

# PROPOSTA METODOLÓGICA PARA ANALISAR EFEITOS DE BARREIRAS NÃO-TARIFÁRIAS SOBRE EXPORTAÇÕES – O CASO DA CARNE BOVINA BRASILEIRA<sup>1</sup>

*Sílvia Helena Galvão de Miranda<sup>2</sup>*  
*Geraldo Sant’Ana de Camargo Barros<sup>3</sup>*

**Resumo** - O objetivo deste trabalho é propor uma metodologia que permita medir os efeitos de barreiras não-tarifárias sobre o desempenho exportador de um setor específico. Para testar a metodologia, foi analisada a ocorrência de eventos/barreiras sanitárias sobre nas exportações brasileiras de carne bovina (cortes especiais), destinadas à União Européia. A metodologia compreende a estimação de um modelo econométrico para vendas externas associado a um modelo de intervenção. O período analisado compreendeu janeiro de 1992 a dezembro de 2000. A maior parte das variações no volume e no preço de exportação foi explicada pelas variáveis selecionadas (taxa de câmbio, preço do boi gordo, renda do Brasil, preço dos concorrentes, entre outras). Os resultados apontam efeito significativo da intervenção, referente ao mês de março de 1995, sobre os preços de exportação dessa carne, o qual pode estar relacionado com a proibição das importações européias originadas de São Paulo e Minas Gerais, naquele período. De modo geral, as intervenções nos eventos sanitários não foram significativas, e alguns resultados não foram conclusivos.

**Palavras-chave:** Barreira sanitária, carne bovina, exportação, modelo de intervenção.

<sup>1</sup> Este trabalho é parte da tese de doutorado da primeira autora.

<sup>2</sup> Eng<sup>o</sup>.-Agr<sup>o</sup>., Doutora em Ciências - Economia Aplicada pelo DEAS/ESALQ/USP, pesquisadora colaboradora no CEPEA/ESALQ. Rua Campos Salles 1025, Cidade Jardim, 13.460-310. Piracicaba-SP. Email: smiranda@esalq.usp.br.

<sup>3</sup> Eng<sup>o</sup>.-Agr<sup>o</sup>. PhD. em Economia, Professor Titular do Departamento de Economia e Administração e Sociologia da ESALQ/USP e Coordenador do CEPEA/ESALQ. Email: gscarro@carpa.ciagri.usp.br.

Recebido em 20/12/2002 Aceito em 03/02/2003

## 1. Introdução

A Rodada Uruguaí do Acordo Geral de Comércio e Tarifas (*General Agreement on Trade and Tariffs* - GATT), encerrada em 1993, foi marcada pelo esforço em estabelecer redução das barreiras tarifárias e tarifação daquelas de natureza não-tarifária. Apesar disso, outros instrumentos vêm sendo utilizados na restrição ao comércio entre países, destacando-se os de natureza técnica e sanitária. A quantificação de seus impactos efetivos no comércio dos produtos dos países em desenvolvimento é complexa. Além disso, nem sempre é possível identificar se tais medidas são, ou não, efetivamente empregadas como barreiras comerciais, o que reporta à questão da legitimidade da imposição dessas medidas, tema que não será discutido neste trabalho<sup>4</sup>.

Diante dessa complexidade, torna-se evidente a necessidade de adaptação dos instrumentos existentes à mensuração dos impactos comerciais dessas medidas. Há poucos trabalhos, na literatura brasileira, que abordam esse assunto. Duas são as razões que explicam essa carência: a dificuldade na obtenção de dados desagregados e a complexidade na mensuração dos impactos das variáveis qualitativas. Wyerbrock e Xia (2000) acrescentaram a dificuldade de definir as barreiras técnicas e sanitárias.

Pereira (1989) afirmou que não existem métodos precisos para estimar o efeito restritivo das Barreiras Não-Tarifárias (BNTs) e mencionou a dificuldade no tratamento daquelas de natureza sanitária. Kume e Piani (1999) também fizeram menção à dificuldade na estimação de impactos das barreiras sanitárias.

Eventos cujos impactos são não-quantificáveis diretamente, por exemplo, a imposição de uma norma sanitária, que pode ou não se configurar como barreira sanitária, podem ser inseridos em modelos econométricos por meio

---

<sup>4</sup> Esta discussão envolve o aspecto de legitimidade da adoção das medidas de natureza sanitária que podem afetar o comércio. Embora relevante, este tema não será discutido no trabalho, visto que os eventos sanitários são avaliados no modelo de intervenção, cujo resultado pode confirmar, ou não, seus efeitos sobre o comércio.

de variáveis *dummies*. De maneira análoga, utilizando-se séries temporais, é possível avaliar o impacto de eventos anormais pelos modelos de intervenção.

Não foram encontrados, na literatura pesquisada, trabalhos com séries temporais e modelos de intervenção voltados para o estudo da influência de barreiras comerciais no desempenho econômico-comercial. Sharma e Khare (1999) utilizaram essa metodologia para estudar impactos de uma legislação no controle de poluição na Índia.

Certamente, uma prerrogativa para sua aplicação é o conhecimento profundo do mercado, das interações entre as variáveis que definem as séries temporais e do próprio evento (barreira) que se pretende analisar. Neste último, são necessárias informações apuradas sobre o momento da intervenção e como este impacto se comporta.

Pela sua própria natureza, o comércio das carnes bovinas está bastante sujeito à imposição de exigências sanitárias. Diante disso, o segmento de exportação de cortes especiais bovinos (de traseiro e dianteiro) para a União Européia será alvo de estudo que quantifique os efeitos de intervenções sanitárias sobre volumes e preços das transações.

No Brasil, em 1998, com base nos dados de FNP Consultoria e Comércio (1996-2000), calcula-se que apenas 8,3% da carne bovina tenha sido exportada. A União Européia respondeu pela maior parte das exportações brasileiras de carnes bovinas. Conforme dados levantados pela Associação Brasileira de Indústrias Exportadoras de Carnes Industrializadas (ABIEC), em 2000, essa participação no destino das carnes bovinas brasileiras foi de 53,0%.

A maior parte do volume embarcado consiste em cortes especiais, de traseiro e de dianteiro, resfriados ou congelados, destinados ao consumo direto e industrial. Miranda e Motta (2001) calcularam que, em volume de carne exportada pelos frigoríficos associados da ABIEC, os cortes especiais responderam por 52,06%, em 2000.

A União Européia acata o princípio do regionalismo estabelecido pelo Acordo sobre Aplicação de Medidas Sanitárias e Fitossanitárias (SPS), da Organização Mundial do Comércio (OMC). Muitos países compradores, inclusive os que integram a UE, restringem suas aquisições aos Estados brasileiros, onde a aftosa está sob controle. Além da febre aftosa, na atualidade, outro grande problema sanitário é a chamada, vulgarmente, doença da “vaca-louca” ou *Encefalopatia Espongiforme Bovina* (BSE), que foi diagnosticada, pela primeira vez, na Inglaterra, em 1986.

Assim, o objetivo principal deste trabalho é propor uma metodologia que seja capaz de quantificar os efeitos de eventos ou de barreiras não-tarifárias (sanitárias e técnicas) sobre o desempenho exportador de um setor específico. Como objetivo específico, pretende-se identificar se eventos de natureza sanitária, relacionados com o setor exportador de carne bovina, apresentaram impactos no desempenho deste, o que poderia facilitar o seu reconhecimento como barreira comercial não-tarifária.

## **2. Material e métodos**

O modelo de vendas externas brasileiras de carnes bovinas, utilizado na análise de variáveis relevantes na definição desse mercado, é apresentado, detalhadamente, por Miranda (2001). Os fundamentos do modelo estrutural, que originou as formas reduzidas estimadas, estão descritos a seguir.

Parte-se do mercado interno de carne bovina, pressupondo-se que o produto importado não seja substituto perfeito do produto nacional e que não haja substituição perfeita entre as carnes bovinas de outros países e a brasileira no mercado internacional.

Com respeito ao mercado externo, podem-se formular a oferta e a demanda pelas exportações brasileiras, conforme o seguinte modelo estrutural:

$$S_1 = f (P_1, P_B, W_1), \quad (1)$$

$$D_1 = g (P_1, Y_1), \quad (2)$$

em que

(1) representa a oferta doméstica de carne bovina;

(2) representa a demanda doméstica de carne bovina;

$S_1$  = quantidade ofertada de carne no mercado doméstico;

$P_1$  = preço doméstico da carne bovina brasileira (R\$);

$P_B$  = preço de exportação da carne bovina brasileira (R\$);

$W_1$  = deslocador da oferta de carne doméstica;

$D_1$  = quantidade demandada de carne bovina brasileira no mercado interno; e

$Y_1$  = deslocador da demanda doméstica pela carne bovina brasileira;

Com respeito ao mercado externo, podem-se formular a oferta e a demanda pelas exportações brasileiras:

$$X_s = S_1 - D_1 = f (P_1, P_B, W_1) - g (P_1, Y_1) = h (P_1, P_B, W_1, Y_1), \quad X_s \geq 0 \quad (3)$$

$$X_d = m (P_B/TC, P_w, Z_D), \quad (4)$$

em que

$X_s$  = quantidade ofertada de carne do Brasil para o mercado externo;

$X_d$  = quantidade demandada de carne do Brasil no mercado externo;

TC = taxa de câmbio (R\$/US\$);

$P_w$  = preço da carne dos concorrentes no mercado internacional (US\$);

e

$Z_D$  = deslocador da demanda externa pela carne bovina brasileira.

Com  $P_x = P_B/TC$  = preço em US\$ da carne exportada pelo Brasil.

No mercado externo em equilíbrio, as vendas externas obedecem à igualdade:

$$X^* = X_s = X_D, \quad (5)$$

em que  $X^*$  representa a quantidade de equilíbrio negociada no mercado externo ou, simplesmente, as vendas externas do Brasil.

Portanto, substituindo-se (3) e (4) na expressão (5), tem-se que

$$X^* = h(P_I, P_B, W_I, Y_I) = m(P_B/TC, P_W, Z_D). \quad (6)$$

Logo, o preço de equilíbrio para as vendas externas  $X^*$  é uma função que pode ser dada por

$$P_B = p(P_I, W_I, Y_I, TC, P_W, Z_D), \quad (7)$$

e a equação de vendas externas é função de

$$X^* = H(P_B, P_I, TC, W_I, Y_I, P_W, Z_D). \quad (6')$$

Se a demanda de carne brasileira no mercado internacional ( $X_D$ ) fosse perfeitamente elástica, a quantidade ofertada de carne pelo Brasil, no mercado internacional seria dada pela eq.(3).

A demanda internacional do produto nacional pode ser assim expressa:

$$P_X = P_B/TC = h(P_W, Z_D). \quad (4')$$

Portanto, no caso da demanda internacional perfeitamente elástica do produto brasileiro, a expressão (4') indica a função de preço, enquanto a função de vendas externas de carnes bovinas para o Brasil é dada por (6'').

$$X_s = G(P_I, P_w, TC, W_I, Y_I, Z_D). \quad (6'')$$

O método de mínimos quadrados ordinários foi utilizado na estimação das formas funcionais, definidas a partir de equações reduzidas do modelo estrutural apresentado, representadas por (4') e (6''). Os resíduos foram observados para identificar o efeito das intervenções (eventos que podem ser associados a barreiras não-tarifárias e, particularmente, sanitárias) que se deseja testar. A situação de demanda internacional não perfeitamente elástica também será avaliada. Para isso, no desenvolvimento do modelo, expresso pela eq.(7), são inseridas as variáveis de demanda e oferta domésticas de carne.

A abordagem de séries temporais busca explicar diretamente, pelo próprio processo gerador da série analisada, os efeitos das intervenções. Alguns autores explicam a derivação da função de transferência (Jenkins, 1979; Vandaele, 1983). Resumidamente, dado que  $Z_t$  representa a série temporal estudada, tem-se que

$$Z_t = U_t + N_t \quad (8)$$

em que  $U_t$  é a parcela de  $Z_t$  explicada por  $X_t$ , variável explicativa responsável por parte das variações ocorridas em  $Z_t$ ; e  $N_t$  é o erro, ou resíduo, que representa todas as variáveis que não foram incluídas no modelo. Considerando-se a relação entre  $U_t$  e  $X_t$  e sendo  $b$  a defasagem, que representa o momento a partir do qual a variável explicativa passa a ter influência sobre  $U_t$ , tem-se a seguinte representação para a função de transferência:

$$U_t = c + \frac{w_0 - w_1 B - \dots - w_l B^l}{1 - \delta_1 B - \dots - \delta_m B^m} X_{t-b} = c + \frac{\omega(B)}{\delta(B)} X_{t-b} = c + V(B)X_t. \quad (9)$$

A função de transferência  $V(B)$  contém um operador de média móvel  $\omega(B)$ , com  $l$  termos de média móvel; um operador auto-regressivo  $\delta(B)$ , com  $m$  termos auto-regressivos; e um parâmetro  $b$  de defasagem, que representa o número completo de intervalos de tempo necessários para

que a variável  $X_t$  produza algum efeito em  $Z_t$ . Acrescente-se que  $V(B)$  deve ser convergente, ou seja, as raízes de  $\delta(B) = 0$  e  $\omega(B) = 0$  devem estar fora do círculo unitário.

O termo residual pode ser também representado por um modelo ARIMA (p,d,q):

$$Nt = \frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_t. \quad (10)$$

Substituindo-se (9) e (10) em (8), tem-se o modelo de função de transferência:

$$Z_t = c + \frac{w(B)}{\delta(B)} X_{t-b} + \frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_t. \quad (11)$$

Com vistas em avaliar o efeito de uma variável de intervenção  $\varepsilon_t$  sobre a variável que está sendo modelada, o seguinte termo deve ser acrescentado ao modelo (11):

$$\frac{\omega(B)}{\delta(B)} \varepsilon_{t-b}, \quad (12)$$

que indica a variável de intervenção ou as variáveis, quando houver mais de uma. Nesse ponto, cabe lembrar que a identificação da estrutura do modelo a ser utilizado consiste em determinar os valores de (p,d,q) e a ordem dos polinômios  $\omega(B)$  e  $\delta(B)$  e da constante de defasagem dos modelos de função de transferência, dados pela eq. (11).

Verificada a presença de *outlier*, é necessário, primeiramente, definir sua categoria, se altera o nível da série abrupta ou suavemente, ou se provoca alteração da tendência. Em seguida, aplica-se a análise de intervenção. A mudança na série  $Z_t$ , provocada por um evento exógeno, pode ser imediata ou defasada, e temporária ou permanente. As variá-

veis que representam as intervenções podem ser de dois tipos: pulso (o efeito ocorre apenas em um momento  $T$ ) e degrau (a intervenção age a partir do momento  $T$ , sendo contínua). Há, ainda, um caso intermediário em que a intervenção ocorre durante um intervalo de tempo. A mudança que a intervenção provoca na série  $Z_t$  pode processar-se sobre o seu nível ou sobre sua inclinação.

Santiago et al. (1997) e Margarido (2000) analisaram as formas possíveis de modelar a introdução das variáveis de intervenção nos modelos de séries temporais. Dois tipos básicos estão apresentados abaixo: o *outlier* aditivo (AO) e o *outlier* inovador (IO). O *outlier* aditivo é dado por:

$$x_t = \varepsilon_t + \omega I_t T, \quad (13)$$

em que  $I_t T$  representa a intervenção no momento  $T$  (momento em que ocorre a intervenção);  $\omega$  indica a magnitude da mudança de nível; e  $\varepsilon_t$  representa o modelo de ruído. Esse tipo de *outlier* pode ser corrigido por uma intervenção representada por uma variável pulso. O tipo IO pode ser representado por

$$x_t = \varepsilon_t + \frac{\theta(B)}{\phi(B)} \omega I_t^T. \quad (14)$$

O período da análise compreende janeiro de 1992 a dezembro de 2000. Todas as análises econométricas e de séries temporais foram realizadas por meio de rotinas do programa Regression Analysis Time Series (RATS), versão 4.0 (Doan, 1994).

Foram feitas entrevistas com 10 empresas do setor exportador de carne bovina, tendo-se obtido uma amostra de empresas, cuja participação foi de 70,1% e 66,5%, respectivamente, em valor e volumes exportados em 2000. Os dados de volumes e os valores dos cortes especiais exporta-

dos para a UE foram obtidos da ABIEC<sup>5</sup>. No cálculo de participações foram também utilizados os dados da Secretaria de Comércio Exterior (Brasil, 2001). Os preços foram calculados com base nos dados acima mencionados.

Os preços do boi e da carne bovina, no Brasil, são, respectivamente, do Instituto de Economia Agrícola (IEA) e do Boletim Intercarnes<sup>6</sup>, corrigidos pelo Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI)/FGV, para janeiro de 2001.

Os preços e volumes mensais das exportações argentinas *in natura* foram obtidos na página da Internet, da Secretaria de Agricultura Ganaderia y Pesca – SAGYP (<http://siiap.sagyp.mecon.ar/http-hsi/bases/expmes.htm>).

A série da taxa de câmbio nominal (compra), definida em R\$/US\$, foi obtida da página do IPEA (2001), tendo como fonte o Banco Central, e utilizada no cálculo da taxa de câmbio real. Nesse cálculo foram utilizados o IGP-DI e o Índice de Preço ao Produtor (IPP) - todas as *commodities*, disponível na página do *Bureau of Labor Statistics*, dos Estados Unidos (<http://stats.bls.gov/datahome.htm>).

No caso da renda doméstica, foi necessário utilizar uma *proxy* para renda nacional, qual seja, dados de rendimento médio nominal, do trabalho principal, das pessoas ocupadas de 15 anos ou mais, e da Pesquisa Mensal de Preços – IBGE (2001), transformados em valores reais para janeiro de 2001.

As *dummies* utilizadas na análise dos resíduos e no modelo de intervenção, definidas com base nos principais acontecimentos de natureza sanitária, identificados na revisão e nas entrevistas aos frigoríficos, estão detalhadas a seguir.

---

<sup>5</sup> As indústrias associadas à ABIEC, nos anos de 1990 e 1998, foram responsáveis por no mínimo 90% das exportações brasileiras de carne bovina, em termos de quantidades (Miranda e Motta, 2001).

<sup>6</sup> INTERCARNES. Boletim Informativo. São Paulo. Vários números (1992-2000). Divulgado via fax diário.

- Março/1995: Restrição temporária da Comunidade Européia às importações de carnes frescas de SP e MG, por três meses;
- Março/1996: UE proíbe importações de carne bovina do Reino Unido;
- Junho/1996: Entra em vigor a Portaria nº 304, que dispõe sobre a obrigatoriedade de comercialização de toda a carne bovina do País, em quartos desmontados na forma de cortes padronizados, classificados, identificados e embalados;
- Março/1998: Focos de febre aftosa em Porto Murtinho/Mato Grosso do Sul (MS);
- Maio/1998: Declaração do RS e de SC como estados livres de aftosa com vacinação;
- Junho/1998: Suspensão parcial da proibição de exportações de carne bovina britânica;
- Outubro/1998: Foco de aftosa em Naviraí/MS;
- Julho/1999: Fim da política européia do *Calf Processing Aid Scheme* (CPAS);
- Dezembro/1999: Anúncio das reformas da Política Agrícola Comum - Agenda 2000, para vigência a partir de 1º/07/00;
- Maio/2000: Argentina, RS e SC foram declaradas áreas livres de aftosa sem vacinação; Circuito Centro-Oeste declarado livre, com vacinação pela Organização Internacional para Epizootias (OIE);
- Agosto/2000: Aparecimento de foco de aftosa em Jóia/RS;
- Setembro/2000: Suspensão das exportações argentinas de carne *in natura* para os países do NAFTA, sob alegação de problemas com aftosa.

Duas *dummies* adicionais foram testadas para os meses de janeiro/1995 (início da atuação da OMC, do Acordo Agrícola e do SPS) e julho de 1995 a 2000 (implementação das reduções das tarifas de importação acordadas na Rodada Uruguai), embora ambas não estivessem diretamente relacionadas com restrições sanitárias.

### 3. Resultados e discussão

Tendo em vista que se pretende identificar a relevância dos eventos citados, ao longo do período estudado, e diante de evidências de resultados inadequados da análise de intervenção quando se utilizam regressões com variáveis nas diferenças, esta discussão enfatizou os resultados gerados pela estimação de modelos em nível. A diferenciação das séries dificulta a localização temporal dos momentos das intervenções, bem como mascara seus efeitos ao longo do tempo.

Apesar disso, foram testados modelos com variáveis nas diferenças, tendo sido realizados, previamente, os testes de raiz unitária e co-integração, e, quando fosse o caso, o modelo de correção de erro. Contudo, os resultados dos modelos não foram adequados à análise e interpretação que se busca neste trabalho. Por isso, mesmo diante da possibilidade de obter relações espúrias entre as variáveis, optou-se por explorar os resultados dos modelos em nível, até porque essa limitação do uso de modelos de intervenção com séries diferenciadas já havia sido aventada por Vandaele (1983).

A primeira série ajustada foi a de volume exportado de cortes especiais, de traseiro e dianteiro para a União Européia (**vdTue**), retratada na Figura 1. Todas as séries foram transformadas em logaritmos. A evolução dos preços do boi gordo e da carne de dianteiro e da taxa de câmbio real pode ser observada nas Figuras 2 e 3.

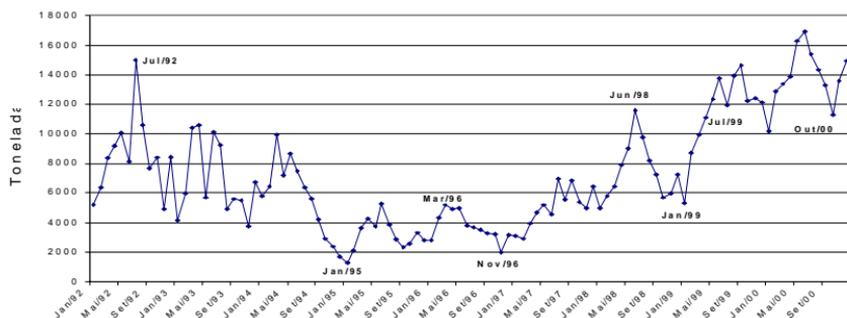


Figura 1 – Volume exportado de cortes especiais para a UE, em toneladas. Janeiro/1992 a dezembro/2000.

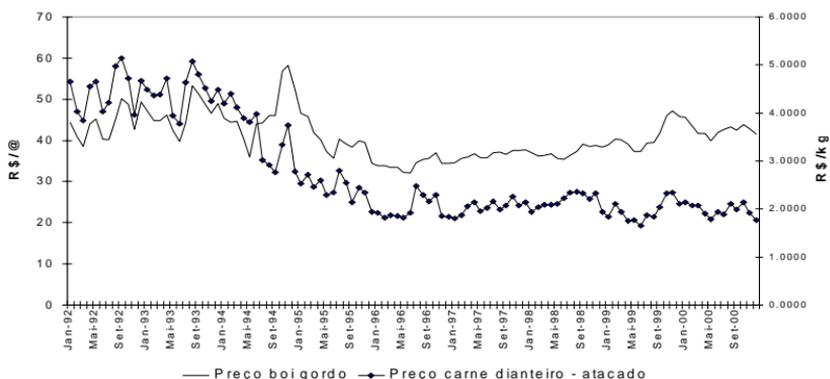


Figura 2 – Preço real da arroba de boi gordo e preço real da carne de dianteiro no atacado (R\$ de janeiro de 2001). Janeiro/1992 a dezembro/2000.

O resultado da estimação da forma reduzida da eq. (6<sup>aa</sup>) está descrito na Tabela 1. Nota-se que o modelo apresenta coeficientes de determinação e de variáveis estatisticamente significativos e com os sinais esperados.

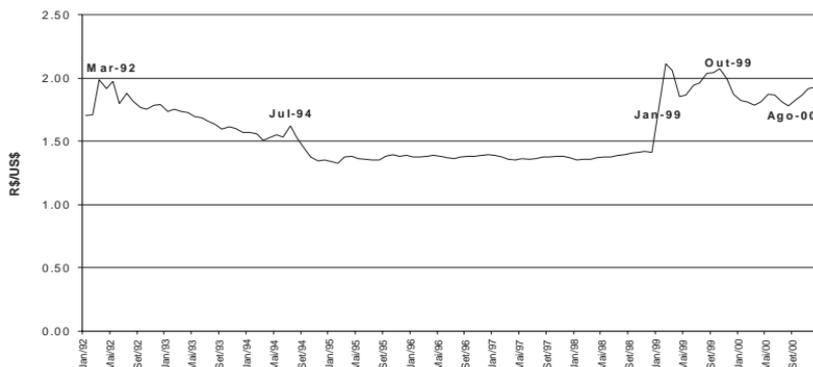


Figura 3 – Taxa de câmbio real, para o Brasil. Janeiro/1992 a dezembro/2000.

Tabela 1. Resultados do modelo de vendas externas do Brasil, para cortes especiais de carne bovina, para a UE (**vdTue**). Jan./1992 a dez./2000. Série em nível

Modelo: $F(9,97) = 79,05^*$		$R^2 = 0,88$	Variável dependente = <b>LVDTUE</b>
Variável	Coefficiente	Teste "t"	
Constante	18,04*	4,62	
ltxreal <sub>t-1</sub>	0,72*	2,51	
lvdtue <sub>t-1</sub>	0,44*	6,92	
lrpbrarg	-0,10	-0,47	
lrbras <sub>t-1</sub>	-0,90**	-2,20	
lprdiant <sub>t-1</sub>	-0,23	-0,99	
lpbreal	-1,06*	-3,09	
lvxarg <sub>t-1</sub>	-0,46*	-3,04	
Sazonalidade	0,23*	4,23	
Trend	0,0075*	3,77	

\* Significativo a 1%    \*\* Significativo a 5%    \*\*\* Significativo a 10%.

<sup>1</sup> Dados em logaritmos: ltxreal=taxa de câmbio real, **lvdtue** = volume de cortes especiais de dianteiro/traseiro exportados, pelo Brasil, para a UE, rpbarg = relação de preços de exportação do Brasil (para a UE) e Argentina para exportação de cortes congelados/resfriados, lrbras = rendimento real médio dos assalariados (maiores de 15 anos), lpbreal = preço real do boi gordo, lprdiant = preço real da carne de dianteiro, lvxarg = volume de exportações de carne congelada/resfriada pela Argentina, Sazonalidade = variável deslocadora da oferta doméstica, construída com base nos períodos de safra/entressafra.

O preço real do boi gordo, no mercado interno (**pbreal**), apresentou coeficiente negativo e significativo, que pode ser interpretado como a elasticidade entre esse preço e a quantidade exportada. Sua magnitude foi de  $-1,06$ , o que significa que cada 1% de aumento em **pbreal** correspondeu a uma redução de 1,06% em **vdue**.

Utilizou-se a taxa de câmbio real defasada, na expectativa de câmbio para os exportadores, estimando-se um coeficiente significativo de 0,72, ou seja, cada variação de 1% em **txreal**, no momento **t**, correspondeu a um crescimento de 0,72% em **vdue**, no período seguinte.

Variações positivas na taxa de câmbio real favoreceram o crescimento dos volumes exportados, mantidas as condições *ceteris paribus*, supondo-se que a desvalorização cambial não tenha sido repassada, integralmente, aos preços em dólar do produto exportável. Graficamente, o efeito de **txreal** pode ser exemplificado pelo aumento significativo das exportações, após a desvalorização em janeiro de 1999 (Figura 1). Bliska (1999) já havia ressaltado a importância da taxa de câmbio real para o desempenho do setor.

Para testar o efeito da sazonalidade nas exportações utilizou-se o Índice Sazonal para Safra/Entressafra da oferta de carne no Brasil, calculado por médias móveis. Os efeitos significativo e positivo indicaram que, coincidentemente nos meses correspondentes à safra da pecuária de corte no Brasil (fevereiro a julho), houve tendência de elevação nas vendas externas para os europeus.

Para a variável explicativa volumes de carne, congelada e resfriada, exportados pela Argentina (**vxarg**) com defasagem de um período, obteve-se coeficiente significativo, o que indica que, a cada aumento de 1% nas exportações argentinas, esperava-se um decréscimo de 0,46% nas vendas externas brasileiras de cortes no mês seguinte.

A variável rendimentos reais médios mensais dos assalariados (**rbras**) também apresentou coeficiente negativo, conforme a expectativa, uma vez que a elevação da renda real doméstica promoveu aumento no con-

sumo de alimentos, inclusive da carne, resultando na redução da disponibilidade do produto para a exportação. A elasticidade obtida, nesse caso, foi de -0,90. A observação da série de **rbras** evidencia que houve ganho real desde a implantação do Plano Real, em julho de 1994, quando se verificou redução significativa no nível das exportações (Figura 1).

Uma vez ajustado esse modelo, passou-se à etapa seguinte, de verificação dos resíduos para identificação de efeitos de possíveis choques ou eventos não-relacionados com variáveis explicativas. Procedeu-se à estimação de Box-Jenkins, tendo como variável dependente o resíduo da regressão, apresentada na Tabela 1.

As únicas intervenções significativas corresponderam aos meses de janeiro/1995, março/1996 e julho de 1995 a 2000. Com vistas em permitir melhor interpretação dos impactos dessas intervenções, bem como possibilitar o estabelecimento de um padrão de seus efeitos, o modelo, mediante regressão linear (Tabela 1), foi ajustado também pelo Box-Jenkins, com função de transferência e variáveis de intervenção (Tabela 2).

Tabela 2. Resultados do modelo de Box-Jenkins para vendas externas de carne bovina do Brasil, cortes especiais, para a UE (vdtue).Jan./1992 a dez./2000.

Modelo: Q(24,1) = 24,89*	$\overline{R^2} = 0,92$	Variável dependente = LVDTUE <sup>1</sup>
Variável	Coefficiente	Teste "t"
Constante	25.62*	4.41
AR(1)	0.28**	2.16
N_SAZ{0} <sup>2</sup>	0.13	1.28
N_SAZ{1}	0.008	0.05
N_SAZ{2}	0.12	0.89
N_SAZ{3}	0.46*	3.15
N_SAZ{4}	0.62*	3.92
N_SAZ{5}	0.60*	3.10
N_SAZ{6}	0.70*	3.57
N_SAZ{7}	0.43*	2.24
N_SAZ{8}	0.19	1.26
N_SAZ{9}	0.15	1.19
N_SAZ{10}	0.08	0.73
N_LTXREAL{1}	0.59	1.27
N_LVXARG{1}	-0.48**	-2.47
N_LPBREAL{1}	-0.80	-1.46
N_LRPBRARG{0}	-0.23	-0.77
N_LPRDIANT{1}	-0.47	-1.50
N_LRBRAS{1}	-1.62**	-2.17
N_TREND	0.002	0.12
N_D0195{0}	-0.76*	-2.90
N_D0195{1}	0.52**	2.13
N_D0396{1}	-0.01	-0.06
N_D0396{2}	-0.35	-1.27
N_D0396{3}	0.03	0.12
N_D07{0}	0.32***	1.75
N_D07{1}	1.42*	4.41
N_D07{2}	-0.44	-1.39

\* Significativo a 1%. \*\* Significativo a 5%. \*\*\* Significativo a 10%.

<sup>1</sup> Dados em logaritmos: saz representa a variável sazonalidade construída pelo Programa RATS.

<sup>2</sup> A letra "N", na frente do nome da variável de intervenção, significa que o coeficiente se refere a um termo de numerador da função que foi estabelecida para representá-la. O número entre chaves indica a ordem desse termo no numerador. Portanto, o índice zero significa que o coeficiente expressa o efeito da própria intervenção quando da sua ocorrência. Quando o primeiro termo do numerador é seguido do número 1, o coeficiente correspondente representa o efeito da intervenção que ocorre apenas no momento seguinte, ou seja, a defasagem é igual a 1. A letra "D" designa denominador.

Os resultados do modelo de intervenção foram semelhantes aos apresentados na Tabela 1, o que já se esperava, uma vez que consiste em uma forma diferente de expressar as mesmas relações entre as variáveis. A intervenção inserida em janeiro/1995 foi significativa. Essa variável foi definida pelo padrão  $(m, l, d) = (0, 1, 0)$ , em que **m** é o indicador de componentes auto-regressivos; **l**, de componentes de média móvel; e **d**, defasagem, a partir da qual a intervenção passa a agir na variável dependente.

O resultado obtido indica que a intervenção, no momento imediato de sua ocorrência, mostrou efeito negativo de 0,76% de redução sobre **vdTue**. Por outro lado, essa intervenção apresentou efeito positivo no período seguinte, o que atenuou o impacto negativo, **reduzindo-o** para 0,52%. Esse tipo de efeito da intervenção está ilustrado na Figura 4, construída com base na representação matemática, proposta em Vandaele (1983), e que consta do Anexo.

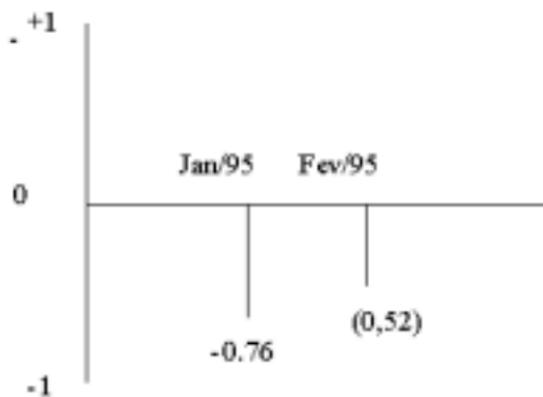


Figura 4 – Representação esquemática dos efeitos da variável de intervenção (Janeiro/1995) sobre **vdTue**.

Essa variável intervenção foi definida como do tipo degrau, admitindo-se que, a partir de janeiro/1995, tenha passado a ter influência permanente na série de exportações. É importante avaliar os resultados com cuidado, pois, mesmo quando identificados os impactos das intervenções, é

preciso considerar que sucedam outros acontecimentos no mercado que atenuam ou potencializam os efeitos dos anteriores. Ao testar as intervenções nos meses de julho de 1995 a 2000, observa-se efeito positivo sobre **vd<sub>tue</sub>**, conforme indicam os coeficientes obtidos no modelo de intervenção apresentado na Tabela 2, em que se identificaram três parâmetros no numerador da variável de intervenção, sendo o da própria intervenção ( $N_{D07\{0\}}$ ) e o da sua primeira defasada ( $N_{D07\{1\}}$ ) positivos e significativos.

Quando se observa a série de resíduos resultante do modelo exposto na Tabela 2, verifica-se que, apesar das várias intervenções analisadas e da significância das variáveis explanatórias, ainda persistem alguns resíduos significativos que correspondem aos meses de maio/1993, dezembro/1994 e novembro/1996, aos quais não foi possível associar eventos que tenham sido importantes para o setor.

Quanto à não-significância de intervenções propostas nos períodos em que ocorreram eventos sanitários considerados relevantes pelo setor como fatores de impacto nas vendas, por exemplo, a alteração de *status* sanitário dos circuitos, uma suposição é de que seus efeitos possam ter sido absorvidos pelas próprias variáveis explicativas do modelo. Além disso, a agregação dos dados para o Brasil, desconsiderando-se os efeitos diversos da reação do mercado comprador em relação aos *status* dos vários Circuitos Pecuários existentes no País, pode ser responsável por esse resultado.

Complementando a análise de vendas de cortes especiais destinados à UE, estimaram-se as formas reduzidas referentes à equação (4'). O melhor ajustamento aos preços das vendas externas (**pdt<sub>tuen</sub>**) foi feito pelo modelo representado na Tabela 3.

O resultado da taxa de câmbio real (**tx<sub>real</sub>**), defasada em um período, sugere que a expectativa de desvalorização leve à redução do preço de exportação em dólar, situação que pode ser explicada pela forte concorrência, via preços no mercado internacional de carnes bovinas, do qual o Brasil faz parte.

O coeficiente de **ltxreal**, defasado, foi de  $-0,20$ , o que indica que uma desvalorização de 1% na taxa de câmbio real levaria à redução de 0,20% nos preços praticados das exportações para o mercado europeu. Este resultado, aliado ao obtido pelo efeito da taxa de câmbio sobre **vdtrue**, sugere que o aumento das exportações, decorrente de uma desvalorização cambial, acarrete queda de preços nas transações, indicando que o Brasil tem certo grau de influência sobre esse mercado, ou seja, a demanda pela UE desse produto não é perfeitamente elástica.

Tabela 3. Resultados do modelo de preço nominal, em US\$, das vendas externas do Brasil de carne bovina, cortes especiais, para a UE (**pdtuen**). Jan./1992 a dez./2000. Séries em nível

Modelo : $F(8,97) = 66,22^*$	$\overline{R^2} = 0,84$	Variável dependente = LPDTUEN1
Variável	Coeficiente	Teste "t"
Constante	1,91**	2,14
ltxreal t-1	-0,20*	-3,20
lpdtuen t-1	0,53*	5,76
lpdtuen t-2	0,25*	2,71
lpbreal t-1	0,16*	2,66
lpnarg t-1	0,18**	2,14
lpnarg t-2	-0,25*	-2,93
Sazonalidade	-0,004	-0,27
Trend	-0,0003	-0,97

\* Significativo a 1%. \*\* Significativo a 5%. \*\*\* Significativo a 10%.

l pdtuen é preço médio nominal das exportações de cortes especiais para UE, em dólar e pnarg é o preço de exportação médio de carnes congeladas e resfriadas da Argentina.

A sazonalidade não foi uma variável significativa para **pdtuen**, diferentemente do que se observou quando se analisaram os volumes de vendas.

O coeficiente obtido para **pbreal** indica que cada 1% de elevação no preço do boi gordo acarretou, no período seguinte, aumento de 0,16% no preço da carne vendida para o exterior.

Esse resultado, aliado ao que se verificou para a taxa de câmbio, já comentado, reforça a conclusão de que as variáveis domésticas brasileiras também afetam o preço dos negócios da carne com outros países. Certamente, não se pode dizer que o Brasil seja “formador de preços” com base nos resultados obtidos, mesmo porque todas as informações obtidas da literatura e de entrevistas indicam que o Brasil não determina preços nesse mercado. Contudo, é possível inferir que alguma diferenciação na qualidade possa existir nesse mercado, ou seja, não são apenas as condições externas que determinam o nível de preço nesse mercado.

A Figura 5 ilustra a evolução dos preços médios nominais de exportação de cortes, do Brasil para a UE, e dos preços médios nominais de exportação de cortes congelados e resfriados, da Argentina para o mundo. Observa-se que há certa coincidência nas variações dos dois preços.

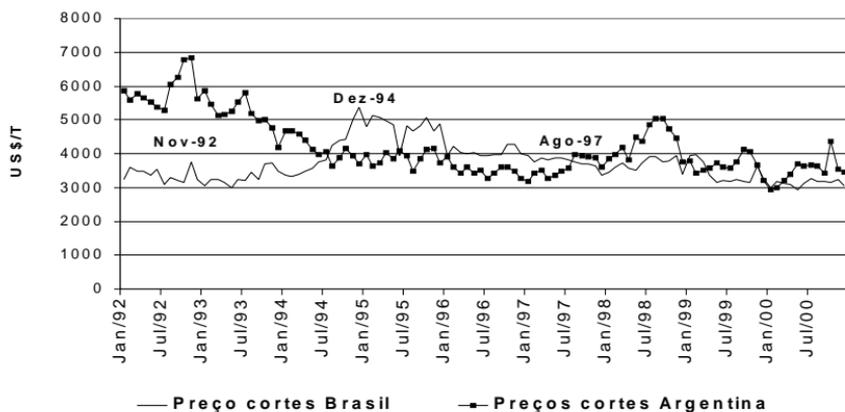


Figura 5 – Preços nominais médios das exportações de carnes bovinas, cortes especiais de traseiro/dianteiro pelo Brasil, e de cortes congelados/resfriados pela Argentina. Janeiro/1992 a dezembro/2000.

A partir dos resíduos do modelo apresentado na Tabela 3, utilizando-se o modelo de séries temporais de Box-Jenkins, foi testada a significância de algumas variáveis de intervenção. Os únicos dois eventos significati-

vos, em termos de efeitos sobre **pdtuen**, foram referentes aos meses de março/1995 e maio/1998.

Em março de 1995, a UE interrompeu as importações de carnes bovinas dos Estados de São Paulo e Minas Gerais, sob argumentos sanitários. Essa suspensão foi determinada por três meses, e esse evento pode ter sido responsável pelo efeito significativo negativo, identificado pelo modelo.

O mês de maio de 1998 marcou a declaração, por parte da OIE, do Circuito-Sul do Brasil como área livre da febre aftosa, com vacinação. A expectativa era de que esse fato influenciasse favoravelmente o mercado, já que valorizava o produto da região, deixando de ser uma restrição sanitária.

Com vistas em confirmar esses resultados e facilitar a sua interpretação, foi ajustado um modelo de intervenção (Tabela 4), usando-se as mesmas variáveis do modelo apresentado na Tabela 3. Ressalta-se que, nesse caso, confirmou-se o resultado significativo para março/1995, como fonte de depreciação de **pdtuen**. O coeficiente obtido da intervenção em março/1995 mostra redução de 0,06% no preço de exportação, ao longo dos três meses, para os quais a *dummy* tem valor 1.

Tabela 4. Resultados do modelo Box-Jenkins para a série de preço médio nominal das exportações brasileiras, em US\$, de carne bovina, cortes especiais, para a EU. Jan./1992 a dez. 2000. Séries em nível

Q(26,2) = 27,74		Variável dependente = LPDTUE
Variável	Coefficiente	Teste "t"
Constante	6,88*	6,39
AR(1)	0,61*	5,91
AR(2)	0,32*	3,08
N_SAZON{0}	0,002	0,15
N_TREND{0}	0,001	0,24
N_LPBREAL{1}	0,25*	2,55
N_LPNARG{1}	0,20**	2,28
N_LPNARG{2}	-0,15	-1,62
N_LTXREAL{1}	0,08	0,53
N_D0395{0}	-0,07***	-1,71
N_D0598{1}	0,08	1,22
N_D0598{2}	-0,10	-1,56
D_D0598{1}	0,94*	11,36

\* Significativo a 1%. \*\* Significativo a 5%. \*\*\* Significativo a 10%.

No caso de maio/1998, admitiu-se uma intervenção em degrau, em todo o período, após esse mês. Observando-se os coeficientes da Tabela 4, nota-se que apenas o coeficiente do denominador foi significativo, não havendo resposta significativa à intervenção propriamente, que estaria sendo captada pelos coeficientes do numerador.

O modelo apresentado considera a demanda externa da carne brasileira como não-perfeitamente elástica. Apesar do significativo coeficiente do preço real do boi na regressão estimada, os modelos ajustados à situação de demanda européia indicaram que as variáveis relacionadas com essa demanda respondem, praticamente, pela totalidade do coeficiente de determinação apresentado na Tabela 3.

#### 4. Conclusões

Na literatura, não há uma metodologia específica para quantificar efeito de eventos ou barreiras não-tarifárias não diretamente quantificáveis. Este trabalho propôs a utilização conjunta de métodos de estimação

econométrica e de séries temporais. Pelos resultados obtidos, é possível indicar o seu uso com essa finalidade, embora sujeito a algumas dificuldades e limitações.

A primeira delas é o levantamento de medidas ou eventos que são testados na análise de intervenção, que deve ser bastante detalhada e exige bastante conhecimento do setor analisado. Aliado a este fato e como segunda dificuldade, tem-se a necessidade de definição do que seja uma barreira sanitária, envolvendo, inclusive, o julgamento de sua legitimidade. É o limite a partir do qual um simples evento de natureza sanitária pode passar a restringir o comércio e configurar-se como uma barreira. Esse aspecto não foi alvo do trabalho, e os eventos sanitários foram testados, em uma hipótese simplificadora, como variáveis de intervenção, sem discutir o mérito de seu enquadramento como barreira comercial.

Uma terceira questão a ressaltar é a importância de informações prévias sobre outras variáveis de mercado e macroeconômicas que possam influenciar as variáveis analisadas. Deste conhecimento depende o isolamento dos efeitos que seriam provocados por outras variáveis não-mensuráveis, como é o caso das barreiras sanitárias.

Apesar de um inventário cuidadoso dos eventos passíveis de se enquadrarem como barreiras sanitárias no setor exportador de carne bovina, alguns resíduos anormais, observados após o ajustamento das variáveis explicativas e de intervenção analisadas, não puderam ser explicados.

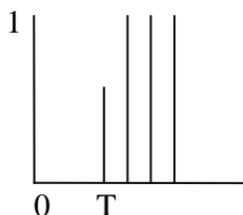
Quanto aos resultados obtidos para as variáveis explicativas das vendas externas de cortes especiais para a UE, pode-se dizer que estas foram influenciadas não só pelas condições de demanda daquele Bloco, mas também pelas condições domésticas do Brasil. A taxa de câmbio real foi

definitivamente uma variável relevante para o desempenho do setor, e a desvalorização cambial permitiu que os exportadores reduzissem seus preços nominais de venda em dólar para ganhar *market-share*.

## Anexo

Efeito dinâmico simulado em análises de intervenção (Vandaele, 1983)

$$(w_0 - w_1 B) S_t^T$$



## Referências Bibliográficas

BARROS, G.S.A.C.; FERREIRA FILHO, J.B.S.; ZEN, S. de; BRAGHETTA, M.A.N.S. Seca eleva os preços e as exportações se sustentam. Seção Análise Conjuntural - Mercado de Boi Gordo. **Preços Agrícolas**, v.14, n.157, p. 44-45, nov. 1999.

BLISKA, F. M. M. **Impactos de alterações nas exportações brasileiras de carnes sobre a economia brasileira**. Piracicaba. 1999. 217p. Tese (Doutorado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo.

BRASIL. Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior. Secretaria de Comércio Exterior (SECEX). **Balança comercial**. <http://www.desenvolvimento.gov.br/publica/SECEX/pag/estatistica.html>. (24 abr. 2001).

DOAN, T.A. **RATS**: regression analysis of time series; user's manual. Easton: Estima, 1994. 1v.

FNP CONSULTORIA E COMÉRCIO. **ANUALPEC 1996-2000**: anuário da pecuária brasileira. São Paulo, 1996-2000.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. (IBGE). [http:// www.sidra.ibge.gov.br](http://www.sidra.ibge.gov.br). (16 mar. 2001).

INSTITUTO DE PESQUISAS AVANÇADAS. **IPEADATA**. [http:// www.ipeadata.gov.br/ipeaweb.dll](http://www.ipeadata.gov.br/ipeaweb.dll) (13 abr. 2001).

JENKINS, G.M. **Practical experiences with modelling and forecasting time series**. Prentice Hall: Channel Island, 1979. 146p.

KUME, H.; PIANI, G. **Barreiras às importações nos EUA, Japão e União Européia: estimativas do impacto sobre as exportações brasileiras**. Rio de Janeiro: FUNCEX. 1999. 63 p. (Texto para Discussão, 147)

MARGARIDO, M.A. **Transmissão de preços agrícolas internacionais sobre preços agrícolas domésticos: o caso do Brasil**. Piracicaba, 2000. 173p. Tese (Doutorado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo.

MIRANDA, S.H.G.M. **Quantificação dos efeitos de barreiras não-tarifárias sobre as exportações brasileiras de carne bovina**. Piracicaba, 2001. 233p. Tese (Doutorado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo.

MIRANDA, S.H.G.; MOTTA, M.A.S.B. Exportações de carne bovina brasileira: evolução por tipo e destino. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 39. , Recife, 2001. **Anais**. Recife: SOBER, 2001. (No prelo)

PEREIRA, L.V. **Indicadores de incidência das barreiras não-tarifárias praticadas pelos países desenvolvidos contra as exportações brasileiras.** Rio de Janeiro: FGV, 1989. 68p (Texto para Discussão Interna, 22).

SANTIAGO, M.M.D.; CAMARGO, M.L.B.; MARGARIDO, M.A. Detecção e análise de *outliers* na série temporal de índice de preços recebidos pelos agricultores no Estado de São Paulo. **Estudos Econômicos**, v. 27, n.1, p. 29-49, 1997.

SHARMA, P.; KHARE, M. Application of intervention analysis for assessing the effectiveness of CO pollution control legislation in India. **Transportation Research**. Part D, n.4, p.427-432, 1999.

VANDAELE, W. **Applied time series and Box-Jenkins models.** New York: Academic Press, 1983. 417p.

WYERBROCK, S.; XIA, T. Technical trade barriers in US/Europe agricultural trade. **Agribusiness**, v. 16, n.2, p. 235-251, 2000.

