

**DETERMINANTES DAS EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS DE CARNE SUÍNA NO
PERÍODO DE 1999 A 2005**

**DENIS TEIXEIRA ROCHA; MARCELO JOSÉ BRAGA; ALINE DE FREITAS
VELOSO; VINICIUS PEREIRA GUIMARAES;**

UNIVERSIDADE FEDERAL DE VIÇOSA

VIÇOSA - MG - BRASIL

DENISCACHOEIRA@YAHOO.COM.BR

PÔSTER

COMÉRCIO INTERNACIONAL

**DETERMINANTES DAS EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS DE CARNE SUÍNA NO
PERÍODO DE 1999 A 2005**

Grupo de Pesquisa: Comércio Internacional (3)

RESUMO

Neste artigo busca-se analisar quais foram os fatores mais importantes na determinação das exportações brasileiras de carne suína (valor exportado – US\$), no período de 1999 a 2005, no qual o Brasil se consolidou como um dos principais *players* no mercado mundial desse produto. O modelo matemático que sustenta os modelos estatísticos desenvolvidos no trabalho é baseado nas relações funcionais existentes entre o valor das exportações de um produto i (variável dependente) e o preço de exportação do produto i , a produção interna do produto i , a taxa real de câmbio para exportação e a renda externa (variáveis independentes). Com base nesse modelo matemático foi estimado um modelo econométrico por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), considerando-se além das variáveis acima, duas *dummies* de intercepto diferencial e uma variável tendência. Os resultados indicam que, de 1999 a 2005, a produção interna foi a variável de maior impacto nas exportações de carne suína, o que demonstra que o mercado externo tem absorvido o excesso de produção interna e alavancado as exportações nacionais do produto. Além dessa variável, o preço de exportação, a taxa de câmbio e a renda externa também foram importantes na determinação das exportações, no referido período. Ademais, o modelo mostrou uma quebra estrutural nos dados, em agosto de 2004, subdividindo o período de análise em dois períodos distintos (período 1, janeiro/1999 a julho/2004; período 2, agosto/2004 a outubro/2005). Concluiu-se que todas as variáveis do modelo foram importantes na determinação das exportações de carne suína, de 1999 a 2005, o que indica que o mercado externo é muito importante para o equilíbrio da suinocultura nacional.

INTRODUÇÃO

O consumo de carnes nos países desenvolvidos encontra-se estabilizado. Em contrapartida, nos países em desenvolvimento, este consumo se apresenta em forte ascensão, devido à crescente urbanização da população e ao aumento da renda per capita.

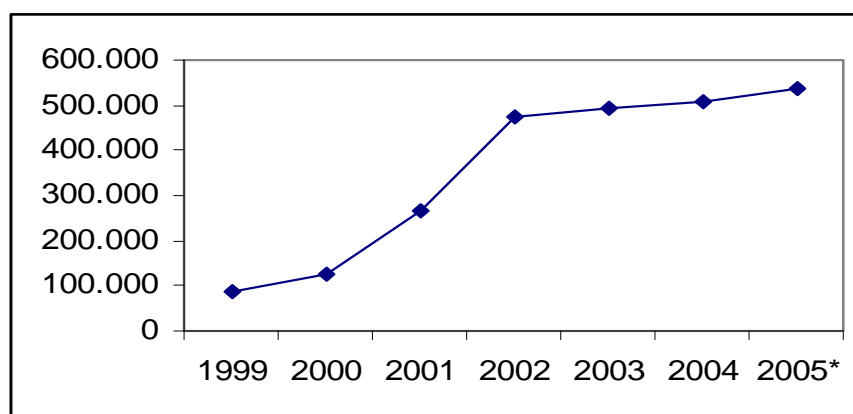
O consumo mundial de carne suína apresentou, nos últimos anos, o segundo maior crescimento na categoria de proteínas de origem animal, atrás apenas da carne de frango. Nos últimos sete anos, o consumo de carne de frango cresceu 22%, seguida da carne suína, 8,4%, enquanto o de carne bovina caiu 3%. Ainda assim, a carne suína continua sendo a mais consumida no mundo, com um consumo *per capita* de 15,06 kg, seguida da de aves, com 11,80 kg/pessoa/ano, e da bovina, com 9,75 kg/ pessoa/ano (ABIPECS, 2005).

Em oposição à situação mundial, no Brasil, a carne suína é apenas a terceira mais consumida, ficando atrás da carne bovina e de frango, respectivamente (Associação Brasileira da Indústria Produtora e Exportadora de Carne Suína - ABIPECS). Além disso, nos últimos anos, o consumo de carne suína está em queda, visto que o consumo per capita, que era de 14,6 kg em 2000, fechou 2004 com um valor 17% inferior, da ordem de 12,1 kg (ANUALPEC, 2005).

O Brasil é o 5º maior produtor de carne suína do mundo e tem uma produção de 2,585 milhões de toneladas, inferior às da China, dos Estados Unidos, da Alemanha e da Espanha.

Em 2004, as exportações mundiais de carne suína atingiram quase 4,2 milhões de toneladas e os cinco maiores exportadores responsáveis por mais de 96% das exportações foram União Européia (EU-25), Canadá, Estados Unidos, Brasil e China. A União Européia destaca-se pelo forte mercado entre os seus países membros, e o Canadá, por ser o maior exportador individual de carne suína, com destaque para carnes frescas ou congeladas, destinadas aos Estados Unidos e ao Japão.

Dentre os maiores exportadores mundiais, o Brasil foi o que apresentou maior crescimento percentual nos últimos seis anos, com aumento de 481% no volume exportado, que passou de 87,2 mil toneladas, em 1999, para 507,7 mil toneladas, em 2004 (Figura 1). Além disso, apenas nos 10 primeiros meses de 2005, as exportações do setor já superavam 539 mil toneladas embarcadas, crescimento de 6% com relação a todo o ano de 2004.



* - Acumulado de janeiro a outubro de 2005.

Fonte: ABIPECS.

Figura 1 – Exportações brasileiras de carne suína (toneladas), no período de 1999 a 2005*.

Quanto às importações, o Japão destaca-se como o maior importador mundial de carne suína, 33% do mercado mundial, sendo que, apenas nos últimos seis anos, as importações japonesas cresceram 33%. Este aumento foi devido, principalmente, aos casos de BSE

(doença da “vaca louca”) na carne bovina e, mais recentemente, à gripe aviária. Como seus principais fornecedores destacam-se Estados Unidos, Comunidade Européia (em especial a Dinamarca), Canadá e México. A Rússia, que era o segundo maior importador mundial até 2003, perdeu seu posto para os Estados Unidos, devido ao sistema de cotas de exportações adotado pelo governo russo. A diferença da Rússia em relação ao Japão é que o primeiro não é um país muito exigente com qualidade, sendo seus principais fornecedores o Brasil e a União Européia.

Com base nesses dados, tem-se que a carne suína é a mais consumida no mundo, enquanto no Brasil ocupa apenas a terceira posição. Assim, pelo fato do Brasil apresentar-se como um dos maiores produtores mundiais e com grande potencial de expansão nos próximos anos, o mercado externo torna-se altamente importante para o sucesso da suinocultura brasileira, visto que equilibra o mercado nacional pela absorção dos excessos de produção interna e melhora a rentabilidade da atividade, devido aos preços mais remuneradores nesse mercado. Nesse contexto, o presente artigo busca analisar quais foram os fatores mais importantes na determinação das exportações brasileiras de carne suína (valor exportado – US\$), no período de 1999 a 2005, no qual o país se consolidou como um dos principais *players* no mercado mundial desse produto.

O artigo se apresenta da seguinte forma. Após essa introdução, tem-se um breve histórico da evolução das exportações brasileiras de carne suína. Em seguida, apresenta-se o modelo analítico utilizado na averiguação do problema proposto e toda a teoria envolta no assunto, seguido dos resultados encontrados e da discussão. Por fim, apresentam-se as considerações finais sobre o trabalho.

AS EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS DE CARNE SUÍNA¹

O Brasil começou a firmar-se no cenário internacional da carne suína a partir de 2000. Neste ano, a ABIPECS lançou um amplo programa de divulgação e promoção da carne suína brasileira no exterior. Assim, o ano de 2000 foi marcado pela abertura do mercado russo à carne suína brasileira (principal mercado do produto desde então), pelo acordo de cooperação com a APEX (Agência de Promoção de Exportações), pela participação em eventos internacionais e pela realização de missões comerciais ao exterior, visando à divulgação do produto brasileiro e à abertura de novos mercados.

Em 2001, as exportações de carne suína brasileira superaram as expectativas e colocaram o Brasil na posição de quarto maior exportador mundial. Neste ano, as exportações apresentaram incrementos superiores a 100%, tanto em volume quanto em receita, comparados a 2000. Este resultado foi devido à abertura do mercado russo, no ano anterior, o qual, em 2001, já se consolidava como o maior importador da carne suína brasileira, representando 57% dos embarques. Destaca-se também Hong Kong e Argentina, que representaram, respectivamente, 17,8% e 14,5% das exportações nacionais desse produto.

Nos anos seguintes, o Brasil continuou superando as expectativas e apresentando um crescimento superior ao dos demais exportadores mundiais. Em 2002, as exportações apresentaram um incremento da ordem de 34% em receita e de 79,5% em volume embarcado. Os principais mercados continuaram sendo Rússia, Hong Kong e Argentina, tendo o percentual destinado a Rússia saltado para 79% do total. Estes resultados positivos, como destaca a ABIPECS (2003), podem ser atribuídos à organização comercial das indústrias brasileiras na colocação dos seus produtos no mercado internacional; à política de marketing institucional implementada em parceria com a APEX; e à desvalorização da moeda brasileira frente ao dólar.

¹ Baseado nos relatórios anuais da ABIPECS (2000-2004).

Em 2003, o Brasil concentrou esforços na diversificação dos mercados com vistas em diminuir a dependência do mercado russo, que, nesse ano, implementou um sistema de cotas que reduziu em 25% suas importações de carne suína. Esta medida resultou em queda de 17% nos embarques brasileiros desta carne para a Rússia. Apesar desta redução, as exportações nacionais bateram novo recorde, com aumento de 13,5% em receita e de 3,3% em volume embarcado. Este desempenho mostrou o sucesso da estratégia dos exportadores brasileiros na busca de novos mercados, que apresentou incremento de 107% em relação a 2002, e da valorização do produto brasileiro no exterior. Mesmo assim, a posição dos três principais mercados da carne suína brasileira ficou inalterada, com predomínio da Rússia (64%), seguida de Hong Kong (12,2%) e da Argentina (7,8%).

Em 2004, a participação da Rússia no total exportado de carne suína continuou em declínio, passando para 56,7% do total. Apesar disso, o Brasil conseguiu um incremento relevante em suas exportações (40,5% em receita e 2,4% em volume embarcado). Nesse ano, a estratégia de diversificação de mercados comprovou, mais uma vez, sua eficácia, dado que os três maiores importadores da carne brasileira reduziram suas compras. Outro ponto importante, verificado também em 2003, foi a valorização do produto brasileiro, que garantiu altos incrementos nos valores exportados em oposição aos incrementos no volumes embarcados.

No final de 2004, a Rússia voltou a aumentar suas compras de carne suína brasileira. Essa retomada se consolidou no ano de 2005, no qual em apenas 10 meses as exportações para aquele país superaram as suas compras totais nos dois anos anteriores. Esse aumento nos embarques para a Rússia alavancou as exportações brasileiras, o que permitiu ao país alcançar um patamar mais elevado no nível de exportações desse produto.

Entretanto, em outubro de 2005, após a confirmação de um caso de febre aftosa em bovinos no Mato Grosso do Sul, as exportações de carne suína tiveram uma interrupção na sua trajetória ascendente dos meses anteriores. Essa queda foi resultado do embargo às exportações de carne, originadas do Brasil, de animais susceptíveis à doença, incluindo os suínos. Esse embargo, imposto por mais de 50 países às carnes brasileiras, fez com que as exportações de carne suína reduzissem em mais de 36% em volume e receitas, em comparação com novembro e outubro de 2005.

METODOLOGIA

Funções de Exportação

As exportações de um país são, por definição, as importações de outro. Assim, as exportações tendem a depender do nível de atividade dos outros países e do preço relativo dos bens estrangeiros. Nesse sentido, Palmeira (2005), ao estudar os determinantes das exportações do Brasil para os países do Mercosul, utilizou-se do PIB desses países (renda externa) e da taxa de câmbio, como variáveis determinantes em seu modelo empírico.

Simões et al. (2004) analisaram o desempenho das exportações de carne suína brasileira, bem como as variáveis que afetam, qualitativa e quantitativamente, a quantidade exportada. Segundo seus resultados, taxa de câmbio e preço interno em relação ao preço externo e os aumentos de renda interna são fatores fundamentais que condicionam as exportações.

Reis et al. (2003), ao avaliarem a oferta de exportação de carne bovina brasileira, de 1982 a 2001, levaram em consideração o preço interno e externo do produto e a taxa de câmbio. No trabalho, verificou-se que a oferta de exportação em estudo foi influenciada pelos preços relativos, associados à taxa de câmbio (R\$/US\$) e à abertura comercial no início dos anos 90.

Reis et al. (2004) avaliaram o desempenho das exportações de carne bovina brasileira no período de 1996 a 2002. Segundo o trabalho, a desvalorização cambial, a maior sanidade do rebanho nacional, a organização da distribuição e o cenário internacional favorável foram os fatores que contribuíram para o grande aumento das exportações do produto.

Silva e Targino (2002), ao analisarem os determinantes, no curto e longo prazo, das exportações brasileiras de soja, no período de 1961 a 1995, utilizaram como variáveis explicativas a taxa de câmbio real efetiva, o preço de exportação do grão de soja e a renda externa². Neste trabalho, renda externa e a taxa de câmbio real efetiva foram os determinantes de longo prazo, enquanto no curto prazo, apenas a defasagem corrente do preço de exportação de soja foi relevante na explicação das exportações da soja no período analisado.

Alves e Bacchi (2004), ao estimarem uma função de oferta de exportação de açúcar do Brasil, consideraram como determinantes o preço de exportação do açúcar, o preço doméstico, a taxa de câmbio real, a renda interna, além de um deslocador de oferta. Os resultados do trabalho mostraram que o aumento no preço de exportação e a desvalorização cambial causavam significativo aumento nas exportações brasileiras, enquanto aumento na renda interna e no preço doméstico tiveram reflexos negativos no quantum exportado.

O modelo matemático que sustentará os modelos estatísticos a serem desenvolvidos no trabalho é baseado nas relações funcionais existentes entre o valor das exportações de um produto i (variável dependente) e o preço de exportação do produto i , a produção interna do produto i , a taxa real de câmbio para exportação e a renda externa (variáveis independentes). Assim, tem-se que

$$Vexp_{it} = f(Pexp_{it}, Prodi_{it}, Txc_t, Rext_t) \quad (1),$$

em que $Vexp_{it}$ é valor real das exportações do produto i , no período t ; $Pexp_{it}$, preço real das exportações do produto i , no período t ; $Prodi_{it}$, produção interna do produto i , no período t , Txc_t , valor da taxa real de câmbio efetiva para exportação, no período t ; e $Rext_t$, valor da renda externa, no período t .

A relação funcional esperada entre o valor das exportações de um produto i e o seu preço de exportação é direta, o que indica que, *ceteris paribus*, aumento no preço de exportação do produto i elevaria o valor das suas exportações. Entre as exportações do produto i e a produção interna do produto, é esperada relação direta, dado que o aumento na produção interna deve resultar em maior volume destinado ao mercado externo e, portanto, aumento no valor das exportações. Com relação à taxa real de câmbio, presume-se a existência de relação direta, visto que uma depreciação real de câmbio (aumento de Txc_t) elevaria as exportações deste produto por torná-lo mais atraente (relativamente mais barato) no mercado internacional. No caso da relação entre $Vexp_{it}$ e $Rext_t$, espera-se que aumento na renda externa implique majoração do valor das exportações do produto i , em virtude do crescimento da demanda mundial desse produto. Todas essas relações esperadas são para variações na variável em questão, enquanto as demais são mantidas constantes.

Modelo econométrico

O modelo econométrico estimado teve como base o modelo matemático explicitado (equação 1). O objetivo era determinar os efeitos das variações no preço real de exportação da carne suína brasileira, da produção interna desta carne, da taxa de câmbio real efetiva para exportação e da renda externa sobre o valor real exportado de carne suína no período de 1999 a 2005.

² Nesse trabalho, a variável produção interna de soja foi retirada do modelo por apresentar alta correlação linear com a renda externa.

As variáveis consideradas no modelo foram operacionalizadas da seguinte forma:

a) Valor real das exportações de carne suína (Vexp): Os valores nessa série estão expressos em mil dólares (mil US\$). Na transformação dos valores nominais em valores reais de outubro de 2005, utilizou-se o Índice Geral de Preços (IGP-DI), da Fundação Getúlio Vargas, como deflator;

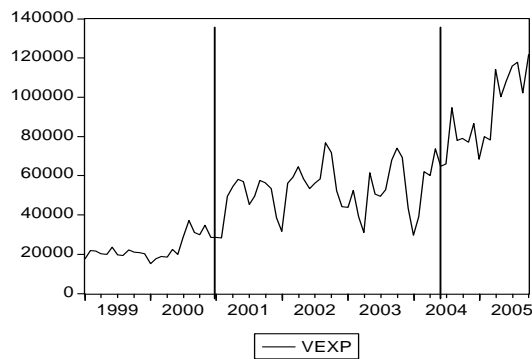
b) Preço de exportação da carne suína (Pexp): os valores mensais dessa variável estão expressos em dólares (US\$). O deflacionamento dos valores nominais deu-se pela utilização do IGP- DI, novamente tendo como base outubro de 2005;

c) Produção brasileira de carne suína (Prodi): os dados dessa série são do peso total das carcaças de suínos abatidos em estabelecimentos sob inspeção federal, estadual e municipal. Assim, esta série corresponde a uma *proxy* do total produzido no Brasil, dado que parte da produção é originada de abate clandestino. Como a carne destinada a exportação é toda abatida em estabelecimentos com fiscalização, tal *proxy* é bastante apropriada para o estudo;

d) Taxa real de câmbio efetiva (Txc): a taxa de câmbio utilizada é a taxa real efetiva para exportação (INPC), com base em outubro de 2005. Este cálculo foi feito pelo IPEA DATA.

e) Nível de renda externa (Rext): Como *proxy* desta variável utilizou-se um índice representativo da quantidade total importada de carne suína pelos dois principais compradores da carne suína brasileira (Rússia e Hong Kong). O uso desta *proxy* deveu-se à falta de dados mensais que pudessem expressar esta variável e à representatividade desses dois países no total exportado pelo Brasil. Nos últimos quatro anos, Rússia e Hong Kong representaram, pelo menos, 68% do total exportado de carne suína brasileira. Assim, utilizou-se a participação anual de cada país no total exportado pelo Brasil como pesos para construção do índice. Finalmente, por restrições de dados, dividiu-se o índice anual construído por 12, para obtenção de valores mensais.

Com vistas em avaliar quebras estruturais na série “valor real das exportações de carne suína” (variável dependente), evidência indicada pelo padrão de distribuição dos dados ao longo do período de estudo, (Figura 2), utilizaram-se duas *dummies* no modelo estimado.



Fonte: ABIPECS.

Figura 2 – Valor real das exportações de carne suína, no período de janeiro de 1999 a outubro de 2005.

f) D1 (dummy 1): A variável D1 foi igual a 1, no período de março de 2001 a julho de 2004, período em que apresentou um padrão de distribuição diferente dos outros períodos (gráfico 2). Este período marca o início da elevação das exportações brasileiras da carne suína e a consolidação do Brasil como um dos maiores exportadores mundiais desta carne;

g) D2 (dummy 2): A variável D2 foi igual a 1, no período de agosto de 2004 a outubro de 2005, período em que houve um padrão de distribuição com valor superior aos dois períodos que o antecederam, evidenciando outro salto no patamar das exportações brasileiras de carne suína.

h) Tendência (Tend): Pela análise do padrão de distribuição da variável dependente “Vexp” observa-se tendência crescente ao longo do tempo que foi comprovada pelo teste de raiz unitária, no qual esta série mostrou ser um processo de tendência estacionária (PDE). Assim, incluiu-se a variável “Tend” no modelo, que representou todos os outros fatores que poderiam afetar o valor exportado da carne suína e que não estavam explicitados em variáveis independentes.

Estacionariedade das variáveis e regressão espúria

As séries de dados consideradas neste trabalho são séries temporais. Portanto, torna-se necessário o teste de estacionariedade das variáveis, com vistas em evitar o problema de regressão espúria, que é caracterizada pela presença de resultados espúrios (duvidosos), dada a estimação de modelos que envolvem séries de dados não estacionárias. Segundo GUJARATI (2000), “um processo estocástico será estacionário se sua média e variância forem constantes ao longo do tempo e o valor da covariância entre dois períodos de tempo depender apenas da distância ou da defasagem entre os dois períodos, e não do período de tempo efetivo em que a covariância for calculada”.

Segundo Granger e Newbold³, um R^2 maior que o d , de Durbin Watson, é uma boa regra prática para suspeitar que a regressão estimada seja espúria. Mas um método mais seguro de se verificar que dada regressão não é espúria é testar a estacionariedade dos resíduos desta. Se esses forem estacionários, a regressão não será espúria e seus resultados serão válidos. Assim, ao verificar a estacionariedade dos resíduos, admite-se que as variáveis (em nível) apresentem uma relação entre si que é estacionária.

O teste de raiz unitária visa determinar se dada série temporal pode ser considerada estacionária, ou seja, formada por um processo estocástico aleatório (ou ruído branco). Dessa forma, no teste de estacionariedade dos resíduos da regressão estimada utilizou-se o teste de Engle Granger. Assim, a hipótese nula a ser testada foi a existência de uma raiz unitária na série, que é, portanto, não-estacionária e integrada de ordem 1 – $I(1)$. O fato de ser $I(1)$ indica que a série necessita de uma diferença para se tornar estacionária. Alternativamente, a hipótese H_1 indicava que a série era estacionária.

Adicionalmente, após verificar se o modelo econométrico estimado apresentava resultados espúrios, procedeu-se aos testes de especificação do modelo – forma funcional e omissão de variável relevante, de multicolinearidade entre as variáveis em análise e de heterocedasticidade e autocorrelação residual.

Uma das hipóteses do Modelo Clássico de Regressão Linear (MCRL) diz que o modelo de regressão escolhido para a análise empírica deve estar corretamente especificado. Dentre os possíveis erros de especificação, GUJARATI (2000) citou a omissão de variável relevante, a inclusão de variável irrelevante, o uso de forma funcional errada, além de erros de medição das variáveis como os mais comuns. Destes, o mais grave para o modelo foi a omissão de variável relevante, que resulta, dentre outras, em viés nos parâmetros estimados e insegurança com relação ao uso dos procedimentos usuais de intervalo de confiança e teste de hipóteses.

No teste de especificação da forma funcional adotada no modelo utilizou-se o teste de Mackinnon, White e Davidson (1982)⁴, para escolha entre os modelos linear e log duplo. No

³ Citado por GUJARATI (2000), pág. 730.

⁴ Citado por GUJARATI (2000), pág. 258.

teste de omissão de variável relevante analisou-se a exclusão das variáveis não-significativas do modelo (estatística t de *Student*) e seu efeito no modelo. Para isso, optou-se pelo teste RESET (*regression specification error test*), de Ramsey (1969)⁵ - teste geral de especificação - e pelo teste de omissão de variável relevante⁶ (teste individual dos parâmetros).

A multicolinearidade refere-se à presença de colinearidade (correlação linear) entre os regressores. Sob presença deste fenômeno, os estimadores do modelo continuam como os MELNV (melhores estimadores lineares não-viesados), mas o modelo apresenta grandes variâncias e covariâncias que resultam em razões t's insignificantes e intervalo de confiança grande, dentre outros problemas.

Para o teste da presença de multicolinearidade há vários métodos, dentre os quais a análise da correlação linear dois a dois entre os regressores, o uso de regressões auxiliares, do fator de inflação da variância (FIV) e do fator de tolerância⁷.

A heterocedasticidade, por sua vez, viola um dos pressupostos do MCRL, que é a homocedasticidade (variância constante) dos resíduos, enquanto a autocorrelação é a correlação entre membros de séries de observações ordenadas no tempo ou no espaço. Assim, no contexto da regressão, o modelo clássico de regressão linear supõe que não existe tal autocorrelação nas perturbações do modelo (resíduos).

Fonte de dados

Neste trabalho utilizaram-se dados mensais de janeiro de 1999 a outubro de 2005⁸. As séries temporais da taxa de câmbio real efetiva de exportação e o índice IGP-DI, da Fundação Getúlio Vargas, usado para deflacionar as séries de valores econômicos nominais (Vexp e Pexp), foram obtidos no IPEA DATA (Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada). O deflator IGP-DI foi calculado no próprio IPEA DATA, com base em outubro de 2005. As séries de valor exportado e preço de exportação da carne suína foram obtidas da ABIPECS (Associação Brasileira de Indústrias Produtoras e Exportadoras de Carne Suína). Os dados do total das importações de carne suína pela Rússia e por Hong Kong e o percentual de participação desses no total exportado deste produto pelo Brasil, utilizados na construção de uma *proxy* da renda externa, também foram obtidos da ABIPECS. Por fim, a série sobre produção brasileira de carne suína teve como base o IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística) por meio da Pesquisa Trimestral do Abate de Animais, obtidos do banco de dados SIDRA. Além dessas variáveis, foram incluídas nos modelos algumas variáveis binárias, além de uma variável tendência.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

O modelo econométrico estimado por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)⁹, baseado no modelo matemático exposto anteriormente, apresentou o resultado da Tabela 1.

Tabela 2 – Modelo estimado por MQO para os determinantes do valor exportado de carne suína brasileira, 1999 a 2005.

	LOG(VEXP)	ep	t calc.	Prob.
A	23,2776	6,323	-3,6814	0,0004

⁵ Citado por GUJARATI (2000), pág. 466.

⁶ Disponível no programa EVIEWS 5.0 (Residual tests).

⁷ Ver GUJARATI (2000), capítulo 10 (pág. 317-353).

⁸ A opção por não considerar os dados referentes a novembro e dezembro de 2005 foi devido à queda nas exportações, resultante da febre aftosa no Brasil.

⁹ Todos os modelos estimados e os posteriores testes foram realizados no programa EVIEWS 5.0.

LOG(PEXP)	0,8509	0,1909	4,4573	0,0000
LOG(PRODI)	1,5983	0,3238	4,9359	0,0000
LOG(TXC)	0,5065	0,2713	1,867	0,0659
LOG(REXT)	0,1845	0,0739	2,4956	0,0148
TEND	0,0075	0,0033	2,2784	0,0256
D1	0,1983	0,1243	1,5951	0,115
D2	0,3369	0,1868	1,8035	0,0754
R²	0,9079			
DW	1,62176			

O modelo estimado apresentou-se bem ajustado, com coeficiente de ajustamento (R^2) alto (**0,9079**) e razões t's significativas (nível de significância de 10%) para todos os parâmetros, com exceção da dummy D1 (referente ao período março/2001 a agosto/2004), que não foi significativa ao nível estabelecido (p. value = 0,1150). Os sinais dos parâmetros também foram condizentes com o esperado.

Para averiguar a existência de resultados espúrios, procedeu-se ao teste de raiz unitária (teste de Engle Granger) nos resíduos do modelo estimado. Tal teste confirmou a estacionariedade dos resíduos (Engle Granger = -7,7307) e evidenciou que as variáveis do modelo apresentam uma relação estacionária entre si, e, portanto, os resultados encontrados são válidos.

Adicionalmente, para testar a qualidade do modelo procederam-se a alguns testes para verificar presença de multicolinearidade, heterocedasticidade e autocorrelação, além de erros de especificação do modelo.

Pelo teste de regressões auxiliares (Regra de Klein), correlação simples entre regressores e os índices FIV¹⁰ e TOL¹¹ (tolerância), rejeitou-se a hipótese da presença de multicolinearidade grave no modelo. No caso da heterocedasticidade utilizou-se o teste de White, que rejeitou a presença desse fenômeno no modelo (coeficiente = 30,23; p. value = 0,556199). A presença de autocorrelação foi testada pelo teste de Breusch-Godfrey, dado que o teste de Durbin Watson não apresentou resposta conclusiva. Por este teste, a autocorrelação não foi detectada (coeficiente = 4.553596; p. value = 0.102612).

A presença de erros de especificação do modelo foi testada, com relação à forma funcional e à omissão de variável relevante. A forma funcional log duplo mostrou-se melhor ajustada que a forma linear pelo teste de Mackinnon, White e Davidson (MWD). Este modelo também é mais indicado, pelo fato de os coeficientes das variáveis independentes representarem as próprias elasticidades. Para omissão de variável relevante, testou-se a retirada das variáveis não-significativas do modelo (5% de probabilidade), mas todas se mostraram relevantes na explicação do valor real exportado de carne suína no período de análise.

Pelo modelo estimado, a dummy de intercepto diferencial D2¹², referente ao período agosto/2004 a outubro/2005, foi estatisticamente significativa (tcalc. = 1,8035; p. value = 0,0754), o que indica que o valor exportado de carne suína apresentou comportamento distinto no período de janeiro de 1999 a julho de 2004 e de agosto de 2004 a outubro de 2005. Assim, para cada período tem-se uma equação representativa.

¹⁰ FIV (Fator de inflação da variância) - Pexp em função das demais variáveis = 4,27; Txc em função das demais = 1,78; Prodi em função das demais = 2,83; Rext em função das demais = 2,18.

¹¹ TOL (tolerância) - Pexp em função das demais variáveis = 0,234; Txc em função das demais = 0,56; Prodi em função das demais = 0,35; Rext em função das demais = 0,45.

¹² Estimou-se um modelo que considerava, além das *dummies* de intercepto diferencial, as de inclinação diferencial. Este modelo se mostrou mal ajustado, pois a maioria das razões t's foi não-significativas e todas as *dummies* de inclinação diferencial, insignificantes estatisticamente.

Período 1 (jan/1999 – jul/2004)

$$\text{LOG}(VEXP) = 23,2776 + 0,8509 \text{ LOG}(PEXP) + 1,5983 \text{ LOG}(PRODI) + 0,5065 \text{ LOG}(TXC) + 0,1845 \text{ LOG}(REXT) + 0,0075 \text{ TEND} \quad (2)$$

Período 2 (ago/2005 – out/2005)

$$\text{LOG}(VEXP) = 23,6145 + 0,8509 \text{ LOG}(PEXP) + 1,5983 \text{ LOG}(PRODI) + 0,5065 \text{ LOG}(TXC) + 0,1845 \text{ LOG}(REXT) + 0,0075 \text{ TEND} \quad (3)$$

O fato de a *dummy* D2 ser significativa pode ser explicado pelo aumento das exportações para o principal comprador da carne brasileira. A Rússia, que havia adotado um sistema de cotas de exportação em 2003, que resultou na redução dos embarques do produto brasileiro em 2003 e 2004, começou, a partir do segundo semestre de 2004, a aumentar suas compras. Este aumento se consolidou fortemente em 2005, sendo que, em apenas 10 meses, as exportações totais para Rússia superaram os valores dos anos de 2003 (11%) e 2004 (21%).

Como D2 consiste em uma *dummy* de intercepto diferencial, os dois períodos em destaque diferiram apenas no valor do intercepto, em uma magnitude de 0,3369. Este maior valor do intercepto reflete o patamar mais elevado no valor exportado de carne suína no segundo período, comparado ao primeiro.

Já o salto no valor exportado verificado no início de 2001, quando o Brasil se consolidou como um dos principais *players* do mercado internacional de carne suína, não se mostrou significativo estatisticamente ($t_{\text{calc.}} = 1,5951$; $p. \text{ value} = 0,1150$), o que indica que não houve quebra estrutural no período.

Todas as variáveis apresentaram sinal positivo, o que indica que acréscimos nessas variáveis resultaram em elevações no valor exportado da carne suína, mantidas as demais variáveis constantes. Destas, a variável mais relevante foi a produção interna (Prodi), que apresentou um coeficiente da ordem de 1,5983. Este valor indica que aumento de 1% na produção interna de carne suína elevou o valor exportado de carne suína em 1,5983%, no período de 1999 a 2005. Este fato deve ser resultado da importância do setor externo no equilíbrio da suinocultura nacional, no período analisado. Como as taxas de crescimento do consumo interno de carne suína se encontram em baixos níveis, os aumentos da produção nacional têm sido destinados, basicamente, ao mercado internacional.

Outra variável que mostrou-se muito relevante foi o preço de exportação do produto. Esse resultado foi condizente com o trabalho de Alves e Bacchi (2004), ao estudarem a oferta de exportação de açúcar. Além destes, Reis et al. (2003) e Simões et al. (2004), ao considerarem a relação entre preço interno e externo do produto (preço relativo), encontraram alta relevância desse indicador como condicionante das exportações de carne bovina e suína, respectivamente. Como mencionado anteriormente, a receita cambial oriunda das exportações de carne suína apresentou crescimento mais acentuado que os volumes exportados deste produto no período em questão, com exceção de 2002. Este fato se deveu à valorização do produto nacional no mercado externo e à agregação de valor no produto pelo predomínio da exportação da carne na forma de cortes, em oposição às meias-carcaças. Assim, segundo o modelo estimado, para um aumento em 1% no preço médio de exportação do produto, o valor exportado deste foi aumentado 0,8509%.

A taxa de câmbio (Txc) e a renda externa (Rext) também foram importantes para explicar o valor exportado de carne suína, de 1999 a 2005, à semelhança dos resultados encontrados por Silva e Targino (2002), para as exportações brasileiras de soja. Outros trabalhos, como os de Reis et al. (2003), Reis et al. (2004), Simões et al. (2004) e Alves e Bacchi (2004), também detectaram que a taxa de câmbio era determinante para as exportações, sendo os produtos em estudo, carne bovina, para os dois primeiros trabalhos,

carne suína e por fim, açúcar. A taxa de câmbio, no presente trabalho, apresentou um coeficiente igual a 0,5065 enquanto a renda externa, 0,1845. Esses valores indicam que, para um aumento de 1% nessas variáveis, as exportações de carne suína (valor exportado) aumentaram 0,5065% e 0,1845%, respectivamente¹³.

Por fim, a variável tendência também se mostrou importante, visto que comprovou a trajetória crescente das exportações averiguada na análise dos dados da variável dependente (gráfico 2).

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Nos últimos anos, o Brasil firmou-se como um dos principais *players* do mercado mundial de carne suína, com índices de crescimento das exportações superiores aos dos competidores mundiais desse produto.

A busca pelo equilíbrio na produção nacional de carne suína, com vistas em equacionar os constantes descompassos entre oferta e demanda do produto, demonstra a importância do mercado internacional para o alcance desse equilíbrio. Os resultados indicam que, de 1999 a 2005, a produção interna foi a variável de maior impacto nas exportações de carne suína, o que demonstra que o mercado externo tem absorvido o excesso de produção interna e alavancado as exportações nacionais desse produto.

Os esforços do setor suinícola, no sentido de expandir os mercados da carne brasileira e valorizar o produto nacional no exterior, também têm surtido efeito. O sucesso da valorização foi confirmado pelo modelo estimado, que apresentou o preço de exportação da carne como um dos principais determinantes do valor exportado do produto, nos últimos sete anos.

Para os próximos anos, espera-se que o Brasil mantenha-se no novo patamar de exportações iniciado a partir do segundo semestre de 2004, com a recuperação das vendas para a Rússia, e continue a abrir novos mercados pelo mundo, aumentando ainda mais as exportações desse produto, além de incentivar o consumo interno que se mantém em baixa. Para isso, será preciso superar entraves sanitários como o caso recente da febre aftosa, que já trouxe resultados negativos para o setor, interrompendo sua tendência crescente dos últimos meses.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALVES, L. R. A., BACCHI, M. R. P. Oferta de exportação de açúcar do Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, DF, v. 42, n. 1, jan-mar/2004. Disponível em <<http://www.scielo.br>>

Associação Brasileira da Indústria Produtora e Exportadora de Carne Suína – ABIPECS. **Relatório Anual**. São Paulo. 2000 - 2004. Disponível em: <<http://www.abipecs.org.br>>

Associação Brasileira da Indústria Produtora e Exportadora de Carne Suína – ABIPECS. **Informativo Abipecs em foco**. Dez./2004 - Jun/2005. Disponível em: <<http://www.abipecs.org.br>>

Associação Brasileira da Indústria Produtora e Exportadora de Carne Suína – ABIPECS. **Estatísticas – Mercado externo**. 1999 - 2005. Disponível em: <<http://www.abipecs.org.br>>

¹³ Todas as interpretações dos coeficientes realizadas consideram a variação da variável em questão, mantendo todas as demais constantes.

FNP Consultoria e Comércio. **ANUALPEC 2005**. São Paulo. Editora Argos Comunicação, 2005. 340 p.

GUJARATI, D. N. **Econometria Básica**. 3 ed. São Paulo: Makron Books, 2000. 844 p.

Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA. **IPEA DATA - Dados macroeconômicos**. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>

Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE. **Sistema IBGE de Recuperação Automática (SIDRA) – Abate de animais**. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br>>

PALMEIRA, E. M. **Estimação de funções de exportação e importação do Brasil para os países do Mercosul – uma evidência empírica**. Disponível em: <<http://www.eumed.net/libros/2005/emp/emp.pdf>>. Acesso em: 10 jan. 2006.

REIS, J. D.; SIMÕES, A. R. P.; LIMA, J. E. Oferta de exportação de carne bovina brasileira, 1982 a 2001. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 41., 2003, Juiz de Fora. **Artigos Completos...** Juiz de Fora, MG: SOBER, 2002. Cd-Rom.

REIS, J. D.; SIMÕES, A. R. P.; LIMA, J. E. Oferta brasileira de exportação de carne bovina, 1996 a 2002. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 42., 2004, Cuiabá. **Pôsters...** Cuiabá, MT: SOBER, 2004. Cd-Rom.

SILVA, E. K, TARGINO, I. Determinantes das exportações de soja no período de 1961 a 1995. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 40., 2002, Passo Fundo. **Artigos Completos...** Passo Fundo, RS: SOBER, 2002. Cd-Rom.

SIMÕES, A. R. P.; REIS, J. D.; LIMA, J. E. Desempenho e determinantes das exportações de carne suína brasileira no período de 1988 a 2002. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 42., 2004, Cuiabá. **Pôsters...** Cuiabá, MT: SOBER, 2004. Cd-Rom.

World Trade Organization – WTO. **Statistics Database**. Disponível em: <<http://stat.wto.org/StatisticalProgram>>