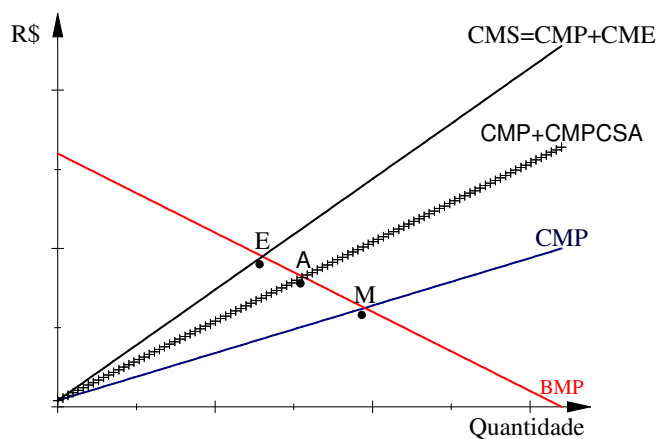


Figura 1 - Equilíbrio em um mercado competitivo em presença de externalidade negativa e custos privados resultantes de crises de segurança do alimento.

Contudo, se os consumidores reagem a crises de segurança do alimento⁵ reduzindo inesperadamente o consumo deste, então, parte do custo da crise passa a ser do setor produtor deste alimento. Por exemplo, na Figura 1, esta ideia estaria representado pela curva $CMP+CMCSA$, a qual é o resultado da soma do Custo Marginal Privado 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, 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. 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. Espera-se que consumidores com maior escolaridade, informação e renda per capita, passem a se preocupar mais com a própria saúde e, conseqüentemente, com a segurança do alimento que consomem.

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

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

⁵ Diz-se que o alimento é seguro se está livre de contaminação biológica e de toxinas pré-formadas devido a proliferação de patógenos toxigênicos, contaminação química (agrotóxicos e metais pesados) e contaminação física (pedaços de objetos e embalagem).

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. Nos EUA, 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 constataram 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.

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

O presente trabalho 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. Este artigo 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

A revisão de literatura apresentada nesta seção subsidia a escolha das palavras-chaves incluídas na pesquisa no sítio web da Folha de São Paulo e a especificação dos modelos econométricos.

Jonge et al. (2010) investigam o nível de confiança do consumidor holandês em relação à comida que consome. Esses autores usam dados obtidos a partir de questionários aplicados pela internet a diferentes pessoas em cada ano do período de 2003 a 2006. Na primeira parte do trabalho, Jonge et al. (2010) estimam um modelo em que a percepção do consumidor quanto ao alimento é representada por uma variável dependente binária que recebe um se o consumidor é otimista e zero, caso contrário. Estes autores detectaram que incidentes anteriores reduzem, significativamente, a probabilidade de o consumidor estar otimista quanto à alimentação fornecida. Na segunda parte do trabalho, Jonge et al. (2010) analisam o efeito de notícias sobre a segurança do alimento e o número de recalls reportados. Para tanto, foram investigados quatro grandes jornais holandeses no período de novembro de 2003 até novembro de 2006, selecionando-se reportagens que incluíam palavras relacionadas a crises de segurança do alimento e ao setor alimentício. Verificou-se que notícias recentes (um mês) têm impacto estatisticamente significativo na confiança, mas, à medida que o tempo passa, este efeito tende a zero, confirmando que quanto mais recente for a notícia, maior é o efeito dela nos hábitos do consumidor.

Tonsor et al. (2010) estimam as demandas por carne bovina, suína e de frango em nível do varejo dos EUA, utilizando dados trimestrais de 1982 a 2007. O trabalho busca analisar o impacto de duas variáveis pouco exploradas nesse tipo de estimação: o dinamismo das famílias e as informações relacionadas aos efeitos de atributos dos alimentos sobre a saúde. A primeira variável está relacionada a hábitos da família, por exemplo: o hábito de comer fora e se a mulher trabalha ou não fora. Para a segunda variável, os autores 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). Para estimar a demanda pelos diferentes tipos de carne, 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. Nos resultados, as variáveis mais significativas para a demanda de cada carne foram os preços da respectiva carne, o índice FCHA e a proporção de pessoas que se alimentam fora de casa.

Glynn e Olynk (2010) analisam os impactos de informações sobre o tratamento dado aos animais sobre as demandas por suas carnes. Os autores criam um índice com as notícias relacionadas ao tema publicadas nos maiores jornais e revistas norte-americanas entre 1982 e 2008, contabilizando-as por trimestre. O sistema de demanda estimado é do tipo Rotterdam, com quatro equações, sendo uma para carne bovina, outra para suína, outra para carne de aves e uma última para todos os demais alimentos. Como o preço e o total gasto em cada carne eram endógenos, Glynn e Olynk (2010) estimaram os modelos via Mínimos Quadrados em Três Estágios (MQ3E), utilizando como instrumentos as mesmas variáveis utilizadas por Tonsor et al. (2010), quais sejam: população, preço do milho para os produtores. Glynn e Olynk (2010) verificam que o impacto das notícias sobre as demandas foi pequeno e restrito a a carne envolvida na notícia, ou seja, não verificaram efeito substituição.

Em suma, os trabalhos de Jonge et al. (2010), Tonsor et al. (2010) e Glynn e Olynk (2010) forneceram importantes direcionamentos ao presente trabalho, quais sejam: ainda é importante realizar trabalhos econométricos para dados de consumo agregado (TONSOR et al., 2010; GLYNN e OLYNK, 2010); e é fundamental incluir em modelos de demanda por alimentos variáveis que capturem o nível de confiança do consumidor com relação ao alimento que consome, em especial, algum índice construído com base em notícias de jornais sobre crises de segurança do alimento (JONGE et al., 2010) ou a partir do *recall* de alimentos (TONSOR et al., 2010).

2 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 e acessando o site 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.

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

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.

Busca detalhada

Folha de S.Paulo Folha da Manhã Folha da Noite

com todas as palavras

com a frase exata

com pelo menos uma das palavras

sem as palavras

Escolha o período **Escolha a data exata**

De Até ou Dia Mês Ano

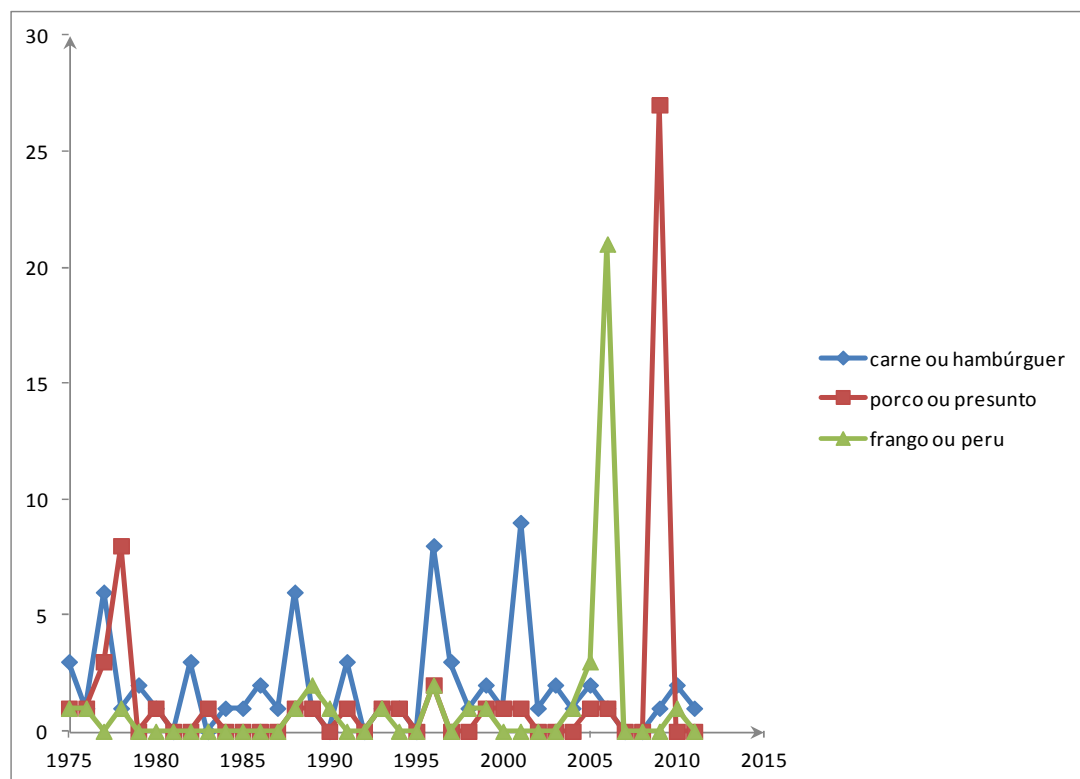
Caderno Todos ou **Tema** Todos

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 por Resende Filho (2008).

Em cada busca, afim 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 hambúrguer” inseridas 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 à 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 1 notícia relevante para cada 5 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: Artigos consultados em http://acervo.folha.com.br/busca_detalhada.

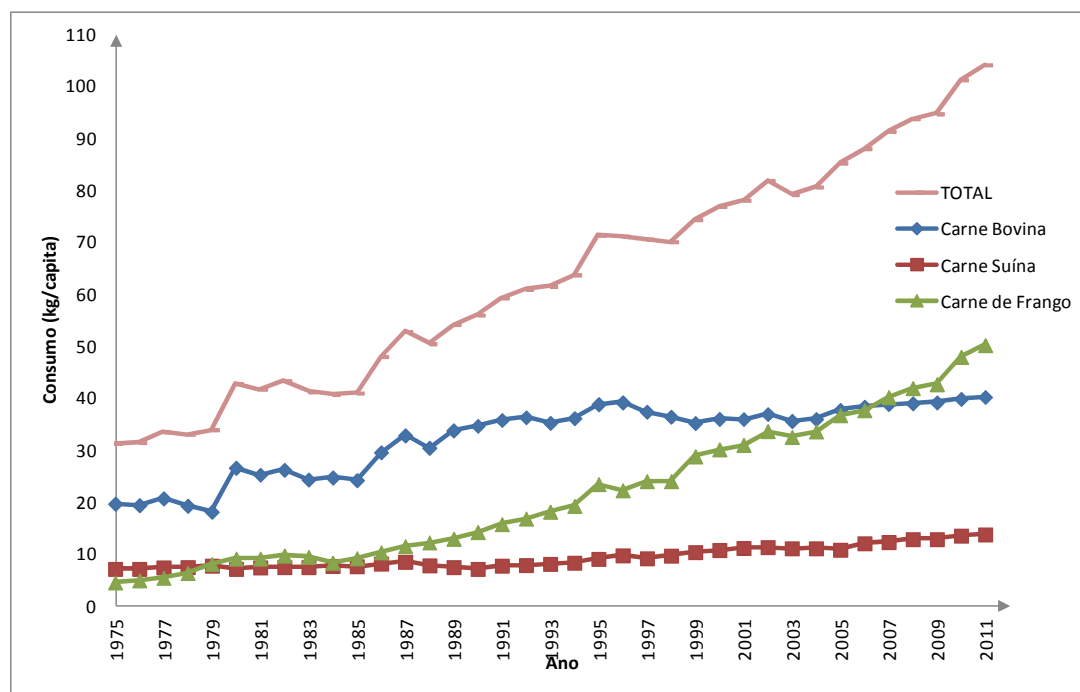
Analisando-se os gráficos gerados a partir dos dados dos índices de segurança do alimento para cada tipo de carne (Figura 3), os quais são o resultado da soma do número de páginas da Folha de São Paulo que atenderam aos critérios de busca, podem-se destacar quatro grandes picos: o primeiro pico ocorre 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 \equiv 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).

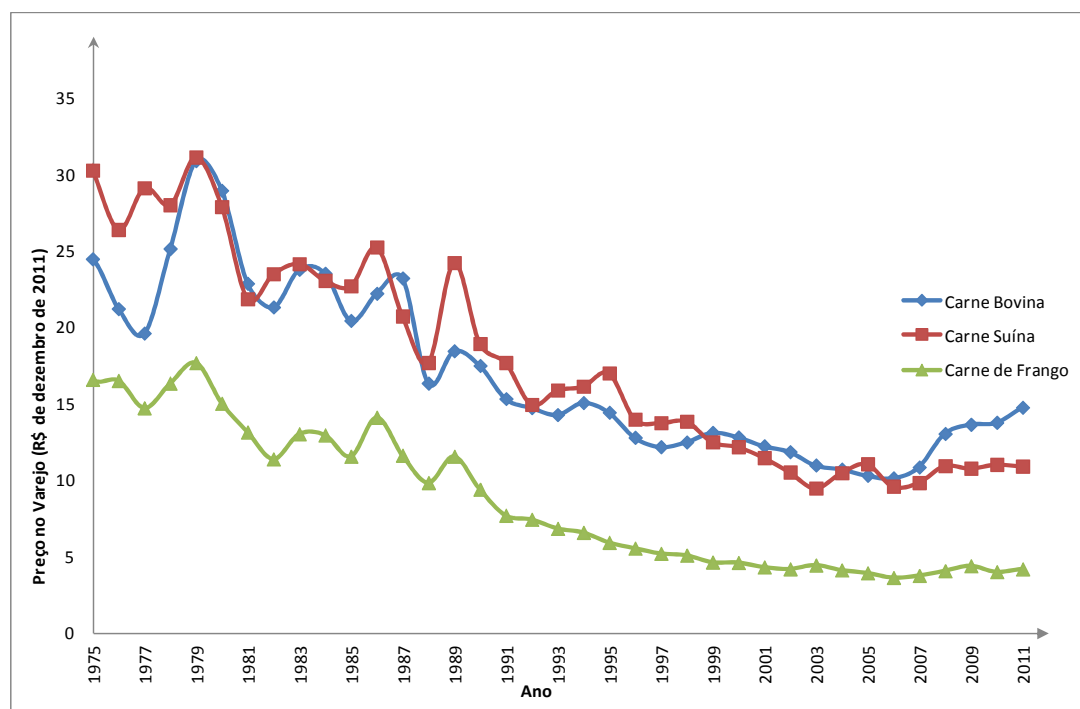
Pela Figura 4 percebe-se que as séries de consumo aparente per capita de cada carne apresentam tendências diferentes mas crescentes. Além disso, observa-se que o consumo de carne de frango ultrapassa o consumo de carne suína a partir de 1979. Já o consumo aparente de carne de frango, que era de 4,51 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 das Carnes Bovina, Suína e de Frango

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 encontrar 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.

Segundo 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 $IGP-di_t = \sum_{i=1}^4 p_{it} w_{it}$ para p_{4t} , onde p_{it} e w_{it} são o preço e a parcela do gasto do i -ésimo bem no tempo t .

As estatísticas descritivas das séries utilizadas são apresentadas na Tabela 2.

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	6,713	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.

3 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).

$$w_{it} = \alpha_{it} + \sum_{j=1}^N \gamma_{ij} \ln p_{jt} + \beta_i (\ln x_t - \ln P_t) + v_{it} \quad \forall i \quad (1)$$

onde, no tempo t , $w_{it} = p_{it}q_{it}/x_{it}$ é a parcela do gasto com o i -ésimo bem; q_{it} é o consumo em kg per capita; p_{it} e p_{jt} são, respectivamente, o preço do i -ésimo e do j -ésimo bem; $x_t = \sum_{i=1}^N p_{it}q_{it}$ é o gasto⁶ per capita com os N bens; v_{it} é o termo de erro da i -ésima equação; e $\ln P_t$ é o índice de preços translog, tal que:

⁶ O gasto se iguala à renda do consumidor se o mesmo possui preferências localmente não saciadas.

$$\ln P_i = a_0 + \sum_{i=1}^N \alpha_{it} \ln p_{it} + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \gamma_{ij} \ln p_{it} \ln p_{jt} \quad (2)$$

Schroeder et al. (2000) sugerem que a pesquisa recente sobre a demanda por carnes nos EUA indica, conclusivamente, que outras variáveis explicativas, além dos preços e gasto, devem ser incorporadas aos modelos. Assim, sugerem que sejam incluídas nos modelos 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).

$$\alpha_{it} = a_{i0} + \tau_i T_t + \theta_i D_t + \sum_{m=0}^L (\phi_{i,m} b f_{t-m} + \pi_{i,m} p k_{t-m} + \kappa_{i,m} p y_{t-m}) \quad \forall i \quad (3)$$

onde, no tempo t , α_{it} são os interceptos das equações (1) e os coeficientes das variáveis $\ln p_{it}$ na equação (2); T_t é a variável tendência⁷ 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 Real⁸; e $b f_{t-m}$, $p k_{t-m}$ e $p y_{t-m}$ são 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

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).

⁸ O Plano Real é o plano macroeconômico para a estabilização de preços iniciado em julho de 1994.

homogeneidade de grau zero da demanda nos preços e renda é assegurada pelas condições (5); e a simetria da matriz de substituição de Slutsky⁹ é garantida pelas condições (6).

$$\sum_{i=1}^N a_{i0} = 1, \sum_{i=1}^N \tau_i = 0, \sum_{i=1}^N \theta_i = 0, \sum_{m=0}^L \phi_{i,m} = 0, \sum_{m=0}^L \pi_{i,m} = 0, \sum_{m=0}^L \kappa_{i,m} = 0, \sum_{i=1}^N \beta_i = 0 \text{ e}$$

$$\sum_{i=1}^N \gamma_{ij} = 0 \quad \forall j \quad (4)$$

$$\sum_{j=1}^N \gamma_{ij} = 0 \quad \forall i \quad (5)$$

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad \forall i, j \quad (6)$$

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, testase duas formas alternativas de correção do problema. Para tanto, os modelos econométricos

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.

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 $N \times 1$ formado pelos erros aleatórios no sistema de demanda (8) definido como: $\mathbf{v}_t = \mathbf{R}\mathbf{v}_{t-1} + \boldsymbol{\varepsilon}_t$ para $t = 2, \dots, T$, onde \mathbf{v}_t é o vetor $N \times 1$ de erros aleatórios do sistema de equações; a sequência $\boldsymbol{\varepsilon}_2, \dots, \boldsymbol{\varepsilon}_T$ consiste de vetores de variáveis aleatórias de dimensão $N \times 1$ com vetor zero de médias e matriz de covariância Σ , independentemente, normalmente e identicamente distribuídos; e \mathbf{R} denota uma matriz de autocorrelação com $N \times N$ 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 \mathbf{R} se iguale a uma constante k desconhecida (ou seja, $\mathbf{1}'\mathbf{R} = \mathbf{k}'$) e a matriz de covariância Σ 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 $\mathbf{1}'\mathbf{R} = \mathbf{k}'$, em que $\mathbf{1}$ é um vetor $N \times 1$ de uns e \mathbf{k} é um vetor $N \times 1$ de elementos com valores iguais a constante k , podem ser transformadas em restrições mais facilmente tratáveis da forma $\mathbf{1}'\bar{\mathbf{R}} = \mathbf{0}$, onde $\bar{\mathbf{R}}$ é uma matriz de dimensão $N \times (N-1)$ formada pelos elementos $R_{ij} - R_{in}$, em que $i = 1, \dots, N, j = 1, \dots, n-1$; n indexa a última equação do sistema que corresponde à equação eliminada do sistema para contornar o problema de singularidade de Σ ; e R_{ij} são elementos da matriz \mathbf{R} . Em seguida, Berndt e Savin (1975) definem $\bar{\mathbf{R}}_n$ como a matriz formada pelas primeiras $N-1$ linhas de $\bar{\mathbf{R}}$, sendo, portanto, de dimensão $(N-1) \times (N-1)$. Como serão os primeiros $N-1$ elementos de $\bar{\mathbf{R}}_n$ que serão estimados, e não os elementos de $\bar{\mathbf{R}}$ ou \mathbf{R} , qualquer restrição sobre $\bar{\mathbf{R}}$ ou \mathbf{R} pode ser facilmente imposta a $\bar{\mathbf{R}}_n$ 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:

$$\mathbf{W}_t = \bar{\mathbf{R}}_n \mathbf{W}_{t-1} + \mathbf{W}_t(\mathbf{p}_t, x_t) - \bar{\mathbf{R}}_n \mathbf{W}_{t-1}(\mathbf{p}_{t-1}, x_{t-1}) + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (7)$$

em que \mathbf{W}_t é uma matriz $(N-1) \times 1$ de parcelas do gasto observadas para os $N-1$ bens incluídos no sistema a ser estimado; e $\mathbf{W}_t(\mathbf{p}_t, x_t)$ é uma matriz $(N-1) \times 1$ 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 $\bar{\mathbf{R}}_n$ denominada N-R^{matriz} com todos os seus elementos iguais a zero¹⁰; uma matriz diagonal $\bar{\mathbf{R}}_n$ denominada D-R^{matriz} com elementos de igual valor compondo a sua diagonal principal e zeros como elementos fora de sua diagonal principal; e uma matriz completa $\bar{\mathbf{R}}_n$ denominada F-R^{matriz} composta por elementos que podem assumir qualquer valor real. Cada uma dessas matrizes é de dimensão $(N-1) \times (N-1)$.

4 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 dos 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 (w_{it}) 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).

¹⁰ Nesse caso, não há correção para autocorrelação de primeira ordem.

Foram estimadas seis especificações diferentes para os sistemas de equações (7) considerando-se: três estruturas de correções para a autocorrelação dos erros ($N-R^{\text{matriz}}$, $D-R^{\text{matriz}}$ e $F-R^{\text{matriz}}$), 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 iterativo 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; BARNETT, 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 $Z(t_a)$ 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(<i>t_a</i>)	ADF	Z(<i>t_a</i>)	ADF	Z(<i>t_a</i>)
N-R ^{matriz} , <i>No-FS</i>	0,0001	0,0001	0,0001	0,0000	0,0001	0,0001
N-R ^{matriz} , <i>L=0</i>	0,0001	0,0001	0,0002	0,0000	0,0002	0,0002
D-R ^{matriz} , <i>No-FS</i>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0577	0,0001
D-R ^{matriz} , <i>L=0</i>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
F-R ^{matriz} , <i>No-FS</i>	0,0000	0,0000	0,0002	0,0002	0,0000	0,0000
F-R ^{matriz} , <i>L=0</i>	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(*t_a*), 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 (FISHER et al., 2001) o que justifica a estimação desses modelos.

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:

$$LRs = ((M^*T - 0.5((k^u + k^r) - M(M+1)))/M^*T)LR \quad (8)$$

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

LR = 2(*LL^u* - *LL^r*) é a estatística do teste usual de razão de verossimilhança; e *LL^u* e *LL^r* são, respectivamente, os máximos valores da função logaritmo da verossimilhança para os modelos irrestrito e restrito.

A estatística razão da verossimilhança ajustada (*LRs*) segue assintoticamente uma distribuição χ^2 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.

Modelo	Não Inclusão dos Índices de Segurança do Alimento		Correções para Autocorrelação			
	H ₀ : <i>No-FS</i>	H ₁ : <i>L=0</i>	Modelo	H ₀ : N- R ^{matriz}	H ₀ : D- R ^{matriz}	H ₀ : N- R ^{matriz}
N-R ^{matriz}	3,984		<i>No-FS</i>	7,498*	62,781*	70,285*
D-R ^{matriz}	14,474		<i>L=0</i>	17,655*	53,412*	70,927*
F-R ^{matriz}	6,517					
<i>g.l.</i>	9			1	8	9
$\chi^2_{5\%,g.l.}$	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 conclusões¹¹ com respeito à preferência entre pares de especificações dos modelos: D-R^{matriz} > N-R^{matriz}, F-R^{matriz} > D-R^{matriz} e F-R^{matriz} > N-R^{matriz}. Com base nesses resultados, a ordem final de preferência com relação aos modelos é: F-R^{matriz} > D-R^{matriz} > N-R^{matriz}, o que implica concluir que há autocorrelação de primeira ordem dos resíduos, mas que o modelo estimado com F-R^{matriz} 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-R^{matriz} é utilizada. Assim, avaliando-se o resultado do teste apresentado na Tabela 1, coluna 2, referente a linha F-R^{matriz}, observa-se que não é possível se rejeitar a hipótese de

¹¹ O símbolo > significa “é estritamente preferível a”.

que os índices de segurança do alimento não são conjuntamente significantes¹². 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-R^{matriz} 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-R^{matriz}, a qual se inclui os índices de segurança do alimento.

Tabela 5 - Resultados das estimações dos modelos.

Parâmetro	Modelos com F-R ^{matriz}	
	No-FS	L=0
a_0	-2,397* (1,282)	-0,429 (1,336)
α_b	0,480* (0,063)	0,703* (0,083)
α_p	0,125* (0,028)	0,076* (0,027)
α_c	0,159* (0,026)	0,110* (0,018)
γ_{bb}	0,019* (0,002)	0,015* (0,002)
γ_{bp}	-0,008* (0,001)	-0,008* (0,001)
γ_{bc}	-0,004* (0,001)	-0,004* (0,001)
γ_{pp}	0,010* (0,001)	0,010* (0,001)
γ_{pc}	$-3,78 \times 10^{-4}$ (0,0009)	-0,001 (0,001)
γ_{cc}	0,006* (0,001)	0,006* (0,001)
β_b	-0,037* (0,005)	-0,035* (0,007)
β_p	-0,015 (0,001)	-0,016* (0,001)
β_c	-0,010 (0,001)	-0,008* (0,001)
τ_b	$6,96 \times 10^{-4}$ * (0,0001)	-0,001 (0,001)

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-R^{matriz} e D-R^{matriz}.

τ_p	$2,61 \times 10^{-4*}$ ($3,88 \times 10^{-5}$)	0,0004* (0,000)
τ_c	$5,89 \times 10^{-4*}$ ($5,13 \times 10^{-5}$)	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)
ρ_{bb}	0,303* (0,109)	0,594* (0,144)
ρ_{bp}	-1,244 (0,860)	-1,861 (1,400)
ρ_{bc}	0,859* (0,699)	1,773 (0,979)
ρ_{pb}	-0,051* (0,018)	-0,044* (0,017)
ρ_{pp}	0,153 (0,142)	0,073 (0,118)
ρ_{pc}	-0,181 (0,130)	-0,400* (0,101)
ρ_{cb}	0,011 (0,015)	0,008 (0,023)
ρ_{cp}	0,078 (0,156)	-0,218 (0,194)
ρ_{cc}	0,616* (0,136)	0,651* (0,163)
ϕ_{b0}	-	$1,21 \times 10^{-4}$ ($2,44 \times 10^{-4}$)
π_{b0}	-	$1,37 \times 10^{-4}$ ($1,14 \times 10^{-4}$)
κ_{b0}	-	$5,05 \times 10^{-5}$ ($1,47 \times 10^{-4}$)
ϕ_{p0}	-	$8,82 \times 10^{-5*}$ ($3,41 \times 10^{-5}$)
π_{p0}	-	$2,05 \times 10^{-5}$ ($1,58 \times 10^{-5}$)
κ_{p0}	-	$5,52 \times 10^{-5*}$ ($1,97 \times 10^{-5}$)
ϕ_{c0}	-	$-5,34 \times 10^{-5}$ ($3,83 \times 10^{-5}$)
π_{p0}	-	$2,31 \times 10^{-5}$ ($1,86 \times 10^{-5}$)
κ_{c0}	-	$-6,81 \times 10^{-6}$ ($2,27 \times 10^{-5}$)
Logaritmo Verossimilhança	da 619,587	621,767

R ² Ajustado da Equação da Carne Bovina	0,656	0,813
R ² Ajustado da Equação da Carne Suína	0,894	0,846
R ² 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. Note-se ainda que os coeficientes θ_b , θ_p e θ_c não foram estatisticamente significantes, o que demonstra 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-gasto¹³ (ou, aproximadamente, elasticidades-renda) para o sistema AIDS estimado com F-R^{matriz} 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-R^{matriz} e variável tendência.

Elasticidades-Preço Marshallianas		Elasticidades-Gasto		Elasticidades-Preço Hicksianas	
η_{bb}	-0,570* (0,083)	η_{bx}	0,163* (0,150)	ϵ_{bb}	-0,561* (0,075)
η_{bp}	0,100* (0,023)	η_{px}	-0,158* (0,198)	ϵ_{bp}	0,102* (0,020)
η_{bc}	0,133* (0,027)	η_{cx}	0,055 (0,265)	ϵ_{bc}	0,135* (0,025)

¹³ As equações utilizadas para se calcular, respectivamente, as elasticidades-preço Marshallianas (η_{ij}) e as elasticidades-gasto (η_{ix}) são:

$$\eta_{ij} = \frac{\partial w_i}{\partial \ln p_j} \frac{1}{w_i} - \delta_{ij} = \frac{\gamma_{ij} - \beta_i(a_j + \sum_{k=1}^N \gamma_{jk} \log p_k)}{w_i} - \delta_{ij} \quad \forall i, j$$

$$\eta_{ix} = \frac{\partial w_i}{\partial \ln x} \frac{1}{w_i} + 1 = \frac{\beta_i}{w_i} + 1 \quad \forall i$$

onde δ_{ij} é o delta de Kronecker, tal que, $\delta_{ij} = 1$ para $i = j$ e, caso contrário, $\delta_{ij} = 0$.

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

$$\epsilon_{ij} = \eta_{ij} + w_j \eta_{ix} \quad \forall i, j$$

η_{bo}	0,187* (0,033)	η_{ox}	1,068* (0,0008)	ε_{bo}	0,337* (0,121)
η_{pb}	0,562* (0,118)			ε_{pb}	0,556* (0,110)
η_{pp}	-0,840* (0,031)			ε_{pp}	-0,842* (0,029)
η_{pc}	0,190* (0,039)			ε_{pc}	0,188* (0,037)
η_{po}	-0,411* (0,049)			ε_{po}	-0,558* (0,225)
η_{cb}	0,456* (0,121)			ε_{cb}	0,460* (0,111)
η_{cp}	0,120* (0,033)			ε_{cp}	0,121* (0,029)
η_{cc}	-0,841* (0,039)			ε_{cc}	-0,839* (0,036)
η_{co}	-0,341* (0,113)			ε_{co}	-0,291* (0,358)
η_{ob}	-0,041* (0,001)			ε_{ob}	0,008* (0,009)
η_{op}	-0,011* (0,0004)			ε_{op}	0,004* (0,003)
η_{oc}	-0,013* (0,0004)			ε_{oc}	-0,000 (0,003)
η_{oo}	-1,003* (0,002)			ε_{oo}	-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%; η_{ij} e ε_{ij} denotam elasticidades-preço Marshallianas e Hicksianas da demanda do *i*-ésimo bem com respeito ao preço do *j*-ésimo bem; e η_{ix} 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 consumidor¹⁴, 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 ($\eta_{ox} = 1,068$); as carnes bovina, suína e de frango são necessidades ou bens necessários ($\eta_{kx} < 1$ para todo $k = b, p$ e c), sendo que a carne suína é um bem inferior ($\eta_{px} = -0,158$) e as carnes bovina e de frango são bens normais. Com base nas elasticidades-

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).

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.

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, espera-se que os consumidores passem a se preocupar mais com a própria saúde e, conseqüentemente, com a segurança do alimento que consomem. Apesar disto, trabalhos que se dedicam ao estudo do impacto de crises de segurança do alimento sobre o consumo de produtos alimentares ainda são escassos no Brasil.

O presente estudo testou em nível de mercado nacional se realmente a percepção de risco do consumidor sobre aquilo que consome tem impacto sobre as suas decisões de consumo com relação às carnes bovina, suína e de aves no Brasil.

Observou-se pela revisão da literatura recente que ainda é 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 tempo¹⁵ 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 (JONGE et al., 2010) ou um índice construído com os recalls de alimentos (TONSOR et al., 2010).

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).

Analisando os dados dos 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, foi possível 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 primeiros meses de 2006 por conta da gripe aviária; e a quarta, diz respeito à gripe suína entre julho e outubro de 2009.

Analisando as séries de preço foi possível observar que há uma tendência de aumento do consumo aparente per capita para cada 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.

O presente estudo estimou econometricamente sistemas de equações de demanda para as carnes bovina, suína e de frango. Além dos preços e renda, foram incorporados três séries de índices de notícias sobre segurança do alimento como variáveis explicativas nos modelos. Com 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. Sendo assim, o Custo Marginal Privado da Crise de Segurança do Alimento (CMPCSA), como apresentado na Figura 1, é zero no setor de carnes no Brasil, o que torna o equilíbrio de mercado (ponto M) muito distante do equilíbrio eficiente (ponto E).

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 (PIGGOTT e MARSH, 2004; RESENDE FILHO e BUHR, 2011; TONSOR et al., 2010; GLYNN e OLYNK, 2010).

Detectou-se ainda, via inclusão de variáveis *dummy* nas equações dos sistemas de equações, que o Plano Real não afetou as demandas por carnes e outros bens de consumo. 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 uns dos outros.

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 naturalmente sem interferência.

REFERÊNCIAS

- 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 Australian 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.

The **Economics and Politics (CNPq) Research Group** started publishing its members' working papers on June 12, 2013. Online publication occurs every Wednesday. Please check the list below and click at <http://econpolrg.com/working-papers/> to access all publications.

Number	Date	Publication
31/2013	10-30-2013	Crises de segurança do alimento e a demanda por carnes no Brasil, Moisés de Andrade Resende Filho, Karina Junqueira de Souza and Luís Cristóvão Ferreira Lima
30/2013	10-16-2013	Ética & Incentivos: O que diz a Teoria Econômica sobre recompensar quem denuncia a corrupção? Maurício Bugarin
29/2013	10-02-2013	Intra-Village Expansion of Welfare Programs, M. Christian Lehmann
28/2013	09-25-2013	Interações verticais e horizontais entre governos e seus efeitos sobre as decisões de descentralização educacional no Brasil, Ana Carolina Zoghbi, Enlison Mattos and Rafael Terra
27/2013	09-18-2013	Partidos, facções e a ocupação dos cargos de confiança no executivo federal (1999-2011), Felix Lopez, Mauricio Bugarin and Karina Bugarin
26/2013	09-11-2013	Metodologias de Análise da Concorrência no Setor Portuário, Pedro H. Albuquerque, Paulo P. de Britto, Paulo C. Coutinho, Adelaida Fonseca, Vander M. Lucas, Paulo R. Lustosa, Alexandre Y. Carvalho and André R. de Oliveira
25/2013	09-04-2013	Balancing the Power to Appoint officers, Salvador Barberà and Danilo Coelho
24/2013	08-28-2013	Modelos de Estrutura do Setor Portuário para Análise da Concorrência, Paulo C. Coutinho, Paulo P. de Britto, Vander M. Lucas, Paulo R. Lustosa, Pedro H. Albuquerque, Alexandre Y. Carvalho, Adelaida Fonseca and André Rossi de Oliveira
23/2013	08-21-2013	Hyperopic Strict Topologies, Jaime Orillo and Rudy José Rosas Bazán
22/2013	08-14-2013	Há Incompatibilidade entre Eficiência e Legalidade? Fernando B. Meneguim and Pedro Felipe de Oliveira Santos
21/2013	08-07-2013	A Note on Equivalent Comparisons of Information Channels, Luís Fernando Brands Barbosa and Gil Riella
20/2013	07-31-2013	Vertical Integration on Health Care Markets: Evidence from Brazil, Tainá Leandro and José Guilherme de Lara Resende
19/2013	07-24-2013	A Simple Method of Elicitation of Preferences under Risk, Patrícia Langasch Tecles and José Guilherme de Lara Resende
18/2013	07-17-2013	Algunas Nociones sobre el Sistema de Control Público en Argentina con Mención al Caso de los Hospitales Públicos de la Provincia de Mendoza, Luis Federico Giménez
17/2013	07-10-2013	Mensuração do Risco de Crédito em Carteiras de Financiamentos Comerciais e suas Implicações para o Spread Bancário, Paulo A. P. de Britto and Rogério N. Cerri
16/2013	07-03-2013	Previdências dos Trabalhadores dos Setores Público e Privado e Desigualdade no Brasil, Pedro H. G. F. de Souza and Marcelo Medeiros
15/2013	06-26-2013	Incentivos à Corrupção e à Inação no Serviço Público: Uma análise de desenho de mecanismos, Maurício Bugarin and Fernando Meneguim
14/2013	06-26-2013	The Decline in inequality in Brazil, 2003–2009: The Role of the State, Pedro H. G. F. de Souza and Marcelo Medeiros
13/2013	06-26-2013	Productivity Growth and Product Choice in Fisheries: the Case of the Alaskan pollock Fishery Revisited, Marcelo de O. Torres and Ronald G. Felthoven
12/2013	06-19-2003	The State and income inequality in Brazil, Marcelo Medeiros and Pedro H. G. F. de Souza

Number	Date	Publication
11/2013	06-19-2013	Uma alternativa para o cálculo do fator X no setor de distribuição de energia elétrica no Brasil, Paulo Cesar Coutinho and Ângelo Henrique Lopes da Silva
10/2013	06-12-2013	Mecanismos de difusão de Políticas Sociais no Brasil: uma análise do Programa Saúde da Família, Denilson Bandeira Coêlho, Pedro Cavalcante and Mathieu Turgeon
09/2013	06-12-2103	A Brief Analysis of Aggregate Measures as an Alternative to the Median at Central Bank of Brazil's Survey of Professional Forecasts, Fabia A. Carvalho
08/2013	06-12-2013	On the Optimality of Exclusion in Multidimensional Screening, Paulo Barelli, Suren Basov, Mauricio Bugarin and Ian King
07/2013	06-12-2013	Desenvolvimentos institucionais recentes no setor de telecomunicações no Brasil, Rodrigo A. F. de Sousa, Nathalia A. de Souza and Luis C. Kubota
06/2013	06-12-2013	Preference for Flexibility and Dynamic Consistency, Gil Riella
05/2013	06-12-2013	Partisan Voluntary Transfers in a Fiscal Federation: New evidence from Brazil, Mauricio Bugarin and Ricardo Ubrig
04/2013	06-12-2013	How Judges Think in the Brazilian Supreme Court: Estimating Ideal Points and Identifying Dimensions, Pedro F. A. Nery Ferreira and Bernardo Mueller
03/2013	06-12-2013	Democracy, Accountability, and Poverty Alleviation in Mexico: Self-Restraining Reform and the Depoliticization of Social Spending, Yuriko Takahashi
02/2013	06-12-2013	Yardstick Competition in Education Spending: a Spatial Analysis based on Different Educational and Electoral Accountability Regimes, Rafael Terra
01/2013	06-12-2013	On the Representation of Incomplete Preferences under Uncertainty with Indecisiveness in Tastes, Gil Riella