

Poder de mercado das exportações brasileiras de carne de frango¹

Filipe de Moraes Pessoa²
Daniel Arruda Coronel³
Márcio Antônio Salvato⁴
Marcelo José Braga⁵

Resumo: O objetivo deste trabalho é medir o poder de mercado da indústria de exportação de carne de frango brasileira. Nesse sentido, utilizou-se o procedimento de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), já que não houve problema de simultaneidade, e uma rotina de *bootstrap*, que permite gerar uma estimativa do desvio padrão do parâmetro que identifica o poder de mercado na indústria (λ). Os resultados indicam que as hipóteses de competição perfeita e conluio (*cournot*) para essa indústria são rejeitadas, porém o valor de λ , que mede o poder de mercado, sugere um comportamento mais próximo da competição perfeita do que do conluio.

Palavras-chave: carne de frango, Noie, poder de mercado.

Market power of the Brazilian chicken meat exports

Abstract: The objective of this paper is to measure the power market of the export industry of Brazilian chicken meat. In this sense, the proceeding of Ordinary Least Squares (OLS), since there was no problem of simultaneity, and a routine of bootstrap which makes possible to produce an estimate of the diversion-standard of the parameter that identifies the market power in the industry (λ). The results indicate that the hypotheses of perfect competition and collude (*cournot*) for this industry are rejected; however the value of λ which measures the power of market suggests a behavior nearer of the perfect competition than the collusion.

Keywords: chicken meat, Noie, power of market.

Introdução

Segundo o Ministério da Agricultura Pecuária e Abastecimento (BRASIL, 2009), a cadeia produtiva da carne de frango é um exemplo

de sucesso no complexo agroindustrial brasileiro, representando o quinto produto na pauta de exportações do País e o segundo nas exportações do agronegócio.

¹ Original recebido em 7/12/2009 e aprovado em 4/2/2010.

² Mestrando em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV), bacharel em Ciências Econômicas pela Pontifícia Universidade Católica de Minas Gerais (PUC-MG) e economista dos Correios de Belo Horizonte, MG. E-mail: filipe_morais_pessoa@yahoo.com.br

³ Doutorando em Economia Aplicada (UFV), Mestre em Agronegócios pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS), economista pela Universidade Federal de Santa Maria (UFSM) e bolsista de Doutorado do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq). E-mail: daniel.coronel@ufv.br

⁴ Professor assistente do Instituto Brasileiro de Mercado de Capitais (Ibmec-MG) e professor visitante do Programa de Pós-Graduação de Economia da EPGE-FGV/RJ, doutor em Economia pela Fundação Getúlio Vargas do Rio de Janeiro. E-mail: marcio.salvato@gmail.com

⁵ Professor associado e coordenador do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da UFV e bolsista de Produtividade do CNPq. E-mail: mjbraga@ufv.br

Esses resultados se devem a uma estrutura integrada, que envolve vários fatores: plantio de grãos e sua transformação, alojamento de matrizes e pintos, abatedouros, frigoríficos, transporte e distribuição, além do desenvolvimento genético de aves (PAULA; FAVERET FILHO, 2003).

Nesse contexto, o mercado brasileiro conseguiu conquistar espaço no competitivo mercado mundial, com o rápido crescimento de sua participação nas exportações mundiais de carne de frango, tornando-se, segundo dados do Food and Agriculture Organization of United Nations (FAO, 2009), o segundo maior exportador mundial em 1998 e o primeiro em 2004, quando superou os EUA, país que ocupava o primeiro lugar no ranking.

A partir de 1998, grandes empresas e várias cooperativas agropecuárias fizeram investimentos no setor, gerando um excedente de produção em relação ao consumo interno, o qual passou a ser direcionado para o mercado externo, mudando, assim, o patamar de inserção brasileira com a incorporação de novas empresas ao fluxo do comércio internacional. Com isso, o mercado brasileiro tornou-se o principal fornecedor mundial, respondendo pelo abastecimento de diversos países (mais de 140), distribuídos por vários continentes, posição essa que vem sendo sustentada por um rígido programa de controle sanitário e pelo trabalho de marketing. Com a plena satisfação de seus clientes, o setor cria expectativas de conquistar novos mercados no cenário internacional.

A trajetória percorrida pela indústria brasileira de exportação de carne de frango suscita uma investigação sobre o poder de mercado das empresas brasileiras. A participação do governo brasileiro nesse mercado foi decisiva para o sucesso do empreendimento, ao adotar medidas que visavam fomentar a competitividade do setor, como a isenção de impostos federais sobre a aquisição de milho e farelo de soja, impostos esses que representavam, até então, os principais

custos da produção avícola, conforme divulgado pela Associação Brasileira de Exportadores de Frango (ABEF, 2008).

Este estudo pretende verificar o poder de mercado das exportações brasileiras de carne de frango, ou seja, propõe-se a avaliar se o País consegue aumentar, com lucros, o preço de seu produto por meio da redução da quantidade produzida. Esse questionamento se faz relevante dado que o mercado mundial de exportação de carne de frango é dominado por apenas quatro países, ou seja, Brasil⁶, China, Estados Unidos e Tailândia, conforme se verifica na Figura 1.

Nela está esboçado o índice CR4 baseado nos valores de *market-share* dos países mencionados.

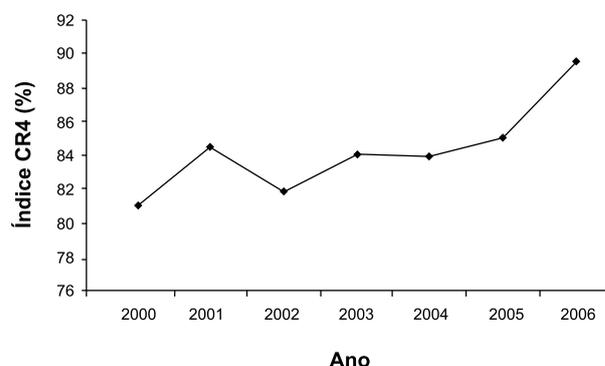


Figura 1. Índice CR4 para o mercado mundial de exportação de carne de frango, no período 2000–2006.

A principal contribuição deste trabalho é analisar as exportações brasileiras de carne de frango, ao fornecer uma estimativa do grau de poder de mercado da indústria brasileira de exportação desse produto, utilizando-se da base teórica da Nova Organização Industrial Empírica (Noie).

Este artigo está dividido em três seções, além desta introdução. Na próxima seção (Metodologia), são apresentados e descritos o referencial teórico e os modelos teóricos e

⁶ Como mencionado, o Brasil tornou-se líder de mercado em 2004.

econômicos; na segunda, a fonte de dados; e na terceira, os resultados são analisados e discutidos. No final do artigo, são apresentadas as principais conclusões deste estudo.

Metodologia

Referencial teórico

Para Hatirli et al. (2003), foi Dixit (1984) quem forneceu um esquema teórico para o comércio sob uma estrutura de mercado imperfeito, o qual possibilitou uma integração entre a teoria de comércio e a organização industrial. Diversos economistas têm usado esse esquema para derivar estimativas empíricas do poder de mercado no comércio, seja ele internacional seja intranacional. Entre eles estão Buschena e Perloff (1991), Deodhar e Sheldon (1997), Karp e Perloff (1989) e Patterson e Abbott (1994).

Todos os estudos abarcam um corpo maior de paradigma, denominado Nova Organização Industrial Empírica (Noie), que surgiu principalmente da insatisfação com os resultados gerados pela análise com base no modelo Estrutura, Conduta, Desempenho (ECD). A hipótese básica do paradigma ECD

[...] é que a estrutura de mercado determina os padrões de conduta das firmas (em termos das variáveis de escolhas delas, tais como preço, gastos em P&D e marketing, decisões de fusões e aquisições etc.), que, por sua vez, determina seu desempenho (FIUZA, 2001, p. 396).

Estudos de ECD costumam adotar uma *proxy* para o índice de Lerner, utilizando custos variáveis ao invés de custos marginais.

Contudo, exceto para firmas atuando em mercados competitivos, no equilíbrio de longo prazo custos variáveis médios não são uma boa aproximação dos custos marginais (DEODHAR; PANDEY, 2006).

Além disso, ECD foca em estudos de seção cruzada de muitas indústrias ou mercados, o que dificulta a identificação de parâmetros estruturais. Mas a principal deficiência dos estudos de ECD está na sua tentativa de estabelecer um link entre estrutura e desempenho mediante o uso de dados de seção cruzada. Como destacaram

Hatirli et al. (2003 citados por BRESNAHAN; SCHMALENSEE, 1987), a teoria econômica sugere que a causalidade entre estrutura e desempenho só pode ser estabelecida pelos dados de séries temporais; caso contrário, a relação entre estrutura e desempenho seria espúria.

Nesse contexto, os avanços dos estudos da Noie em relação aos estudos de ECD consistem nos seguintes termos:

- Dados contábeis de custos não são usados; medidas significativas de custo são não observáveis.
- O foco está na estimativa do poder de mercado de uma única indústria; obviamente, suposições falsas com respeito à simetria entre as indústrias não são necessárias.
- O comportamento de uma firma ou indústria é estimado com base em modelos teóricos de oligopólio, o que permite testar as hipóteses do grau de poder de mercado explicitamente.
- O grau de poder de mercado é identificado e estimado; a inferência do poder de mercado está baseada na conduta das firmas (CHURCH; WARE, 2000).

Conforme Bresnahan (1982), a abordagem da Noie permite analisar a extensão do poder de mercado embasado em um esquema de oferta e demanda, a ser estimado de forma simultânea. O modelo consiste na especificação de uma função de demanda, de uma função de custo marginal e de uma condição de maximização de lucro de primeira ordem, a qual determina a igualdade entre custo marginal e receita marginal, que dará origem à relação de oferta. O parâmetro de poder de mercado é identificado pelo exame de mudanças na relação preço-custo de uma posição de equilíbrio a outra. Fundamental no enfoque de Bresnahan (1982) é a significância estatística da variável que realiza a rotação na curva de demanda.

Parte das críticas às formulações da Noie, formuladas por Bresnahan (1982) e Lau (1982), está relacionada ao caráter estático dos modelos derivados dessa abordagem, visto que boa

parte da interação estratégica das empresas pode revelar estratégias de longo prazo, e modelos estáticos não são capazes de reter informações sobre um parâmetro de conduta que apresentasse características de curto prazo diferentes daquelas de longo prazo (ZEIDAN; RESENDE, 2005).

O modelo teórico

Suponha-se que uma indústria seja formada por firmas idênticas que produzam um produto homogêneo, (q_1, q_2, \dots, q_n) , sendo o produto da indústria dado por

$$Q = \sum_{i=1}^n q_i.$$

Fazendo a demanda de mercado nessa indústria ser dada pela função implícita

$$Q_t = Q(P_t, Z_t), \quad (1)$$

em que

Q_t é a quantidade total demandada.

P_t é o preço do produto.

Z_t é o vetor de variáveis exógenas que afetam a demanda, tais como renda e preços de produtos substitutos.

t é um subscrito que indica tempo.

Suponha-se também que o custo marginal agregado (CM) enfrentado pelas firmas seja dado pela seguinte equação:

$$CM_t = CM(Q_t, W_t), \quad (2)$$

em que W_t é um vetor de variáveis exógenas, tal como o preço de insumos. Supondo que as firmas são tomadoras de preços na indústria em questão, o preço e a quantidade de equilíbrio serão determinados por

$$P_t = P(Q_t, Z_t) = CM_t(Q_t, W_t). \quad (3)$$

A equação (3) indica que a indústria será perfeitamente competitiva quando o preço for igual ao custo marginal. De forma geral, se as firmas de uma indústria enfrentarem competição imperfeita, o equilíbrio ocorrerá quando a receita marginal (RM) for igual ao custo marginal (CM). Definindo a receita da indústria por $R_t = P_t Q_t = P(Q_t, Z_t) Q_t$, a condição de equilíbrio será dada pela seguinte expressão

$$RM_t(\lambda) = P_t + \lambda Q_t \left[\frac{dP_t}{dQ_t} \right] = CM(Q_t, W_t). \quad (4)$$

em que λ é definido como um índice do grau de poder de mercado, isto é, a diferença entre o preço de mercado e o custo marginal (BRESNAHAN, 1982). Ainda por essa perspectiva, Bresnahan (1982) argumentou que o domínio do parâmetro que mede o grau do poder de mercado está entre 0 e 1 ($0 \leq \lambda \leq 1$).

Se a indústria for perfeitamente competitiva, $\lambda = 0$, e (4) tornar-se-á a condição usual de preço igual ao custo marginal. Se a indústria for um monopólio ou se as firmas demonstrarem um comportamento de conluio perfeito, $\lambda = 1$, e (4) tornar-se-á a expressão normal para um *mark-up* de monopólio⁷. Valores intermediários de λ refletem o grau de poder de oligopólio em uma indústria. Nesse caso, o *mark-up* sobre o custo marginal é menor do que o *mark-up* de monopólio.

⁷ Se $\lambda=1$, tem-se: $P + Q_t \left[\frac{dP_t}{dQ_t} \right] = CM(Q_t, W_t)$,

$$P - CM(Q_t, W_t) = -Q_t \left[\frac{dP_t}{dQ_t} \right] \frac{Q_t}{P_t} \frac{P_t}{P_t},$$

$$\frac{P - CM(Q_t, W_t)}{P_t} = \frac{1}{|\epsilon|}, \text{ em que } \epsilon \text{ é a elasticidade-preço da demanda.}$$

Alternativamente, λ pode ser interpretado como a variação conjuntural. Usando um modelo simples de duopólio, pode-se ilustrar a conexão entre λ e a variação conjuntural. Suponha-se que a firma 1 produza q_1 unidades de produto; e que a firma 2 produza q_2^c unidades de produto. Então, o produto total que se espera será vendido por $Q_i = q_1 + q_2^c$.

O problema de maximização de lucro para a firma 1 pode, então, ser expresso como

$$\text{Max}_{q_1} = P(Q)q_1 - C_1(q_1), \quad (5)$$

em que $P(Q)$ é a função de demanda inversa, e $C_1(q_1)$, a função de custo total para a firma 1. Diferenciando a equação (5), com respeito à q_1 , e depois de algumas manipulações algébricas, a condição de primeira ordem pode ser expressa por

$$P(Q) + \frac{dP}{dQ} \left[1 + \frac{dq_2}{dq_1} \right] q_1 = CM_1(q_1), \quad (6)$$

em que $CM_1(q_1)$ é o custo marginal da firma 1; q_2 é o nível de produto de equilíbrio de q_2^c ; e $\frac{dq_2}{dq_1}$ é o termo de variação conjuntural. Ele descreve como a firma 1 espera que a firma 2 variará o seu nível de produção quando a firma 1 realizar uma mudança infinitesimal em seu nível de produto. Admitindo-se simetria entre todas as n firmas participantes do mercado, isto é, todas têm a mesma função custo e produzem a mesma quantidade de produto, pode-se reescrever a equação (6) para essas n firmas como segue:

$$P(Q) + \frac{dP}{dQ} \left[\frac{1 + (n-1)v}{n} \right] = CM, \quad (7)$$

em que v é a variação conjuntural de uma firma sobre cada uma de suas rivais.

Já que de (4), tem-se que

$$P_i + Q_i \left[\frac{dP_i}{dQ_i} \right] \lambda = CM,$$

segue-se que as equações (4) e (7) são idênticas, em que o índice de poder de mercado é definido por

$$\lambda = \left[\frac{1 + (n-1)v}{n} \right]. \quad (8)$$

Torna-se claro, pela relação estabelecida acima, que, se as firmas se comportam de forma perfeitamente competitiva, $v = -1$ e $\lambda = 0$; na forma *cournot-nash*, os valores de v e λ serão 0 e $1/n$, respectivamente.

Modelo econométrico

Tendo em vista o grau de poder de mercado nas exportações brasileiras de carne de frango, faz-se necessária a especificação de formas funcionais para a demanda e para o custo marginal da indústria de exportação de carne de frango. Para a exportação de carne de frango, admite-se uma função de demanda linear, com a seguinte especificação:

$$Q_t = \beta_0 + \beta_1 P_{Ft} + \beta_2 Y_t + \beta_3 P_{Bt} + \varepsilon_t, \quad (9)$$

em que

Q_t é a quantidade exportada de carne de frango pelo Brasil, em t.

P_{Ft} é o preço de exportação da carne de frango do Brasil, em US\$/t.

Y_t é Produto Nacional Bruto (PIB) per capita mundial, corrigido pela paridade do poder de compra, em US\$.

P_{Bt} é o preço internacional da carne bovina, em US\$/t.

ε_t é o termo de erro aleatório.

t representa o subscrito de tempo.

A variável Y_t é inserida para representar uma variável de renda na equação de demanda,

e a variável P_{Bt} para representar o preço de um bem substituto.

Além disso, supõe-se que o custo marginal (CM) seja especificado por

$$CM_t = \alpha_0 + \alpha_1 P_{Mt} + \alpha_2 P_{St} + \alpha_3 \theta_t, \quad (10)$$

em que

P_{Mt} é o preço internacional do milho, em US\$/t.

P_{St} é o preço internacional da soja, em US\$/t.

θ é a taxa de câmbio efetiva real das exportações.

As variáveis P_{Mt} e P_{St} são inseridas na função de custo marginal como custos de produção, já que, conforme destacado na introdução, são os dois principais custos do setor avícola. A taxa de câmbio é inserida como variável de controle para captar ajustes nos preços relativos doméstico/externo, os quais influenciam a decisão de produção para exportação.

Substituindo a equação (10) na condição de maximização de lucro (4) e depois de algumas manipulações algébricas, deriva-se a relação de oferta, como segue:

$$P_{Ft} = \alpha_0 + \alpha_1 P_{Mt} + \alpha_2 P_{St} + \alpha_3 \theta + \alpha_4 Q_t + \eta_t, \quad (11)$$

em que P_{Ft} , P_{Mt} , P_{St} , θ e Q_t são previamente definidos; η_t é o termo de erro aleatório; e $\alpha_4 = -\lambda [dP_t / dQ_t]$. Da equação (9), sabe-se que a inclinação da função de demanda inversa $[dP_t / dQ_t]$ é dada pelo termo $1/\beta_1$. Consequentemente, o parâmetro do poder de mercado é nada mais do que o negativo do produto de dois coeficientes de regressão, ou seja: $\lambda = -\beta_1 \alpha_4$.

A forma funcional do custo marginal aqui adotada é um caso especial da metodologia

desenvolvida por Bresnahan (1982), segundo o qual, para identificar o grau de poder de mercado, foi adicionada mais uma variável à equação de demanda chamada $P_t Z_t$. No presente estudo, supõe-se que o custo marginal seja constante e, conseqüentemente, não haja problema de identificação no modelo. Vários estudos adotam o mesmo procedimento, como: Deodhar e Pandey (2006), Hatirli (2002), Hatirli et al. (2003).

Para derivar a estimativa do parâmetro de poder de mercado (λ), as equações (9) e (11) são estimadas. Contudo, caso as variáveis dependentes do modelo sejam endógenas, o problema de simultaneidade surge, e, como aponta Greene (2008), não se pode aplicar o método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), pois é violada a hipótese clássica de que as variáveis explicativas são não estocásticas, ou, se estocásticas, distribuem-se independentemente do termo de erro, gerando estimativas viesadas e inconsistentes dos parâmetros. Como solução ao problema de simultaneidade do modelo, pode-se aplicar o método dos Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E), que constitui uma alternativa para a estimação consistente dos parâmetros das equações (9) e (11). Para examinar a presença de endogeneidade, utilizou-se, conforme Bragança (2005), o teste de Wu-Hausman.

Fonte de dados

Na análise do grau de poder de mercado nas exportações mundiais de carne de frango, foram utilizados dados anuais do período compreendido entre 1980 e 2006, obtidos de diversas fontes. Os dados de preço de exportação da carne de frango do Brasil (P_F) e a quantidade exportada de carne de frango pelo Brasil (Q_t) tiveram como fonte a Associação Brasileira dos Produtores e Exportadores de Carne de Frango (ABEF, 2008). O preço internacional da carne de boi (P_{Bt}), o preço internacional do milho (P_{Mt}) e o preço internacional da soja (P_{St}) foram obtidos da Food and Agriculture Organization of United Nations (FAO, 2009). Os dados da variável do Produto Nacional Bruto per capita, corrigidos

pela paridade do poder de compra (Y_t), foram obtidos dos indicadores de desenvolvimento do The World Bank (2004). Por fim, os dados da taxa de câmbio efetiva real das exportações brasileiras foram obtidos do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA, 2008).

Análise e discussão dos resultados

Demanda de exportações e equação de oferta de exportações

As equações de demanda de exportações e oferta de exportações foram estimadas seguindo a especificação dos modelos (9) e (11), respectivamente, mediante a aplicação de MQO, visto que o teste de Hausman-WU indicou que não se pode rejeitar a hipótese de que a quantidade exportada e o preço da carne de frango são exógenos⁸. A Tabela 1 apresenta os principais resultados da estimação.

Como pode ser visto na Tabela 1, na equação de demanda, todas as variáveis foram individualmente estatisticamente significativas a níveis de 1% ou 5%, apresentando também um coeficiente de determinação elevado, em torno de 0,83. Os sinais foram coerentes com a teoria econômica, em que a quantidade demandada de carne de frango (Q_t) relaciona-se de forma inversa com o preço da carne de frango (P_{Ft}), e de forma direta com as variáveis renda (Y_t) e preço da carne de boi (P_{Bt}).

Na estimativa da equação de oferta, ainda conforme a Tabela 1, a maior parte dos coeficientes foi individualmente estatisticamente significativa a níveis de 1%, 5% e 10%, à exceção da variável de custo representada pelo preço da soja (P_{St}), que, além de não ser significativa, apresentou sinal contrário ao esperado pela teoria. As demais variáveis apresentaram sinais esperados. Além disso, o coeficiente de determinação apresentou um valor relativamente alto, de 0,59.

Tabela 1. Estimativa das equações de demanda por exportações e oferta de exportações de carne de frango brasileira por MQ2E, no período 1980–2005 – equações (9) e (11).

Equação de demanda	Coeficiente	Estatística t
Constante	-1135081,00	-2,43**
P_{Ft}	-986,65	-3,37***
Y_t	371,80	7,36***
P_{Bt}	376,71	2,09**
$R^2 = 0,83$		
Equação de oferta	Coeficiente	Estatística t
Constante	1263,92	4,00***
P_{Mt}	4,00	2,26*
P_{St}	-0,84	-0,35
θ_t	-6,16	-3,60***
Q_t	0,00006	2,09**
$R^2 = 0,59$		

*** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%.

No sistema de equações simultâneas desenvolvido, os parâmetros necessários ao cálculo do poder de mercado são $\beta_1 \cong -986,65$ e $\alpha_4 \cong -0,00006$, os quais, como já destacado, são estatisticamente significativos. Consequentemente, o parâmetro que identifica o poder de mercado para essa indústria é $\lambda = -(-986,65)(0,00006) \cong 0,06$. O valor de λ sugere que a indústria de exportação de carne de frango brasileira não é perfeitamente competitiva, mas o comportamento das firmas está mais próximo da competição do que do comportamento de conluio (*cournot*).

Como pode ser notado, o valor de λ é encontrado pela multiplicação de dois parâmetros, o que impede que se obtenha, diretamente do sistema de equações estimado, o desvio

⁸ O *p*-valor do teste de Hausman-WU para a quantidade exportada e o preço da carne de frango foram de 0,39 e 0,27, respectivamente, indicando a não rejeição da hipótese nula, ou seja, de que as variáveis em questão são exógenas.

padrão deste, importante para dar respaldo ao valor calculado por um teste de hipótese do comportamento das firmas nesse mercado. Para isso, é necessário realizar um procedimento de *bootstrap*, que permite gerar tal desvio padrão, o que será feito na próxima seção.

Estimativa do desvio padrão de λ por meio de um *bootstrap*

O procedimento de *bootstrap*, de acordo com Johnston e Dinardo (1997), é um método computacionalmente intensivo de reamostragem dos dados, muito usado nas seguintes circunstâncias:

- Quando for difícil calcular uma estimativa analítica do erro padrão de um estimador.
- Quando o pesquisador tiver razões para acreditar que a teoria assintótica fornece pistas muito fracas para a precisão de um estimador particular, e desejar uma alternativa que possa fornecer melhor aproximação de amostra finita.

No presente estudo, esse procedimento foi realizado com 1.000 iterações para os modelos (9) e (11), em que o parâmetro de poder de mercado (λ) foi calculado em cada iteração, buscando a obtenção da estimativa da variância. O valor encontrado para o desvio padrão de λ bem como o teste de hipótese do comportamento das firmas na indústria de exportação de carne de frango brasileira encontram-se na Tabela 2. A Figura 2 ilustra a distribuição de frequência dos λ_i gerados no processo de *bootstrap*.

Os resultados apresentados na Tabela 2 mostram que tanto a hipótese de que as firmas se comportam como competição perfeita quanto a hipótese de conluio são rejeitadas a 1% de significância. Isso é um claro indício de que o comportamento das firmas nesse mercado está em um nível intermediário entre os extremos competição perfeita e conluio, mas, como destacado na seção anterior, está mais próximo da competição perfeita do que do comportamento de conluio, dado o valor encontrado de λ .

Tabela 2. Estimativa do desvio padrão de λ_i por *bootstrap* e teste de hipótese do comportamento das firmas na indústria de exportação de carne de frango no Brasil.

λ_i	Desvio padrão	Competição perfeita ($H_0: \lambda = 0$, $H_a: \lambda > 0$)	Conluio (<i>cournot</i>) ($H_0: \lambda = 1$, $H_a: \lambda < 0$)
0,06	0,0013	(44,7532)***	(-727,965)***

*** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%.
Os valores entre parênteses referem-se à estatística t.

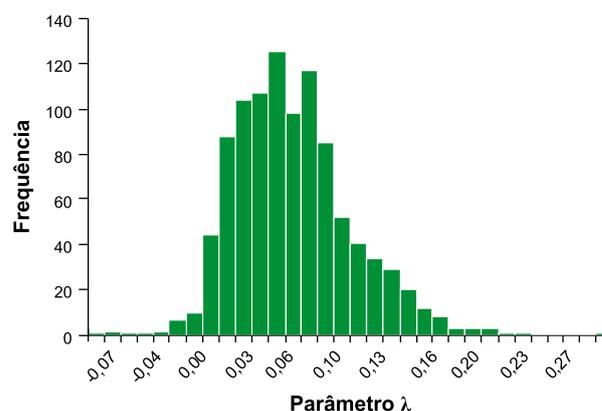


Figura 2. Distribuição de frequência de λ .

Conclusões

Este estudo buscou analisar e mensurar o poder de mercado na indústria de exportação de carne de frango brasileira, utilizando-se do arcabouço teórico da Nova Organização Industrial Empírica (Noie). Dada a não rejeição da hipótese de exogeneidade das variáveis quantidade exportada e preço da carne de frango pelo teste de Hausman-WU, fez-se uso do método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), considerando que, neste caso, os estimadores de MQO geram estimadores consistentes e eficientes dos parâmetros.

Os resultados sugerem que as firmas brasileiras de exportação de carne de frango comportam-se em um nível intermediário entre competição perfeita e conluio (*cournot*), já que ambas as hipóteses de comportamento de mercado são rejeitadas. Contudo, pelo valor do parâmetro de poder de mercado encontrado,

as empresas atuantes nessa indústria estariam mais próximas de um comportamento de competição perfeita do que de um comportamento de conluio. Tais resultados eram esperados, já que o setor de produção de carne de frango não é uma atividade que tenha significativas barreiras à entrada, o que leva ao aumento do número de firmas atuantes na indústria, de forma bastante dinâmica.

Convém ressaltar que os resultados aqui apresentados devem ser vistos com certa cautela, já que a hipótese de custo marginal constante adotada é bastante restritiva. A partir deste trabalho, vários aspectos podem ser investigados, como, por exemplo, estudos mais avançados que visem verificar o poder de mercado dos principais importadores mundiais de carne de frango, bem como análises internas, no intuito de identificar quais firmas possuem poder de mercado na indústria de processamento de carne de frango, já que o modelo da Noie é construído com dados para o mercado em geral, não havendo verificação do poder de mercado individual das firmas.

Referências

- ABEF. Associação Brasileira dos Produtores e Exportadores de Carne de Frango. Disponível em: <<http://www.abef.com.br>>. Acesso em: 15 dez. 2008.
- BRAGANÇA, G. G. F. de. Poder de mercado via demanda residual: o café brasileiro nos EUA. In: BRAGA, M. J.; AGUIAR, D. R. D. de; TEIXEIRA, E. C. (Ed.). **Defesa da concorrência e poder de mercado no agronegócio**. Viçosa: UFV, 2005. p. 119-166.
- BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. **Agronegócio brasileiro**: uma oportunidade de investimentos. Disponível em: <<http://www.agricultura.gov.br>>. Acesso em: 29 jan. 2009.
- BRESNAHAN, T. F. The oligopoly solution concept is identified. **Economics Letters**, Amsterdam, NL, v. 10, n. 1-2, p. 87-92, 1982.
- BUSCHENA, D. E.; PERLOFF, J. M. The creation of dominant firm market power in the Coconut Oil Export Market. **American Journal of Agricultural Economics**, Lexington, v. 73, n. 4, p. 1001-1008, 1991.
- CHURCH, J.; WARE, R. **Industrial organization**: a strategic approach. Boston: Irwin McGraw-Hill, 2000.
- DEODHAR, S. Y.; PANDEY, V. **Degree of instant competition**: estimation of market power in India's Instant Coffee Market. Ahmedabad: Indian Institute of Management, 2006. (Working Paper, nº 2006-10-02). Disponível em: <http://www.iimahd.ernet.in/publications/data/2006-10-02_sdeodhar.pdf>. Acesso em: 10 dez. 2008.
- DEODHAR, S. Y.; SHELDON, I. M. Market power in the world market for soymeal exports. **Journal of Agricultural Economics**, Ashford, v. 22, n. 1, p. 78-86, 1997.
- FAO. Food and Agriculture Organization of the United Nations. **Statistical databases**. 2009. Disponível em: <<http://www.fao.org>>. Acesso em: 9 jan. 2009.
- FIUZA, E. P. S. Estudos econométricos em organização industrial no Brasil. In: LISBOA, M. de B.; MENEZES FILHO, N. (Org.). **Microeconomia e sociedade no Brasil**. Rio de Janeiro: FGV, 2001. p. 395-429.
- GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 6th ed. New Jersey: Pearson Prentice Hall, 2008. 1216 p.
- HATIRLI, S. A. Is the fluid milk market competitive in Turkey?. **Turkish Journal of Veterinary and Animal Science**, Ankara, TR, v. 28, p. 663-668, 2002. Disponível em: <<http://journals.tubitak.gov.tr/veterinary/issues/vet-04-28-4/vet-28-4-5-0208-54.pdf>>. Acesso em: 10 dez. 2008.
- HATIRLI, S. A.; JONES, E.; AKTAS, A. R. Measuring the market power of the banana import market in Turkey. **Turkish Journal of Agriculture and Forestry**, Ankara, TR, v. 27, p. 367-373, 2003. Disponível em: <<http://journals.tubitak.gov.tr/agriculture/issues/tar-03-27-6/tar-27-6-7-0305-14.pdf>>. Acesso em: 10 dez. 2008.
- IPEA. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. **Ipeadata**: macroeconômico: câmbio. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/ipeaweb.dll/ipeadata?273270078>>. Acesso em: 18 dez. 2008.
- JOHNSTON, J.; DINARDO, J. **Econometric methods**. 4th ed. New York: McGraw-Hill, 1997. 531 p.
- KARP, L. S.; PERLOFF, J. M. Dynamic oligopoly in the rice export market. **Review of Economics and Statistics**, Amsterdam, NL, v. 71, n. 3, p. 462-470, 1989.
- LAU, L. J. On identifying the degree of competitiveness from Industry price and output data. **Economics Letters**, Amsterdam, NL, v. 10, n. 1-2, p. 93-99, 1982.
- PATTERSON, P. M.; ABBOTT, P. C. Further evidence on competition in the US grain export trade. **The Journal of Industrial Economics**, Oxford, v. 42, n. 4, p. 429-437, 1994.
- PAULA, S. R. L. de; FAVERET FILHO, P. Exportações de carne de frango. **BNDES Setorial**, Rio de Janeiro, n. 17, p. 93-108, mar. 2003. Disponível em: <http://www.bndes.gov.br/SiteBNDES/export/sites/default/bndes_pt/Galerias/Arquivos/conhecimento/bnset/set1703.pdf>. Acesso em: 11 dez. 2008.
- THE WORLD BANK. **2004 World development indicators**. Washington, DC: The World Bank, 2004. 423 p.
- ZEIDAN, R.; RESENDE, M. **Measuring market conduct in the Brazilian cement industry**: a dynamic econometric investigation. San Domenico: European University Institute, 2005. 37 p. (EUI. Working Paper ECO, nº 2005/13).