Efeitos das barreiras geográficas e comerciais sobre as exportações brasileiras de carne bovina (1996-2007)

Fernanda Schwantes* Marcelo José Braga** Antônio Carvalho Campos***

Resumo

Este trabalho avalia os impactos das barreiras comerciais e das barreiras geográficas sobre as exportações brasileiras de carne bovina. O referencial teórico que fundamenta o presente estudo baseia-se nos delineamentos do modelo de gravidade e nos efeitos das tarifas e barreiras não tarifárias sobre as exportações. As informações dos 89 principais importadores mundiais da carne bovina brasileira, no período de 1996 a 2007, são agrupadas em um painel de dados, e os parâmetros do modelo gravitacional são estimados pelo método tobit. Os resultados apontam para a sensibilidade das exportações brasileiras de carne bovina à renda interna e à renda externa, à distância e ausência de litoral nos países importadores.

Palavras-chave: Barreiras geográficas. Barreiras não tarifárias. Barreiras tarifárias. Exportações de carne bovina. Modelo gravitacional.

Submissão: 07/10/2012. Aceite: 14/10/2012

^{*} Doutoranda no Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiróz, Universidade de São Paulo. E-mail: fe.schwantes@gmail.com

^{**} Pós-Doutorado na University of California at Davis, professor Associado no Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa. E-mail: mjbraga@ufv.br

^{***} Pós-Doutorado na Purdue University, professor Titular no Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa. E-mail: accampos@ufv.br

Introdução

O comércio internacional de alimentos, especialmente o de carnes, tem sido afetado por diferentes medidas comerciais relacionadas a critérios e exigências de qualidade e segurança alimentar, notadamente as barreiras de ordem técnica e sanitária,¹ as quais têm ampliado sua significância como fator de restrição ao comércio mundial em detrimento dos mecanismos tradicionais de proteção tarifária.

Entretanto, mesmo que exista interesse das nações na redução das barreiras comerciais, na expectativa de ganhos de bem-estar e elevação dos volumes comercializados, permanecem, ainda, as barreiras geográficas. Estas últimas constituem-se em fatores naturais de resistência ao comércio internacional e referem-se às características dos países envolvidos no comércio, que, de alguma forma, elevam os custos de transporte e, assim, dificultam o comércio entre eles. Listam, entre elas, a existência ou não de faixas territoriais litorâneas, a infraestrutura de transporte dos países, a participação de faixa territorial comum e a distância física entre eles.

Segundo Leusin Jr. e Azevedo (2009), a dinâmica atual do comércio internacional, favorecida pela redução expressiva dos custos dos meios de transporte e de comunicações, sugere que a importância das fronteiras entre os parceiros comerciais tenha diminuído significativamente.² Ademais, o desenvolvimento de novas tecnologias e a maior integração econômica têm promovido o processo de especialização produtiva e expansão do comércio em nível internacional.

Esse contexto, combinado às condições edafoclimáticas, à extensão territorial do Brasil e à disponibilidade de fatores de produção, impulsionou o setor de bovino-cultura de corte no país, que se solidificou como um dos maiores *players* no mercado internacional. Segundo Junqueira (2006), até 2000 as exportações ocupavam papel secundário em termos de perfil do escoamento da produção brasileira de carne bovina, correspondendo a 9% do total produzido. Entretanto, o setor externo tem obtido relevância cada vez maior para a cadeia produtiva da carne bovina brasileira, tanto que, segundo a FAO (2009),³ desde 2004 o Brasil destaca-se como principal exportador mundial da bovinocultura de corte, em termos de quantidade exportada.

Em 2008, o volume exportado correspondeu a 22% da produção nacional, sendo 75% de carne *in natura* e 16% de carne industrializada.⁴ Dias (2003) atenta para o fato de que, no mercado internacional, a carne bovina *in natura* é mais valorizada que a carne processada e, por este motivo, está sujeita a uma proteção tarifária maior. Além disso, os países importadores têm se utilizado de artifícios não tarifários, que, se por um lado, são utilizados visando a real proteção à saúde humana e sanidade animal, por outro, caracterizam-se pelo seu caráter discriminatório, como forma de proteger seus produtores locais (JUNQUEIRA, 2006).

Diante desses apontamentos, evidencia-se que a competitividade de produtos no mercado internacional, baseada apenas nos pressupostos das vantagens comparativas de custos e dotação de fatores, não é condizente com a realidade atual do mercado mundial. Porter (1993) afirma que, sob o aspecto competitivo, o comércio internacional passa a ser influenciado por variáveis como progresso e difusão tecnológica, especialização das firmas, ampliação dos canais de comunicação entre países, estrutura de incentivos, como tarifas de importação e subsídios à exportação, preços, custos dos fatores, taxas de câmbio, taxas de paridade entre os parceiros comerciais, custos de transporte, barreiras tarifárias e não tarifárias.

Assim, este estudo se propõe a avaliar os efeitos de variáveis geográficas, barreiras tarifárias (BT) e barreiras não tarifárias (BNT) a que estão submetidas as exportações brasileiras de carne bovina. Essas variáveis constituem-se em fatores de resistência ao comércio. A análise envolve o período de 1996 a 2007.

Embora diversos trabalhos tenham contemplado o impacto das barreiras comerciais sobre as vendas externas brasileiras de carne bovina, a citar Miranda (2001), Bender Filho (2006) e Junqueira (2006), que procuraram quantificar os efeitos das barreiras não tarifárias sobre as exportações do produto, as barreiras geográficas não têm sido comumente estudadas em análises de comércio, em especial, no comércio de carne bovina.

Nesse sentido, a contribuição deste trabalho refere-se, sobretudo, à verificação do impacto das barreiras geográficas ao comércio internacional de carne bovina brasileira. As variáveis distância, ausência de litoral e adjacência simplificam, neste estudo, aspectos relacionados à logística e à infraestrutura de transportes e comunicação, fatores fundamentais para a competitividade do setor e o acesso a novos mercados.

Este artigo está organizado em cinco seções, sendo a primeira constituída por esta introdução. A seção 2 apresenta o referencial teórico, destacando os fundamentos do modelo de gravidade e os efeitos dos instrumentos tarifários e não tarifários sobre as exportações do país. Na seção 3, encontram-se o referencial analítico, a definição das variáveis e a fonte de dados. A seção 4 reúne os resultados da pesquisa e, finalmente, a seção 5 apresenta as principais conclusões obtidas neste estudo.

Referencial teórico

O referencial teórico que suporta este estudo consiste nos delineamentos do modelo gravitacional e nos efeitos dos instrumentos de política comercial (barreiras tarifárias e não tarifárias) sobre as exportações do país.

Desenvolvimentos do modelo gravitacional

A preocupação com a sensibilidade do comércio aos custos de transporte tem seu início na década de 1960, com os trabalhos pioneiros de Tinbergen (1962), Poyhonen (1963) e Linnemann (1966), mentores do modelo de gravidade. Segundo Azevedo (2004), esses trabalhos forneceram as variáveis básicas e suas *proxies* para determinar o comércio bilateral entre países: fatores indicando a oferta e demanda potencial total dos países, cujo produto interno bruto constitui-se em uma *proxy*, e a resistência ao comércio entre eles, dada pela distância. Assim, a forma mais simples da equação de gravidade aplicada ao comércio bilateral entre países é dada por:

$$X_{ijt} = \beta_0 d_{ij}^{\beta 1} y_{it}^{\beta 2} y_{jt}^{\beta 3} \tag{1}$$

em que X_{itj} é o comércio bilateral, seja em importações, seja em exportações, ou a soma de ambas, do país i para o país j; y_{it} é a renda (PIB) do país exportador no período t; y_{jt} é a renda (PIB) do país importador no período t; d_{ij} é a distância geográfica entre o país i e o país j; β_0 a β_3 são parâmetros para os quais se espera sinal positivo, à exceção de β_1 .

A expectativa é de que os volumes comercializados aumentem com o tamanho das economias dos países, uma vez que quanto maior é o país exportador, maior é a variedade de produtos disponíveis para exportação, e, por outro lado, quanto maior a economia do país importador, maior é o gosto pela variedade no consumo. Em contrapartida, a distância entre dois países serve como *proxy* para a resistência ao comércio, captando efeitos de variáveis como tempo e custos de transporte e custos de informação.

No entanto, alguns refinamentos têm sido acrescidos à formulação básica do modelo de gravidade, formando um conjunto de variáveis econômicas e geográficas que melhor avaliam os determinantes do comércio internacional. Por exemplo, a variável dummy de adjacência procura mostrar que se dois países partilham de fronteira comum, espera-se que isso tenha impacto positivo sobre o comércio, uma vez que os custos de transação são reduzidos. A variável dummy relativa à ausência de faixas litorâneas justifica-se como entrave ao comércio na medida em que os países que não possuem litoral tendem a pagar relativamente mais caro pelas mercadorias por não terem acesso direto aos portos.

A justificativa teórica mais difundida para a utilização do modelo de gravidade encontra-se no trabalho de Krugman (1980).⁵ A análise de Krugman concentra-se num modelo de comércio intraindústria entre dois países que competem monopolisticamente. Há existência de retornos crescentes na produção e custos de transporte, que

atuam como um incentivo à concentração da produção de um produto próximo a um grande mercado, mesmo que exista demanda por este bem em mais algum mercado.

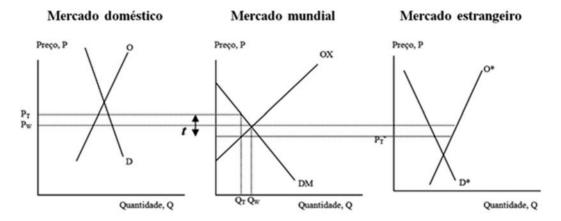
Krugman desenvolveu este modelo para caracterizar o que ele denominou de "efeito mercado doméstico", no qual admite-se que dois países (um grande e outro pequeno) produzem a mesma variedade de produto, sob o mesmo preço em ambos os países. Como o país maior terá demanda mais acentuada por produtos diferenciados, maior número de empresas entrarão neste país para produzir em função da sua demanda e, consequentemente, o país maior tende a se tornar um exportador líquido dos bens para os quais dispõe de uma demanda doméstica relativamente grande, o que possibilita a geração de economias de escala. Assim, países pequenos com mercados absolutamente pequenos terão de compensar essa desvantagem de custo com salários relativamente mais baixos.

Instrumentos de política comercial

Barreiras tarifárias

As tarifas constituem-se em um imposto incidente sobre as importações efetuadas por um país e podem ser classificadas em específicas, *ad valorem* ou mistas (incidência simultânea de ambas). Enquanto as tarifas específicas são fixas e cobradas por unidade do bem importado, as tarifas *ad valorem* são impostos cobrados como uma fração do valor dos bens importados (KRUGMAN; OBSTFELD, 2005).

Segundo Krugman e Obstfeld (2005), o principal objetivo da tarifa é proteger os produtores locais dos preços praticados pela concorrência nas importações. Assim, a imposição de uma tarifa pelo mercado importador tem o efeito de elevar o preço do produto no país que importa e reduzir o preço do produto no país exportador, até que a diferença de preço seja, pelo menos, igual ao valor da tarifa. A Figura 1 ilustra o efeito da aplicação de uma tarifa, por um país grande, no mercado doméstico em relação ao mercado estrangeiro.



Fonte: KRUGMAN; OBSTFELD (2005).

Figura 1 - Efeitos de uma tarifa, aplicada por um país grande importador

Considerando-se, especificamente, o mercado internacional de carne bovina, no qual o Brasil configura como mercado exportador (estrangeiro), na ausência de tarifa, o preço do produto em ambos os países é $P_{\scriptscriptstyle W}$. Se um país importador implementar uma tarifa sobre as suas importações de carne bovina oriundas do Brasil, este último só estará disposto a comercializar com o mercado importador se a diferença de preços entre os dois mercados for, pelo menos, no valor equivalente à tarifa. Caso essa diferença não seja observada e, assim, o comércio não ocorrer, haverá excesso de demanda por carne bovina no país doméstico e excesso de oferta do produto no mercado interno brasileiro. Dessa forma, o preço no mercado importador aumenta para $P_{\scriptscriptstyle T}$ e no mercado brasileiro se reduz para $P_{\scriptscriptstyle T}$, até que a diferença seja equivalente ao valor da tarifa.

Em consequência das modificações dos preços em cada país, no mercado importador, os produtores ofertam mais ao nível de preço mais elevado, enquanto a demanda dos consumidores se reduz, de modo que a demanda por importações diminui, como se observa pelo movimento de Q_W para Q_T ao longo da curva DM. No mercado exportador, a diminuição do preço acarreta em arrefecimento da oferta, elevação da demanda e, desse modo, menor oferta de exportação de carne bovina, como mostra o movimento de Q_W para Q_T ao longo da curva OX. Desse modo, o volume comercializado de carne bovina diminui de Q_W (volume de livre comércio) para Q_T (volume de comércio na presença da tarifa).

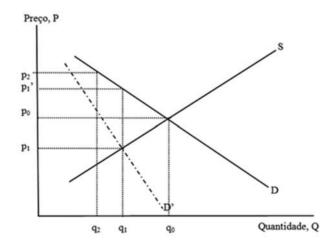
No caso de um país pequeno impor uma tarifa, o que ocorre é a elevação do preço do bem importado em montante igual à tarifa, uma vez que sua parcela de importações nesse mercado é insuficiente para afetar os preços mundiais. Como resultado da tarifa, o país pequeno reduz suas importações (KRUGMAN; OBSTFELD, 2005).

Barreiras não tarifárias

As barreiras não tarifárias (BNT) são definidas, comumente, como todos os instrumentos de política comercial que distorcem o comércio internacional, diferentes das tarifas alfandegárias tradicionais. Para Hillman (1991), as BNTs consistem em qualquer prática ou dispositivo governamental que impede diretamente o ingresso de produtos importados de um país, que discrimina e opõe-se à importação, exceto uma tarifa, mas que não se aplica com igual intensidade na produção ou distribuição doméstica.

Segundo Beghin (2006), as BNTs referem-se a uma classificação ampla e heterogênea de intervenções políticas que afetam e distorcem o comércio internacional tanto de produtos e serviços como de fatores de produção. Em função disso, Deardoff e Stern (1998) observam que os efeitos de uma barreira não tarifária sobre o comércio internacional só podem ser precisamente mensurados quando se conhece perfeitamente a sua classificação e suas características, como sua variabilidade, os custos associados à sua implementação e ao modo como são administradas e os custos em termos de bem-estar, embora os efeitos potencialmente mensuráveis sejam sobre o preço e os volumes transacionados, ou sobre ambos.

Assim, a Figura 2 apresenta os efeitos da aplicação de uma BNT sobre o comércio internacional de um produto num contexto estático de equilíbrio parcial. Considera-se, inicialmente, que a demanda por importações de carne bovina é dada pela curva D, sob a estrutura de mercado de competição perfeita e sem incidência de qualquer barreira comercial. As importações podem ser consideradas como substitutos não perfeitos da carne bovina doméstica e, assim, a curva de demanda D depende do preço do produto doméstico.



Fonte: DEARDOFF; STERN (1998).

Figura 2 - Efeitos da aplicação de uma BNT sobre preço e quantidade comercializada

A curva S refere-se à oferta de exportação de carne bovina no mercado internacional, à exceção da produção do país importador. Sua inclinação é positiva, indicando que o país importador é grande o suficiente, em termos de volume importado, para afetar o preço internacional do produto. Um país pequeno, por outro lado, se defrontaria com uma curva de oferta horizontal, indicando que suas importações não seriam amplas o bastante para afetar os preços internacionais.

O cruzamento das curvas D e S determina o equilíbrio inicial, qual seja preço inicial p_0 e quantidade inicial q_0 . A introdução de uma BNT neste mercado, sem o perfeito conhecimento de sua classificação, não possibilita identificar os seus efeitos exatos. De todo modo, as BNTs deslocam, de alguma forma, a curva de demanda por importação do produto em consideração, tanto na sua inclinação como no seu posicionamento.

Assim, a curva D' configura-se na nova curva de demanda por importações de carne bovina, que é menos elástica que a anterior, o que, segundo Deardoff e Stern (1998), é um efeito típico das BNTs atuais. Quando há mudança na posição da curva de demanda, os efeitos podem ser mensurados em termos de preço, de quantidade, ou em ambos.

Em termos de quantidade, considerando-se que a curva de oferta é de um mercado competitivo, o deslocamento da curva de demanda, em função da implementação da BNT resulta em queda na quantidade importada do produto, dada pela distância de \mathbf{q}_0 até \mathbf{q}_1 . Em termos de preço, se, por exemplo, a BNT for uma cota de importação concedida às firmas domésticas que revendem o produto internamente, \mathbf{p}_1 será o preço pago pelas importações, \mathbf{p}_1' , o preço pago no mercado doméstico e a diferença (\mathbf{p}_1' - \mathbf{p}_1), a cota prêmio. Entretanto, em algumas circunstâncias, esses preços podem não ser facilmente observados, mas caso sejam, a diferença entre eles (\mathbf{p}_1' - \mathbf{p}_1) ou a mudança no preço doméstico (\mathbf{p}_1' - \mathbf{p}_0) serve como medida do efeito da BNT.

Cabe destacar que as medidas preço e quantidade refletem a interação entre oferta e demanda do produto e não somente as características próprias da BNT. Assim, a aplicação da barreira não tarifária em mercados distintos com características similares podem gerar efeitos diferentes se as condições de oferta forem distintas nos mercados. Se os mercados apresentarem oferta competitiva, os efeitos dependerão da elasticidade da oferta.

Uma abordagem alternativa, que afasta essa dependência ao comportamento da oferta, consiste na normalização de preços ao preço de livre comércio, a fim de comparar as duas curvas de demanda. Assim, considerando o preço constante ao nível p_0 , pode-se mensurar o efeito da BNT em termos de quantidade pela distância de q_0 até q_2 , que se constitui na quantidade pela qual a demanda seria reduzida pela imposição da BNT, se o preço pago pelas importações não se alterasse. Correspondente a esta

medida de quantidade, há uma medida análoga do preço. O preço p_2 representa o preço que induziria os consumidores a reduzir suas compras até q_2 . O excesso de p_2 sobre p_0 , portanto, mede o efeito da BNT que pode ser diretamente comparado a uma tarifa (DEADOFF; STERN, 1998).

Metodologia

Nesta seção apresenta-se a especificação do modelo estimado, bem como os procedimentos econométricos necessários para estimar a regressão. Além disso, definem-se as variáveis empregadas e a fonte de dados.

Referencial analítico

Para a estimação da equação de gravidade, a equação (1) foi tomada em sua forma log-linear, de modo que os coeficientes β_i medem a elasticidade da variável dependente em relação a variações em cada um dos respectivos regressores, bem como foi acrescida das variáveis *dummies* relativas à adjacência, ausência de faixas litorâneas pelos países importadores, imposição de BNTs às exportações de carne bovina no mercado internacional e, ainda, as barreiras tarifárias, obtendo-se a seguinte forma funcional:

$$lnX_{ijt} = \alpha_0 + \beta_1 lnd_{ij} + \beta_2 lny_{it} + \beta_3 lny_{jt} + \beta_4 DAL_j + \beta_5 DADJ_{ij} + \beta_6 ln^{(n)}(1 + T_{ijt}) + \beta_7 DBNT_{ijt} + \mu_{iit}$$
(2)

em que X_{ijt} são as exportações de carne bovina do Brasil para os seus 89 principais importadores do produto (a lista completa com os países considerados na amostra encontra-se no apêndice deste artigo); d_{ij} é a distância entre o Brasil e cada um dos parceiros comerciais para o produto; y_{it} é a renda do Brasil; y_{jt} é a renda de cada um dos importadores no período considerado; DAL_j é variável binária para ausência de litoral, que recebeu valor 1 nos casos em que o país importador não possui faixas territoriais litorâneas; $DADJ_{ij}$ é variável binária para adjacência, que assumiu valor 1 se o país importador compartilha de fronteira territorial comum com o Brasil; T_{ijt} é a tarifa imposta pelo país j sobre as suas importações de carne bovina oriundas do Brasil; $DBNT_{ijt}$ é variável dummy que recebeu valor 1 se país importador j aplicou uma notificação SPS/TBT relativa à carne bovina importada; μ_{ij} é o termo de erro; i corresponde ao Brasil; j=1,2,3,...,89 são os principais importadores da carne bovina brasileira e t=1,2,...,

12 é o período de tempo considerado no estudo, em anos, de 1996 a 2007, totalizando 1.068 observações.

A técnica utilizada para a estimação é a de dados em painel ou de dados longitudinais, que consiste num conjunto de dados combinados em dimensões tanto de série temporal como de corte transversal. Os modelos de painel permitem explorar, simultaneamente, variações das variáveis ao longo do tempo e entre diferentes unidades ou grupos. Segundo Balgati (1995), a disposição dos dados em painel permite o uso de um número mais elevado de observações, o que contribui para maior variabilidade dos dados, menor colinearidade entre as variáveis, elevação do número de graus de liberdade, maior eficiência do modelo estimado e é mais apropriado para o estudo de mudanças dinâmicas. Além disso, Mendonça e Nonnemberg (2005) expõem que a vantagem do emprego de dados em painel é que esse método permite levar em consideração as características idiossincráticas (heterogeneidade) existentes entre as unidades estudadas; neste trabalho, especificamente, os países importadores de carne bovina brasileira.

Duas especificações são comumente utilizadas para a estimação de dados em painel: efeitos fixos e efeitos aleatórios. Segundo Marques (2000), a primeira é mais apropriada para os casos em que se pretende prever o comportamento individual. A segunda é mais coincidente com o objetivo de se estudar toda a população, não um selecionado conjunto de indivíduos. Visto que não há informações suficientes para cobrir a totalidade dos países importadores de carne bovina do Brasil, optou-se por estudar um modelo sobre os efeitos das variáveis de resistência ao comércio internacional de carne bovina brasileira utilizando-se dados de 89 países selecionados. Portanto, como foram reunidas observações de um conjunto específico de países, esperar-se-ia que o modelo de efeitos fixos fosse aquele mais adequado para esta análise.

Entretanto, como o modelo proposto envolve um número elevado de países e anos, para algumas observações, a variável dependente (exportações) assumiu o valor zero, não permitindo a transformação logarítmica. Nesse caso, diz-se que a variável dependente é censurada em parte da amostra, ou seja, a informação está omissa para a variável dependente, mas a informação para as variáveis explanatórias está presente (PINDYCK; RUBINFELD, 2004).

Segundo Pindyck e Rubinfeld (2004), a estimação por mínimos quadrados ordinários do modelo de regressão censurada produz estimativas de parâmetros tendenciosas e inconsistentes, pois a censura introduz uma correlação entre o termo de erro da regressão e as covariáveis *X* (FERREIRA; BRAGA, 2007). Assim, a alternativa preferível constitui-se no método de estimação *tobit*, um estimador de máxima verossimilhança consistente.

De acordo com Wooldridge (2008), o modelo *tobit* expressa a resposta observada, y, em termos de uma variável latente subjacente, y^* , tomando a seguinte formulação geral:

$$y^* = x\beta + \mu \tag{3}$$

$$y = \max(0, y^*) \tag{4}$$

em que

$$y = y^* se y^* > 0$$
 (5)

$$y = 0 em caso contrário$$
 (6)

Na equação (3), o termo x representa o vetor de variáveis explicativas, conforme já definido na equação (2); β é o vetor dos parâmetros estimados; μ , o termo de erro.

O método de máxima verossimilhança para a obtenção das estimativas dos coeficientes β possibilita isolar e descrever a contribuição das variáveis censuradas, bem como das variáveis não censuradas na formação da função de verossimilhança (FER-REIRA; BRAGA, 2007). Assim, por levar em conta explicitamente as observações para as quais não se tem informação, o método de máxima verossimilhança produz estimativas confiáveis em relação às estimativas por MQO.

Segundo Greene (2008), as estimativas do modelo *tobit* não produzem resultados imediatos, já que os coeficientes β medem os efeitos parciais das variáveis X sobre a variável latente, y^* , e, por isso, não podem ser interpretados diretamente. Assim, calcula-se o efeito marginal das variáveis explicativas sobre a variável dependente, que podem ser obtidos por meio da seguinte fórmula, derivada em Wooldridge (2008, p. 533):

$$\frac{\partial E(y/x)}{\partial x} = \beta_j \phi(\frac{\beta x}{\sigma}) \tag{7}$$

em que x é o vetor de variáveis explicativas do modelo, β é o vetor de coeficientes estimados de cada uma das variáveis e σ , o desvio padrão.

Definição, descrição e fonte de dados

Para a realização deste estudo, utilizaram-se dados secundários, cuja definição, descrição e fonte estão contempladas na Tabela 1.

Tabela 1 - Definição, descrição e fonte de dados das variáveis contempladas no estudo

Variável	Descrição	Fonte de dados
X _{ijt}	Exportações brasileiras de carne bovina, in natura e in-	United Nations Commodity Trade Sta-
,	dustrializada, para cada um dos 89 países importadores,	tistics Database – Uncomtrade (2009)
	em dólares, no ano t.	
$d_{_{ij}}$	Distância, em Km, entre o Brasil e cada um dos princi-	Centre d'Estudes Prospectives et
	pais centros de cada país importador j, em termos de população.	d'Informations Internacionales – Cepii (2009)
\mathbf{y}_{it}	Produto interno bruto do Brasil, em bilhões de dólares,	Banco Estatístico do Fundo Mone-
	no ano t, ajustados pelo sistema de Paridade do Poder de Compra ⁻ .	tário Internacional – FMI (2009)
y_{jt}	Produto interno bruto dos países importadores de carne	Banco Estatístico do Fundo Mone-
,.	bovina brasileira, em bilhões de dólares, no ano t, ajusta-	tário Internacional – FMI (2009)
	dos pelo sistema de Paridade do Poder de Compra ⁻ .	
DAL_{j}	Variável dummy, que assume valor 1 para os países que	Centre d'Estudes Prospectives et
	não possuem faixas litorâneas.	d'Informations Internacionales – Cepii (2009)
$DADJ_{\scriptscriptstyle }$	Variável dummy, que assume valor 1 para os países	
ŕ	importadores que participam de fronteira comum com o	
	Brasil.	
T_{ijt}	Tarifa imposta pelo país j à carne bovina brasileira, no	Internacional Trade Centre - ITC
	ano t.	(2009)
$DBNT_{ijt}$	Variável dummy, que assume valor 1 se o país realizou	World Trade Organization - WTO
	notificações TBT e/ou SPS à carne bovina no mercado	(2009)
-	internacional, no ano t.	

Fonte: Elaboração própria.

Nota: A paridade do poder de compra (PPC) é um método alternativo à taxa de câmbio para se calcular o poder de compra de dois países. A PPC mede quanto é que uma determinada moeda pode comprar em termos internacionais, considerando as diferenças de rendimentos e de custo de vida entre os países (inflação) (PIANI; KUME, 2000).

Resultados e discussão

Inicialmente, as estatísticas descritivas de todas as variáveis quantitativas utilizadas para explicar as exportações brasileiras de carne bovina, ao longo do período compreendido entre 1996 e 2007, são apresentadas na Tabela 2.

Tabela 2 - Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas para mensurar os efeitos das barreiras geográficas e comerciais sobre as exportações brasileiras de carne bovina (1996-2007)

Variável	Média	Desvio padrão	Mínimo	Máximo	
X _{iit} (milhões US\$)	14,3	53,8	1	968,00	
d _{ii} (Km)	9860,94	3649,43	1567,87	18549,61	
y _{it} (bilhões US\$)	1361,938	237,7273	1069,40	1849,08	
y _{it} (bilhões de US\$)	433,7732	1305,77	0,123	14077,65	
(1+T _{iit})	1,4027	0,5391	1	4,5395	
Número de observações		1.068			

Fonte: Resultados da pesquisa.

As estatísticas descritivas indicam que as exportações brasileiras de carne bovina (X_{ij}) , in natura e industrializada, foram, em média, de 14,3 milhões de dólares, com desvio padrão em torno de 53,8 milhões de dólares. Nos períodos em que não houve comércio, ou seja, naqueles em que os mercados importadores não compraram carne bovina do Brasil, as observações foram substituídas pelo valor 1, visando-se tomar o logaritmo. Nos modelos log-lineares, essas observações referem-se às observações zero, que são censuradas pela estimação pelo método *tobit*. O valor máximo exportado de carne bovina pelo Brasil, no período em estudo, foi de 968 milhões de dólares, correspondente às exportações do produto para a Rússia em 2007. As exportações para a Rússia representaram, neste ano, 22,6% do total das vendas externas brasileiras do produto, sendo que a Rússia destaca-se, desde 2004, como o maior importador da carne bovina brasileira. Listam ainda entre importantes mercados consumidores do produto brasileiro em 2007 os Países Baixos, cujas importações corresponderam a 8% das exportações brasileiras de carne bovina, Egito (7,9%) e Estados Unidos (7,4%).

A variável distância (d_{ij}) aponta que, em média, os parceiros comerciais do Brasil para as exportações brasileiras de carne bovina localizam-se a 9.861 km distantes do Brasil. Os países importadores de carne bovina que se localizam mais próximos ao Brasil são Uruguai (1.567 km), Argentina (1.691 km), Chile (2.590 km) e Peru (3.455 km), valendo destacar que três dos países citados partilham de fronteira territorial comum com o Brasil. Por outro lado, os países mais distantes referem-se a Japão (18.549 km), Filipinas (18.396 km) e Coreia do Sul (18.364 km).

Quanto ao poder de compra dos principais parceiros comerciais do Brasil para carne bovina, cujo PIB constitui-se numa proxy, ressalta-se que, em média, a renda dos países importadores ao longo do período analisado foi de 433,77 bilhões de dólares, sendo que os Estados Unidos se destacam com a maior renda entre os países da amostra (US\$ 14 trilhões, em 2007) e São Tomé e Príncipe como o país com menor renda (US\$ 123 milhões, em 1996). Por sua vez, a renda do Brasil (y_{ii}), que indica o potencial de oferta de exportação do produto no mercado mundial, apresentou média de 1,36 trilhão de dólares ao longo do período em análise.

A variável $(1+T_{ijt})$ representa as barreiras tarifárias incidentes sobre as exportações brasileiras de carne bovina, em que o termo T_{ijt} refere-se ao percentual tarifário exigido pelo país importador j no ano t. Considerou-se, ao longo do período, a tarifa fixa do ano de 2009 para todos os anos, em função da indisponibilidade de dados temporais para esta variável, assim como sugere o trabalho de Almeida (2009). Em média, o percentual tarifário incidente sobre as exportações de carne bovina oriundas do Brasil é de 40,27%, sendo a máxima tarifa imposta pela Suíça (354%), seguida pela Turquia (225%). Por outro lado, 16 países entre os 89 que formam a amostra deste estudo impõem barreira tarifária zero às importações de carne bovina brasileira.

Além dessas variáveis, utilizaram-se as *dummies* referentes à adjacência $(DADJ_{ij})$, ausência de litoral nos países importadores (DAL_{j}) e notificações sobre o produto junto aos acordos TBT e SPS da OMC $(DBNT_{ijt})$. Ressalta-se que 4,5% dos parceiros comerciais para o produto compartilham de fronteira comum com o Brasil, sendo Argentina, Peru, Uruguai e Venezuela, enquanto 6,7% desses não possuem litoral, a saber: Armênia, Hungria, Cazaquistão, República da Moldávia, Macedônia e Uzbequistão.

Para analisar o impacto das barreiras comerciais e geográficas sobre as exportações brasileiras de carne bovina, os resultados da estimação da regressão (2) estão arrolados na Tabela 3. As estimativas foram obtidas pelo método *tobit*, com amostras censuradas à esquerda para os períodos em que não ocorreu comércio de carne bovina entre o Brasil e um dos seus principais parceiros comerciais. Ainda, utilizou-se o procedimento de *bootstrap* para erros padrão consistentes para heterocedasticidade.⁸

Tabela 3 - Efeitos das barreiras comerciais e geográficas sobre as exportações brasileiras de carne bovina (1996-2007)

Variável	Coeficiente	Efeito marginal
A	-177,0885***	
	(10,0884)	
Indist _{ij}	-2,2181***	-1,8252***
	(0,7488)	(0,6147)
Iny _{it}	27,5066***	22,6344***
	(1,1423)	(0,9509)
lny _{jt}	1,5881***	1,3068***
	(0,1239)	(0,1006)
DAL _j	-4,3850***	-3,2967***
5454	(1,2643)	(0,8499)
$DADJ_{ij}$	-3,0218**	-2,3366**
DDNT	(1,5080)	(1,0759)
DBNT _{ijt}	0,2905 ^{NS}	0,24 ^{NS}
L.(4. T.)	(0,7558)	(0,6262)
ln(1+T _{ijt})	1,1655 ^{NS}	0,9490 ^{NS}
Mala Ohio	(0,8643)	(0,7104)
Wald Chio	553,05	
Prob. Wald Chi2	0,0000	
Número de observações	1068	
% observações censuradas	55,68%	

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Os valores entre parênteses correspondem aos erros padrão corrigidos por bootstrap. ***, **, * correspondem, respectivamente, aos níveis de significância de 1, 5 e 10% e NS indica coeficiente estatisticamente não significativo.

Os resultados apontam para a significância individual, em termos estatísticos, das variáveis explicativas que compõem o modelo proposto, à exceção das barreiras comerciais, tarifárias e não tarifárias. As estimativas das variáveis de atração ao comércio (renda interna e renda externa), no modelo tipo gravidade, apresentaram sinais condizentes com a teoria econômica, impactando positivamente as exportações brasileiras de carne bovina ao longo do período em análise. No caso da renda externa, o aumento em 1% nessa variável acarreta na elevação de 1,31%, em média, das vendas externas brasileiras de carne bovina. Quanto à renda nacional, a elevação de 1% nessa eleva as exportações de carne bovina em 22,63%, em média. Esse resultado aponta para a sensibilidade da produção e comércio de produtos diferenciados a variações na renda. Cabe ressaltar, entretanto, que como outras variáveis macroeconômicas não foram incluídas no modelo, esse coeficiente elevado da renda deve estar concentrando o efeito dessas variáveis importantes em análise de comércio internacional.

A variável geográfica distância, que está presente no modelo de gravidade como *proxy* dos custos de comércio: custos e tempo de transporte e custos de informação, apresentou relação inversa com os volumes comercializados de carne bovina no mercado internacional. O coeficiente associado a essa variável mostra que as exportações se reduzem, em média, em 1,82% para cada aumento de 1% na distância entre o Brasil e um mercado importador.

A variável *dummy* para adjacência apresentou-se incoerente com as expectativas, impactando de forma negativa as exportações brasileiras do produto em análise. Como já foi ressaltado, apenas quatro países importadores de carne bovina brasileira participam de fronteira comum com o Brasil e, assim, o resultado deve ter sido afetado pela parcela pequena de países adjacentes diante da totalidade da amostra. Ressalta-se, ainda, que a Argentina tem se destacado entre os cinco maiores produtores mundiais do produto e como um dos principais competidores do Brasil no mercado internacional de carne bovina, em razão de exportar, principalmente, carne *in natura* e por questões relativas à sanidade (JUNQUEIRA, 2006).

Além disso, apesar de Peru e Venezuela fazerem fronteira com o Brasil, não há ligação logística adequada entre esses dois importadores e o Brasil. Como as divisas se localizam nos territórios do Acre, Amazonas e Roraima (região da floresta Amazônica), o acesso rodoviário é profundamente prejudicado, e desvantajoso, em termos de custos de transporte, se comparado ao marítimo. Assim, as exportações de carne bovina para países mais distantes fisicamente, mas com melhor acesso logístico, permite a geração de economias de escala, na medida em que o transporte marítimo possibilita o envio de volumes razoavelmente superiores ao transporte terrestre e, em consequência, com menores custos unitários.

Por outro lado, a variável *dummy* para ausência de litoral indica que um país importador que não possui faixas territoriais litorâneas importa, em média, 96,3% menos carne bovina brasileira do que um país que a possui. Este é um resultado bastante razoável, uma vez que, como a carne bovina é um produto de elevado grau de perecibilidade e, assim, necessita chegar ao consumidor em curto espaço de tempo e ser armazenada de forma a conservar suas melhores características, os países que não possuem faixas litorâneas são prejudicados pelos elevados custos de transporte de produtos desse tipo.

As barreiras comerciais, tarifárias e não tarifárias, além de não apresentarem significância estatística, o sinal dos coeficientes associados a essas variáveis são divergentes às expectativas. Quanto às barreiras tarifárias, conforme já destacado, 16 entre os 89 países contidos na amostra impõem barreira tarifária zero às importações de carne bovina brasileira. No caso das barreiras não tarifárias, Junqueira (2006) explica que esse pode ser um indicativo de que o Brasil tem atendido às notificações registradas junto à OMC, uma vez que a adaptação às normas técnicas do país de destino das exportações e sanidade animal são fatores determinantes da competitividade do país no mercado internacional.

Conclusões

Em razão da dinâmica atual do comércio internacional, em especial, o comércio de carne bovina, que, em razão de sua própria natureza, tem sido afetado por entraves comerciais relacionados a questões técnicas e de sanidade animal, este trabalho procurou avaliar os impactos das barreiras comerciais, tarifárias e não tarifárias, sobre as vendas externas de carne bovina brasileira. Além disso, a principal contribuição deste trabalho consiste na avaliação dos impactos das barreiras geográficas, que, simplificadas nas variáveis distância entre mercados importadores e o Brasil, ausência de litoral nos mercados importadores e adjacência, reportam-se a aspectos ligados à logística e infraestrutura de transporte e comunicação, fatores determinantes da competitividade do setor no mercado internacional.

Para tanto, utilizou-se um painel de dados que inclui os 89 principais parceiros comerciais do Brasil para as exportações do produto no período de 1996 a 2007. Os resultados permitem aferir que as variáveis gravitacionais constituíram-se em determinantes relevantes do desempenho do setor exportador da carne bovina brasileira no período analisado, apresentando o sinal esperado pelos postulados da teoria econômica. A variável distância apresentou impacto negativo e estatisticamente significativo, de forma que as vendas para o exterior de carne bovina brasileira apresentaram-se

razoavelmente sensíveis a essa variável. Esse resultado demonstra que, apesar do atual estágio de fluxos comerciais no mercado mundial, no qual o Brasil destaca-se como importante *player*, investimentos em infraestrutura são meio de incentivo ao setor.

Da mesma forma, a variável *dummy* ausência de costa litorânea nos países importadores apresentou-se como fator de resistência ao comércio do setor para o Brasil. Como esses países ficam atrelados àqueles que possuem fácil acesso ao transporte marítimo, que se configuram em agentes comerciais, os custos do produto e outras questões burocráticas dificultam o comércio com países sem litoral. Entretanto, a variável adjacência obteve sinal oposto ao esperado, possivelmente, resultado do fato de que os parceiros comerciais circunvizinhos são produtores destacados de carne bovina, como é o caso da Argentina e do Uruguai, ou pela dificuldade de acesso rodoviário para a Venezuela e Peru.

Por fim, as tarifas e notificações impostas pelos países importadores não apresentaram significância estatística na estimação realizada e, além disso, apresentaram impacto positivo sobre as exportações brasileiras de carne bovina. Ressalta-se que, em geral, os países que impõem tarifas elevadas ao comércio do produto e fazem notificações junto aos acordos SPS e TBT são grandes importadores da carne bovina brasileira, e, ainda, o setor tem se adequado às várias exigências relatadas.

EFFECTS OF GEOGRAPHIC AND TRADE BARRIERS ON BRAZILIAN BEEF EXPORTS (1996-2007)

Abstract

This study evaluates the impacts of trade barriers and geographical barriers on Brazilian exports of beef. The theoretical framework underpinning this study is based on the gravity model and on the effects of tariffs and non-tariff barriers on exports. A panel data set with the 89 major global importers of Brazilian beef over the period 1996-2007 feeds a gravity model whose parameters are estimated by tobit. The results point to the sensitivity of Brazilian exports of beef to domestic income, foreign income, distance, and lack of coastline in importing countries.

Keywords: Beef exports. Geographical barriers. Gravity model. Nontariff barriers. Tariff barriers.

EFECTOS DE LAS BARRERAS GEOGRÁFICAS Y COMERCIALES A LAS EXPORTACIONES BRASILEÑAS DE CARNE DE VACUNO (1996-2007)

Resumen

Este estudio evalúa el impacto de las barreras al comercio y las barreras geográficas en las exportaciones brasileñas de carne de vacuno. El marco teórico que sustenta este estudio se basa en el modelo de gravedad y los efectos de los aranceles y las barreras no arancelarias a las exportaciones. Un panel de datos con los 89 principales importadores mundiales de carne bovina brasileña en el período 1996-2007 alimenta un modelo de gravedad, cuyos parámetros se estiman por el método Tobit. Los resultados apuntan a la sensibilidad de las exportaciones brasileñas de carne de vacuno a la renta nacional, la renta extranjera, la distancia y la falta de litoral en los países importadores.

Palabras clave: Barreras arancelarias. Barreras geográficas. Barreras no arancelarias. Exportaciones de carne de vacuno. Modelo de gravedad.

JEL Classification: C23; F12; F13

Referências

ALMEIDA, F. M. Efeitos dos custos de transporte e das barreiras comerciais no comércio internacional de café verde. 85 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 2009.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DAS INDÚSTRIAS EXPORTADORES DE CARNES - ABIEC. *Estatísticas*. Disponível em: http://www.abiec.com.br/41_exportacao.asp. Acesso em: 4 jan. 2010.

AZEVEDO, A. F. Z. *O efeito do Mercosul sobre o comércio: uma análise com o modelo gravitacional.* Pesquisa e Planejamento Econômico, v. 34, n. 2, p. 307-339, 2004.

BALDWIN, R.; MARTIN, P. Two waves of globalization: superfi cial similarities, fundamental differences. National Bureau of Economic Research. *Working Paper 6904, 1999.* Disponível em: http://www.nber.org/papers/w6904.pdf>. Acesso em: 7 jan. 2010.

BALTAGI, B. H. Econometric analysis of panel data. London: John Wiley & Sons, 1995. 257p.

BEGHIN, J. C. Nontariff barriers. Iowa State University: Working paper 06-WP 438, 2006.

BENDER FILHO, R. *O mercado de carne bovina no Brasil*: os efeitos da eliminação das barreiras tarifárias e não tarifárias. 136 p. Dissertação (Mestrado em Economia) - Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, RS, 2006.

CEPII – Centre d'Estudes Prospectives et d'Informations Internacionales. Distances. Disponível em: http://www.cepii.fr/anglaisgraph/bdd/distances.htm. Acesso em: 20 dez. 2009.

DEARDOFF, A. V.; STERN, R. M. Measurement of nontariff barriers. Ann Arbor: The University of Michigan Press, 1998. 137 p.

FERREIRA, M. A. M.; BRAGA, M. J. Desempenho das cooperativas na indústria de laticínios do Brasil: uma abordagem por grupos estratégicos. *RAUSP - Revista de Administração*, v. 42, p. 302-312, 2007.

FOOD AGRICULTURAL ORGANIZATION OF THE UNITED NATIONS - FAO. FAOSTAT. Disponível em: http://faostat.fao.org/site/342/default.aspx>. Acesso em: 18 dez. 2009.

FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL. Country Info. Disponível em: http://www.imf.org/external/country/index.htm. Acesso em: 22 dez. 2009.

FRED, A. L. N. Técnicas de Bootstrap. Disponível em: http://www.lx.it.pt/~afred/rp-ist/ACETATOS/bootstrap.pdf. Acesso em: 12 jan. 2010.

GREENE, W. H. Econometric analysis. 6. ed. New Jersey: Prentice Hall, 2008. 1178 p.

HILLMAN, J. S. Technical barriers to agricultural trade. Boulder: Westview Press, 1991.

INSTITUTO DE ESTUDOS DO COMÉRCIO E NEGOCIAÇÕES INTERNACIONAIS – ICONE. Glossário. Disponível em: http://www.iconebrasil.org.br/pt/?actA=16&areaID=14&secao ID=29>. Acesso em: 9 jan. 2010.

INTERNACIONAL TRADE CENTER – ITC. *Market Access Map*. Disponível em: http://www.intracen.org/menus/countries.htm>. Acesso em: 20 dez. 2009.

JUNQUEIRA, B. de A. *Identificação e análise de barreiras não tarifárias sobre as exportações brasileiras de carne bovina*. 156 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 2006.

KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M. *Economia internacional*: teoria e política. 6. ed. São Paulo: Pearson Addison Wesley, 2005. 576 p.

KRUGMAN, P. Scale economies, product differentiation, and the pattern of trade. American Economic Review, v. 70, 1980.

LEUSIN Jr., S.; AZEVEDO, A. F. Z. O efeito fronteira das regiões brasileiras: uma aplicação do modelo gravitacional. *Revista de Economia Contemporânea*, v. 13, p. 229-258, 2009.

LINNEMANN, H. An econometric study of international trade flows. Amsterdam, North-Holland Pub. Co, 1966.

MARQUES, L. D. *Modelos dinâmicos com dados em painel:* revisão de literatura. Porto, Portugal: Faculdade de Economia do Porto, 2000. 82 p. (CEMPRE Working Paper).

MENDONÇA, M. J. C.; NONNENBERG, M. J. B. Determinantes dos Investimentos Diretos Externos em Países em Desenvolvimento. *Estudos Econômicos*. São Paulo, v. 35, n. 4, p. 631-655, 2005.

MIRANDA, S. H. G. de. *Quantificação dos efeitos das barreiras não tarifárias sobre as exportações brasileiras de carne bovina*. 254 f. Tese (Doutorado em Ciências, Área de Concentração: Economia Aplicada) - Universidade de São Paulo, Piracicaba, SP, 2001.

PIANI, G.; KUME, H. *Fluxos bilaterais de comércio e blocos regionais*: uma aplicação do modelo gravitacional. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Rio de Janeiro - RJ, 2000. (Texto para discussão, 749).

PINDYCK, R. S.; RUBINFELD, D. L. *Econometria*: modelos e previsões. 4. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2004. 726 p.

PORTER, M. *Estratégica competitiva*: técnicas para análise de indústria e da concorrência. 7. ed. Rio de Janeiro: Campus, 1993.

TINBERGEN, J. Shaping the world economy. New York: XXth Century Fund, 1962.

UNITED NATIONS COMMODITY TRADE STATISTICS DATABASE - UNCOMTRADE. Disponível em: http://comtrade.un.org/db/>. Acesso em: 17 dez. 2009.

WOOLDRIDGE, J. M. *Introdução à econometria*: uma abordagem moderna. 2. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2008. 684 p.

WORLD TRADE ORGANIZATION - WTO. Documents on-line. Disponível em: http://docsonline.wto.org/FormsLogin.asp?/gen_home.asp?language=1&_=1. Acesso em: 21 dez. 2009.

Anexos

27. Finlândia

28. França

29. Gabão

Anexo 1 - Países importadores de carne bovina brasileira considerados na amostra

1. Albânia	30. Gâmbia	60. Omã	
2. Argélia	31. Geórgia	61. Peru	
3. Angola	32. Alemanha	62. Filipinas	
4. Argentina	33. República do Gana	63. Polônia	
5. Armênia	34. Grécia	64. Portugal	
6. Austrália	35. Granada	65. Qatar	
7. Bahamas	36. Haiti	66. Coreia do Sul	
8. Bahrein	37. Hungria	67. República da Moldávia	
9. Bélgica	38. Irã	68. Romênia	
10. Brunei	39. Irlanda	69. Rússia	
11. Bulgária	40. Israel	70. São Tomé e Príncipe	
12. Canadá	41. Itália	71. Arábia Saudita	
13. Cabo Verde	42. Japão	72. Senegal	
14. Chile	43. Jordânia	73. Serra Leoa	
15. China	44. Cazaquistão	74. Cingapura	
16. Hong Kong	45. Kuwait	75. Eslovênia	
17. Comores	46. Letônia	76. África do Sul	
18. Congo	47. Líbano	77. Espanha	
19. Costa do Marfim	48. Líbia	78. Sri Lanka	
20. Croácia	49. Lituânia	79. Suécia	
21. Chipre	50. Malásia	80. Suíça	
22. República Democrática	51. República das Maldivas	81. Macedônia	
do Congo	52. Malta	82. Turquia	
23. Dinamarca	53. Mauritânia	83. Ucrânia	
24. Egito	54. Ilhas Maurícias	84. Emirados Árabes	
25. Guiné Equatorial	55. Moçambique	85. Reino Unido	
26. Estônia	56. Países Baixos	86. Uruguai	

87. Estados Unidos

88. Uzbequistão

89. Venezuela

57. Nova Zelândia

58. Nigéria

59. Noruega

Anexo 2 - Notificações TBT e SPS sobre as exportações internacionais de carne bovina entre 1996 e 2007, utilizadas como variável dummy para barreiras não tarifárias

Tabela A1 - Notificações TBT e SPS sobre as exportações internacionais de carne bovina (1996-2007)

Documento OMC	Membro notificador	Data da notificação
G/SPS/N/EEC/317	União Europeia	20/11/2007
G/SPS/N/EEC/300	União Europeia	21/12/2006
G/TBT/N/MDA/7	Moldávia	16/10/2006
G/SPS/N/CHE/51	Suíça	17/08/2006
G/SPS/N/JPN/156	Japão	24/02/2006
G/SPS/N/EEC/249/Add.1	União Europeia	15/09/2005
G/SPS/N/EEC/252	União Europeia	22/12/2004
G/SPS/N/EEC/194	União Europeia	21/03/2003
G/SPS/N/EEC/152	União Europeia	14/02/2002
G/SPS/N/EEC/152	Estados Unidos	14/02/2002
G/SPS/N/EEC/136	União Europeia	06/08/2001
G/SPS/N/BGR/5	Bulgária	08/12/2000
G/TBT/Notif.00/289	União Europeia	20/06/2000
G/TBT/Notif.99/318	Suíça	30/06/1999
G/SPS/N/GEO/7	Geórgia	07/05/1999
G/SPS/W/79	Suíça	07/03/1997
G/SPS/N/JPN/17	Japão	25/11/1996
G/SPS/N/GBR/1	Reino Unido	05/07/1996
G/SPS/N/HKG/2	Hong Kong	13/06/1996
G/SPS/N/ARG/3	Argentina	28/05/1996

Fonte: Organização Mundial do Comércio (2009).

Anexo 3 - Estatísticas descritivas das variáveis quantitativas do modelo

- . edit (10 vars, 1068 obs pasted into editor)
- . tis period
- . iis pais
- . sum xijt yit yjt dij tijt

Variable	0bs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
 xijt	1068	1.43e+07	5.38e+07	1	9.68e+08
yit	1068	1361.938	237.7273	1069.401	1849.082
yjt	1068	433.7732	1305.771	.123	14077.65
dij	1068	9860.944	3649.431	1567.878	18549.61
tijt	1068	1.40273	.5391131	1	4.5395

Teoria e Evidência Econômica - Ano 18, n. 38, p. 9-33, jan./jun. 2012

Anexo 4 - Os efeitos das barreiras geográficas e comerciais sobre o comércio internacional de carne bovina entre 1996 e 2007

```
. gen lnx = log(xijt)
 . gen lnyi = log( yit)
 . gen lnyj = log( yjt)
 . gen lnd = log( dij)
 . gen lnt = log( tijt)
 . xttobit lnx lnvi lnvi lnd lnt dadjij dali dbntijt, ll(0) tobit
Fitting comparison model:
Fitting constant-only model:
| Iteration 0: | log likelihood = -3088.1422 | Iteration 1: | log likelihood = -2967.4572 | Iteration 2: | log likelihood = -2963.1947 | Iteration 3: | log likelihood = -2963.1818 | Iteration 4: | log likelihood = -2963.1818 |
Fitting full model:
                                      log likelihood = -2863.2305
log likelihood = -2727.288
log likelihood = -2724.2713
log likelihood = -2724.2664
log likelihood = -2724.2664
 Iteration 0:
Iteration 1:
Iteration 2:
Iteration 3:
 Iteration 4:
Obtaining starting values for full model:
| Iteration 0: | log likelihood = -3222.2853 | Iteration 1: | log likelihood = -3210.3858 | Iteration 2: | log likelihood = -3210.146 | Iteration 3: | log likelihood = -3210.1458 |
 Fitting full model:
| Iteration 0: | log likelihood = -2731.8273 | Iteration 1: | log likelihood = -2616.0212 | Iteration 2: | log likelihood = -2614.0247 | Iteration 3: | log likelihood = -2614.0235 | Iteration 4: | log likelihood = -2614.0235 | log likelihood = -2
                                                                                                                                                 Number of obs =
Number of groups =
Random-effects tobit regression Group variable: pais
                                                                                                                                                                                                                                 1068
Random effects u_i ~ Gaussian
                                                                                                                                                  Obs per group: min =
                                                                                                                                                                                                                                  12.0
                                                                                                                                                                                               avg = max =
                                                                                                                                                 Wald chi2(7)
Prob > chi2
                                                                                                                                                                                                                           553.05
0.0000
Log\ likelihood = -2614.0235
                                                                                                                                                P> | z |
                                                         Coef. Std. Err.
                           lnx I
                                                                                                                                                                               [95% Conf. Interval]
                                              24.73905
1.011642
                                                                                                                                                                                                                   30.27421
2.164719
                         lnyi |
                                                                                                                                                  0.000
                         lnyj
lnd
                                                                                                                                                  0.000
                                                                                                                                                 0.180
0.548
0.383
0.051
0.737
                                                                                                                                                                             -5.458001
-2.63518
-9.80608
                                               -2.218142
1.165527
                                                                                        1.65302
                                                                                                                          -1.34
0.60
                                                                                                                                                                                                                     1.021717
                                                                                     1.939172
                                                                                                                                                                                                                    4 966234
3 762432
              dadjij |
dalj |
dbntijt |
_cons |
                                                -3.021824
                                                                                   3 461419
2 250884
8656581
                                                                                                                          -0.87
-1.95
                                                -4.385085
2905015
                                                                                                                                                                             -8.796736
-1.406157
                                             177 0885 18 61987
                                                                                                                        9 51
                                                                                                                                                  0.000
                                                                                                                                                                             -213.5828
                                                                                                                                                                                                               -140.5942
                                                                                                                                                                                                               5_497364
                                                       4 66443
                                                                               .4249742
.2005907
                                                                                                                         10.98
32.30
                                                                                                                                                 0.000
            /sigma_u |
/sigma_e |
                                                                                                                                                                                3.831496
                                                       6 47842
                                                                                                                                                                                6.085269
                                                                                                                                                                                                                        6.87157
                                                3414089
Likelihood-ratio test of sigma_u=0: chibar2(01)= 220.49 Prob>=chibar2 = 0.000
                                                                                        382 left-censored observations
686 uncensored observations
0 right-censored observations
 . mfx compute, predict(ys(0,.))
Marginal effects after xttobit
y = E(lnx*|lnx>0) (predict, ys(0,.))
= 8.1588203
variable | c
                                                           dx Std. Err. z P>|z| [ 95% C.I. ] X
                                                dy/dx
```

Anexo 5 - Os efeitos das barreiras geográficas e comerciais sobre o comércio internacional de carne bovina entre 1996 e 2007, com erros padrão corrigidos por *bootstrap*

```
bootstrap: xttobit lnx lnyi lnyj lnd lnt dadjij dalj dbntijt, ll(0) tobit
(running xttobit on estimation sample)
Bootstrap replications (50)
------- 1 ------ 2 ------ 3 ------- 4 ------ 5
Random-effects tobit regression
                                                       Number of obs
                                                                                     1068
                                                       Number of groups =
Group variable: pais
Random effects u i ~ Gaussian
                                                       Obs per group: min =
                                                                                       12
                                                                                     12.0
                                                                        avg =
                                                                        max =
                                                                                      12
                                                                                 1072.29
                                                       wald chi2(7)
Log likelihood = -2614.0235
                                                       Prob > chi2
                                                                                  0.0000
                                        (Replications based on clustering on pais)
                 Observed Bootstrap
                                                                       Normal-based
          lnx | Coef Std Err
                                                                [95% Conf. Interval]
                                               z P> z
         lnyi
lnyi
                                             24.08 0.000 25.26771
12.81 0.000 1.345269
                                                                                29.74555
                27.50663 1.142326
                                                                              1 831093
         lnyj
lnd
                              .1239369
                   1.588181
                                             12.81
                                                       0.000
                               .7488727
                                                       0.003
                  -2.218142
                                             -2.96
                                                                -3.685906
                                                                              - 7503787
2 859588
                   1.165527
          lnt
                                .8643328
                                             1.35
                                                       0.178
                                                                 - . 528534
      dadjij
dalj
                                                       0.045
                                                                 -5.977635
                                             -2.00
                  -3.021824
                                1.508095
                                                                               -.0660124
                  -4.385085
                                1.264356
                                             -3.47
                                                       0.001
                                                                 -6.863178
                                                                               -1.906993
     dbntijt
                                                       0.701
                    .2905015
                                .7558736
                                              0.38
                                                       0.701
0.000
                                                                 -1.190984
                                                                                1.771987
       _cons
                  -177.0885
                                10.08842
                                             -17.55
                                                                 -196.8615
                                                                               -157.3156
                4.66443 .2698149 17.29 0.000 4.135602 5.193257 6.47842 .2013618 32.17 0.000 6.083758 6.873082
    /sigma_u |
/sigma_e |
          rho 3414089 029002
                                                                  2865435 3998517
Likelihood-ratio test of sigma_u=0: chibar2(01)= 220.49 Prob>=chibar2 = 0.000
                                 382 left-censored observations
  Observation summary:
                                   uncensored observations
0 right-censored observations
mfx compute, predict(ys(0,.))
Marginal effects after bootstrap:xttobit
      y = E(\ln x + \ln x > 0) (predict, ys(0, ...))
         = 8.1588203
               dy/dx Std. Err. z P>|z| [ 95% C.I. ] X
variable |
                                                0.000 20.7706 24.4983
0.000 1.10961 1.50413
0.003 -3.03015 -.62034
0.177 -.433437 2.3516
0.030 -4.44553 -.227795
0.000 -4.96259 -1.6309
            22.63444 .95097 23.80
1.30687 .10064 12.99
-1.825247 .61476 -2.97
.9590798 .71048 1.35
-2.336664 1.07597 -2.17
                                         23.80
12.99
    lnyi
lnyj
lnd
                                                                                 7.20217
                                                                                  4.18038
             9590798
-2 336664
                                                                                 287039
     lnt
  dadjij*|
| dalj*|
                                         -2.17
                                                                                 .044944
              -3.296744
                              84994
                                         -3.88
                                                                                  .067416
 dbntijt*|
             .2400129
                                                0.702 - 987418 1.46744
                              .62625 0.38
(*) dy/dx is for discrete change of dummy variable from 0 to 1
```

Teoria e Evidência Econômica - Ano 18, n. 38, p. 9-33, jan./jun. 2012

Notas

- Segundo o Instituto de Estudos do Comércio e Negociações Internacionais (ICONE, 2010), com o surgimento da OMC, em 1995, a preocupação com as barreiras não tarifárias ganhou forma no acordo sobre Barreiras Técnicas ao Comércio (TBT) e no acordo sobre a Aplicação de Medidas Sanitárias e Fitossanitárias (SPS), que passou a cuidar especificamente das medidas relativas à proteção da saúde e da vida humana, animal e vegetal.
- O trabalho de Baldwin e Martin (1999) aponta para a redução dos custos de transporte e, especialmente, dos custos de comunicação, no mercado internacional.
- ³ FAO Organização das Nações Unidas para Agricultura e Alimentação.
- ⁴ Dados da Associação Brasileira das Indústrias Exportadoras de Carnes ABIEC (2009).
- ⁵ Este é um dos trabalhos-base da Nova Geografia Econômica (NGE).
- ⁶ Por exemplo, uma cota de importação tornaria a curva de demanda vertical na quantidade previamente definida; a adoção de novo padrão técnico industrial elevará o custo de produção, tornando a curva de demanda íngreme e deslocando a quantidade demandada para baixo (DEARDOFF; STERN, 1998).
- Segundo Almeida (2009), tal medida não gera prejuízos significativos à análise, já que o regime tarifário adotado pelas nações não se altera com frequência.
- Almeida (2009) aponta para a dificuldade de se obterem rotinas de testes de heterocedasticidade e autocorrelação para modelo de dados em painel, com estimação por *tobit*. Segundo Fred [s. d.], a técnica de *bootstrap* é utilizada como alternativa na construção de intervalos de confiança de parâmetros em circunstâncias nas quais outras técnicas não são aplicáveis. Assim, a técnica de *bootstrap* trata a amostra observada como se esta representasse exatamente toda a população e, por meio do processo de reamostragem aleatória, constrói intervalos de confiança.
- 9 Azevedo (2004) explica que como o modelo é semilogarítmico em relação às variáveis dummy, então o coeficiente associado a qualquer variável dummy é: exp(coeficiente da dummy), enquanto o percentual equivalente é [exp(coeficiente da dummy)-1]x100.