



AgEcon SEARCH

RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.



UM ESTUDO SOBRE O VALOR DO SISTEMA DE RASTREABILIDADE ANIMAL NOS EUA

MOISÉS DE ANDRADE RESENDE FILHO;

UNIVERSIDADE FEDERAL DE JUIZ DE FORA

JUIZ DE FORA - MG - BRASIL

moises.resende@ufjf.edu.br

APRESENTAÇÃO COM PRESENÇA DE DEBATEDOR

COMERCIALIZAÇÃO, MERCADOS E PREÇOS AGRÍCOLAS

Um Estudo sobre o Valor do Sistema de Rastreabilidade Animal nos EUA

Resumo: Esse artigo investiga o valor do sistema nacional de identificação animal (NAIS) a ser implantado nos EUA. Assume-se que os benefícios para o setor de carnes nos EUA virão como consequência do efeito do NAIS sobre a percepção do consumidor final em relação ao risco de consumir carne e derivados impróprios para consumo. Sistemas de demanda dos tipos “generalized almost ideal” (GAI) e “generalized quadratic almost ideal” (GQUAIDS) foram estimados incorporando-se índices de reportagens negativas em relação a segurança de alimentos derivados das carnes de boi, porco e aves. Diversas especificações dos modelos são testadas umas contra as outras. Verificou-se que tais índices de “food safety” influenciam em pequena magnitude e de forma contemporânea (sem efeito defasado) a demanda final por carnes nos EUA. Três cenários são construídos, um para o caso em que o sistema não é implementada, um para o caso em que o NAIS é implementado somente para o setor de carne bovina e finalmente um cenário em que o NAIS é implementado para o setor de carne bovina e de carne suína. Utiliza-se as diferenças entre a receita total estimada para os setores de carne bovina, suína e de aves para os diferentes cenários como uma aproximação do benefício do sistema nacional de rastreabilidade animal nos EUA. Conclui-se que se for assumido que a maior parte dos benefícios com tal sistema de rastreabilidade virá do seu potencial em promover deslocamentos para cima das funções de demanda para as carnes de boi e porco, o governo dos EUA necessitará subsidiar o NAIS de modo a torna-lo economicamente viável.

1. INTRODUÇÃO

Sistemas visando garantir a segurança da carne para a alimentação humana tem sido desenhados assumindo-se que a maior parte dos riscos de disseminação de doenças veiculadas por alimentos advém do perigo de contaminação bacteriana. Daí as inspeções de carnes nos EUA terem tradicionalmente se concentrado na detecção de contaminação

bacteriana nas plantas processadoras e nos locais de preparação dos alimentos (Bailey and Slade, 2004).

Diferentemente da contaminação bacteriana, o mau da vaca louca origina-se exclusivamente ao nível da propriedade agrícola. O fornecimento de rações contendo carne e ossos provenientes de animais contaminados com BSE são o principal vetor de disseminação da mau da vaca louca (Nardone, 2003). O problema é que os animais infectados com BSE não podem ser detectados até que os sintomas da doença se apresentem (e.g. incapacidade do animal para ficar em pé e/ou andar), nem podem ser confirmados até que tecidos da massa encefálica do animal tenham sido testados.

Diante da preocupação do consumidor com relação ao mau da vaca louca (BSE), a necessidade de se monitorar a produção dos animais nas fazendas tornou-se essencial. Tal necessidade de monitoramento poderia ser equacionada com a utilização de sistemas de rastreabilidade animal.

Com a comprovação em laboratório desde março de 1996 da ligação entre BSE e uma nova variante da doença Creutzfeldt-Jakob (vCJD) em humanos, a rastreabilidade animal tornou-se essencial para o comércio de carnes e gado. Por exemplo, a União Européia e Japão impuseram sistemas de rastreabilidade do gado tornando-os assim bens públicos (Souza-Monteiro and Caswell, 2004). Algumas razões justificando tal tipo de medida são discutidas a seguir. Primeiramente, um sistema nacional de identificação animal permitiria detectar todas as propriedades em que um animal confirmadamente infectado com BSE teria passado ao longo de sua vida. Isso permitiria encontrar e testar para BSE todos os animais que tenham passado por tais propriedades ao mesmo tempo que o animal infectado, o que minimizaria as chances de disseminação de BSE para o gado e para os consumidores. Ainda, se os frigoríficos e a rede varejista implementassem sistemas de rastreabilidade capazes de preservar as informações geradas com o sistema nacional de rastreabilidade, poder-se-ia minimizar as chances de que produtos derivados de animais comprovadamente infectados com BSE chegassem até o consumidor final.

Com o primeiro caso confirmado de BSE nos EUA em dezembro de 2003, a implementação do sistema nacional de identificação animal, chamado de NAIS, veio a tona nas manchetes e no debate político nos EUA.

Obviamente, o NAIS implicará adicionais custos para os pecuaristas. Como recuperar tais custos ainda é uma questão a ser respondida. Benefícios com o NAIS podem vir dos prêmios em preço que o consumidor final poderia estar disposto a pagar por produtos

derivados de animais rastreados. No entanto, resultados conflitantes têm sido obtidos na literatura, consultar Hobbs (2003) e Dickinson and Bailey (2002) para maiores detalhes.

O efeito do NAIS poderia ser indireto ao propiciar um deslocamento para cima da curva de demanda por carnes. Tal efeito seria uma consequência da atenuação da percepção de risco em consumir carnes e derivados pelo consumidor final, o que é investigado com o presente trabalho. Assim, quanto o NAIS permitirá o deslocamento para cima da demanda final por cada tipo de carne (bovina, suína e de aves) determinará a sua viabilidade econômica ou não.

2. MÉTODOS E TÉCNICAS

O modelo “Generalized Almost Ideal” (GAI) é recomendado por Alston et al. (2001) como uma forma flexível e parcimoniosa de se incorporar deslocadores (“shifters”) nos sistema de demanda do tipo “Almost Ideal Demand System” (AIDS). De acordo com eles, deslocadores da demanda podem ser incorporados e ainda assim produzirem estimativas invariantes a unidade de medida das quantidades demandas dos bens em questão.

2.1. O modelo GAI

O modelo GAI parte de uma função dispêndio generalizada dada como:

$$E(\mathbf{p}, u) = \sum_{i=1}^n p_i c_i + E^*(\mathbf{p}, u) \quad (1)$$

Onde p_i é o preço do bem i , c_i é a quantidade pré comprometida com o consumo do bem

i , $\mathbf{p} = (p_1, \dots, p_n)$ é o vetor preços do grupo dos N bens, $\sum_{i=1}^n p_i c_i$ representa a parcela do

dispêndio pré comprometida com o consumo dos N bens, e $E^*(\mathbf{p}, u)$ é o dispêndio acima daquele previamente comprometido com o consumo dos N bens e também chamado de dispêndio supranumerário (“supernumerary expenditure”).

Aplicando o lema de Shephard a (1) e usando as identidades obtidas da dualidade da teoria do consumidor obtém-se as funções de demanda dadas como

$$q_i = c_i + q_i^*(\mathbf{p}, x^*) \quad \forall i \quad (2)$$

Onde $q_i^*(\mathbf{p}, x^*)$ é a função de demanda Marshalliana pelo bem i , $x^* = x - \sum_{i=1}^n p_i c_i$ é o dispêndio supranumerário, e x é o dispêndio total com os N bens.

Pré multiplicando-se (2) por p_i / x resulta na equação Marshalliana generalizada da parcela do dispêndio dada como

$$w_i = \frac{p_i c_i}{x} + \frac{x^*}{x} w_i^*(\mathbf{p}, x^*) \quad \forall i$$

(3)

Finalmente, o modelo GAI é obtido definindo-se $w_i^*(\mathbf{p}, x^*)$ como sendo uma equação do modelo AIDS dado como

$$w_i^*(\mathbf{p}, x^*) = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{i,j} \ln p_j + \beta_i (\ln x^* - \ln a(\mathbf{p})) \quad \forall i$$

(4)

Onde $\ln a(\mathbf{p})$ é um índice de preços definido por uma função Translog dada por (5).

$$\ln a(\mathbf{p}) = a_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{i,j} \ln p_i \ln p_j$$

(5)

2.2. Introduzindo-se “shifters” no modelo GAI

“Shifters” são incorporando no modelo GAI de modo a permitir a incorporação de tendência, de padrões sazonais e dos índices construídos com base nas notícias sobre segurança dos alimento relacionadas a carnes. Como proposto por Piggott and Marsh (2004), esses deslocadores da demanda são introduzidos via modificação das quantidades pré compromissadas com o consumo de cada bem N . Para tanto, redefine-se os c_i 's como:

$$c_i = c_{i,0} + \tau_i t + \sum_{k=1}^3 \theta_{i,k} D_k + \sum_{m=0}^L \phi_{i,m} b f_{t-m} + \pi_{i,m} p k_{t-m} + \kappa_{i,m} p y_{t-m} \quad \forall i$$

(6)

Onde t é a tendência de tempo, D_k são variáveis dummy modelando os padrões sazonais da demanda trimestral por cada tipo de carne, $b f_{t-m}$ são índices contemplando o número de referências na imprensa escrita sobre problema com a segurança de alimentos produzidos com carne bovina, $p k_{t-m}$ são índices contemplando o número de referências na imprensa escrita sobre problema com a segurança de alimentos produzidos com carne suína e $p y_{t-m}$ são índices contemplando o número de referências na imprensa escrita sobre problema com a segurança de alimentos produzidos com carne de aves.

O quanto referências na imprensa a problemas com a segurança de alimentos carne bovina, suína e de aves afetam a demanda final por cada tipo de carne é tratado no presente artigo como um questão empírica.

2.3. Restrições de homogeneidade, simetria e “Adding-up”

Restrições foram impostas aos parâmetros dos modelos seguindo o que fizeram e sugerem Fisher et al. (2001) e Piggott e Marsh (2004). Tais restrições são derivadas da pressuposição de que o sistema de equações a ser estimado deve satisfazer as condições “adding-up”, homogeneidade de grau zero em preços e renda (ausência de ilusão monetária), e simetria da matriz de substituição de Slutsky. Assim, as restrições de homogeneidade, simetria e “adding-up” são impostas respectivamente via equações (7), (8) e (9).

$$\sum_{j=1}^n \gamma_{i,j} = 0 \quad \forall i \quad (7)$$

$$\gamma_{ij} = \gamma_{j,i} \quad \forall i, j \quad (8)$$

$$\sum_{i=1}^n \alpha_i = 1, \sum_{i=1}^n \beta_i = 0, \text{ and } \sum_{i=1}^n \gamma_{i,j} = 0 \quad \forall j \quad (9)$$

Finalmente, porque os “budget shares” devem somar um a matriz de covariância é singular. Para equacionar tal problema, a equação do “budget share” para aves é deletada do sistema de equações.

2.4. Correções para Autocorrelação

Correções para autocorrelação são introduzidas no modelo GAI de acordo com a seguinte transformação

$$W_t = RW_{t-1} + Y_t C_t - R Y_{t-1} C_{t-1} + \frac{x_t^*}{x_t} W_t^*(\mathbf{p}_t, x_t^*) - R \frac{x_{t-1}^*}{x_{t-1}} W_{t-1}^*(\mathbf{p}_{t-1}, x_{t-1}^*) \quad (10)$$

Onde $W_t \equiv \begin{pmatrix} w_{b,t} \\ w_{p,t} \end{pmatrix}$, $R \equiv \begin{pmatrix} \rho_{b,b} & \rho_{b,p} \\ \rho_{p,b} & \rho_{p,p} \end{pmatrix}$, $Y_t \equiv \begin{pmatrix} \frac{p_{b,t}}{x_t} & 0 \\ 0 & \frac{p_{p,t}}{x_t} \end{pmatrix}$, $C_t \equiv \begin{pmatrix} c_{b,t} \\ c_{p,t} \end{pmatrix}$, os subscritos b, p e c

denotam respectivamente as carnes de boi, de porco e de aves;

$W_t^*(\mathbf{p}_t, x_t^*) \equiv \begin{pmatrix} w_{b,t}^*(\mathbf{p}_t, x_t^*) \\ w_{p,t}^*(\mathbf{p}_t, x_t^*) \end{pmatrix}$ onde $w_{i,t}$ são os “shares” observados, $p_{i,t}$ são os preços

observados para o bem i no tempo t; $c_{i,t}$ são as quantidades pré comprometida como definido pela equação (6) e $w_{i,t}^*(\mathbf{p}_t, x_t^*)$ são as equações do modelo AIDS como dado por (4) utilizando-se o dispêndio supranumerário $x^* = x - \sum_{i=1}^n p_i c_i$.

Os modelos foram estimados utilizando-se respectivamente uma matriz nula R (N-R^{matriz}) em que todos os seus elementos são iguais a zero, uma matriz Diagonal R matriz (D-R^{matriz}) em que os elementos de sua diagonal principal são forçados a serem iguais e os demais elementos da matriz forçados a serem zero, e uma matriz Full R (F-R^{matriz}) em que todos os elementos podem assumir qualquer valor real sem qualquer restrição.

3. DADOS E PROCEDIMENTOS PARA ESTIMAÇÃO

Todos os modelos foram estimados utilizando-se algoritmos do tipo “Full Information Maximum Likelihood” (FIML) disponibilizados no programa EViews. Estimadores do tipo FIML são assintoticamente eficientes para modelos simultâneos lineares e não lineares admitindo-se que os erros contemporâneos são juntamente Normalmente distribuídos (Quantitative Micro Software, 2004).

Os sistemas de equações de demanda foram estimados utilizando-se dados trimestrais de 1982(1) to 2001(1), resultando em um total de 77 observações. É de conhecimento geral que o consumo de carne bovina experimentou um evidente declínio em consumo ao longo desse período. Assim, é improvável que tenha havido quebras estruturais no período em estudo. De fato foi observado que o comprimento das séries temporais foi suficiente para se obter estimativas com propriedades desejáveis do ponto de vista estatístico e econômico.

As series temporais das quantidade de consume aparente de carnes em termos per capita foram obtidas do the United States Department of Agriculture/Economic Research Service (USDA/ERS) e estão mensuradas na base do peso no varejo em libras de carne bovina, suína, de frango e peru. Tais séries temporais foram obtidas do “Red Meat Yearbook” disponível em <http://usda.mannlib.cornell.edu/data-sets/livestock/94006/> e também do “Poultry Yearbook” disponível em <http://usda.mannlib.cornell.edu/data-sets/livestock/89007/>. As séries de preços também foram obtidas dessas mesmas fontes. Os preços são mensurados em US dólares por libra tomando-se para a carne bovina os preços da carne classificada como “choice” ao nível de varejo, para a carne suína a série é a do “retail pork value”, para frango tomou-se a série de preços para “whole fryers retail” e para preços da carne de peru a série usada foi para “whole frozen birds”. Como proposto por Piggott and Marsh (2004), as quantidades para a série aves é construída somando-se as séries de quantidades trimestrais de frango e peru em libras. Mais ainda, a série de preços para aves foi construída somando-se os preços de frango e peru ponderados por suas respectivas quantidades e então dividida pela série das quantidades consumidas de aves.

3.1 Os índices para a segurança da carne (“meat safety”)

Índices foram construídos para contabilizar eventos, reportagens e comentários na imprensa escrita relacionados a questões sobre a segurança das carnes para consumo. Dessa forma, o número de referências sobre problemas com a segurança das carnes para

consumo foram coletados com base em uma pesquisa com os cinquenta principais jornais de língua inglesa em circulação no meio oeste, Nordeste, leste e sudeste dos EUA para todo o período considerado. A versão acadêmica da ferramenta de busca Lexis-Nexis disponível em <http://web.lexis-nexis.com/universe/> foi utilizada. A pesquisa foi realizada tal que referências nos jornais relacionadas com problemas de “food safety” são separadamente obtidas para carne bovina, suína e de aves. Tais referências são então somadas separadamente para cada tipo de carne de modo a se obter três séries trimestrais de “food safety” índices respectivamente para cada tipo de carne. A unidade de medida para os índices de “food safety” é a referência a problemas de “food safety” relatadas com carne. Dessa forma, é razoável encontrar duas ou mais referências para distintos problemas de “food safety” no mesmo artigo de jornal.

Dois índices foram criados. O primeiro índice compreende todas as referências na mídia escrita a problemas de “food safety” que poderiam em tese ser minimizados caso o NAIS já estivesse implementado. O segundo grupo compreende as referências na mídia escrita a problema de segurança da carne para consumo. Assim, duas rodadas de pesquisa foram executadas. Na primeira rodada, uma busca com a ferramenta Lexis-Nexis foi conduzida utilizando-se as seguintes palavras chaves: “*food safety*” or “*contamination*” or “*product recall*” or “*outbreak*” or “*salmonella*” or “*listeria*” or “*E. coli*” or “*trichinae*” or “*staphylococcus*” or “*foodborne*”. A busca é subsequentemente refinada de modo a permitir a coleta do número de referências separadamente para carne bovina, suína e de aves. Dessa forma, foram realizadas consultas dentro do resultados obtidos no primeiro passo utilizando-se três conjuntos de palavras chave: (a) “*beef or hamburger*”, (b) “*pork or ham*”, e (c) “*chicken or turkey or poultry*”.

A segunda rodada de busca objetivou encontrar referências nos jornais pesquisados a problemas de “food safety” que poderiam ser minimizados caso o NAIS estivesse em uso. Dessa forma, uma busca foi conduzida utilizando-se como palavras chave: “*zoonosis or BSE or mad cow or residues*”. Subsequentemente, como para os índices genéricos de “food safety”, os resultados são refinados de modo a permitir a coleta do número de referências separadamente para carne bovina, suína e de aves.

4. TESTE DE HIPÓTESES E SELEÇÃO DO MELHOR MODELO

4.1 Testando Autocorrelação

Cashin (1991) sustenta que testes estatísticos assintóticos como o teste da razão de verossimilhança tendem a rejeitar excessivamente as restrições impostas a um sistema de equações obtidos com o uso de amostras finitas de dados. Daí eles sugerirem que um teste ajustado de razão de verossimilhança corrigido para amostras finitas seja utilizado nos moldes do teste desenvolvido por Bewley (1986: pp.125). O teste ajustado de razão de verossimilhança segue uma distribuição Qui-quadrado assumindo-se que a hipótese nula é que um grupo de regressores adicionados ao modelo não é juntamente significativo. A estatística do teste ajustado de razão de verossimilhança LR^s é dada como

$$LR^s = ((M * T - k^u) / M * T) * 2 * (LL^U - LL^R) \quad (11)$$

Onde M é o número de equações estimadas no sistema, T é o tamanho da amostra, k^u é o número de parâmetros no modelo irrestrito, LL^U e LL^R são valores do logaritmo da função máxima verossimilhança para os modelos irrestritos e restritos.

Tabela 1 – Teste de Hipótese para a Significância das Variáveis Índices de “food safety” e para as Correções de Autocorrelação

Modelo	Tamanho da Defasagem dos Índices de “Food Safety”			Modelo	Autocorrelation Corrections		
	H ₀ : No-FS H _a : L=0	H ₀ : L=0 H _a : L=1	H ₀ : L=1 H _a : L=2		H ₀ : N-R ^{matriz} H _a : D-R ^{matriz}	H ₀ : D-R ^{matriz} H _a : F-R ^{matriz}	H ₀ : N-R ^{matriz} H _a : F-R ^{matriz}
N-R ^{matriz}	36.751*	7.258	13.186	No-FS	16.379*	6.205	22.206*
D-R ^{matriz}	21.652*	7.062	16.244	L=0	0.448	1.965	2.402
F-R ^{matriz}	17.315*	5.581	21.408	L=1	0.282	0.523	0.798
				L=2	3.444	6.117	9.461
<i>g.l.</i>	9	9	9		1	3	4
$\chi^2_{0.05,df}$	16.919	16.919	16.919		3.841	7.815	9.488

Nota: g.l.= graus de liberdade; * caracteriza a rejeição de H₀ ao nível de 5%; L representa o tamanho da defasagem utilizada nos índices de “food safety” incluídos nos modelos; No-FS indica que o modelo foi estimado sem a incorporação dos índices de “food safety” como regressores.

A discussão a seguir baseia-se nos resultados apresentados na Tabela 1.

De acordo com os três testes ajustados de razão de verossimilhança executados dentro do grupo de modelos estimados sem índices de “food-safety” (No-FS), a ordem de preferências para os modelos segundo as correções de autocorrelação é D-R^{matriz} < F-R^{matriz} > N-R^{matriz}. Assim, utilizando-se uma matriz diagonal R seria suficiente para os modelos estimados com índices de “food safety” como regressores.

Para os modelos estimados com os índices de “food safety” incluídos sem nenhuma defasagem temporal ($L=0$), a ordem de preferências para o tipo de correção para autocorrelação a ser utilizado é dado por $N-R^{matrix} \prec D-R^{matrix} \prec F-R^{matrix}$. Como consequência disso, não há necessidade de correção para autocorrelação serial para os modelos estimados sem os índices de “food safety” como regressores.

Para o grupo de modelos em que os índices de “food safety” foram incluídos com uma defasagem temporal ($L=1$), a ordem de preferência quanto a correção de autocorrelação a utilizar é dada por $N-R^{matrix} \prec D-R^{matrix} \prec F-R^{matrix}$. Dessa forma, não há necessidade de correções para autocorrelação dentre os modelos compondo esse grupo.

Para o grupo de modelos em que os índices de “food safety” foram incluídos com duas defasagem temporal ($L=2$), a ordem de preferência quanto a correção de autocorrelação a utilizar é dada por $N-R^{matrix} \prec D-R^{matrix} \prec F-R^{matrix}$. Como consequência disso, não há necessidade de correção para autocorrelação serial para os modelos dentre esse grupo de modelos ($L=2$).

5.2 Testando o Tamanho da Defasagem dos Índices de “Food Safety”

De acordo com os resultados apresentados na Tabela 1 as seguintes inferências podem ser feitas. Primeiro, a inclusão dos índices de “food safety” é necessária uma vez que para todos os modelos estimados H_0 : No-FS é rejeitado contra H_a : $L=0$. Segundo, é suficiente incluir os índices de “food safety” sem nenhuma defasagem temporal. Isso se deve ao fato de que em todos os modelos estimados H_0 : $L=0$ não foi rejeitado contra H_a : $L=1$ e H_0 : $L=1$ não foi rejeitado contra H_a : $L=2$. Assim sendo, a ordem de preferência para os modelos estimados tomando-se o tamanho da defasagem utilizadas nas variáveis associadas a problemas de “food safety” é $L=0 \prec \text{No-FS} \text{ and } L=0 \prec L=1 \prec L=2$.

5.3 O Modelo Escolhido

Os testes estatísticos levam a conclusão de que o índices de “food safety” devem ser incluídos nos modelos sem qualquer defasagem temporal. Além disso, testes de autocorrelação dentro do grupo de modelos estimados como índices de “food safety” sem

defasagem temporal indicaram não ser necessário qualquer tipo de correção para autocorrelação serial. Diante desses resultados, o modelo preferido é aquele em estimado sem correção para autocorrelação (N-R^{matrix}) e com os índices de “food safety” incluídos sem qualquer defasagem temporal. A Tabela 2 apresenta as estimativas obtidas para esse modelo.

Tabela 2 – Estimativas para o Modelo Incluindo Índices de “Food Safety” com 0 defasagem e utilizando-se a matriz N-R^{matriz}

Parâmetro		Parâmetro		Parâmetro	
$c_{b,0}$	15.7782* (1.05457)	$\theta_{p,3}$	-1.0692* (0.1356)	$\kappa_{p,0}$	0.0010 (0.0016)
$c_{p,0}$	7.4786* (1.9218)	$\theta_{c,1}$	-2.4501* (0.1910)	$\kappa_{c,0}$	-0.0022 (0.0021)
$c_{c,0}$	9.4922* (4.0252)	$\theta_{c,2}$	-1.7476* (0.2124)	α_0	19.1853 (19.2062)
τ_b	0.02862* (0.0121)	$\theta_{c,3}$	-1.2350* (0.1900)	α_b	8.9891 (8.7512)
τ_p	0.0681* (0.0125)	$\phi_{b,0}$	-0.0010 (0.0006)	α_p	-3.0070 (3.4646)
τ_c	0.1610* (0.0163)	$\phi_{p,0}$	-0.0017* (0.0005)	γ_{bb}	7.3441 (5.5160)
$\theta_{b,1}$	0.0209 (0.2001)	$\phi_{c,0}$	-0.0003 (0.0007)	γ_{bp}	-2.5417 (2.1816)
$\theta_{b,2}$	0.6060* (0.1173)	$\pi_{b,0}$	-0.0020 (0.0050)	γ_{pp}	0.8594 (0.8382)
$\theta_{b,3}$	1.0357* (0.1029)	$\pi_{p,0}$	-0.0035 (0.0047)	β_b	0.5700* (0.1601)
$\theta_{p,1}$	-1.0150* (0.1215)	$\pi_{c,0}$	-0.0010 (0.0050)	β_p	-0.2159* (0.0605)
$\theta_{p,2}$	-1.4737* (0.1302)	$\kappa_{b,0}$	-4.61E-05 (0.0012)		
Log Likelihood	663.076	R² beef	0.9822	R² pork	0.8739
DW beef	1.865	DW pork	1.5787		

Nota: números em são estimativas do os erros padrão. * representa coeficientes que foram estatisticamente diferentes de zero ao nível de 5% pelo teste z; DW denotes Durbin-Watson; Beef= equação para carne bovian e pork representa a equação para carne de porco.

O resultados da Tabela 2 mostram que os interceptos das quantidades pré comprometidas respectivamente com carne bovina, suína e de aves ($c_{b,0}, c_{p,0}, c_{p,0}$) são todos não negativos como “a priori” esperado e estatisticamente diferentes de zero pelo teste z ao nível de 5%. Os coeficientes das variáveis tendências ($\tau_i \forall i$) são também todos estatisticamente diferente de zero pelo mesmo teste e mesmo nível de significância.

Todos os coeficientes das variáveis “Dummy” sazonais ($\theta_{i,1}, \theta_{i,2}, \theta_{i,3} \forall i$) são estatisticamente diferente de zero pelo teste z a 5% de significância, com exceção do coeficiente da Dummy para o primeiro trimestre na equação para carne bovina $\theta_{b,1}$.

Como esperado, as variáveis de problemas de “food safety” com relação a própria carne em questão, para carne bovina ($\phi_{b,0}$), suína ($\pi_{p,0}$), e aves ($\kappa_{c,0}$) são todas elas negativas indicando que referência a problemas de “food safety” deprimem as quantidade pré comprometidas com o consumo de uma dada carne.

Interessantemente, para as carnes bovinas e suínas as estimativas dos coeficientes cruzados de “food safety” foram todas negativas indicando que “food safety” referência na mídia escrita à carne bovina e suína afetam adversamente as quantidades pré comprometidas de e todas as outras carnes (“spillover effect”).

Exceto por $\phi_{p,0}$, todos os coeficientes associados aos índices de “food safety” não diferiram de zero pelo teste z a 5%. A despeito disto, índices de “food safety” são mantidos no modelo uma vez que se apresentaram conjuntamente significantes.

Finalmente, o modelo escolhido apresenta elevado coeficiente ajustado de ajustamento para as equações para carne bovina e suína indicando um bom ajuste do modelo aos dados.

6. SOBRE A VIABILIDADE ECONÔMICA DO NAIS

Três cenários foram construídos como segue.

(i) Cenário base onde assume-se que o NAIS não foi implantado no período da amostra.

Resultados para esse cenário são obtidos substituindo-se as séries das variáveis exógenas nas equações dos sistema estimado escolhido. Depois, os valores preditos da series de “shares” para a carne bovina, suína e de aves são divididos pelo dispêndio per capita alocado com o consumo de carnes. Em seguida, as series das receitas per capita são multiplicadas pela população total nos EUA. Finalmente, as series das receitas nominais com cada carne são deflacionados utilizando-se o CPI (“consumer price index”) para todos os bens obtidos em <http://data.bls.gov/PDQ/servlet/SurveyOutputServlet>. Assim, as três séries de receitas totais são convertidas em dólares do terceiro trimestre de 2005.

(ii) Cenário 1: Assume-se que o NAIS tenha sido implementado somente para os bovinos. Dessa forma, a série de índice geral de “food safety” para a carne bovina é subtraída do número de referências na mídia escrita a problemas de “food safety” que seriam minimizados com o NAIS. Essa série é inserida nas equações do modelo juntamente com o todas as outras series de variáveis exógenas. Os “shares” preditos para cada carne é multiplicado pelo total de gasto com carnes e pela série com a população dos EUA e finalmente deflacionados com o uso do CPI para todos os bens de modo a converter as séries de receitas em dólares do terceiro trimestre de 2005.

(iii) Cenário 2: O NAIS foi implementado para o setor de gado bovino e também para suínos. Assim, subtrai-se os índices gerais de “food safety” para carne bovina, suína e de porco das series em que somente referências na mídia escrita a problemas atenuáveis pelo NAIS foram contados. As series resultante são inseridas na equações estimadas juntamente com todas as series de variáveis exógenas. Em seguida obtém-se as receitas nominais para cada tipo de carne e então converte-se tais séries em dólares do terceiro trimestre de 2005. A Tabela 3 apresenta os números e estatísticas essenciais a discussão seguinte.

Tabela 3 – Mudanças Previstas para a Receita Total para as Carnes Bovina, Suína e de Aves entre os Três Cenários (1982:1 – 2001:1)

	Diferenças entre as Receitas Totais em Milhões de Dólares de Setembro/2005					
	Cenário 1- Cenário 0			Cenário 2- Cenário 0		
	Boi	Porco	Aves	Boi	Porco	Aves
Mínimo	-57.406	-55.684	-249.019	-171.827	-73.484	-308.910
Máximo	304.703	129.261	28.145	382.395	141.201	30.626
Std. Dev.	45.064	21.923	33.019	55.548	24.624	41.173
Total	308.746	353.887	-662.633	413.643	388.478	-802.121
Média	4.010	4.596	-8.606	5.372	5.045	-10.417

No Cenário 1, os setores de carne bovina e suína teriam experimentado um aumento em média de \$4.01 milhões por trimestre. O setor de aves teria experimentado uma perda de \$8.606 milhões no total de receitas em média por trimestre..

Se o NAIS estivesse implementado em todo o período da amostra para boi e porco (Cenário 2), esses setores teriam aumentado a sua receita média por trimestre respectivamente em \$5.372 e \$5.045 milhões. No entanto, o setor de aves teriam perdido em media \$10.417 por trimestre.



CONCLUSÃO

Estimativas preliminares dos custos com o do NAIS nos EUA são de 550 milhões por um período de 5 anos (Gray, 2004), o que representaria um custo de \$27.5 milhões por trimestre para os setores de carne bovina e suína. Esse número é muito maior do que \$10.417, a soma dos aumentos esperado por trimestre para a carne bovina e suína no Cenário 2. De fato, seriam necessários 13,2 anos para os setores de carne bovina e suína para conseguissem reaver os custos de 5 anos de implementação do NAIS. Assim, se os benefícios para os setores de carne bovina e suína virão somente da capacidade do NAIS em minimizar as preocupações dos consumidores finais com respeito a BSE, zoonoses e resíduos de drogas ilegais em carnes, o governo americano terá de subsidiar o NAIS de modo a torna-lo economicamente viável.

REFERÊNCIAS

- Alston, J.M., J.A. Chalfant, and N.E. Piggott, “Incorporating Demand Shifters in the Almost Ideal Demand System,” *Economics Letters* 70 (2001), 73-8.
- Bailey, D., and J. Slade Factors Influencing Support for a National Animal Identification System for Cattle in the United States, Denver, CO ed. Denver, CO: American Agricultural Economics Association Annual Meetings, August 1-4, 2004.
- Brown, P., R.G. Will, R. Bradley, D.M. Asher, and L. Detwiler, “Bovine Spongiform Encephalopathy and Variant Creutzfeldt-Jakob Disease: Background, Evolution, and Current Concerns,” *Emerging Infectious Diseases* 7 (2001), 6.
- Cashin, P., “A Model of the Disaggregated Demand for Meat in Australia,” *Australian Journal of Agricultural Economics* 35 (1991), 263-83.
- Dickinson, D.L., and D. Bailey, “Meat Traceability: Are U.S. Consumers Willing to Pay for It?” *Journal of Agricultural and Resource Economics* 27 (2002), 348-64.
- Fisher, D., A.R. Fleissig, and A. Serletis, “An Empirical Comparison of Flexible Demand System Functional Forms,” *Journal of Applied Econometrics* 16 (2001), 59-80.
- Gray, C.W., “The National Animal Identification System: Basics, Blueprint, Timelines, and Processes,” U.S. Livestock Identification Systems: Risk Management and Market Opportunities. H. Doyle, ed., pp. 1-1-1-11. Tucson, AZ: Western Extension Marketing Committee, 2004.
- Hobbs, J.E., Consumer Demand for Traceability, Working Paper 03-1 ed. Saskatoon, Saskatchewan, Canada: International Agricultural Trade Research Consortium, April 2003.
- Nardone, A. “Impact of BSE on Livestock Production System,” *Veterinary Research Communications* 27 Suppl. 1 (2003), 39-52.
- Piggott, N.E., and T.L. Marsh, “Does Food Safety Information Impact U.S. Meat Demand?” *American Journal of Agricultural Economics* 86 (2004), 154-74.
- Quantitative Micro Software, *EViews 5 User's Guide*.(Irvine, CA: Quantitative Micro Software, LLC, 2004).