

Poder de mercado das exportações brasileiras de carne bovina *in natura* para a União Europeia no período 1995-2008

Aline Cristina da Cruz^{*}
Marcelo José Braga^{**}

Market power of Brazilian exports of fresh beef to the European Union in the period 1995-2008

RESUMO

A União Europeia (UE) é o principal mercado do setor exportador de carne bovina do Brasil, que se caracteriza por práticas de protecionismo que distorcem o equilíbrio de mercado. Também é fato constatado que as exportações brasileiras do tipo *in natura* para a UE vêm sofrendo quedas contínuas. A partir deste contexto, o principal objetivo deste trabalho é mensurar o poder de mercado do Brasil nas exportações de carne bovina *in natura* para a UE no período 1995-2008. O estudo utiliza o instrumental da *New Empirical Industrial Organization* (NEIO), com base em um sistema de oferta e demanda, e obtém 0.8205 como valor estimado do parâmetro λ de poder de mercado; mais próximo, portanto, da solução Cournot - Nash (oligopólio). Tal resultado é condizente com informações de relações comerciais no mercado europeu, dado o baixo número de países competidores, fato que denota indícios de substanciais barreiras à entrada e à saída deste setor.

Palavras-chave: carne bovina, União Europeia, NEIO, poder de mercado.

ABSTRACT

The European Union is the main market of the exporting sector of beef from Brazil, which is characterized by protectionist practices that distort the market equilibrium. Moreover, the Brazilian exports of fresh beef to the EU have suffered continuous declines. From this context, the main objective of this paper is to measure the market power of Brazil's exports of fresh beef to the EU in the period from 1995 to 2008. The study uses the *New Empirical Industrial Organization* (NEIO) approach based on a system of supply and demand. The estimated value obtained for the parameter of market power was 0.8205, which is much closer to the Cournot-

Recebido em 09.07.2009. Aceito em 10.09.2009.

^{*}Professora Assistente, Departamento de Ciências Econômicas, Universidade Federal de São João del Rei, São João del Rei. Praça Frei Orlando, 170, Centro, 36370-000, São João del Rei, MG, Brasil. E-mail: alinecruz@ufsj.edu.br.

^{**}Professor Adjunto, Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, Minas Gerais. Av. Peter Henry Rolfs s/n, Anexo DER, Gabinete 209, Campus Universitário, UFV, 36570-000, Viçosa, MG, Brasil. E-mail: mjbraga@ufv.br.

Nash solution (oligopoly). This result is consistent with information form trade in the European market, given the low number of competing countries, a fact which shows evidence of strong barriers to enter/exit from this sector.

Key words: beef, European Union, NEIO, market power.

JEL Classification: L11, L22, L79.

1 Introdução

O mercado internacional de carnes tem vivenciado grandes transformações e crescimento contínuo nas últimas décadas, fato que pode ser atribuído, substancialmente, aos acordos comerciais. Atualmente, as maiores evidências disso são as barreiras não tarifárias (Krugman e Obstfeld, 2005). As justificativas para essas mudanças remetem, sobretudo, à proteção da saúde humana e a outros aspectos de sanidade, como os casos de protecionismo. No que tange às medidas de caráter protecionista, Ferraz Filho (1997) mostra que, no setor de abate de animais, as barreiras sanitárias representam forte obstáculo ao dinamismo das exportações. Em relação ao Brasil, as principais demandas de exportação vêm da Rússia, dos Estados Unidos (EUA) e da União Europeia (UE), com destaque ao mercado europeu, principalmente o Reino Unido (RU). No entanto, de acordo com Junqueira (2006), há evidências de alto grau de protecionismo no mercado da União Europeia, pois se estabelecem linhas tarifárias excessivas e alto valor das exportações, sujeito à imposição dessas barreiras.

No Brasil, desde outubro de 2005, os problemas sanitários ligados aos focos da febre aftosa nos estados de Mato Grosso do Sul e Paraná resultaram em problemas com exportações, dificuldade de acesso a novos mercados e prejuízos com a produção e o sacrifício de animais. É importante destacar que a comercialização de carne é marcada por variadas formas de intervenção dos governos dos países concorrentes, as quais vão desde os subsídios às exportações e a alta tributação de importação, até acordos internacionais e embargos. Na prática de embargos, desde 1996, a União Europeia tem aplicado essa medida em razão de problemas sanitários, como a denominada doença da vaca louca, entre outros entraves ligados à febre aftosa.

Diante desse cenário, considerando-se, sobretudo, a relevância do mercado europeu para o setor nacional de carne bovina, é justificável o estudo da estrutura de mercado enfrentada pelas empresas exportadoras brasileiras no mercado da União Europeia. Embora o setor exportador de carnes apresente substancial nível de concentração, o que revela indícios de certo poder de mercado ao Brasil (principal exportador), é importante investigar qual estrutura de mercado as empresas nacionais enfrentam na comercialização de seus produtos com a UE, uma vez que as formas de intervenção deste bloco podem gerar distorções que prejudicam a pecuária de corte brasileira. As evidências de barreiras tarifárias e não tarifárias no mercado europeu, as quais promovem a redução da competitividade e da lucratividade da cadeia produtiva nacional, juntamente com a redução de suas importações *in natura*, são obstáculos ao dinamismo do mercado nacional de carne bovina. Nesse quadro contextual, o principal objetivo deste trabalho é mensurar o poder de mercado do Brasil nas suas exportações de carne bovina *in natura* para a União Europeia, mais especificamente, para o Reino Unido – país membro da UE que mais importa carne bovina brasileira no período de 1995 a 2008. Assim, são possíveis as inferências sobre a estrutura de mercado deste país, a fim de avaliar o grau de competitividade e suas implicações para o bem-estar da sociedade.

Considerando a natureza do problema e da escassez de estudos voltados para a análise de poder de mercado das exportações brasileiras de carne bovina, a presente pesquisa avança, quando aplica o instrumental teórico da abordagem da *New Empirical Industrial Organization* (NEIO). Trata-se de um instrumental que usa modelos econométricos para avaliar a indústria (e não a firma), ao contrário dos modelos que seguem o paradigma Estrutura-Condução-Desempenho (ECD). Parte-se da ideia de que a relação preço-custo marginal não é observável e admite a concentração econômica e o exercício de poder de mercado, desde que esses gerem eficiências econômicas que elevem o bem-estar do consumidor. Nesse contexto, a concentração não é variável principal e decisiva a ser considerada na análise antitruste, pois reflete apenas o número de concorrentes no mercado e a desigualdade de tamanho entre eles. Em suma, a concentração industrial é condição necessária para a assimetria de poder de mercado, mas não constitui uma condição suficiente.

A estrutura do trabalho, além da introdução e das considerações finais, é formada de mais quatro seções. A seção 2 descreve, brevemente, o dinamismo do mercado internacional de pecuária de corte, seguida das seções 3 e 4, as quais abordam o referencial teórico e a metodologia, respectivamente. Por fim, na seção 5, discutem-se os resultados obtidos.

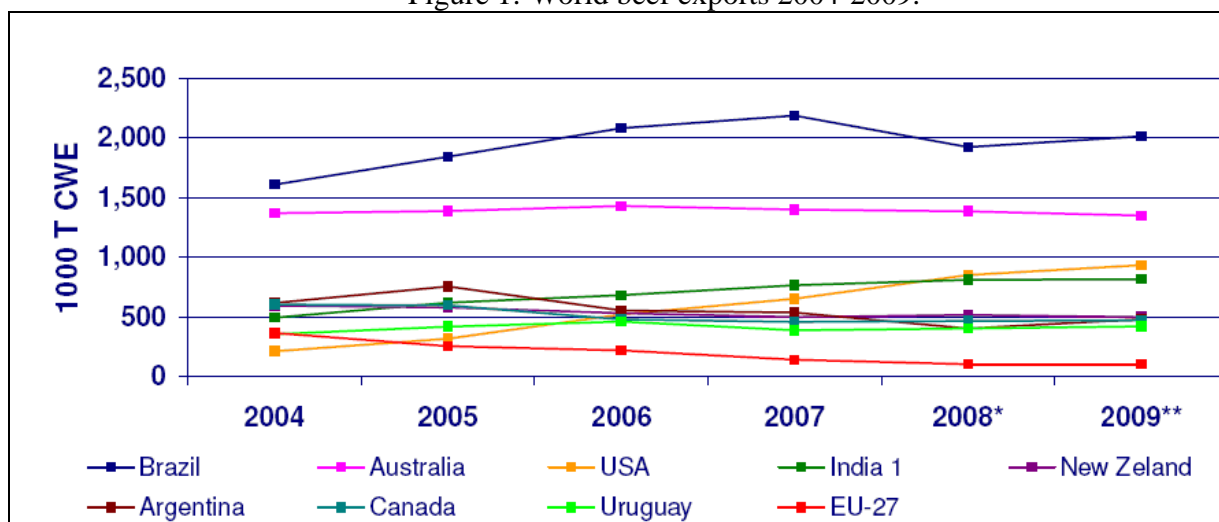
2 Mercado internacional de pecuária de corte

Muitos produtos do agronegócio mundial são comumente produzidos por poucos países, muitas vezes, por suas condições naturais de competitividade. Esses países passam a dominar as parcelas de exportações mundiais, elevando as possibilidades de exercício do poder de mercado, tal como no mercado mundial de carnes e de outras *commodities* agrícolas, que é altamente concentrado e tem a produção e as exportações dominadas por poucas nações. O setor exportador brasileiro de carne bovina ocupa posição de destaque no mercado mundial e, comparado aos outros países, destaca-se por ter apresentado maior crescimento relativo nas últimas décadas, pois, de um volume de 249 mil toneladas, em 1990 (5% do mercado), chegou a 2.194 mil toneladas, em 2007. No *ranking* dos países exportadores, desde 2004, o dinamismo do setor exportador nacional foi suficiente para que o país ocupasse o primeiro lugar entre os países exportadores, seguido pela Austrália, com 29% do total das exportações mundiais e pelos Estados Unidos (EUA), com 9% (Figura 1). Apesar do fraco desempenho dos Estados Unidos entre 2004 e 2006, o mercado americano começou a se recuperar e alcançou o terceiro posto nas exportações mundiais de carne bovina em 2008, seguido pelo mercado indiano. O mercado de carne bovina do Brasil configura-se como importante fornecedor do mercado mundial, com produção constante e crescimento contínuo das exportações, como mostra a Figura 1.

Segundo informações do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC, 2008), em 1997, o total das exportações era de 666.952 toneladas. Desse total, 55% indicam as vendas externas de carne *in natura*, e 45%, do tipo industrializada. Ao longo dos anos, o perfil das vendas de exportações brasileiras mudou e, em 2007, apenas 14% das exportações nacionais foram do tipo *in natura* (corte especial dianteiro e traseiro), e 71,5% do total das exportações do país foram de produtos industrializados de origem bovina. Segundo Junqueira (2006), vários são os fatores que podem ser citados como condicionantes desse processo: a

desvalorização do real, a ocorrência da Encefalopatia Espongiforme Bovina (BSE) em países exportadores, o maior controle da febre aftosa e o crescimento da demanda mundial. Adicionalmente, o fato de a maior parte do gado brasileiro ser alimentado a pasto tem sido um fator de maior apreciação da carne no mercado internacional.

Figura 1: Exportações mundiais de carne bovina 2004-2009.
Figure 1: World beef exports 2004-2009.



Fonte: Disponível em Associação Brasileira das Indústrias Exportadoras de Carne, ABIEC (2009).

No que tange ao dinamismo do setor externo, destaca-se o crescimento das importações dos países europeus, pois seus rebanhos sofreram consecutivos problemas, como o da febre aftosa e a doença da vaca louca. As restrições de importações de nações que permitem o uso de anabolizantes, hormônios, os quais são prejudiciais à saúde (Jank, 1996), também favoreceram o Brasil. Ressaltam-se, também, conforme Santos (1999), as medidas da bovinocultura de corte para enfrentar a competitividade interna e externa, tais como o uso intensivo de tecnologia e a adoção de modelos de gerenciamento eficazes, visando ao aumento de produtividade, à qualidade e à diminuição de custos, entre outros. Na ótica das importações, Estados Unidos, Rússia e União Europeia estão entre os maiores importadores mundiais (Tabela 1). As importações europeias são feitas com base em cotas preestabelecidas, mediante certificado de saúde pública emitido pela própria UE. No caso das carnes resfriadas, existe a cota Hilton 12, a qual estabelece que as quantias exportadas que excedem a cota pagam um valor extra. O Brasil possui apenas 5.000 toneladas de cota Hilton, contra 28.000 da Argentina e 6.200 do Uruguai. Segundo Miranda

(2001), a maioria das importações de carne bovina pela UE é feita dentro do quadro de contingências tarifárias, no entanto a redução progressiva dos direitos aduaneiros na Rodada do Uruguai do GATT, finalizado em 2000, somada à boa conjuntura de mercado, favorece as exportações de carne *in natura* e industrializada para os países membro da UE.

Tabela 1: Importações mundiais de carne bovina 2004-2008.

Table 1: World beef imports 2004-2008.

Importações Totais	2004	2005	2006	2007	2008
Estados Unidos	1.669	1.632	1.399	1.384	1.555
Federação Russa	719	978	939	1.030	1.100
União Europeia (27)	641	711	717	638	750
Japão	634	686	678	686	725
México	296	335	383	410	410
República da Coreia	224	250	298	308	320
Egito	173	221	291	300	255
Canadá	123	151	180	242	255
Venezuela	64	38	63	210	nr
Filipinas	161	137	136	153	0
Malásia	171	169	158	154	0
Outros países	1346	1486	1599	1722	309

Fonte: Dados do Departamento de Agricultura dos Estados Unidos (USDA, 2009).

Nota: Valores em 1.000 toneladas equivalente carcaça.

O padrão de consumo da União Europeia vem se modificando bastante ao longo dos anos, em vista da crescente e substancial importação de carne bovina industrializada, diferentemente do passado, quando consumia grande parte do tipo *in natura*. Segundo dados do MDIC/SECEX (2008)¹, em 1996, 86% das exportações brasileiras (US\$ FOB) de carne *in natura* eram para a UE, percentual que caiu substancialmente para 31% em 2007. Embora as importações europeias de carne industrializada brasileira também tenham sofrido redução, esta foi relativamente baixa. Os produtos industrializados respondiam, em 1996, por cerca de 60% do total exportado pelo país, percentual reduzido a 43% em 2007. Segundo Junqueira (2006), para o Brasil, o mercado europeu é o menos dinâmico; é, no entanto, o maior comprador da carne bovina nacional. Em 2004, o Brasil representava 84% do volume importado pela UE, percentagem que contabiliza, aproximadamente, 541 mil toneladas equivalente carcaça. Em 2007, a parcela de mercado brasileira se manteve nesse nível, embora, em termos absolutos, as importações europeias tenham

sofrido pequena redução, ao alcançarem o total de 537 mil toneladas. Entre os países membros da UE, o principal demandante de carne bovina é o Reino Unido, com exportações que atingem o total de 188 mil toneladas, segundo informações da ABIEC (2009).

3 Referencial Teórico

3.1 Estrutura de mercado para produtos agrícolas

A compreensão de como funcionam os mercados não concorrenciais requer a definição de três elementos básicos: a estrutura do mercado, a conduta das empresas e o desempenho do mercado. O foco deste estudo é identificar a estrutura do mercado exportador de carne bovina no Brasil e, para isso, podem ser analisados elementos que determinam o grau de competição em determinado setor, tais como: o grau de homogeneidade do produto, a liberdade de entrada e saída do mercado e o número de participantes do mercado. As estruturas teóricas de mercado variam entre dois extremos: a competição perfeita e o monopólio. Obviamente, o oligopólio constitui uma estrutura intermediária. Na concorrência perfeita, o produto não é diferenciado, há grande número de compradores e vendedores e a entrada no mercado é livre, prevalecendo a igualdade entre preço de mercado e custo marginal. Por outro lado, no monopólio, existe apenas um único produtor de um produto totalmente diferenciado (elasticidade substituição nula), e há restrições à entrada, apesar do lucro não norma que atrai mais concorrentes para o mercado.

Na estrutura de mercado oligopolista, há pequeno número de firmas maximizadoras de lucros, cujas estratégias sempre tomam por base a reação das firmas concorrentes. Esta é uma característica particular dos oligopólios, pois, tanto no sistema de concorrência perfeita quanto no monopólio, as firmas não agem como se as ações de suas rivais pudessem afetar seus ganhos ou como se as outras firmas pudessem ter diferentes objetivos (Perloff, 1992). O exercício do poder de mercado configura situação na qual a firma recebe lucro competitivo, ao definir, otimamente, seu preço de mercado acima do custo marginal. Diz-se otimamente, pois um monopolista pode definir o preço acima do custo marginal, mas não necessariamente obter um lucro aquém do competitivo, como no caso de custos fixos elevados que resultem em lucro normal zero.

Conforme já anotado, a base teórica deste trabalho segue as premissas dos modelos da NEIO, cuja formulação supera alguns pontos críticos da tradicional abordagem Estrutura-Condução-Desempenho (ECD), desenvolvida, nos anos de 1950, pelos teóricos da Escola de Harvard. Contudo, primeiramente, antes de apresentar os fundamentos teóricos que sustentam a NEIO, faz-se importante apontar as principais características que marcam o modelo ECD, de forma que se possam contrapor avanços e semelhanças entre essas diferentes concepções teóricas.

3.2 O paradigma Estrutura-Condução-Desempenho

O modelo ECD define a estrutura de mercado como os elementos que definem o nível de competição e, por conseguinte, o poder de mercado dos atuantes no setor/indústria. Segundo Scherer e Ross (1990), entre esses elementos estão o grau de diferenciação dos produtos, as condições de entrada/saída do mercado e o número de participantes no mercado. Na identificação das barreiras à entrada, tais estudos tomam por base, por exemplo, os gastos com propaganda e P&D, intensidade de capital (investimentos) ou a escala eficiente mínima em determinada atividade econômica. A condução, por sua vez, é identificada mediante análise das estratégias adotadas pelas firmas participantes quanto às práticas de determinação do preço, desenvolvimento tecnológico, inovação nos produtos, entre outros aspectos. Quanto ao desempenho do mercado, pode-se reconhecer que está intimamente atrelado ao nível de bem-estar social, resultado da alocação eficiente de recursos e do exercício de poder de mercado por parte das empresas. Para tal constatação, são consideradas as margens de preço-custo das firmas com base em custos contábeis (e não econômicos), taxas de retorno, o coeficiente Q de Tobin², entre outros.

Em resumo, para os teóricos de Harvard, a hipótese principal que sustenta a análise de seus três elementos-chave é a de que a estrutura influencia a condução que, por sua vez, determina o desempenho, ou seja, existe relação causal entre os elementos. Bain (1959) foi um dos precursores dessa teoria. O autor afirma que, quanto maiores as barreiras à entrada, maior a possibilidade de colusão e a elevação dos preços, e melhor o desempenho das firmas. Desse modo, a alta de preços combinada à redução da quantidade produzida para níveis aquém dos patamares competitivos resultará em perdas de eficiência econômica e deterioração do bem-estar

da sociedade. Segundo Church e Ware (2000), os resultados dos estudos ECD e a abordagem têm sido questionados, em vista de seus conceitos sobre o dimensionamento de poder de mercado e da definição de mercado relevante. Há problemas de mensuração com o uso das taxas de retorno, dadas as diferenças entre taxas contábeis e internas de retorno, caso se considerem as distinções na definição dos conceitos de depreciação, ativos tangíveis, inflação, risco, capitalização dos lucros de monopólio, entre outros. O mesmo ocorre com os cálculos das margens preço-custo e com o coeficiente Q de Tobin. Além disso, os trabalhos de ECD não usam conceitos econômicos para definir o mercado econômico relevante, que deve incluir todas as firmas e produtos que interagem na determinação dos preços.

Destaca-se ainda que as análises ECD consideram informações contábeis para realizar estimativas do índice de Lerner e dos níveis de lucratividade, sob o ponto de vista econômico (Fiúza, 2001). Ademais, o dimensionamento dos custos marginais da firma é complexo e, por essa razão, muitas vezes, as pesquisas utilizam custos variáveis médios como *proxy*. Soma-se a isso, ainda, a dificuldade na obtenção de dados para identificação de variáveis estruturais, o que depende, sobretudo, de estatísticas industriais oficiais. Há, também, os problemas conceituais, quando as análises consideram relação unicausal entre os elementos de estrutura, conduta e desempenho, desprezando a presença da endogeneidade em suas estimativas, procedimento que resulta na pouca robustez dos trabalhos empíricos. Por fim, ressalta-se o uso indevido de informações de curto prazo na avaliação de medidas de desempenho de longo prazo.

3.3 Nova Organização Industrial Empírica (NOIE) - *New Empirical Industrial Organization* (NEIO)

A NEIO é uma corrente recente no âmbito da Organização Industrial que faz uso de alguns pressupostos adotados na teoria ECD. No entanto, possui formulações empíricas distintas para identificar o grau de poder de mercado das empresas e outros parâmetros estruturais. De acordo com Bresnahan (1989), os estudos que seguem as premissas da NEIO consideram a indústria como objeto de análise. Nesse sentido, demandam grande volume de dados estatísticos e empregam modelos teóricos de oligopólio, visando fazer inferências sobre evidências de concorrência perfeita (ausência de coordenação estratégica), ações de conluio ou estruturas

oligopolistas. Além disso, as premissas da NEIO consideram as medidas de custo marginal como não observáveis, estimam econometricamente parâmetros de conduta das empresas mediante equações comportamentais básicas de mercado e calculam o grau de poder de mercado, com base nas inferências sobre a conduta das firmas.

O uso da abordagem estrutural da NEIO neste estudo justifica-se, principalmente, porque, segundo Church e Ware (2000), esta teoria é relevante para especificar a estrutura da demanda e da oferta e para mensurar o índice de *mark-up* da indústria, ou seja, a capacidade de a indústria elevar, de forma lucrativa, o preço acima do custo marginal. Outra vertente da NEIO é a abordagem não paramétrica³ (forma reduzida) que se utiliza de dados estatísticos sem, contudo, empregar estimativas de modelos estruturais. De acordo com Reimer e Stiegert (2006), procede-se ao cálculo de variações conjecturais, em que as condições de primeira ordem representam as conjecturas que determinada firma faz sobre o comportamento de outra. Outros estudos avaliam a abordagem dinâmica para variações conjecturais, desde que se possam considerar ajustamentos de custos na produção/armazenamento e acumulação de capital. Há, ainda, outros trabalhos que se valem de estimativas de elasticidades demanda residuais e exigem menor volume de dados.

3.3.1 Modelo Estrutural

Conforme já se pode observar, o objetivo do trabalho é mensurar o poder de mercado do Brasil em suas exportações para a União Europeia. A medida padrão é o conhecido índice de Lerner, que consiste em:

$$\text{Lerner} = \frac{\text{Preço} - \text{Custo Marginal}}{\text{Preço}} \quad (1)$$

Nesta seção, é descrito o modelo estrutural que é a base analítica deste trabalho, de modo que se possa identificar como as análises de demanda e oferta são úteis para avaliar o grau de poder de mercado. Segue-se a abordagem de modelo sugerida por Bresnahan (1982), a qual considera como oligopólio a estrutura de mercado presente no setor exportador de carne bovina *in natura*. Trata-se de um modelo estático baseado em variações conjecturais, ou seja, nas crenças das firmas sobre as respostas de seu competidor, as quais determinam sua escolha maximizadora

de lucros de níveis de preço e quantidade. Considere-se, portanto, que as firmas 1 e 2 produzam Q_1 e Q_2 unidades, respectivamente, e que a função inversa de demanda para a firma 1 seja:

$$P = P(Q_1, Y, \delta) \quad (2)$$

em que Q_1 é a produção da firma 1; Y , variáveis que deslocam a curva de demanda, tais como renda, preço de bens substitutos; e δ , parâmetros desconhecidos da função de demanda a serem estimados. Agora, considere-se a função de custo abaixo:

$$C = C(Q_1, W, \tau), \quad (3)$$

em que Q_1 é o produto da firma 1; W , variáveis que deslocam a função custo demanda, tais como preço dos fatores de produção ou tecnologia; e τ , parâmetros desconhecidos da função de custo a serem estimados. Desse modo, a função de lucros da firma 1 é representada por:

$$\pi_i = P(Q, Y, \delta) \cdot Q_1 - C(Q_1, W, \tau) \quad (4)$$

Seguindo as condições de maximização de lucros, definem-se as funções de receita e custos marginais, como seguem:

$$CMg = \frac{\partial C(Q_1, W, \tau)}{\partial Q_1} \quad (4.1)$$

$$RMg = \frac{\partial P(Q, Y, \delta) \cdot Q_1}{\partial Q_1} = P(Q) + \left[\frac{\partial P}{\partial Q} \frac{\partial Q}{\partial Q_1} \right] Q_1 \quad (4.2)$$

Na equação 4.2, a mudança em Q (indústria), dada uma variação em Q_1 é definida como:

$$\lambda = \frac{\partial Q}{\partial Q_1} = \left[1 + \frac{\partial Q_2}{\partial Q_1} \right] = 1 + v_1, \quad (5)$$

em que $\frac{\partial Q_2}{\partial Q_1}$ representa o termo de variação conjetural da firma 1 (v_1), ou seja, a expectativa da firma 1 sobre a resposta da firma 2, quando ocorre alteração em sua produção. Supondo que as

firmas no mercado de carne bovina são simétricas, isto é, possuem estruturas de custo idênticas, a equação 4.2 pode ser expressa da seguinte forma:

$$RMg = \frac{\partial P(Q, Y, \delta) \cdot Q_1}{Q_1} = P(Q) + \frac{\partial P}{\partial Q} \left[1 + \frac{\partial Q_2}{\partial Q_1} \right] Q_1 = P(Q) + \frac{\partial P}{\partial Q} [1 + v_1] Q_1 \quad (5.1)$$

A condição de maximização de lucros da firma 1 revela que:

$$P(Q) + \frac{\partial P}{\partial Q} Q_1 \lambda = CMg \quad (6)$$

A partir de (6) pode-se obter a relação de oferta da firma:

$$P(Q) = CMg - \frac{\partial P}{\partial Q} Q_1 \lambda \quad (6.1)$$

Na equação 6.1, o parâmetro λ aponta o poder de mercado que, segundo Perloff (1992), é uma constante com intervalo entre zero e um, no caso de um duopólio simétrico. Analisando tais condições, o índice de Lerner pode ser reescrito da seguinte forma:

$$\frac{P - CMg}{P} = \frac{-\lambda \frac{\partial P}{\partial Q} Q_1}{P} = \frac{\lambda}{\varepsilon}, \quad (6.2)$$

em que ε é a elasticidade preço-demanda. Observa-se que o índice de Lerner é diretamente relacionado ao parâmetro de poder de mercado λ e inversamente relacionado à ε . No Quadro 1, constam as hipóteses teóricas sobre os valores do termo de variação conjetural (v_i) e o parâmetro λ , no caso de um duopólio simétrico.

Quadro 1: Duopólio simétrico – Hipóteses teóricas
 Chart 1: Symmetric duopoly - Theoretical assumptions.

Estrutura de Mercado	λ	v_i
Concorrência Perfeita	0	-1
Oligopólio (Cournot-Nash)	$1/n$	0
Cartel	1	1

Fonte: Church e Ware (2000).

3.3.2 Modelo empírico

Nesta seção, descreve-se, matematicamente, o problema de identificação do poder de mercado no setor exportador nacional de carne bovina *in natura*. Primeiramente, é importante lembrar que a suposição é de que o produto comercializado neste mercado seja homogêneo, característica marcante nos mercados agrícolas. Assim, seguindo as pressuposições abordadas em Bresnahan (1982), pode-se definir a equação de demanda para o mercado nacional exportador de carne bovina na seguinte forma:

$$Q = \alpha_0 + \alpha_1 P + \alpha_2 Y_1 + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

α s são os parâmetros a serem estimados; P , o preço médio de exportação do Brasil para a UE de carne bovina *in natura*; e Y_1 , a renda bruta do país importador, ou seja, do Reino Unido. O passo seguinte é a definição da função de custo marginal, tal como na função abaixo:

$$CMg = \beta_0 + \beta_1 Q + \beta_2 W \quad (8)$$

Em (8) os parâmetros de custo a serem estimados são os β s e W , variáveis que deslocam a função custo, como os preços dos insumos. No caso do mercado de carne bovina, os itens mais representativos, em termos de custo, são os gastos com sal mineral, milho e soja – para nutrição do animal.

Substituindo-se a equação 8 na equação de maximização de lucros da firma – equação 6 – e fazendo alguns rearranjos matemáticos, obtém-se a relação de oferta da firma da seguinte forma:

$$P_t = \beta_0 + \beta_1 Q_t + \beta_2 W_t + \varepsilon_{t2} , \quad (9)$$

em que o parâmetro $\beta_1 = -\lambda \frac{\partial P_t}{\partial Q_t}$.

Na equação 9, o parâmetro $\alpha_1 = \frac{1}{\frac{\partial P_t}{\partial Q_t}}$, identificação do poder de mercado nas exportações brasileiras de carne bovina para a UE é nada mais que o negativo do produto dos parâmetros estimados de α_1 e β_1 , ou seja, $\hat{\lambda} = -\hat{\alpha}_1 \hat{\beta}_1$. É importante ressaltar que, no presente estudo, assim como feito em Deodhar e Pandey (2007) e Bresnahan (1982), considera-se que os custos marginais são constantes. Esta pressuposição, segundo Church e Ware (2000), permite que se identifique a extensão do poder de mercado sem mudanças em variáveis exógenas para rotacionar a curva de demanda. No entanto, há estudos, entre os quais citam-se os de Buschena e Perloff (1991), Deodhar e Sheldon (1997), Zeidan (2005) e Susanto (2006), que assumem os custos marginais como não constantes com relação à produção, cujo procedimento matemático para identificação do poder de mercado (parâmetro λ) sofre algumas alterações.

4 Metodologia

As equações de demanda e de oferta determinam, simultaneamente, preço e quantidade de equilíbrio, e evidenciam a necessidade de um modelo que observe tal simultaneidade na estimação das curvas por meio da utilização de modelos de equações simultâneas. Nesses modelos, consideram-se todas as inter-relações entre variáveis endógenas e exógenas, que são todas essenciais, uma vez que as variáveis endógenas são geradas mútua e simultaneamente, enquanto as exógenas são determinadas fora do sistema. Entre as vantagens ligadas à utilização desse método, é importante destacar que se trata de um modelo que permite endogeneizar variáveis econômicas com a probabilidade de terem sido geradas no mesmo processo econômico, reduzindo, ou mesmo eliminando, o viés resultante da endogeneidade dessas variáveis na estimação econométrica dos vários efeitos. De acordo com as pressuposições já definidas no

modelo estrutural para a identificação do parâmetro de poder de mercado nas exportações nacionais de carne bovina para UE, o sistema de equações⁴ proposto para estimação é:

$$Q_{\text{exp}_t} = \alpha_0 + \alpha_1 P_{\text{exp}_t} + \alpha_2 \text{PIB}_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

(-) (+)

$$P_{\text{exp}_t} = \beta_0 + \beta_1 Q_{\text{exp}_t} + \beta_2 P_{\text{soja}_t} + \beta_3 P_{\text{sal}_t} + \mu_t \quad (11)$$

(+ (+ (+)

Observa-se que, na função de demanda de exportação de carne *in natura*, a quantidade exportada está inversamente relacionada ao preço médio de exportação e possui relação direta com o PIB do Reino Unido. A função de oferta aponta que variações no preço médio de exportação do produto podem ser explicadas por variações positivas na quantidade exportada e no preço de dois dos principais insumos de produção: sal mineral e farelo de soja. O Quadro 2 mostra a classificação das variáveis usadas no modelo, conforme o processo de determinação, isto é, se são endógenas ou predeterminadas.

Quadro 2: Definição das variáveis exógenas e endógenas.
Chart 2: Definition of exogenous and endogenous variables.

Variáveis endógenas	Unidade de	Variáveis exógenas	Unidade de
Preço de exportação	US\$/kg	PIB Reino Unido	Bilhões US\$
Quantidade de exportação	Quilograma (kg)	Preço farelo de soja	US\$/kg
		Preço sal mineral	US\$/kg

É importante destacar que o modelo de equações simultâneas possui determinadas características estatísticas que inviabilizam o uso do tradicional método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Segundo as premissas do método dos MQO, as variáveis endógenas devem possuir distribuição independente do termo de perturbação estocástico e, assim, caso este pressuposto seja violado, os estimadores de MQO são viesados e inconsistentes⁵, ou seja, os estimadores não convergem para seus verdadeiros valores (populacionais) à medida que o tamanho da amostra cresce indefinidamente.

É importante que, na escolha do método alternativo de estimação, atente-se para o problema de identificação, pois o modelo de equações simultâneas deve ser especificado de forma que se possa identificar a estrutura da relação entre as variáveis. A identificação de uma equação será possível, se houver possibilidade de obter os parâmetros estruturais de uma equação de um sistema simultâneo a partir das equações reduzidas. Segundo Vasconcelos e Alves (2000), as equações estruturais ou comportamentais retratam a estrutura (modelo econômico) de uma economia ou de um agente econômico, e seus parâmetros são definidos como coeficientes estruturais. De posse das equações estruturais, derivam-se as equações na forma reduzida, e seus coeficientes expressam a variável endógena apenas em termos das variáveis predeterminadas e dos erros estocásticos (Gujarati, 2006). Assim, há a necessidade de que se especifiquem, corretamente, quais variáveis são exógenas e quais são predeterminadas com base em argumentos *a priori* ou teóricos.

Quadro 3: Condição de identificação de cada equação do modelo proposto.

Chart 3: Condition of identification of each equation of the model proposed.

Equação	M	k	K-k	m-1	Identificação
Demanda	2	2	4	1	Superidentificada
Oferta	2	3	3	1	Superidentificada

Nota: $K = 5$ = número de variáveis predeterminadas no modelo, incluindo as constantes.

Fonte: Elaborado pelos autores deste artigo.

A equação é identificada quando há possibilidade de se obterem valores dos parâmetros da forma reduzida do sistema de equações, podendo ser exatamente identificada (solução única) ou superidentificada (solução múltipla). Algumas regras de aplicação sobre a forma estrutural – condições de ordem e posto – facilitam o processo de identificação da forma estrutural. Para isso, considera-se que M é o número de variáveis endógenas do modelo, e m é o número de variáveis endógenas em dada equação, enquanto K é o número de variáveis predeterminadas do modelo (incluindo a constante), e k é o número de variáveis predeterminadas numa dada equação. De acordo com Gujarati (2006), na condição de ordem, o número de variáveis predeterminadas excluídas da equação não pode ser inferior ao número de variáveis endógenas incluídas nessa equação menos 1, ou seja, $K - k \geq m - 1$. Se $K - k = m - 1$, a equação é exatamente identificada

e, se $K - k > m - 1$, a equação é superidentificada. No Quadro 3, constam as condições de identificação das equações do sistema estimadas neste trabalho.

4.1 Fonte e tratamento dos dados

As informações sobre as exportações para a União Europeia consideram o mercado do Reino Unido (RU). Os dados são trimestrais e compreendem o período de janeiro de 1995 a setembro de 2008⁶. Os dados de preços médios de exportação de carne bovina *in natura* para o Reino Unido foram obtidos junto ao MDIC/SECEX e definidos em US\$/kg; as quantidades exportadas foram mensuradas em quilos. A medida de Renda Nacional Bruta compreende os valores de PIB (em US\$) do Reino Unido.

Tabela 2: Estatísticas descritivas das variáveis.
Table 2: Descriptive statistics of variables.

	Preço exportação carne <i>in natura</i>	Quantidade exportação carne <i>in natura</i>	PIB Reino Unido	Preço sal mineral	Preço farelo de soja
Média	4.155967	5881611.	453.9408	2.716600	0.226756
Mediana	3.193300	5134849.	386.2179	1.716633	0.205352
Máximo	16.55667	23660343	730.8918	6.400000	0.412368
Mínimo	1.902216	111212.0	284.3395	0.495938	0.137326
Desvio-padrão	2.685796	5715531.	136.8639	2.103681	0.063077

Utilizaram-se como variáveis de custo de produção, as informações de preços médios de farelo de soja (US\$/kg) deflacionados segundo dados do Índice Geral de Preços-Disponibilidade Interna (IGP-DI), fornecidos pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipeadata, 2009), vigentes no estado do Paraná, que é o principal produtor de soja no país, cujas cotações são referência nacional. O farelo de soja é um importante insumo da pecuária de corte, como componente proteico em formulações de rações. De acordo com o Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA), em 2007, este insumo representou 6,37% dos custos totais produtivos. Foram considerados também os preços médios deflacionados de sal mineral (US\$/kg), conforme dados do IGP-DI fornecidos pelo Instituto de Economia Agrícola (IEA). O sal mineral está entre os principais insumos da pecuária de corte como parte da suplementação

mineral que representa 16,5% dos custos totais. Na Tabela 2, constam as estatísticas descritivas das variáveis.

5 Resultados e discussão

Nos sistemas de equações simultâneas, segundo Pindyck e Rubinfeld (2004), as variáveis endógenas de uma equação têm efeito indireto sobre variáveis de outra equação, e os termos de erro são correlacionados com as variáveis endógenas. Isso faz com que a estimação por MQO resulte em estimadores tendenciosos e inconsistentes. Assim, a presença de simultaneidade implica que os estimadores de parâmetros por MQO possam ser inconsistentes, circunstância que exige o uso de um método alternativo de estimação. Nesse contexto, diante da necessidade de se identificar a presença de simultaneidade do modelo, realizou-se o teste de endogeneidade proposto por Hausman (1978), que consiste num teste de erro de especificação. O resultado indicou presença de simultaneidade e a existência de endogeneidade nas variáveis explicativas, inviabilizando o uso do tradicional MQO. O passo seguinte foi a estimação do sistema por Mínimos Quadrados de Dois e de Três Estágios. Optou-se pelo método de MQ2E com base na robustez do sistema, bem como na significância estatística dos coeficientes estimados. Os resultados das estimações das equações de demanda e oferta estão nas Tabelas 3 e 4, respectivamente.

Primeiramente, é importante mencionar que o sistema inicialmente proposto com as variáveis em nível, quando estimado, não revelou resultados estatisticamente coerentes e mostrou problemas de correlação serial. Entretanto, as formas funcionais (duplo log e lin-log) revelaram, comparativamente, resultados mais robustos e coerentes com a teoria de base do trabalho. Nas estimativas das equações de demanda e oferta, foi detectada presença de correlação serial, que se deu pela inserção dos termos autorregressivos, conforme se observa nas Tabelas 3 e 4. Além disso, a estatística de Durbin Watson confirmou o resultado do teste de correlação serial de Breusch-Godfrey, no qual não se rejeitou a hipótese nula de ausência de correlação serial. Embora não tenham sido incluídas outras variáveis exógenas no modelo de demanda, como o preço de bens substitutos da carne bovina, as estimativas mostram que, assim como em Bansback

(1995), o preço e a renda do país exportador possuem elevado poder de explicação da quantidade exportada de carne bovina *in natura*.

Tabela 3: Equação de demanda de exportação de carne bovina *in natura* para União Europeia, janeiro de 1995 a setembro de 2008.

Table 3: Demand equation for exports of fresh beef to the European Union in January 1995 to September 2008.

Variáveis explicativas	log (Quantidade de exportação)
Constante	2.081050 ^{ns} (1.911066)
log (preço de exportação)	-2.521018 *** (0.205350)
log (PIB Reino Unido)	2.648903 *** (0.312781)
AR (1)	0.353816 *** (0.109962)
Coefficiente de determinação R ²	0.915152
Durbin Watson	1.925352
Observações:	55

Notas: ns – não significativo, ***significativo a 1%, **significativo a 5% e * significativo a 10%.

Instrumentos: log (quant (-1)), log (preço (-1)) log (preço (-2)) log (PIB).

Fonte: Resultados da pesquisa.

Quanto à equação de oferta, sua estimação na forma funcional lin-log foi feita sem o termo de intercepto, ou seja, foi considerada passando pela origem. Observando a estimativa da função de oferta, verifica-se um valor relativamente baixo para o coeficiente de determinação, embora em sistema de equações simultâneas este critério de ajustamento não seja decisivo na análise da robustez do modelo estimado. Por fim, vale destacar a inclusão da variável tendência na função de oferta, por meio da qual os efeitos de outras variáveis não inseridas no modelo podem ser capturados.

Tabela 4: Equação de oferta de exportação de carne bovina *in natura* para União Europeia, janeiro de 1995 a setembro de 2008.

Table 4: Equation of export supply of fresh beef to the European Union from January 1995 to September 2008.

Variáveis explicativas	Preço de exportação
log (quantidade de exportação)	1.327478** (0.613965)
log (preço de farelo de soja)	15.95705** (6.212764)
log (preço de sal mineral)	-12.95238** (5.371745)
Tendência	0.616033** (0.313359)
AR (1)	0.628294*** (0.166378)
AR (2)	-0.171647 ^{ns} (0.121299)
Coefficiente de determinação R ²	0.244366
Durbin Watson	1.799197
Observações	55

Notas: ns – não significativo, ***significativo a 1%, **significativo a 5% e * significativo a 10%.

Instrumentos: preço (-1), preço (-2), log (quant (-1)), log (quant (-2)), log (psal).

Fonte: Resultados da pesquisa.

No que tange aos sinais dos coeficientes, na função de demanda, o sinal negativo para a elasticidade preço de exportação e o sinal positivo para elasticidade renda são condizentes com a teoria econômica. Já na equação de oferta, os sinais para as variáveis preço de exportação e de farelo de soja mostraram-se coerentes com a teoria, ambos estatisticamente significativos a 5%. No entanto, embora o parâmetro estimado para a variação no preço do sal mineral tenha se mostrado estatisticamente significativo para explicar variações no preço de exportação da carne bovina, o sinal do coeficiente não é coerente com o modelo teórico de oferta de bens.

Na identificação do parâmetro do poder de mercado (λ), definido por $\lambda = -\alpha_1\beta_1$, o termo α_1 é identificado pela função de demanda como coeficiente estimado para preço de exportação, e β_1 é o coeficiente estimado para quantidade exportada na equação de oferta. No entanto, é importante lembrar que as equações de oferta e de demanda não foram estimadas em nível e possuem formas funcionais distintas. A equação de demanda foi estimada em forma *log-log*, e a equação de oferta, na forma *lin-log*, o que requer uma transformação nos coeficientes

estimados, a fim de obter os correspondentes valores desses coeficientes das equações em nível. Para isso, considera-se que:

$$\alpha_1 = \frac{\text{Variação relativa } Q_t}{\text{Variação relativa } P_t} = \frac{\Delta Q}{Q} * \frac{\bar{P}}{\Delta P} = \frac{\bar{Q}}{\bar{P}} * \hat{\alpha}_1 = \frac{5881610.7}{4.156} * -2.521018 = -3567768.6 \quad (12)$$

$$\beta_1 = \frac{\text{Variação absoluta em } P_t}{\text{Variação relativa em } Q_t} = \frac{\Delta P}{\Delta Q} * \bar{Q} = \frac{\hat{\beta}_1}{\bar{Q}} = \frac{1.327478}{5881610.7} = 0.00000023 \quad (13)$$

De posse dos valores de α_1 e de β_1 , pode-se calcular o valor do parâmetro de poder de mercado da seguinte maneira:

$$\hat{\lambda} = -\hat{\alpha}_1 \hat{\beta}_1 = -(-3567768.6) * (0.00000023) = 0.8205$$

Em primeiro lugar, observa-se que o valor 0.8205, estimado para o parâmetro λ de poder de mercado, está compreendido no intervalo entre zero e um, e, portanto, trata-se de uma estimativa de acordo com o modelo teórico. Em segundo, trata-se de um valor mais próximo da solução Cournot - Nash ($\lambda = 1/n$) do que do equilíbrio de monopólio ($\lambda = 1$), ou seja, o equivalente a uma estrutura de mercado oligopolista. Em análise do mercado europeu, tal resultado é bastante coerente, de acordo com o pequeno número de países competidores no fornecimento de carne bovina para a UE. Embora o país venha sofrendo pequenas baixas em seu *market-share* no mercado europeu, ainda se firma como principal fornecedor do bloco, concorrendo com os produtos da Argentina e do Uruguai, cuja parcela conjunta no mercado europeu é de, aproximadamente, 20%, segundo dados do Departamento de Agricultura dos Estados Unidos, USDA.

Dado o valor do parâmetro de poder de mercado, $\lambda = 0.8205$ e da elasticidade preço demanda ($\alpha_1 = -2.521018$), o índice de Lerner que define o *mark-up* de preço acima de custo marginal é equivalente a 0.3254 ou 32.5%. No entanto, o parâmetro de poder de mercado é

produto de dois coeficientes estimados de duas equações diferentes e, desse modo, não possui um erro padrão para testar as hipóteses de competição perfeita, equilíbrio de Nash ou de monopólio. Para isso, o estudo recorre ao procedimento de *bootstrap*, que permite calcular um erro padrão empírico para o parâmetro de poder de mercado. Este procedimento é capaz de gerar uma distribuição para o parâmetro de poder de mercado λ . Em suma, esse método consiste numa aproximação não paramétrica para inferência estatística baseada na reamostragem dos dados. Para o presente modelo, tal procedimento envolveu uma simulação de 1000 rodadas, considerando ambas as equações, de modo que se calculou um valor para λ em cada uma das simulações, que forneceu um valor de 0.234 para o erro-padrão deste parâmetro. A Tabela 5 mostra o teste de hipótese para o parâmetro λ , considerando a estatística t de *Student*.

Pode-se observar que somente a hipótese de equilíbrio competitivo, ou seja, $\lambda = 0$, pode ser rejeitada. Embora o valor estimado de 0.8205 seja muito elevado, as características do mercado exportador de carne bovina estão bem próximas do equilíbrio de oligopólio. O que se constata é que, em termos gerais, o mercado exportador de carne bovina *in natura* do Brasil possui bom desempenho nas suas relações de comércio com a União Europeia.

Tabela 5: Teste de hipótese para o parâmetro λ pelo procedimento de *bootstrap*.Table 5: Hypothesis test for the parameter λ by use of the bootstrap procedure

λ	Desvio-padrão	Estatística t		
		Competição Perfeita ($H_o: \lambda = 0, H_a: \lambda > 0$)	Colusão ($H_o: \lambda = 1, H_a: \lambda < 1$)	Cournot-Nash ($H_o: \lambda = 0,5, H_a: \lambda \neq 0,5$)
0.8205	0.234	3.5055	-0.7664	1.3695
		Hipótese nula não aceita	Hipótese nula não rejeitada	Hipótese nula não rejeitada

Fonte: Dados da pesquisa.

Os resultados do trabalho são corroborados por índices positivos da bovinocultura de corte de produção, rebanho, produtividade e, principalmente, inserção no mercado internacional. Todavia, há muitos avanços a serem realizados pelos diversos agentes envolvidos, sobretudo no que se refere às questões sanitárias e de qualidade do produto. O controle rígido da saúde do animal exige atenção especial diante dos efeitos adversos dos embargos já sofridos.

6 Conclusões

O mercado mundial de carne bovina é bastante dinâmico, com produção e exportações concentradas nas mãos de poucos países como Brasil, Austrália, Estados Unidos e Índia. No entanto, é um segmento marcado por práticas de protecionismo, principalmente de países como Estados Unidos e os da União Europeia, fato que pode distorcer as relações de mercado e prejudicar a posição do Brasil nesse setor. Embora as evidências apontem para concentração de mercado, revelando indícios de poder de mercado para as indústrias exportadoras brasileiras, é importante analisar qual estrutura de mercado as empresas nacionais enfrentam na comercialização de seus produtos com a UE, cujas formas de intervenção podem gerar distorções que desviam o mercado do nível de equilíbrio competitivo. Neste contexto, em relação ao principal objetivo do trabalho de mensurar o poder de mercado do Brasil nas suas exportações de carne bovina *in natura* para a União Europeia, especificamente para o Reino Unido, o estudo avança, ao aplicar o instrumental fornecido pela abordagem da NEIO. Essa abordagem usa modelos econométricos para avaliar uma indústria (e não a firma), pois considera a relação preço-custo não observável e descarta dados contábeis, tal como ocorre nos trabalhos que usam a abordagem de ECD.

Com base em um sistema de equações simultâneas de oferta e demanda, na estimativa do parâmetro de poder de mercado (λ) usou-se o método dos Mínimos Quadrados de Dois Estágios. O valor estimado para o parâmetro de conduta λ foi de 0.8205, cuja significância estatística analisada pelo procedimento de *bootstrap* apontou-o como estatisticamente diferente de zero (competição perfeita). No entanto, as hipóteses de uma estrutura de mercado condizente com o equilíbrio de Cournot - Nash ($\lambda = 1/n$) ou de cartel ($\lambda = 1$) não podem ser rejeitadas. Apesar destes resultados, as condições do mercado em questão corroboram a identificação de uma solução de mercado oligopolista. Os dados panorâmicos a respeito das relações competitivas no mercado europeu ratificam tal inferência, dado o baixo número de países competidores no fornecimento de carne bovina para a UE, que apontam indícios de substanciais barreiras à entrada/saída desse setor. Embora o país venha sofrendo pequenas baixas em seu *market-share*

no mercado europeu, ainda se firma como principal fornecedor do bloco, concorrendo com produtos da Argentina e Uruguai, cuja parcela conjunta no mercado europeu é de, aproximadamente, 20%.

Em síntese, observa-se que, embora a comercialização desses produtos seja marcada por variadas formas de intervenção do governo, como o sistema de cotas Hilton e eventuais embargos, desde 2006, em razão de problemas sanitários como a doença da vaca louca e da febre aftosa, o Brasil tem alcançado eficiência econômica neste setor fundamental para a balança comercial do agronegócio nacional.

A presença de focos de febre aftosa nas regiões oeste e sul do país, em 2005, demonstraram que existem falhas nas medidas de controle da doença no país e conseqüente necessidade do aperfeiçoamento do monitoramento de áreas de fronteira do país com países vizinhos. Ademais, os prejuízos advindos desses acontecimentos impedem o avanço das negociações do Brasil com mercados relevantes nesse segmento, como é o caso dos Estados Unidos, que ainda não importam carne *in natura* brasileira. O controle e a erradicação de doenças como a febre aftosa são de extrema relevância nesse mercado, para garantir a manutenção e expansão do comércio de carne bovina, principalmente *in natura*. Na prática, o diagnóstico de enfermidades pode causar embargos comerciais e afetar o desempenho do setor. Esse fato gera prejuízos e compromete o posicionamento do Brasil como principal exportador de carne bovina mundial, impedindo a expansão para mercados importantes, tal como se define o mercado exportador dos Estados Unidos, maior importador mundial de carne bovina.

Como proposta de linha de pesquisa, evidencia-se a possibilidade de um estudo que inclua outras variáveis exógenas na equação de demanda com o intuito de avaliar a pressuposição de custos marginais não constantes. Desse modo, é possível comparar os resultados dada a distinção de suposição em seus modelos teóricos.

Referências

ABIEC. 2009. Associação Brasileira das Indústrias Exportadoras de Carne. Disponível em <http://www.abiec.com.br/estatisticas/14.pdf> Acesso em 24/03/2009.

- BAIN, J. 1959. *Industrial Organization*. New York, John Wiley and Sons, 274 p.
- BANSBACK, B. 1995. Towards a broader understanding of meat demand. *Journal of Agricultural Economics*, **46**(3):287-308.
- BRESNAHAN, T.F. 1982. The oligopoly solution concept is identified. *Economic Letters*, 10:87-92.
- BRESNAHAN, T.F. 1989. Empirical Studies of Industries with Market Power. In: R. SCHMALENSEE; R. WILLIG, *Handbook of Industrial Organization*, cap. 17, vol. 2, p. 1011-1057.
- BUSCHENA, D.E.; PERLOFF, J.M. 1991. The creation of dominant firm market power in the coconut oil export market. *American Journal of Agricultural Economics*, **73**:1000-1008.
- CHURCH, J.; WARE, R. 2000. *Industrial Organization: A strategic approach*. New York, McGraw-Hill, 926 p.
- DEODHAR, S.Y.; SHELDON, I.M. 1997. Econometric estimation of the magnitude of market power in the soya meal export market. *Journal of Agricultural and Economics Resource*, **22**(1):78-86.
- DEODHAR, V.P.; PANDEY, V. 2007. Degree of instant competition: Estimation of market power in India's instant coffee market. *Indian Economic Review*, **42**(2):253-264.
- FERRAZ FILHO, G. 1997. Barreiras técnicas ao comércio internacional. *Revista Brasileira de Comércio Exterior*, **52**:47-56.
- GUJARATI, D. 2006. *Econometria básica*. 4^a ed., São Paulo, Editora Campus, 812 p.
- HAUSMAN, J.A. 1978. Specification tests in econometrics. *Econometrica*, **46**:1251-1271.
- IPEADATA. 2009. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Preços. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/ipeaweb.dll/ipeadata?85283156> Acesso em: 24/03/2009.
- JANK, M.S. 1996. *Competitividade do Agribusiness Brasileiro: discussão teórica e evidências no sistema de carnes*. São Paulo, SP. Tese de doutorado. FEA/USP, 195 p.
- JUNQUEIRA, B.A. 2006. *Identificação e análise de barreiras não-tarifárias sobre as exportações brasileiras de carne bovina*. Viçosa, MG. Dissertação de Mestrado. Universidade Federal de Viçosa, 138 p
- KRUGMAN, P.R.; OBSTFELD, M. 2005. *Economia internacional: economia e política*. São Paulo, Pearson Addison Wesley, 576 p.

Cruz, Aline C.; Braga, Marcelo J.

O poder de mercado das exportações brasileiras de carne bovina *in natura* para a União Europeia

MDIC/SECEX. 2008. Ministério do Desenvolvimento, da Indústria e do Comércio Exterior, Secretaria de Comércio Exterior. Disponível em <http://aliceweb.desenvolvimento.gov.br/>. Acesso em: 24/03/2009.

MIRANDA, S.H.G. 2001. *Quantificação dos efeitos das barreiras não-tarifárias sobre as exportações brasileiras de carne bovina*. Piracicaba, SP. Tese de doutorado. Escola Superior de Agricultura de “Luiz de Queiroz” (Esalq/USP), 233 p.

PERLOFF, J.M. 1992. Econometric analysis of imperfect competition and implications for trade research. In: *Industrial Organization and International Trade: Methodological Foundations for International Food and Agricultural Market Research*. North Central Research Publication Number 194. Columbus, The Ohio State University.

PINDYCK, R.S.; RUBINFELD, D.L. 2004. *Econometria – Modelos & Previsões*. 4ª ed., Rio de Janeiro, Editora Campus, 726 p.

REIMER, J.J.; STIEGERT, K. 2006. Imperfect competition and strategic trade theory: Evidence for international food and agricultural markets. *Journal of Agricultural & Food Industrial Organization*, 4:1-28.

SANTOS, J.B.U. 1999. Bovinocultura de corte na região Centro-Oeste. In: SIMPÓSIO GOIANO SOBRE PRODUÇÃO DE BOVINOS DE CORTE, Goiânia, 1999. *Anais...* Goiânia, CBNA, p. 1-8.

SCHERER, F.M.; ROSS, D. 1990. *Industrial market structure and economic performance*. 3ª ed., Boston, Houghton Mifflin, 575 p.

SUSANTO, D. 2006. *Measuring the degree of market power in the export demand for soybean complex*. Baton Rouge, LA, EUA. Tese de doutorado. Louisiana State University, 180 p.

TOBIN, J.; BRAINARD, W. 1968. Pitfalls in financial model building. *American Economic Review*, 58:99-122.

USDA. 2009. United States Department of Agriculture. Disponível em: <http://www.ers.usda.gov/Data/MeatTrade/>. Acesso em: 01/02/2009.

VASCONCELOS, M.A.S.; ALVES, D. 2000. *Manual de Econometria*. São Paulo, Editora Atlas, 308 p.

ZEIDAN, R. 2005. *Robustez dos modelos da New Empirical Industrial Organization (NEIO) com aplicação ao mercado brasileiro de cimento*. Rio de Janeiro, Texto para Discussão 002/2005, IE/UFRJ, 36 p.

¹ Ministério do Desenvolvimento, da Indústria e do Comércio Exterior/Secretaria de Comércio Exterior.

² É uma das contribuições de Tobin e Brainard (1968) para a teoria do investimento e é definida pela razão entre o valor de mercado da empresa e o custo de substituição dos seus ativos.

³ Maiores detalhes, consultar Church e Ware (2000).

⁴ Valores entre parênteses correspondem aos sinais esperados dos parâmetros estimados, com base na teoria.

⁵ A distribuição de estimador ($\hat{\theta}$) tende a colapsar, a se concentrar em torno de um valor K , o que corresponde dizer que o estimador $\hat{\theta}$ está convergindo em probabilidade para K , ou tem limite de probabilidade K : $p\lim \hat{\theta}_n = K$. Se K é igual a θ

(valor populacional), o estimador $\hat{\theta}$ é consistente. Para mais detalhes, consultar Gujarati (2006).

⁶ A base de dados do MDIC/SECEX somente disponibiliza informações a partir de 1995.