

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 865

**ESTIMAÇÃO DE EQUAÇÕES DE
OFERTA DE EXPORTAÇÃO DE
PRODUTOS AGROPECUÁRIOS
PARA O BRASIL (1992/2000)**

**Geraldo Santana de Camargo Barros
Mirian Rumenos Piedade Bacchi
Heloisa Lee Burnquist**

Brasília, março de 2002

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 865

**ESTIMAÇÃO DE EQUAÇÕES DE OFERTA DE
EXPORTAÇÃO DE PRODUTOS AGROPECUÁRIOS
PARA O BRASIL (1992/2000)**

Geraldo Santana de Camargo Barros^{*}
Mirian Rumenos Piedade Bacchi^{*}
Heloisa Lee Burnquist^{*}

Brasília, março de 2002

^{*} Professores do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada – CEPEA, da Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz – ESALQ/USP.

Governo Federal

**Ministério do Planejamento,
Orçamento e Gestão**

Ministro – Martus Tavares
Secretário Executivo – Guilherme Dias

ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada ao Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão, o IPEA fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente

Roberto Borges Martins

Chefe de Gabinete

Luis Fernando de Lara Resende

Diretor de Estudos Macroeconômicos

Eustáquio José Reis

Diretor de Estudos Regionais e Urbanos

Gustavo Maia Gomes

Diretor de Administração e Finanças

Hubimaier Cantuária Santiago

Diretor de Estudos Setoriais

Luis Fernando Tironi

Diretor de Cooperação e Desenvolvimento

Murilo Lôbo

Diretor de Estudos Sociais

Ricardo Paes de Barros

TEXTO PARA DISCUSSÃO

Uma publicação que tem o objetivo de divulgar resultados de estudos desenvolvidos pelo IPEA – direta ou indiretamente – e trabalhos que, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

As opiniões emitidas, nesta publicação, são de exclusiva e inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou do Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

EDITORIAL

Coordenação Editorial
Luiz Cezar Loureiro de Azeredo

Supervisão Editorial
Suely Ferreira

Revisão
Chico Villela,
Rúbia Maria Pereira,
Luciana Soares Sargio,
Lilian Afonso Pereira (estagiária) e
Renata Frassetto de Almeida (estagiária).

Editoração
Aeromilson Mesquita,
Cecília Bartholo,
Francisco de Souza Filho,
Iranilde Rego e
Lúcio Flavo Rodrigues.

Divulgação
Doris Magda Tavares (coord.),
Edineide Ramos,
Edinaldo dos Santos,
Geraldo Nogueira Luiz,
Mauro Ferreira,
Marcos Cristóvão,
Roseclea Barbosa Silva (estagiária) e
Janaina Maria do Nascimento (estagiária).

Reprodução Gráfica
Antonio Lucena de Oliveira e
Edilson Cedro Santos.

Brasília
SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES,
10º andar – 70076-900 – Brasília – DF
Fone: (61) 315-5336
Fax: (61) 315 5314
Correio eletrônico: editbsb@ipea.gov.br

Rio de Janeiro
Av. Presidente Antônio Carlos, 51, 14º
andar – 20020-010 – Rio de Janeiro – RJ
Fone: (21) 3804 8118
Fax: (21) 2220 5533
Correio eletrônico: editrj@ipea.gov.br

URL: <http://www.ipea.gov.br>

ISSN 1415-4765

Tiragem: 130 exemplares

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1	INTRODUÇÃO	9
2	CONSIDERAÇÕES GERAIS	9
3	REVISÃO DA LITERATURA	10
4	MODELO TEÓRICO	19
5	PROCEDIMENTOS E DADOS	22
6	RESULTADOS	24
7	CONCLUSÕES	45
	ANEXO	48
	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	50

SINOPSE

Este estudo tem como objetivo principal estimar funções de oferta de exportação de produtos agropecuários para o Brasil. Para essa análise foi desenvolvido um modelo teórico, que fundamentou a especificação dos modelos econométricos ajustados para os diferentes produtos, no qual a equação de oferta de exportação é derivada das funções de oferta e demanda internas. Os modelos foram ajustados por Mínimos Quadrados Ordinários e incluíam termo de correção do erro no caso de as variáveis serem co-integradas. As elasticidades encontradas apresentaram os sinais coerentes com o modelo econômico definido. Em geral, os impactos do crescimento de nossa economia sobre as exportações do agronegócio mostraram-se expressivos, confirmando a impressão geral de que a contenção do crescimento doméstico contribui para que maiores volumes sejam exportados. A taxa de câmbio mostrou ser também importante fator determinante das exportações do agronegócio brasileiro, sendo as exportações de soja (e seus derivados) e açúcar as mais influenciadas pelo câmbio. Em relação ao preço externo, açúcar e soja são de novo os produtos mais afetados, ao lado de carne industrializada. Os preços domésticos tendem a refletir o desempenho de nossa produção em face da demanda interna, e as exportações de açúcar são as mais sensíveis ao comportamento do mercado interno.

ABSTRACT

The objective of this study was to estimate export supply functions for Brazilian agricultural products. The analysis was based on a theoretical model, developed to sustain the specification and estimation of econometric models for different products selected for the study. The theoretical model considered that the export supply equation is derived from domestic supply and demand functions. The econometric models were adjusted by OLS and included error correction terms whenever the variables were co-integrated. The signs of the estimated elasticities were according to expectations, given economic relations of the model defined for the analysis. In general, the impacts of an economic growth upon exports were very expressive, confirming the general impression that a restriction in domestic growth contributes to the export of higher volumes of agricultural products. The exchange rate also showed to be an important factor to determine exports of Brazilian agriculture. The effect of this variable presented the strongest effect upon soybean (and products) and sugar exports. The international price showed to be an important determinant of sugar, soybeans and industrialized meat exports. Domestic prices tended to reflect the performance of domestic production with respect to demand. The results indicated that sugar exports were the most affected by domestic market behavior.

1 INTRODUÇÃO

As relações comerciais internacionais ocupam posição de destaque na economia da maioria dos países. Tal importância fica evidenciada pelos inúmeros estudos desenvolvidos em economia internacional. No Brasil, o desempenho das contas externas tem sido um dos principais pontos discutidos no âmbito da política econômica, sendo dada especial atenção para a balança comercial. Embora o crescimento das importações, como consequência da liberalização comercial, seja o foco principal dessas discussões, é certo que as exportações desempenham importante papel no processo de ajustamento das contas externas.

Os recursos proporcionados pelas exportações assumem importância fundamental para países em desenvolvimento, particularmente para aqueles que enfrentam dificuldades de acesso a mercados financeiros internacionais. Considerando-se que esses recursos apresentam-se, em diversas instâncias, como estratégicos para manter o fluxo de importação de bens de capital e de energia requerido para assegurar o desenvolvimento econômico, torna-se relevante conduzir estudos que proporcionem subsídios para o entendimento dos fatores que explicam o desempenho das exportações. No Brasil, as relações comerciais externas de mercadorias têm-se mantido relativamente concentradas em produtos agropecuários, o que motiva a condução de análises enfocando os mercados desses produtos.

A estimação de equações de oferta e demanda de exportação e importação possibilita verificar ex-ante os resultados de políticas de incentivo e/ou alterações nas variáveis condicionantes, permitindo análises prospectivas sobre o comportamento do comércio externo. Isso pode auxiliar o processo de definição de políticas comerciais e de programas de ajustamento do setor externo. Além disso, o conhecimento dessas elasticidades de oferta e demanda de exportação pode auxiliar os agentes ligados aos diferentes segmentos das cadeias agroindustriais na tomada de decisão sobre produção e comercialização.

Este estudo tem como objetivo principal estimar funções de oferta de exportação de produtos agropecuários brasileiros, a fim de avaliar os principais determinantes do desempenho exportador desse setor.

2 CONSIDERAÇÕES GERAIS

A especificação de um modelo de exportação apresenta três alternativas básicas. A primeira consiste na adoção da hipótese de que o país analisado pode ser considerado como um “país pequeno” no contexto internacional, de forma que as suas exportações não são suficientemente expressivas para influenciar os preços no mercado externo. Nesse caso, considera-se apenas a função de oferta para a especificação de um modelo analítico.

Uma forma alternativa é empregada se a função de oferta pode ser considerada perfeitamente elástica (pressupondo-se a existência de capacidade ociosa na indústria

doméstica e/ou de tecnologia de produção com retornos constantes ou crescentes à escala) e a função de demanda por exportação com elasticidade-preço, finita (pressupondo-se representatividade no mercado mundial e/ou produção de bens não substitutos perfeitos). Nesse caso, a modelagem resume-se ao ajustamento da função de demanda. Binkley (1981) demonstra que a especificação da demanda por importação como uma equação única é pertinente quando a oferta confrontada pela nação importadora é exógena. Nos casos em que a demanda (ou a oferta) é estimada com o emprego de uma única equação, o efeito simultâneo não tem aplicação prática.

A terceira alternativa consiste em considerar que tanto a oferta como a demanda pela exportação têm elasticidade finita, de forma que o preço e a quantidade são determinados simultaneamente pela interação das funções de oferta e demanda.

Diversos trabalhos elaborados para a análise das exportações utilizam a especificação de modelos que consideram os produtos como substitutos imperfeitos. Trata-se de pressuposição importante, dado que a consideração de substituição perfeita é inconsistente com a estimação empírica dos valores de elasticidades-preço da demanda [Bown, Hollander, Viane, 2001, 184]. Em mercados competitivos, com custos marginais constantes, a suposição de substituição perfeita entre o produto doméstico e o importado implicaria dominância de um dos mercados e elasticidade infinita, conforme já discutido. Como isso não tem sido verificado com frequência nos trabalhos empíricos, considera-se plausível a suposição de substituição imperfeita.

Até o fim da década de 1970 os estudos econométricos que tratavam da análise das exportações brasileiras adotavam, em geral, a hipótese de “país pequeno” no contexto internacional, limitando-se à estimação da função de oferta de exportação. Tal proposta era considerada procedente, dada a predominância de produtos primários e semimanufaturados na pauta das exportações brasileiras – produtos que são relativamente homogêneos – e a pequena representatividade do Brasil no comércio internacional. A partir do final da década de 1970, tornou-se mais freqüente a consideração de modelos em que quantidades exportadas e preços são determinados simultaneamente, o que requer a estimação tanto da função de oferta como da função de demanda, seja em suas formas estruturais ou reduzidas.

3 REVISÃO DA LITERATURA

Goldstein e Khan (1978) conduziram trabalho que tem fundamentado diversos estudos empíricos sobre comércio internacional, apresentado de forma relativamente detalhada a seguir. Esses autores propuseram dois modelos para a análise: (i) um modelo de equilíbrio entre quantidade ofertada e demanda de exportação; e (ii) um modelo especificado com base em um mecanismo de ajustamento parcial – considerando-se um desequilíbrio momentâneo no mercado. No modelo de equilíbrio foi considerada a seguinte especificação para a função de demanda por exportação:

$$\log X_t^d = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 \log(PX / PXW)_t + \mathbf{a}_2 \log YW_t \quad (1)$$

na qual:

X^d é a quantidade demandada de exportação;

PX é o preço das exportações;

PXW é a média ponderada dos preços dos produtos concorrentes de outros países;

YW é a média ponderada das rendas reais dos parceiros comerciais do país exportador.

Com relação aos coeficientes, espera-se que a_1 seja negativo e que a_2 seja positivo¹. A especificação desse modelo fundamenta-se na hipótese de homogeneidade de preços, isto é, variações em qualquer um dos componentes da relação – preço das exportações/preço de produtos concorrentes – acarretam efeitos de mesma magnitude.

A oferta de exportações foi também especificada na forma log-linear, sendo expressa em função do preço relativo (de exportação em relação ao doméstico) e de um índice representativo da capacidade produtiva do país exportador:

$$\log X_t^s = b_0 + b_1 \log(PX / P)_t + b_2 \log Y_t^* \quad (2)$$

na qual:

X^s é a quantidade ofertada de exportação;

PX é o preço das exportações;

P é o preço doméstico;

Y^* é a capacidade produtiva doméstica (produto potencial).

A equação (2) incorpora a premissa de que, se o preço das exportações aumenta com relação aos preços domésticos, a produção destinada à exportação torna-se mais lucrativa e, por conseguinte, os exportadores aumentarão a oferta. Adicionalmente, considera-se que, *coeteris paribus*, há uma relação positiva entre a capacidade produtiva doméstica e a quantidade ofertada para exportações. Dessa forma, espera-se que os coeficientes b_1 e b_2 sejam positivos. A equação (2) pode ser expressa também como:

$$\log PX_t = b_0 + b_1 \log X_t^s + b_2 \log Y_t^* + b_3 \log P_t \quad (3)$$

na qual:

$$b_0 = -\frac{b_0}{b_1}; \quad b_1 = \frac{1}{b_1}; \quad b_2 = -\frac{b_2}{b_1}; \quad e \quad b_3 = \frac{b_1}{b_1}$$

Como $b_1, b_2 > 0$, espera-se que $b_1, b_3 > 0$ e $b_2 < 0$. Com o objetivo de obter somente os efeitos das variáveis exógenas, os autores obtêm as equações (1) e (3) na forma reduzida:

¹ O sinal da elasticidade-renda (real) pode ser negativo se as exportações forem dependentes de uma demanda residual do resto do mundo. Isso significa que um aumento na renda mundial implicará um aumento das produções domésticas, impactando negativamente as exportações.

$$\log X_t = \frac{\mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 b_0}{1 - \mathbf{a}_1 b_1} - \frac{\mathbf{a}_1}{1 - \mathbf{a}_1 b_1} \log PXW_t + \frac{\mathbf{a}_2}{1 - \mathbf{a}_1 b_1} \log YW_t + \frac{\mathbf{a}_1 b_2}{1 - \mathbf{a}_1 b_1} \log Y_t^* + \frac{\mathbf{a}_1 b_3}{1 - \mathbf{a}_1 b_1} \log P_t \quad (4)$$

$$\log PX_t = \frac{b_0 + \mathbf{a}_0 b_1}{1 - \mathbf{a}_1 b_1} - \frac{\mathbf{a}_1 b_1}{1 - \mathbf{a}_1 b_1} \log PXW_t + \frac{\mathbf{a}_2 b_1}{1 - \mathbf{a}_1 b_1} \log YW_t + \frac{b_2}{1 - \mathbf{a}_1 b_1} Y_t^* + \frac{b_3}{1 - \mathbf{a}_1 b_1} \log P_t \quad (5)$$

No modelo de desequilíbrio os autores utilizam o seguinte mecanismo de ajustamento para o quantum demandado:

$$\Delta \log X_t = \mathbf{g} [\log X_t^d - \log X_{t-1}] \quad 0 \leq I \leq 1 \quad (6)$$

na qual \mathbf{g} é o coeficiente de ajustamento e Δ é o operador de primeira diferença.²

Substituindo-se a equação (1) em (6), tem-se:

$$\log X_t = c_0 + c_1 \log(PX/PXW)_t + c_2 \log YW_t + c_3 \log X_{t-1} \quad (7)$$

sendo $c_0 = \mathbf{g}\mathbf{a}_0$, $c_1 = \mathbf{g}\mathbf{a}_1$, $c_2 = \mathbf{g}\mathbf{a}_2$, $c_3 = 1 - \mathbf{g}$. Baseado nos sinais esperados dos parâmetros \mathbf{a}_1 , \mathbf{a}_2 e \mathbf{g} , espera-se que: $c_1 < 0$, $c_2 > 0$ e $c_3 > 0$.

Com uso desse mesmo mecanismo de ajustamento parcial para o caso do quantum ofertado de exportação, obtém-se uma função de oferta de exportação que tem entre as variáveis explicativas uma defasagem da variável dependente. O modelo de desequilíbrio pode também ser aplicado para as equações na forma reduzida.

Utilizando modelo semelhante ao proposto por Goldstein e Khan (1978), Zini (1970) estimou equações de demanda e oferta de exportação para o Brasil. A função de demanda por exportação foi especificada como:

$$\ln X_t^d = a_{11} + a_{12} \ln(PX / PXW)_t + a_{13} \ln YW_t + u_{1t} \quad (1)$$

na qual:

- X^d é a quantidade demandada de exportação;
- PX é o preço das exportações em dólares;
- PXW é o preço dos bens competitivos no resto do mundo;
- YW é a renda real no resto do mundo;
- u_1 é distúrbio aleatório.

A equação de oferta de exportações, também especificada na forma log-linear, é expressa por:

² $\Delta \log X_t = \log X_t - \log X_{t-1}$.

$$\ln X_t^s = b_{11} + b_{12} \ln(e_t PX_t S_t / PD_t) + b_{13} \ln YT_t + b_{14} \ln U_t + u_{2t} \quad (2)$$

na qual:

- X^s é a quantidade ofertada de exportação;
- E é a taxa nominal de câmbio;
- PX é o preço das exportações;
- S é a taxa média de subsídios;
- PD é o nível de preço doméstico;
- YT é a capacidade produtiva doméstica (produto potencial);
- U é o índice de ciclos domésticos (utilização da capacidade instalada);
- u_2 é distúrbio aleatório.

Segundo o autor, o índice de preço doméstico, PD , tem duplo papel na função de oferta de exportações. Supondo-se um dado nível de preço para as exportações, a rentabilidade de produzir bens exportáveis cai à medida que os custos domésticos aumentam, e PD seria então uma proxy para tais custos. Adicionalmente, quando PD sobe relativamente, a rentabilidade de vender para o mercado externo diminui, afetando negativamente a oferta de exportações. Pode-se esperar assim que b_{12} possua sinal negativo.

Sob padrões normais de comércio, o sinal esperado de b_{13} , coeficiente da variável que representa a capacidade produtiva doméstica, é positivo, pois conforme cresce a capacidade produtiva cresce a oferta para os mercados doméstico e externo. Em relação à magnitude, o coeficiente pode ser maior que a unidade (o que indica um viés pró-comércio), unitário (neutralidade sobre as exportações), menor que a unidade (viés anticomercial fraco) ou, ainda, negativo (viés anticomercial forte).

Uma variável que representa ciclos domésticos (U) é incluída para se captarem os efeitos dos aumentos da demanda interna sobre a oferta de exportações. Existe a premissa de que os produtores, durante períodos de crescimento econômico, devem atender preferencialmente à demanda doméstica, preservando assim sua participação nesse mercado.

Como as equações apresentadas não permitem investigar o papel específico da taxa de câmbio real, o autor reorganizou a função de oferta para avaliar como essa variável afeta o comércio internacional. A seguinte equação foi ajustada:

$$\ln X_t^s = b_{21} + b_{22} \ln(e_t PAW_t / PAD_t) + b_{23} \ln(PX_t / PAW_t) + b_{24} \ln(PD_t / PAD_t) + \quad (3)$$

$$b_{25} \ln S_t + b_{26} \ln YT_t + b_{27} \ln U_t + u_{3t}$$

na qual:

- PAW_t é o preço ao atacado do resto do mundo;

$PADt$ é o preço doméstico do resto do mundo.

Considerando que o mercado não se ajusta de forma instantânea, o autor introduziu defasagens da variável dependente nas equações do modelo.

A diferença básica entre o modelo de Goldstein e Khan (1978) e o de Zini (1970) diz respeito à inclusão, na função de oferta, de variáveis que representam a capacidade produtiva doméstica e a utilização dessa capacidade para captar os efeitos de ciclos econômicos.

Modelos que incluem tanto as funções de oferta quanto as de demanda de exportações são estimados em sua forma estrutural por meio de metodologia adequada para a resolução de equações simultâneas. Alguns autores, no entanto, têm estudado as exportações utilizando modelos uniequacionais que incorporam variáveis relacionadas à oferta e à demanda externa do produto. Markwald e Braga (1993) chamam atenção para o fato de que os modelos uniequacionais em cuja especificação são incluídas variáveis relacionadas à oferta e à demanda de exportação, podendo-se citar nesse último caso a variável que representa a renda do resto do mundo, não são fundamentados na hipótese de país pequeno, pois os modelos estruturais que dão origem à forma reduzida consideram funções tanto de oferta como de demanda com elasticidades finitas. Alguns trabalhos feitos nessa linha são discutidos a seguir.

Castro e Cavalcanti (1997), a fim de proporcionar subsídios para o processo de formulação, implementação e avaliação de políticas econômicas, conduziram trabalho para estimar equações de exportação para o Brasil, para o período 1955/1995, com o objetivo de realizar previsões condicionais à evolução futura das variáveis determinantes das exportações. Considerou-se a estimativa de equações para as exportações totais e desagregadas (produtos manufaturados, semimanufaturados e básicos). As equações formuladas para se analisar o comportamento das exportações consideraram como variáveis explicativas a taxa de câmbio real, uma proxy para o nível de renda mundial e um indicador do nível de renda doméstico. A análise das exportações totais (expressa em valores) baseou-se em um modelo VAR (Auto-Regressão Vetorial) com três defasagens das variáveis exportações totais, taxa de câmbio real e importações mundiais (como proxy da renda mundial). Para as exportações de básicos foram consideradas as mesmas variáveis na modelagem VAR.

Cavalcanti e Ribeiro (1998) estudaram o desempenho e determinantes das exportações brasileiras de manufaturados, semimanufaturados e produtos básicos considerando o período 1977/1996. A metodologia utilizada para o ajustamento do modelo uniequacional foi a de Análise de Auto-Regressão Vetorial. No caso de produtos básicos, as seguintes variáveis foram selecionadas: índice de quantum de exportação de básicos, índice de preços de exportação de básicos e índice de preços das importações dos países industrializados em valor real. Incluíram no modelo dummies sazonais e dummies para representar eventos econômicos.

Carvalho e Negri (2000), em uma análise das exportações brasileiras de produtos agropecuários, ajustaram um modelo uniequacional representado por:

$$X = f \left[\frac{e \cdot Px (1 + S)}{P}, Y, Y^* \right] \quad (1)$$

na qual:

e é a taxa de câmbio nominal;

P_x é o preço do produto exportado;

P é o preço do produto doméstico;

S é a taxa média de subsídio;

Y é a renda interna;

Y^* é a renda externa.

Esses autores ajustaram equações alternativas em que inseriram variável que representa o produto potencial (capacidade doméstica de produção – Y_p) e variável que representa a utilização da capacidade instalada – Y/Y_p . Tem-se então:

$$X = f\left[\frac{e.P_x(1+S)}{P}, Y, Y^*, Y_p\right] \quad (2)$$

e

$$X = f\left[\frac{e.P_x(1+S)}{P}, Y, Y^*, \frac{Y}{Y_p}\right] \quad (3)$$

Variáveis que representam tendência e dummies foram utilizadas na análise e os ajustamentos foram feitos com os dados na forma logarítmica.

Miranda (2001) estudou o comportamento das exportações brasileiras de carne bovina ajustando uma equação reduzida que denominou de equação de vendas. Para a especificação dessa equação considerou que a quantidade do produto ofertada pelo Brasil no mercado externo é igual ao excedente do produto no mercado doméstico, podendo-se escrever:

$$X^s = S - D \quad (1)$$

na qual:

X^s é o produto ofertado para o mercado externo, S é a quantidade ofertada domesticamente e D é a demanda interna, que podem ser representadas como:

$$S = f(P_d, P_x, W) \quad (2)$$

$$D = g(P_d, Y) \quad (3)$$

em que:

P_d é o preço doméstico;

P_x , o preço de exportação;

W representam deslocadores da oferta;

Y representa deslocadores da função de demanda.

Considerando-se as três equações apresentadas, tem-se que a oferta de exportação pode ser representada por:

$$X^s = h(Pd, Px, W, Y) \quad (4)$$

e a equação de demanda externa pode ser expressa como:

$$X^s = g\left(\frac{P_x}{T_c}, P_w, Z\right) \quad (5)$$

na qual:

P_w é o preço do produto concorrente no mercado internacional;

Z representa deslocadores da demanda externa do produto.

Em equilíbrio, tem-se que:

$$X^* = X^s = X^d \quad (6)$$

sendo X^* a quantidade de equilíbrio negociada no mercado externo.

A equação de vendas pode ser representada como:

$$X^* = l(Px, Pd, P_w, TC, Y, W, Z) \quad (7)$$

A autora considerou também a possibilidade da demanda do mercado externo pelo produto brasileiro ser perfeitamente elástica. Nesse caso, a função de vendas passa a ser representada por:

$$X^* = l(Pd, P_w, TC, Y, W, Z) \quad (8)$$

Em ambos os casos, tem-se a estimação de funções de preço externo para o Brasil.

Os deslocadores das funções de oferta e demanda de exportações, considerados na análise, foram a renda interna, proxy para a renda externa, e variáveis que representam a tendência e a sazonalidade das exportações.

Alguns trabalhos têm sido elaborados e fundamentados em modelos derivados de otimização de uma função de utilidade, podendo-se citar o de Senhadji & Montenegro (1999). Esses autores conduziram análise para estimar elasticidades da demanda por exportação para diversos países industrializados e em desenvolvimento. Verificaram que as exportações reagem tanto à renda de seus parceiros comerciais como a preços relativos. Os autores chegam à seguinte forma de especificação da equação de demanda de exportação:

$$\log(x_t) = \mathbf{g}_0 + \mathbf{g}_1 \log(x_{t-1}) + \mathbf{g}_2 \log(p_t) + \mathbf{g}_3 \log(gdp x_t^*) + \mathbf{e}_t$$

na qual:

x_t representa as exportações reais do país doméstico;

p_t é o preço de exportação doméstico relativo ao preço de seus competidores;

gdp_x^* é a variável atividade, definida como o PIB do país doméstico (expresso em termos reais), do qual se subtrai o valor das exportações reais de seus parceiros comerciais (ao invés de incluir o PIB de seus parceiros comerciais).

Dessa forma, o modelo resulta em uma equação de demanda de exportação próxima à função padrão, exceto pela variável relativa ao produto de parceiros comerciais. O trabalho foi aplicado a 53 países, entre os quais incluem-se países industrializados e em desenvolvimento. A elasticidade-preço média apresentou-se próxima a zero no curto prazo, atingindo, no entanto, valores próximos à unidade no longo prazo. Um número considerável de 22 países, entre os 53 considerados, apresentaram estimativas que indicavam que a elasticidade-preço de longo prazo superior à unidade não pode ser rejeitada. Observou-se, ainda, que um período de cerca de seis anos era requerido para que se atingisse 90% do nível de elasticidade de longo prazo. Um padrão semelhante foi observado para a elasticidade-renda, tendo-se observado que as exportações reagem de forma relativamente lenta a mudanças na renda de seus parceiros comerciais. Verificou-se, ainda, que os países em desenvolvimento mostram, em geral, elasticidade-preço mais baixa que a dos países industrializados, e os países asiáticos mostram elasticidade-preço significativamente mais elevada que ambos – países industriais e em desenvolvimento. Além disso, os países asiáticos beneficiam-se de elasticidade-renda mais elevada que os demais países em desenvolvimento, corroborando a visão geral de que o comércio tem sido um instrumento poderoso de crescimento na região. Os países do continente africano, ao contrário, confrontam-se com as mais baixas elasticidades-renda para suas exportações.

Trabalho conduzido por Onunkwo & Epperson (1999), para analisar a demanda pela exportação de noz pecan pelos Estados Unidos, emprega um modelo de equação simples, em face da constatação das seguintes características do mercado e da forma de utilização do produto analisado: (i) a pecan norte-americana é sujeita a uma grande diversidade de uso; (ii) a demanda por exportação desse produto varia com a disponibilidade relativa de oferta de outros tipos de nozes nos mercados internacionais; e (iii) o contexto institucional e o segmento varejista de mercado determinam a demanda por exportação segundo a forma do produto, com ou sem casca (ou seja, a UE mostra preferência pelo produto com casca, e o mercado asiático prefere o produto sem casca). Considerou-se que esses fatores, tomados conjuntamente, sugerem forças competitivas suficientemente fortes para assegurar um comportamento de mercado em que os preços são dados ou exógenos. Dessa forma, os autores especificaram uma equação de exportação única, buscando incluir todas as variáveis econômicas consideradas cruciais à determinação do comportamento da demanda, tais como próprio preço, preços de produtos complementares ou substitutos, renda e dispêndio com a promoção de exportação. A equação de demanda por exportação para a pecan norte-americana foi especificada da seguinte forma:

$$Q_{rt} = f(P_{pt}^*, P_{wt}^*, P_{at}^*, Y_{rt}^*, Prop_{rt}^*, Row_{rt}^*, P_{oa_{rt}}^*)$$

com:

$$P_{p_i}^* = \frac{P_{p_i}}{I_{a_i}}, P_{w_i}^* = \frac{P_{w_i}}{I_{a_i}}, P_{a_i}^* = \frac{P_{a_i}}{I_{a_i}}, Y_{r_i}^* = \frac{Y_{r_i}}{I_{r_i}}; \text{Pr op}_{r_i}^* = \frac{\text{Pr op}_{r_i}}{I_{a_i}};$$

$$\text{Pr ow}_{r_i}^* = \frac{\text{Pr ow}_{r_i}}{I_{a_i}}, \text{Pr oa}_{r_i}^* = \frac{\text{Pr oa}_{r_i}}{I_{a_i}}.$$

A variável dependente (Q_{r_i}) representa o volume total de exportações de noz pecan para cada região importadora. As variáveis de explanatórias incluem preços do próprio produto (P_p) e de seus substitutos, tais como nozes americanas (P_w) e amêndoas americanas (P_a). A variável explicativa relativa a produto nacional bruto (Y) é incluída no modelo para cada região importadora. Outras variáveis específicas às regiões constituem-se nos índices de preço ao consumidor (I_p). A variável (I_e) representa o índice de preço ao consumidor do país exportador. Consideram-se ainda os valores relativos a dispêndios com programas de promoção dos produtos, representados como Pr opr_e , Pr owr_e , Pr oar_e , para a pecan, noz americana e amêndoas, respectivamente.

Pode-se verificar que, de maneira geral, os trabalhos apresentados consideram como condicionantes da demanda de exportação uma variável que retrate o nível de renda externa (real) alocada ao consumo de bens comercializáveis externamente, e uma variável que representa os preços relativos dos produtos exportados e dos produtos substitutos no mercado internacional (ambos expressos em moeda estrangeira). Contudo, a definição das variáveis efetivamente utilizadas nas investigações empíricas varia de acordo com o país e/ou o período analisado e com a disponibilidade de dados. A renda pode ser representada pelos níveis de renda agregada ou de importações de um subgrupo relevante de países ou do mundo como um todo. Em alguns trabalhos utilizam-se os índices relativos aos principais parceiros comerciais do país sob análise, ponderados pela participação de cada um na pauta de exportação desse país. A escolha dos preços dos bens substitutos no mercado internacional também pode recair sobre índices de preços mundiais ou sobre preços relevantes para os parceiros comerciais – em geral, preços de importação ou de algum índice representativo dos produtos comercializáveis internacionalmente.

A função de oferta de exportação, de outro lado, inclui uma diversidade de variáveis explicativas potenciais, dada a multiplicidade dos fatores que podem afetar a capacidade dos produtores de determinado país em produzir e exportar seus produtos. É provável que um índice apropriado da capacidade produtiva, como o PIB potencial, seja capaz de explicar parcela significativa da evolução da oferta de exportações, principalmente no que diz respeito ao seu comportamento tendencial. De outra forma, poder-se-ia utilizar também determinantes da capacidade produtiva, tais como o nível de produtividade e a taxa de investimento. Em alguns estudos foi incluída na especificação da função de oferta de exportação uma variável associada aos ciclos de atividade interna (por exemplo, o desvio do produto efetivo de seu valor tendencial/potencial) de modo a captar a idéia de que as exportações representam, em grande média, uma alternativa de demanda para evitar o aumento da capacidade ociosa na indústria nacional. Tal variável seria, provavelmente, mais relevante para o caso dos produtos

manufaturados no agregado, pois somente no caso destes faz pleno sentido o conceito de utilização de capacidade [Cavalcanti e Ribeiro, 1998].

Segundo Cavalcanti e Ribeiro (1988), as variáveis explicativas do lado da oferta estariam relacionadas à rentabilidade (real) da atividade exportadora. Para a avaliação da rentabilidade faz-se uma comparação entre receitas e despesas associadas às vendas externas ou à remuneração das exportações com relação às vendas no mercado doméstico.

No primeiro caso, é importante incorporar à análise indicadores apropriados dos custos dos exportadores – que podem ser índices de salário real, preços dos principais insumos utilizados, custos de comercialização e distribuição, impostos, etc. – e não simplesmente um índice agregado de preços, que não reflete os custos em cada setor de atividade.

Na segunda alternativa, deve-se comparar a receita de exportação com os preços dos produtos exportáveis no mercado interno; nesse caso, é razoável a utilização de índices de preços vigentes no mercado interno, podendo-se usar um índice de preço no atacado como proxy para o preço dos produtos comercializáveis externamente. A inclusão de um índice de incentivos (fiscais e/ou creditícios) às vendas externas é uma informação importante e deve ser considerada sempre que existirem dados para isso. A taxa de câmbio real, incorporada no modelo, é a base para a comparação entre as rentabilidades no mercado interno e externo. O nível e a volatilidade da taxa de câmbio real determinam, respectivamente, o valor esperado e a variância da remuneração relativa das exportações. A formulação mais comum da taxa de rentabilidade real das exportações é dada pela multiplicação do índice de preços de exportação pela taxa de câmbio nominal e por algum índice de incentivos à atividade exportadora, dividido pelo índice de preços no atacado doméstico.

No presente estudo estima-se um modelo uniequacional, com a finalidade de analisar os efeitos de variáveis condicionantes da oferta de exportação sobre o quantum exportado. No estudo serão consideradas as propriedades de integração e co-integração das séries temporais. A metodologia a ser utilizada para a realização dos testes de raiz unitária (ordem de integração) será a de Dickey e Fuller, apresentada em anexo. Os testes de co-integração serão feitos com a metodologia de Johansen, também apresentada em anexo.

4 MODELO TEÓRICO

O modelo teórico utilizado no presente estudo para a análise das exportações brasileiras de produtos agropecuários foi formulado definindo-se a oferta e a demanda domésticas como, na forma logarítmica:

$$q^s = \ddot{O} + \tilde{a} p_d + \tilde{i} f \quad \tilde{a} > 0, \tilde{i} < 0 \quad (1)$$

$$q^d = \ddot{U} + \tilde{\zeta} p_d + \tilde{e} y \quad \tilde{\zeta} < 0, \tilde{e} > 0 \quad (2)$$

em que:

q^s e q^d são as quantidades oferecida e demandada;

p_d é o preço;

f é um deslocador da oferta, considerado, no caso, o preço de fertilizante;

y é a renda per capita.

Em equilíbrio, tem-se que:

$$qs = qd$$

logo:

$$\ddot{O} + \tilde{a} pd + \dot{i} f = \dot{U} + \zeta pd + \dot{e} y$$

A partir dessa igualdade determina-se:

$$pd^* = [(\dot{U} - \ddot{O}) + \dot{e} y - \dot{i} f] / (\tilde{a} - \zeta) \quad (3)$$

(3) representa (logaritmo do) preço doméstico de equilíbrio, que vigora na ausência de comércio com o exterior.

Supõe-se que o produto doméstico possa ser exportado ao preço p_x (expresso em moeda do país exportador). Pressupõe-se, ainda, que o produto selecionado para exportação reduz a disponibilidade interna (e eleva o preço doméstico), sem influenciar o padrão de qualidade do produto comercializado internamente, assumindo-se que não há controle rigoroso de sua qualidade.

Relacionando-se o preço externo (P_x) e o interno (P_d), tem-se uma margem de exportação ($M = P_x/P_d$) que cobre o custo dessa operação. O preço externo é fixado no mercado internacional e seu valor não sofre influência do volume exportado pelo país em questão, ou seja, tem-se uma demanda externa perfeitamente elástica.

Admite-se que a margem m (representada na forma logarítmica) seja relacionada a p_d :

$$m = \acute{a} pd \quad (4)$$

em que \acute{a} é a elasticidade relacionando m e p_d .

Tendo-se em conta que $p_x = p_d + m$, tem-se que:

$$pd = px - m = px - \acute{a} pd \quad (5)$$

Assim, as equações (1) e (2) podem ser reescritas como:

$$qs = \ddot{O} + \tilde{a} px - \tilde{a}\acute{a} pd + \dot{i} f \quad (1')$$

$$qd = \dot{U} + \zeta px - \zeta\acute{a} pd + \dot{e} y \quad (2')$$

Pode-se, agora, proceder à especificação da oferta de exportação, que é expressa como o excesso de oferta sobre a demanda doméstica. Portanto, ela envolve as mesmas variáveis que afetam essas duas funções. Dessa forma, pode-se representá-la genericamente em logaritmo como:

$$qx = f(px, pd, f, y) \quad (5)$$

em que $q^x = \ln Q^x$, para $Q^x = Q^s - Q^d$; as variáveis em maiúsculas representam as quantidades e não seus logaritmos.

Sabe-se então que:

$$dQ^x/Q^x = (Q^s/Q^x) dQ^s/Q^s - (Q^d/Q^x) dQ^d/Q^d$$

Conclui-se, assim, que a elasticidade de qualquer variável sobre a oferta de exportação será a diferença entre as elasticidades dessa variável sobre a oferta e a demanda domésticas, cada uma ponderada pela relação entre quantidades totais e quantidades exportadas. Por exemplo, a elasticidade de P_x sobre Q^x é dada por:

$$(dQ^x/Q^x)/(dP^x/P^x) = (Q^s/Q^x) [(dQ^s/Q^s)/(dP^x/P^x)] - (Q^d/Q^x) [(dQ^d/Q^d)/(dP^x/P^x)]$$

Entre colchetes estão as elasticidades de oferta e demanda domésticas em relação a P_x . Assim pode-se dizer, considerando (1') e (2'), que:

$$\ddot{e}_{px} = k_x (\bar{a} - \zeta)$$

em que $px =$ elasticidade de Q^x em relação a P^x e $k_x = Q^s/Q^x - Q^d/Q^x$ ³

Da mesma forma:

$$\ddot{e}_{pd} = -k_x \acute{a} (\bar{a} - \zeta)$$

é a elasticidade da oferta de exportação em relação a P_d .

E ainda:

$$\ddot{e}_y = -k_x \grave{e}$$

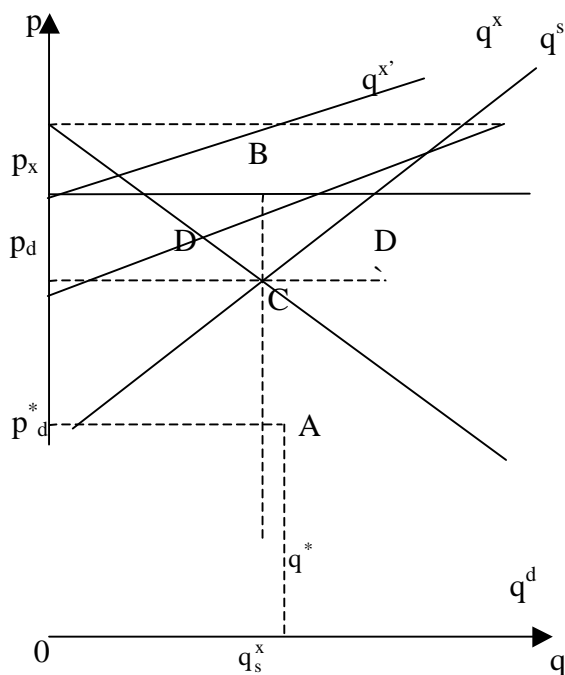
em que \ddot{e}_y é a elasticidade da oferta de exportação em relação à renda doméstica.

Na figura 1, representam as curvas de oferta e demanda domésticas (q^s e q^d). Além disso, p_d^* é o preço doméstico na ausência de comércio com o exterior; q^* é a quantidade de equilíbrio (ver ponto A).

Ao se considerar a possibilidade de comércio exterior, tem-se que obter a oferta de exportação (q^x). Para sua obtenção, primeiramente se obtém a linha correspondente ao excesso de oferta ($q^x = q^s - q^d$) para preços acima de p_d^* . Obtida essa linha, adiciona-se a ela margem de exportação. A nova linha será curva de oferta de exportação (q^x). Agora, se consideramos uma demanda por importações perfeitamente elástica dada pela linha de preço p_x , então o preço FOB de exportação será p_x , o preço doméstico será p_d e a quantidade vendida no exterior será $q^x = p_x B = p_d C = DD$.

³ A rigor poder-se-ia definir k_x^s e k_x^d ; no entanto, a formulação apresentada constitui-se numa aproximação satisfatória.

FIGURA 1
Obtenção da Função de Excesso de Oferta



Voltando à equação (5), tem-se que a oferta por exportações é dada por:

$$q^x = f(p_x, p_d, f, y)$$

Sabendo-se que:

$$p_x = p_e T_c$$

em que p_e é o preço das exportações em moeda estrangeira e T_c , a taxa de câmbio nominal, podem-se reescreverem na equação (5) como:

$$q^x = f(p_e, T_c, p_d, f, y) \quad (5')$$

5 PROCEDIMENTOS E DADOS

O seguinte modelo estatístico geral foi utilizado na análise das exportações dos produtos agropecuários selecionados:

$$Qe_t = a + bPi_t + gRr_t + dCr_t + qPe_t + \sum_{i=1}^{11} w_i D_{it} + \sum_{j=1}^{n-1} I_j Z_{jt} + u_t$$

na qual:

Qe_t é a quantidade exportada;

Pi_t é o preço do mercado interno do produto;

Cr_t é a taxa de câmbio efetiva;

Pe_t é o preço recebido pelas exportações;

D_{it} são binárias representando os diferentes meses do ano;

Z_{jt} são binárias que representam os n anos da amostra.

Os modelos foram estimados com dados que compreendem o período de janeiro de 1992 a dezembro de 2000, exceto nos casos de açúcar e de carne bovina industrializada, em função da disponibilidade dos dados necessários. O período tomado para a análise das exportações de açúcar engloba janeiro de 1995 a dezembro de 2000. Na análise das exportações de carne bovina industrializada empregou-se o período de setembro de 1994 a dezembro de 2000. Todas as séries de dados foram transformadas em logaritmos para se proceder às estimativas dos modelos.

A quantidade e o valor das exportações brasileiras foram obtidos no *site* do Banco Central (Suplemento Estatístico), sendo a Secretaria de Comércio Exterior – SECEX, a fonte primária de dados. As séries que representam o preço das exportações foram contruídas dividindo-se o valor das exportações pelo *quantum* exportado. A série de taxa de câmbio efetiva é a divulgada pelo IPEA. Em relação à renda doméstica, utilizou-se como proxy o PIB a preços de mercado (índice real), série divulgada também pelo IPEA.

As fontes dos dados de preços do mercado interno dos produtos agropecuários analisados são as seguintes:

- preço de soja, farelo e óleo – Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB);
- preço de açúcar – Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA);
- preço de frango – Instituto de Economia Agrícola (IEA);
- preço de café – Fundação Getúlio Vargas (FGV);
- preço de carne bovina – Boletim Intercarne.

Variáveis binárias foram usadas nos modelos com a finalidade de captar mudanças do intercepto das equações decorrentes de situações diferenciadas das exportações em diferentes anos e em diferentes meses (variações estacionais) da amostra utilizada. Levando-se em conta que os efeitos de choques nas variáveis explicativas possam não ser imediatos, considerou-se no modelo, sempre que necessário, defasagens para as variáveis explicativas.

6 RESULTADOS

Os resultados dos modelos especificados para análise do desempenho das exportações brasileiras de produtos agropecuários são apresentados na seguinte ordem:

Resultados do testes de raiz unitária de Dickey & Fuller;

Resultados dos testes de co-integração – Johansen;

Resultados do modelo(s) ajustado(s) para a análise das exportações brasileiras de produtos agropecuários.

A seguinte notação foi utilizada para representar as variáveis incluídas no modelo:

q_e para quantidade exportada;

p_{ir} para preço real do mercado interno; e

p_e para preço das exportações;

em adição à(s) primeira(s) letra(s) do produto analisado. Assim, por exemplo, a quantidade exportada de frango sera representada por $f q_e$.

Para as variáveis macroeconômicas foi utilizada a seguinte notação:

c_r para a taxa de câmbio real efetiva; e

r_r para a renda nacional real.

O número de defasagens incluído no modelo estimado para testar raiz unitária foi determinado de acordo com os critérios de Akaike e Schwarz, buscando-se especificar o modelo da forma mais parcimoniosa, desde que atendesse ao pressuposto de ausência de autocorrelação de resíduos, indicada pelo teste Q de Ljung Box.

Para a realização dos testes de raiz unitária, utilizou-se o procedimento proposto por Enders (1995), que recomenda que os modelos usados para os testes devem ser especificados considerando-se inicialmente a forma mais geral, incluindo constante e tendência, e, progressivamente, que esses termos devem ser eliminados sempre que se apresentarem não significativos.

1 Exportações Brasileiras de Frango

Nas tabelas 1.1 e 1.2 são apresentados os resultados do teste de raiz unitária para as séries temporais utilizadas no modelo que explica as exportações brasileiras de frango, verificando-se que todas as séries são estacionárias nas primeiras diferenças – I(1). A tabela 1.1 apresenta o Modelo 1, cujos resultados permitem sustentar que todas as séries apresentam pelo menos uma raiz unitária. Os resultados da estimativa do Modelo 2, apresentados na tabela 1.2, indicam que todas as séries apresentam apenas uma raiz unitária.

TABELA 1.1
Resultados dos Testes de Raiz Unitária
 Modelo 1

Séries	def. (p-1)	Estatísticas				
		t_t	t_{bt}	t_m	t_{am}	t
$f q_e$	6	-1,943	1,934	-0,409	0,443	2,160
$f P_{ir}$	5	-2,082	-2,721	-2,174	-2,212	-0,187
$F P_e$	3	-1,124	-1,199	-0,862	0,320	-1,093
c_r	12	-1,786	0,781	-2,057	2,049	-0,397
r_r	12	-1,925	1,394	-1,864	1,915	2,467

Obs.: ¹ No Modelo 1 a variável dependente é expressa nas primeiras diferenças.
² Em todos os modelos ajustados a estatística Q apresentou-se não significativa, o que indica ausência de autocorrelação de resíduos.
³ O valor de p corresponde à ordem do modelo auto-regressivo que descreve o comportamento da série temporal.

TABELA 1.2
Resultados dos Testes de Identificação de Raiz Unitária
 Modelo 2

Estatística	t
$f q_e$	-6,725*
$f P_{ir}$	-7,437*
$f P_e$	-4,400*
c_r	-3,120*
r_r	-2,246*

* Significativo até 5% de probabilidade.
 Obs.: ¹ No Modelo 2 a variável dependente é expressa nas segundas diferenças.
² O número de defasagens dos modelos é igual a $p - 2$.

O resultado do teste λ máximo para co-integração, apresentado na tabela 1.3, aponta para a existência de um vetor de co-integração, enquanto o resultado do teste Traço aponta para a existência de dois vetores de co-integração. Nesse caso, o modelo de correção de erro foi ajustado considerando-se inicialmente dois vetores de co-integração, sendo mantido no modelo o vetor que se apresentou significativo.

TABELA 1.3
Resultados dos Testes de Co-integração
 Johansen

H_0	λ máximo	Traço
$r \leq 4$	1,011	1,011
$r \leq 3$	7,140	8,152
$r \leq 2$	15,603	23,755
$r \leq 1$	28,353	52,108*
$r = 0$	62,174*	114,282*

* Significativo até 5% de probabilidade.
 Obs.: Modelo com constante não restrita ajustado com uma defasagem.
 Valores críticos em Johansen e Juselius (1990).

Os coeficientes do modelo ajustado para explicar o comportamento das exportações de frango apresentaram os sinais esperados (ver tabela 1.4). Dentre as variáveis explicativas, a renda interna foi a que apresentou o maior efeito sobre a determinação do quantum exportado. O coeficiente das variáveis câmbio e o preço das exportações não se apresentaram significativos até 10% de probabilidade. Os resultados indicam que a oferta de frango para o mercado externo reage de forma mais que proporcional frente a variações na renda interna e de forma menos que proporcional frente a variações no preço interno.

TABELA 1.4
Resultados da Estimativa do Modelo de Correção de Erro que
Explica as Exportações Brasileiras de Frango

Var. dependente = $\Delta \log f q_e$	F= 3,621*	Q= 17,779
Variável	Coeficiente	Estatística t
Constante	-0,167	1,059
$\Delta \log f p_{ir}$	-0,325***	-1,624
$\Delta \log f p_e$ (3)	0,187	0,241
$\Delta \log c_r$ (2)	0,268	0,425
$\Delta \log r_r$ (1)	-2,737**	-2,104
B1	-0,294***	-1,644
B2	-0,270	-1,580
B3	-0,257	-1,471
B4	-0,429**	-2,434
B5	-0,172	-0,999
B6	-0,155	-0,924
B7	-0,340**	-1,989
B8	-0,224	-1,292
S1	0,006	0,051
S2	0,185***	1,745
S3	0,259**	2,344
S4	0,934	1,502
S5	0,052	0,503
S6	0,100	0,882
S7	0,076	0,674
S8	0,148	1,238
S9	0,060	0,565
S10	0,122	1,141
S11	0,152	1,376
R	-1,011*	-8,146

* Significativo a 1%.

** Significativo a 5%.

*** Significativo a 10%.

Obs.: ¹ O número entre parênteses, apresentado em sequência ao nome da variável, indica a ordem de defasagem considerada.

² B (com $i = 1, \dots, 8$) são binárias que representam os diversos anos, S_i (com $i = 1, \dots, 11$) são binárias que representam os diversos meses, e R representa o termo de correção de erro.

2 Exportações Brasileiras de Produtos do Complexo Soja

2.1 Soja em Grão

Os resultados dos testes de raiz unitária para as séries das variáveis do modelo que explica as exportações brasileiras de soja em grão são apresentados nas tabelas 2.1.1 e 2.1.2 Esses resultados indicam que todas as séries são estacionárias nas primeiras diferenças - I(1), exceto a série relativa ao preço recebido pelo produto ex-

portado, que é estacionária no nível. Os resultados dos testes referentes à taxa de câmbio efetiva real e à renda interna real foram discutidos anteriormente, não sendo repetidos na apresentação dos resultados dos modelos que explicam as exportações dos demais produtos agropecuários analisados neste estudo, quando o período de abrangência da análise for idêntico.

TABELA 2.1.1
Resultados dos Testes de Raiz Unitária
Modelo 1

Séries	def. (p-1)	Estatísticas				
		t_t	t_{bt}	t_m	t_{am}	t
$s q_e$	11	-1,514	1,570	-0,910	0,944	0,376
$s p_{ir}$	3	-2,931	-1,733	-2,343	-2,311	-0,520
$s p_e$	0	-10,180*	-0,921			

* Significativo até 5% de probabilidade.

Obs.: ¹ No Modelo 1 a variável dependente é expressa nas primeiras diferenças.

² Em todos os modelos ajustados a estatística Q apresentou-se não significativa, o que indica ausência de autocorrelação de resíduos.

³ O valor de p corresponde à ordem do modelo auto-regressivo que descreve o comportamento da série temporal.

TABELA 2.1.2
Resultados dos Testes de Identificação
de Raiz Unitária
Modelo 2

Estatística	t
$s p_e$	—
$s q_e$	-9,412*
$s p_{ir}$	-5,689*

* Significativo até 5% de probabilidade.

Obs.: ¹ No modelo 2 a variável dependente é expressa nas segundas diferenças.

² O número de defasagens dos modelos é igual a p - 2.

O resultado do teste λ máximo para co-integração, apresentado na tabela 2.1.3, indica a existência de um vetor de co-integração, enquanto o resultado do teste Traço aponta para a existência de dois vetores de co-integração. Dessa forma, o modelo de correção de erro foi ajustado considerando-se inicialmente dois vetores de co-integração, sendo mantido no modelo um único vetor, tomando-se como base a significância estatística dos coeficientes associados a essas variáveis.

TABELA 2.1.3
Resultados dos Testes de Co-integração
Johansen

H_0	λ máximo	Traço
$r \leq 3$	5,452	5,452
$r \leq 2$	7,903	13,354
$r \leq 1$	19,816	33,170*
$r \leq 0$	44,008*	77,178*

* Significativo até 5% de probabilidade.

Obs.: Modelo com constante não restrita ajustado com uma defasagem. Valores críticos em Johansen e Juselius (1990).

Os resultados do modelo que explica as exportações de soja em grão são apresentados na tabela 2.1.4. Os resultados de um modelo alternativo, no qual se eliminaram as variáveis binárias representativas dos diferentes anos do período de abrangência da série, pelo fato de serem todas não significativas, são apresentados na tabela 2.1.5. Verifica-se que nos dois casos os sinais dos coeficientes são coerentes com o modelo especificado para a análise. Em ambos os casos, o coeficiente da variável representativa da renda interna apresentou-se estatisticamente não significativo para um nível de até 10%. Dentre as variáveis explicativas consideradas na análise, a que apresentou o maior efeito sobre a determinação do quantum exportado de soja foi a taxa de câmbio efetiva. As elasticidades obtidas no modelo especificado para explicar as exportações de soja são elevadas, o que mostra que essas exportações reagem de forma mais que proporcional diante das variações nos determinantes das exportações.

TABELA 2.1.4
Resultados da estimativa do modelo de correção de erro que explica as exportações brasileiras de soja em grão

F= 16,5780* Q= 31,6224 Var. dependente = $\Delta \log sq_e$		
Variável	Coefficiente	Estatística t
Constante	-8,850*	-9,730
$\Delta \log sp_{ir}$	-3,903***	-1,615
$\log sp_e$	2,881*	9,308
$\Delta \log c_r$	8,754**	2,100
$\Delta \log r_t(1)$	-7,960	-1,054
B1	0,756	1,336
B2	0,655	1,173
B3	0,476	0,820
B4	-0,363	-0,670
B5	-0,128	-0,237
B6	-0,293	-0,519
B7	0,359	0,644
B8	-0,618	-1,130
S1	0,075	0,111
S2	3,505*	5,079
S3	3,496*	2,967
S4	2,486*	3,334
S5	2,406*	2,899
S6	2,342*	2,876
S7	2,102**	2,517
S8	1,768**	2,315
S9	0,739	1,000
S10	-0,545	-0,706
S11	-0,775	-1,160
R	-0,724*	-9,539

* Significativo a 1%.

** Significativo a 5%.

*** Significativo a 10%.

Obs.:¹ O número entre parênteses, apresentado em sequência ao nome da variável, indica a ordem de defasagem considerada para tal variável.

² B_i (com i = 1, ..., 8) são binárias que representam os diversos anos, S_i (com i = 1, ..., 11) são binárias que representam os diversos meses, e R representa o termo de correção de erro.

TABELA 2.1.5

Resultados da Estimativa do Modelo de Correção de Erro que Explica as Exportações Brasileiras de Soja em Grão
(excluídas as binárias representativas dos diferentes anos)

	F= 23,499*	Q= 31,2770	Var. dependente = $\Delta \log sq_e$
Variável	Coefficiente	Estatística t	
Constante	-8,809*	-10,435	
$\Delta \log sp_{ir}$	-4,824***	-2,063	
$\log sp_e$	2,989*	10,568	
$\Delta \log c_r$	6,941***	1,720	
$\Delta \log r_t(1)$	-5,933	-0,786	
S1	-0,016	-0,024	
S2	3,437*	4,983	
S3	3,054*	2,647	
S4	2,167*	3,017	
S5	2,009**	2,526	
S6	1,958**	2,510	
S7	1,739**	2,161	
S8	1,497**	2,017	
S9	0,449	0,628	
S10	-0,805	-1,070	
S11	-0,855	-1,280	
R	-0,642*	9,954	

* Significativo a 1%.

** Significativo a 5%.

*** Significativo a 10%.

Obs.:¹ O número entre parênteses, apresentado em sequência ao nome da variável, indica a ordem de defasagem considerada.² S_i (com i =1,.....,11) são binárias que representam os diversos meses, e R é o termo de correção de erro.

2.2 Farelo de Soja

Os resultados do teste de raiz unitária para as séries do modelo utilizado para se estimar a função de exportação de farelo de soja são apresentados nas Tabelas 2.2.1 e 2.2.2, podendo-se verificar que todas as séries são integradas de primeira ordem, tornando-se estacionárias quando tomadas nas suas primeiras diferenças - I(1).

TABELA 2.2.1

Resultados dos Testes de Raiz Unitária

Modelo 1

Séries	def. (p-1)	Estatísticas				
		t_t	t_{bt}	t_m	t_{am}	t
$fs q_e$	11	-1,969	-0,850	-1,943	1,944	0.166
$fs P_{ir}$	1	-2,594	0,015	-2,766	2,459	-0,213
$fs P_e$	1	-2,027	2,013	-2,032	2,034	0,019

Significativo até 5% de probabilidade.

Obs.:¹ No Modelo 1 a variável dependente é expressa nas primeiras diferenças.² Em todos os modelos ajustados a estatística Q apresentou-se não significativa, o que indica ausência de autocorrelação dos resíduos.³ O valor de p corresponde à ordem do modelo auto-regressivo que descreve o comportamento da série temporal.

TABELA 2.2.2
Resultados dos Testes de Raiz Unitária
 Modelo 2

Estatística	t
$f_s Q_e$	-7,250*
$f_s P_{ir}$	-6,920*
$f_s P_e$	-4,518*

* Significativo até 5% de probabilidade.

Obs.: ¹ No Modelo 2 a variável dependente é expressa nas segundas diferenças.

² O número de defasagens dos modelos é igual a p - 2.

As cinco variáveis consideradas para a composição do modelo final, empregado para explicar o comportamento das exportações brasileiras de farelo de soja, foram submetidas ao teste de co-integração de Johansen. Os resultados desse teste, apresentados na tabela 2.2.3, indicam a existência de dois vetores de co-integração entre as variáveis.

TABELA 2.2.3
Resultados dos Testes de Co-integração
 Johansen

H ₀	λ máximo	Traço
r < 4	2,046	2,046
r < 3	6,049	8,094
r < 2	9,571	17,665
r < 1	40,366*	58,031*
r = 0	70,619*	128,650*

* Significativo até 5% de probabilidade.

Obs.: Modelo com constante não restrita ajustado com uma defasagem.
 Valores críticos em Johansen e Juselius (1990).

Tendo-se avaliado as propriedades das séries temporais incluídas no modelo final, procedeu-se à sua estimativa na forma de um modelo de correção de erros. Os coeficientes do modelo ajustado para explicar o comportamento das exportações de farelo de soja apresentaram os sinais esperados (ver tabela 2.2.4). Apenas a variável referente à renda interna apresentou não-significância estatística, e que as demais variáveis explicativas mostraram-se significativas a níveis inferiores a 10% de probabilidade. No modelo final foi mantido apenas o termo de correção de erro que se apresentou significativo.

As elasticidades-preço obtidas indicam que uma variação considerável nas exportações do farelo de soja resulta de mudanças provocadas por uma alteração nos preços internacionais. Mais especificamente, tem-se indicação de que um aumento de 1% nos preços internacionais provoca incremento nas exportações de farelo de soja em cerca de 3,34%, *coeteris paribus*. No caso do preço do mercado interno, o efeito é menor, sendo que um choque de 1% nessa variável provoca uma variação em sentido contrário de 0,98% nas exportações. A taxa de câmbio real efetiva também tem grande influência sobre o volume exportado de farelo. Os resultados indicam que a um aumento de 1% nessa taxa de câmbio, as exportações de farelo de soja seriam aumentadas em 2,20%.

As exportações de farelo de soja parecem ser determinadas, no curto prazo, principalmente por variáveis relacionadas ao mercado externo (câmbio e preço recebido pelas exportações). Variações na renda interna poderiam ter maior efeito sobre o quantum exportado de farelo se fosse considerado um prazo mais longo, dado que a sua influência sobre as exportações se dá de forma indireta, ou seja, via um maior consumo de frango e suíno.

TABELA 2.2.4
Resultados da Estimativa do Modelo de Correção de Erro que Explica as Exportações Brasileiras de Farelo de Soja

F= 5,853* Q= 26,2531 Var. dependente = $\Delta \log sq_e$		
Variável	Coefficiente	Estatística t
Constante	-0,546*	-3,420
$\Delta \log sp_{ir}$	-0,966**	-2,279
$\log sp_e$	3,338*	2,762
$\Delta \log c_r$	2,202**	2,479
$\Delta \log r_r(1)$	-0,542	-0,320
B1	0,400**	2,362
B2	0,354**	2,476
B3	0,440*	2,831
B4	0,198***	1,799
B5	0,293***	1,824
B6	0,204***	1,658
B7	0,081	0,557
B8	-0,051	-0,426
S1	-0,104	-0,658
S2	0,274	1,395
S3	0,726***	2,179
S4	0,713***	2,627
S5	0,491***	1,744
S6	0,415***	1,621
S7	0,247	1,015
S8	0,392**	1,695
S9	0,456**	2,140
S10	0,316***	1,656
S11	0,319**	2,216
R	-1,240*	-2,745
B1	-0,546*	-3,420
B2	-0,966**	-2,279
B3	3,338*	2,762

* Significativo a 1%.

** Significativo a 5%.

*** Significativo a 10%.

Obs.:¹ O número entre parênteses, apresentado em sequência ao nome da variável, indica a ordem de defasagem considerada.

² B_i (com i = 1, ..., 8) são binárias que representam os diversos anos, S_i (com i = 1, ..., 11) são binárias que representam os diversos meses, e R é o termo de correção de erro.

³ O modelo foi ajustado com 7 defasagens da variável dependente para se eliminar autocorrelação de resíduo.

2.3 Óleo de Soja

Os resultados do teste de raiz unitária para as séries do modelo utilizado para se estimar a função de oferta de exportação de óleo de soja no mercado internacional são apresentados nas tabelas 2.3.1 e 2.3.2, podendo-se verificar que todas as séries são integradas de primeira ordem, tornando-se estacionárias quando tomadas nas suas primeiras diferenças - I(1).

TABELA 2.3.1
Resultados dos Testes de Raiz Unitária
Modelo 1

Séries	def. (p-1)	Estatísticas				
		t_t	t_{bt}	t_m	t_{am}	t
os Q_e	10	-2,02	-0,53	-2,087	2,099	0,377
os P_{ir}	1	-2,36	-2,19	-0,998	-1,504	0,521
os P_e	1	-0,32	-2,51	-0,243	-0,387	0,497

Obs.:¹ No Modelo 1 a variável dependente é expressa nas primeiras diferenças.

² Em todos os modelos ajustados a estatística Q apresentou-se não significativa, o que indica ausência de autocorrelação dos resíduos.

³ O valor de p corresponde à ordem do modelo auto-regressivo que descreve o comportamento da série temporal.

TABELA 2.3.2
Resultados dos Testes de Identificação
de Raiz Unitária
Modelo 2

Estatística	t
os Q_e	-7,16*
os P_{ir}	10,66*
os P_e	-5,80*

* Significativo até 5% de probabilidade.

Obs.:¹ No Modelo 2 a variável dependente é expressa nas segundas diferenças.

² O número de defasagens dos modelos é igual a p - 2.

O teste de co-integração de Johansen foi aplicado às cinco variáveis que compõem o modelo empregado para explicar o comportamento das exportações brasileiras de óleo de soja. Os resultados desse teste são apresentados na tabela 2.3.3, e indicam a existência de três vetores de co-integração entre as variáveis, quando se considera o teste Traço, ainda que o teste do λ máximo indique apenas dois vetores de co-integração. Na estimativa do modelo que explica as exportações de óleo, foram incluídos três vetores de correção de erro.

TABELA 2.3.3
Resultados dos Testes de Co-integração
Johansen

H_0	λ máximo	Traço
$r < 4$	0,047	0,047
$r < 3$	5,507	5,555
$r < 2$	22,739	28,294*
$r < 1$	34,207*	62,501*
$r = 0$	42,527*	105,028*

* Significativo até 5% de probabilidade.

Obs.: Modelo com constante não restrita ajustado com uma defasagem. Valores críticos em Johansen e Juselius (1990).

Os coeficientes do modelo ajustado para explicar o comportamento das exportações de óleo de soja apresentaram os sinais esperados, conforme mostram os resultados na tabela 2.3.4. Verifica-se também que os coeficientes relacionados aos três termos de correção de erro apresentaram-se estatisticamente significativos.

Segundo as estimativas, a variável cujo efeito se apresenta mais expressivo sobre as exportações de óleo de soja é a renda interna, sendo que a um aumento de 1% na renda real tem-se uma queda nas exportações da ordem de 5,44%, tudo o mais constante.

TABELA 2.3.4
Resultados da Estimativa do Modelo de Correção de Erro que Explica as Exportações Brasileiras de Óleo de Soja

	F= 19,957*	Q= 35,7565	Var. dependente = $\Delta \log sq_e$
Variável	Coeficiente	Estatística t	
Constante	-28,055***	-1,631	
$\Delta \log sp_{ir}(1)$	-1,732***	-1,744	
$\Delta \log sp_e$	1,187	0,743	
$\Delta \log c_r$	3,940**	2,248	
$\Delta \log r_r(1)$	-5,444***	-1,803	
B1	0,714**	2,606	
B2	0,242	0,920	
B3	-0,272	-1,047	
B4	-0,100	-0,432	
B5	0,516***	1,885	
B6	0,822*	3,027	
B7	0,516**	2,312	
B8	-0,036	-0,106	
S1	0,738*	2,740	
S2	0,648***	1,821	
S3	1,435*	2,975	
S4	-0,570***	-1,687	
S5	-0,441	-1,076	
S6	-0,694***	-1,804	
S7	-0,378	-1,035	
S8	-0,544***	-1,693	
S9	-0,512	-1,615	
S10	0,134	0,435	
S11	0,095	0,353	
R1	0,420*	5,610	
R2	-1,665*	-3,057	
R3	0,325*	3,792	

* Significativo a 1%.

** Significativo a 5%.

*** Significativo a 10%.

Obs.: ¹ O número entre parênteses, apresentado em sequência ao nome da variável, indica a ordem de defasagem considerada para tal variável.

² B_i (com i = 1, ..., 8) são binárias que representam os diversos anos, S_i (com i = 1, ..., 11) são binárias que representam os diversos meses, e R1, R2 e R3 são os termos de correção de erro.

³ O modelo foi ajustado com uma defasagem de ordem dois variável dependente.

Os outros coeficientes estimados para as variáveis explicativas do modelo que resultaram significativos também mostraram um efeito elevado sobre as exportações de

óleo de soja. A elasticidade-preço de mercado interno mostra que com um aumento de 1% no preço tem-se retração das exportações da ordem de 1,73%. No caso da reação a uma mudança na taxa de câmbio efetiva, representada por incremento, por exemplo, de magnitude semelhante à indicada para os preços (1%), capta-se aumento nas exportações da ordem de 3,94%.

3 Exportações de Café

As tabelas 3.1 e 3.2 apresentam os resultados dos testes de raiz unitária para as séries utilizadas no modelo que explica o comportamento das exportações brasileiras de café em grão, verificando-se que todas elas são estacionárias na primeiras diferenças – $I(1)$.

TABELA 3.1
Resultados dos Testes de Raiz Unitária
Modelo 1

Séries	def.	Estatísticas				
		t_t	t_{bt}	t_m	t_{am}	t
$c q_e$	8	-2,320	1,245	-1,984	1,984	-0,012
$c p_{ir}$	2	-2,278	-0,046	-2,571	2,049	-1,529
$c p_e$	2	-1,982	0,240	-2,102	1,693	-1,238

* Significativo até 5% de probabilidade.

Obs.: ¹ No Modelo 1 a variável dependente é expressa nas primeiras diferenças.

² Em todos os modelos ajustados a estatística Q apresentou-se não significativa, o que indica ausência de autocorrelação dos resíduos.

³ O valor de p corresponde à ordem do modelo auto-regressivo que descreve o comportamento da série temporal.

TABELA 3.2
Resultados dos Testes de Identificação de
Raiz Unitária
Modelo 2

Estatística	t
$c q_e$	-6,635*
$c p_{ir}$	-5,259*
$c p_e$	-11,621*

* Significativo até 5% de probabilidade.

Obs.: ¹ No modelo 2 a variável dependente é expressa nas segundas diferenças.

² O número de defasagens dos modelos é igual a $p - 2$.

Os resultados do teste de co-integração, apresentados na tabela 3.3, divergem quanto ao número de relações estacionárias existentes entre as séries consideradas no modelo. Enquanto o teste do λ máximo indica a existência de um único vetor, o teste Traço indica a existência de dois vetores de co-integração. Considerou-se no modelo um só vetor de co-integração, com base na significância dos coeficientes estimados para o termo de correção de erro.

Os resultados do modelo que explica as exportações de café em grão são apresentados na tabela 3.4. Verifica-se que os sinais dos coeficientes são coerentes com o esperado, segundo o modelo delineado para a análise. Os coeficientes das variáveis representativas do preço interno e do câmbio apresentaram-se significativos só para os níveis de probabilidade de 0,22 e de 0,25, respectivamente. O coeficiente do preço do mercado externo apresentou-se significativo, porém relativamente baixo. Os resultados apontaram que o fator que apresenta maior efeito sobre o volume exportado de café brasileiro é a renda interna real.

TABELA 3.3
Resultados dos Testes de Co-integração
Johansen

H_0	λ máximo	Traço
$r \leq 4$	2,479	2,479
$r \leq 3$	8,023	10,503
$r \leq 2$	18,176	28,679
$r \leq 1$	26,446	55,125*
$r = 0$	63,118*	118,242*

* Significativo até 5% de probabilidade.
Obs.: Modelo com constante não restrita ajustado com uma defasagem.
Valores críticos em Johansen e Juselius (1990).

TABELA 3.4
Resultados da Estimativa do Modelo de Correção de Erro que Explica
as Exportações Brasileiras de Café em Grão

Variável	Coeficiente	Estadística t
Constante	-0,270*	-3,253
$\Delta \log cp_{ir}$	-0,328	-1,226
$\Delta \log cp_e(1)$	0,101**	2,421
$\Delta \log c_r$	0,585	1,149
$\Delta \log r_r(1)$	-1,922***	-1,714
B2	0,044	0,667
B3	0,114	1,611
B4	-0,038	-0,575
B5	-0,220**	-2,188
B6	0,018	0,241
B7	0,035	0,522
B8	0,038	0,527
S1	0,376*	4,068
S2	0,177***	1,898
S3	0,357***	1,995
S4	0,160	1,573
S5	0,372*	3,278
S6	0,170	1,598
S7	0,555*	4,665
S8	0,303*	2,917
S9	0,383*	3,711
S10	0,157	1,561
S11	0,278*	3,017
R	-0,994*	-4,216

* Significativo a 1%.

** Significativo a 5%.

*** Significativo a 10%.

Obs.:¹ Incluíram no modelo onze variáveis defasadas da variável dependente, para se eliminar o problema de autocorrelação de resíduos.

² O número entre parênteses, apresentado em sequência ao nome da variável, indica a ordem de defasagem considerada para tal variável.

³ B_i (com $i = 1, \dots, 8$) são binárias que representam os diversos anos, S_i (com $i = 1, \dots, 11$) são binárias que representam os diversos meses, e R é o termo de correção de erro.

4 Exportações de Carne Bovina

4.1 Carne Bovina Resfriada e Congelada

Os resultados do teste de raiz unitária para as séries do modelo utilizado para se estimar a função para as vendas de carne bovina resfriada e congelada no mercado internacional são apresentados nas tabelas 4.1.1 e 4.1.2, podendo-se verificar que todas as séries são integradas de primeira ordem, tornando-se estacionárias quando tomadas nas suas primeiras diferenças – I(1).

TABELA 4.1.1
Resultados dos Testes de Raiz Unitária
Modelo 1

Séries	def. (p-1)	Estatísticas				
		t_t	t_{bt}	t_m	t_{am}	t
<i>Cb q_e</i>	7	-1,104	1,900	-0,543	0,574	0,516
<i>Cb p_{ir}</i>	6	-1,230	-0,559	-1,180	1,170	-0,273
<i>Cb p_e</i>	12	-1,532	-1,841	-1,478	1,474	-0,144

Obs.: ¹ No Modelo 1 a variável dependente é expressa nas primeiras diferenças.
² Em todos os modelos ajustados a estatística Q apresentou-se não significativa, o que indica ausência de autocorrelação de resíduos.
³ O valor de p corresponde à ordem do modelo auto-regressivo que descreve o comportamento da série temporal.

TABELA 4.1.2
Resultados dos Testes de Identificação
de Raiz Unitária
Modelo 2

Estatística	t
<i>Cbq_e</i>	-6,810*
<i>Cb p_{ir}</i>	-5,448*
<i>Cb p_e</i>	-2,459*

* Significativo até 5% de probabilidade.
Obs.: ¹ No modelo 2 a variável dependente é expressa nas segundas diferenças.
² O número de defasagens dos modelos é igual a p - 2.

O resultado do teste λ máximo para co-integração, apresentado na tabela 4.1.3, indica a existência de dois vetores de co-integração. O modelo de correção de erro foi ajustado considerando-se inicialmente dois vetores de co-integração, tendo sido mantido apenas o termo de correção de erro cujo coeficiente apresentou-se significativo.

Os coeficientes das variáveis incluídas no modelo ajustado para explicar o comportamento das exportações brasileiras de carne bovina apresentaram os sinais esperados (tabela 4.1.4). Dentre as variáveis explicativas, a que apresentou o maior efeito sobre o quantum exportado foi a renda interna. O preço recebido pelas exportações não se apresentou significativo até 10% de probabilidade. As exportações de carne bovina reagem de forma mais que proporcional em face das variações na renda interna e no câmbio. A elasticidade relativa ao preço interno é próxima à unidade.

Na tabela 4.1.5 são apresentados os resultados do modelo ajustado excluindo-se as variáveis binárias representativas dos diferentes anos considerados na amostra, dada a não-significância estatística dos coeficientes associados a essas variáveis. Observa-se, também nesse caso, que a renda interna é o principal determinante das exportações.

TABELA 4.1.3
Resultados dos Testes de Co-integração
Johansen

H_0	λ máximo	Traço
$r \leq 4$	3,994	3,994
$r \leq 3$	4,792	8,786
$r \leq 2$	13,178	21,963
$r \leq 1$	29,739*	51,703*
$r = 0$	45,737*	97,440*

* Significativo até 5% de probabilidade.

Obs.: Modelo com constante não restrita ajustado com uma defasagem.

Valores críticos em Johansen e Juselius (1990).

TABELA 4.1.4
Resultados da Estimativa do Modelo de Correção de Erro que
Explica as Exportações Brasileiras de Carne Bovina

	F= 3,836*	Q= 26,699	Var. dependente = $\Delta \log cbq_e$
Variável	Coefficiente	Estatística t	
Constante	-0,286***	-1,964	
$\Delta \log cbp_{ir}$	-0,939***	-1,694	
$\Delta \log cbp_e(1)$	0,581	1,429	
$\Delta \log c_r$	1,365***	1,931	
$\Delta \log r_r(1)$	-2,713***	-1,834	
B2	-0,032	-0,361	
B3	-0,109	0,983	
B4	0,083	0,746	
B5	-0,094	-1,070	
B6	-0,117	-1,144	
B7	-0,044	-0,490	
B8	-0,164	-1,473	
S1	0,466*	3,525	
S2	0,433*	2,800	
S3	0,653*	2,657	
S4	0,173	1,073	
S5	0,539*	2,878	
S6	0,442**	2,562	
S7	0,230	1,238	
S8	0,256	1,598	
S9	0,121	0,781	
S10	0,223	1,344	
S11	0,321	2,242	
R	-0,759*	-3,819	

* Significativo a 1%.

** Significativo a 5%.

*** Significativo a 10%.

Obs.:¹ O número entre parênteses, apresentado em sequência ao nome da variável, indica a ordem de defasagem considerada para tal variável.

² B_i (com i =1,...,8) são binárias que representam os diversos anos, S_i (com i =1,...,11) são binárias que representam os diversos meses, e R o termo de correção de erro.

³ O modelo foi ajustado com onze defasagens da variável dependente para se evitar problema de autocorrelação dos resíduos.

TABELA 4.1.5

Resultados da Estimativa do Modelo de Correção de Erro que Explica as Exportações Brasileiras de Carne Bovina

F= 4,8419* Q= 26,4822 Var. dependente = $\Delta \log cbq_e$		
Variável	Coefficiente	Estatística t
Constante	-0,304	-2,564
$\Delta \log cbp_{ir}$	-1,227**	-2,368
$\Delta \log cbp_e(1)$	0,400	1,043
$\Delta \log c_r$	0,969	1,505
$\Delta \log r_r(1)$	-2,394***	-1,679
S1	0,498*	3,990
S2	0,419*	2,887
S3	0,651*	2,766
S4	0,158	1,046
S5	0,506*	2,872
S6	0,424**	2,573
S7	0,230	1,286
S8	0,246	1,613
S9	0,122	0,814
S10	0,217	1,354
S11	0,293**	2,111

* Significativo a 1%.

** Significativo a 5%.

*** Significativo a 10%.

Obs.:¹ Incluíram no modelo onze variáveis defasadas da variável dependente para se eliminar o problema de autocorrelação de resíduos.² O número entre parênteses, apresentado em sequência ao nome da variável, indica a ordem de defasagem considerada para tal variável.³ S_i (com $i = 1, \dots, 11$) são binárias que representam os diversos meses, e R é o termo de correção de erro.

4.2 Carne Bovina Industrializada

Nas tabelas 4.2.1 e 4.2.2 são apresentados os resultados dos testes de raiz unitária para as séries utilizadas no modelo construído para explicar as exportações brasileiras de carne bovina industrializada. Verifica-se que todas as séries são estacionárias nas primeiras diferenças - $I(1)$. Como já se afirmou, o período incluído na análise desse segmento exportador é diferente do utilizado para o ajustamento dos outros modelos, e vai de setembro de 1994 a dezembro de 2000. Dessa forma, torna-se necessário apresentar também os resultados dos testes relativos à taxa de câmbio efetiva e à renda real.

O resultado do teste λ máximo para co-integração, apresentado na tabela 4.2.3, aponta para a existência de dois vetores de co-integração. O modelo de correção de erro foi ajustado considerando-se inicialmente dois vetores de co-integração, sendo mantido somente aquele cujo coeficiente apresentou-se significativo.

Os coeficientes do modelo ajustado para explicar o comportamento das exportações brasileiras de carne bovina industrializada apresentaram os sinais esperados (ver tabela 4.2.4). Dentre as variáveis explicativas, a que mostrou ter maior influência sobre o quantum exportado foi a renda interna. O coeficiente da variável taxa de câmbio efetiva não se apresentou significativo até 10% de probabilidade. O modelo ajustado incluiu, a princípio, variáveis binárias que representam os diversos anos

considerados na análise, sendo essas variáveis suprimidas, dado que os coeficientes estimados não apresentaram significância estatística.

TABELA 4.2.1
Resultados dos Testes de Raiz Unitária
Modelo 1

Séries	def. (p-1)	Estatísticas				
		t_t	t_{bt}	t_m	t_{am}	t
$cbi q_e$	7	-3,363	3,538	-2,012	1,171	0,014
$cbi p_{ir}$	0	-4,603*	-0,454	-	-	-
$cbi p_e$	5	-3,137	-2,200	-2,206	2,190	-0,663
c_r	3	-2,611	1,726	-1,941	1,945	0,167
r_r	12	-2,896	2,591	-1,315	1,334	1,691

Obs.:¹ No Modelo 1 a variável dependente é expressa nas primeiras diferenças.

² Em todos os modelos ajustados a estatística Q apresentou-se não significativa, o que indica ausência de autocorrelação de resíduos.

³ O valor de p corresponde à ordem do modelo auto-regressivo que descreve o comportamento da série temporal.

TABELA 4.2.2
Resultados dos Testes de Identificação
de Raiz Unitária
Modelo 2

Estatística	t
$cbi q_e$	-4,084*
$Cbi p_{ir}$	-
$Cbi p_e$	-2,149*
c_r	-4,758*
r_r	-2,316*

* Significativo até 5% de probabilidade.

Obs.:¹ No Modelo 2 a variável dependente é expressa nas segundas diferenças.

² O número de defasagens dos modelos é igual a $p - 2$.

TABELA 4.2.3
Resultados dos Testes de Co-integração
Johansen

H_0	λ máximo	Traço
$r \leq 3$	0,086	0,086
$r \leq 2$	11,545	11,631
$r \leq 1$	39,643*	51,273*
$r = 0$	77,690*	128,963*

* Significativo até 5% de probabilidade.

Obs.: Modelo com constante não restrita ajustado com doze defasagens. Valores críticos em Johansen e Juselius (1990).

TABELA 4.2.4

Resultados da Estimativa do Modelo de Correção de Erro que Explica as Exportações Brasileiras de Carne Bovina Industrializada

	F= 5,597*	Q= 27,030	Var. dependente = $\Delta \log cbip_e$
Variável	Coefficiente	Estatística t	
Constante	-0,313**	-2,035	
$\Delta \log cbip_{it}$	-0,215***	-1,852	
$\Delta \log cbip_e(1)$	1,411**	2,085	
$\Delta \log c_t$	0,046	0,111	
$\Delta \log r_t(1)$	-3,252*	-3,659	
S1	-0,129***	-1,665	
S2	0,224*	2,878	
S3	0,279**	2,177	
S4	-0,014	-0,181	
S5	0,007	0,082	
S6	-0,030	-0,365	
S7	0,105	1,200	
S8	-0,116	-1,501	
S9	0,032	0,422	
S10	0,111	1,297	
S11	-0,047	-0,622	
R	-0,139*	-3,588	

* Significativo a 1%.

** Significativo a 5%.

*** Significativo a 10%.

Obs.:¹ O número entre parênteses, apresentado em sequência ao nome da variável, indica a ordem de defasagem considerada para tal variável.

² S_i (com i = 1, ..., 11) são binárias que representam os diversos meses, e R é o termo de correção de erro.

5 Exportações de Açúcar

Os resultados da análise de séries temporais, aplicada às variáveis utilizadas para se estimar o modelo da oferta de exportações brasileiras de açúcar, são apresentados nesta seção. De forma semelhante ao caso da carne bovina industrializada, incluem-se os resultados relativos às variáveis comuns a outros modelos, dado que o período das séries disponíveis para a análise desse mercado é diferente, e compreende janeiro/1995 a dezembro/2000.

Os resultados do teste de raiz unitária para as séries do modelo utilizado para a análise da oferta brasileira de açúcar no mercado internacional são apresentados nas tabelas 5.1 e 5.2, podendo-se verificar que, exceto pela variável referente ao volume de exportações total de açúcar (acq_t), identificada como estacionária, todas as séries são integradas de primeira ordem, tornando-se estacionárias apenas quando tomadas nas suas primeiras diferenças - I(1). Isso se aplica à variável preço de açúcar no mercado interno (acp_{it}), ao preço no mercado internacional (acp_t), às variáveis de natureza macroeconômica, à taxa de câmbio efetiva (c_t) e à renda real (r_t).

A averiguação dos resultados apresentados na tabela 5.1, relativas ao Modelo 1, permite a identificação das séries que contêm pelo menos uma raiz unitária. Os resultados da tabela 5.2, referentes ao Modelo 2, confirmam que essas séries são estacionárias nas primeiras diferenças, de forma que apresentam apenas uma raiz unitária.

TABELA 5.1
Resultados dos Testes de Raiz Unitária
 Modelo 1

Séries	def.	Estatísticas				
		t_t	t_{bt}	t_m	t_{am}	t
$ac Q_e$	0	-3,441	1,078	-3,265*	3,264*	-
$ac P_{ir}$	1	-2,124	0,808	-2,103	2,127	0,184
$ac P_e$	1	-1,769	-0,883	-1,744	1,685	-0,571
r_r	12	-2,012	2,005	-0,323	0,341	1,941
c_r	12	1,191	-1,904	1,484	1,493	0,538

* Significativo até 5% de probabilidade.

Obs.: ¹ No Modelo 1 a variável dependente é expressa nas primeiras diferenças.

² Em todos os modelos ajustados a estatística Q apresentou-se não significativa, o que indica ausência de autocorrelação dos resíduos.

³ O valor de p corresponde à ordem do modelo auto-regressivo que descreve o comportamento da série temporal.

TABELA 5.2
Resultados dos Testes de Identificação de Raiz Unitária
 Modelo 2

Estatística	t
$ac Q_e$	-
$ac P_{ir}$	-4,572*
$ac P_e$	-4,650*
c_r	-2,917*
r_r	-3,522*

* Significativo até 5% de probabilidade.

Obs.: ¹ No Modelo 2 a variável dependente é expressa nas segundas diferenças.

² O número de defasagens dos modelos é igual a $p - 2$.

Tomando-se como base as propriedades das séries temporais, o modelo final que expressa a relação que busca explicar as exportações de açúcar foi estimado considerando-se todas as variáveis explicativas em suas primeiras diferenças. A variável endógena – volume exportado de açúcar – identificada como estacionária foi incluída em nível para a realização das estimativas.

Os coeficientes do modelo ajustado para explicar o comportamento das exportações de açúcar apresentaram os sinais esperados e significância estatística, exceto pela variável renda, que se apresentou significativa a 14,1%, conforme os resultados mostrados na tabela 5.3.

Considerou-se uma defasagem da variável endógena para se corrigirem problemas de autocorrelação nos resíduos, tendo-se alcançado, com tal inclusão, um valor satisfatório para a estatística Q de Box-Ljung.

Dentre as variáveis explicativas, os resultados mostram que o preço doméstico apresenta maior efeito sobre o volume de exportações após o período de um mês. A elasticidade-preço relativa estimada para a variável indica que, mediante aumento de 1% nos preços domésticos, as vendas de açúcar no mercado internacional apresentam

redução da ordem de 2,9%, *coeteris paribus*. A elevação de 1% nos preços internacionais de açúcar provoca, por sua vez, incremento nas vendas externas da ordem de 2,5%.

O segundo maior efeito foi relacionado à taxa de câmbio efetiva, sendo que ao incremento da ordem de 1% nessa variável tem-se incremento nas exportações de açúcar da ordem de 2,8%, mantendo-se todas as outras variáveis constantes. Isso sugere, que se a moeda nacional tornar-se relativamente mais fraca que as moedas de seus principais parceiros comerciais, tem-se incremento expressivo nas vendas de açúcar no mercado doméstico.

TABELA 5.3
Resultados da Estimativa do Modelo de Correção de Erro para a
Função de Oferta de Exportação Brasileira de Açúcar

	F= 27,55*	Q= 13,04	Var. dependente = $\Delta \log acq_{ct}$
Variável	Coeficiente		Estatística <i>t</i>
Constante	1,836***		1,812
$\Delta \log acp_{r,t}(1)$	-2,905*		-5,109
$\Delta \log r_t(1)$	-2,213		-1,490
$\Delta \log c_t(2)$	2,826*		2,053
$\Delta \log acp_{e,t}(1)$	2,458*		3,019

* Significativo a 1%.

** Significativo a 5%.

*** Significativo a 10%.

Obs.: ¹ O número entre parênteses, apresentado em sequência ao nome da variável, indica a ordem de defasagem considerada para tal variável.

² Incluiu-se, como variável explicativa, uma defasagem da variável dependente para se eliminar o problema de autocorrelação de resíduos.

6 Exportações de Algodão

Os resultados dos testes de raiz unitária aplicados às séries incluídas no modelo que expressa a oferta de exportações brasileiras de algodão são apresentados nas tabelas 6.1 e 6.2. A variável referente a preços domésticos não foi considerada na estimativa desse modelo, de forma que ele passa a expressar uma função típica de oferta para exportação.

Verifica-se que a série relativa ao volume exportado de algodão é estacionária, e que o preço internacional se torna estacionário apenas quando a série é tomada em primeira diferença - I(1).

No modelo de regressão utilizado para explicar a oferta de exportação de algodão foram incluídas variáveis binárias para se captarem efeitos entre anos e binárias sazonais, tendo-se constatado que as primeiras não se mostraram estatisticamente significativas. As variáveis binárias para sazonalidade, ao contrário, apresentaram-se significativas, tendo-se identificado a adequação de sua inclusão para implementar a qualidade do ajustamento do modelo.

Os coeficientes do modelo final apresentaram os sinais esperados e significância estatística no patamar inferior a 10%, exceto para a variável taxa de câmbio, conforme se apresenta na tabela 6.3. Os resultados das estimativas estatisticamente significativas indicam que os efeitos das variáveis explicativas sobre as exportações de algodão apresentam níveis expressivos. Ao aumento de 1% nos preços internacionais, os resultados indicam

que as exportações apresentariam incremento de 0,78%. A variável que apresenta efeito mais elevado é a renda nacional, sendo que para o incremento da ordem de 1% nessa variável, tem-se indicação de redução no volume exportado de algodão próximo a 2,5%.

TABELA 6.1
Resultados dos Testes de Raiz Unitária
Modelo 1

Séries	def. (p-1)	Estatísticas				
		t_t	t_{bt}	t_m	t_{am}	t
$al q_e$	2	-3,527*	-	-	-	-
$al p_e$	1	-1,877	-0,634	-2,045	-2,049	-0,152

Obs.: ¹ No Modelo 1 a variável dependente é expressa nas primeiras diferenças.
² Em todos os modelos ajustados a estatística Q apresentou-se não significativa, o que indica ausência de autocorrelação dos resíduos.
³ O valor de p corresponde à ordem do modelo auto-regressivo que descreve o comportamento da série temporal.

TABELA 6.2
Resultados dos Testes de Identificação
de Raiz Unitária
Modelo 2

Estatística	t
$al q_e$	-
$al p_e$	-9,339*

Nota: * Significativo até 5% de probabilidade.
Obs.: ¹ No Modelo 2 a variável dependente é expressa nas segundas diferenças.
² O número de defasagens dos modelos é igual a p - 2.

TABELA 6.3
Resultados da Estimativa do Modelo de Oferta de Exportação
Brasileira de Algodão

	F= 23,70*	Q= 28,408	Var. dependente = $\Delta \log alq_e$
Variável	Coefficiente	Estatística t	
Constante	0,512	1,299	
$\Delta \log alp_e(1)$	0,784*	2,195	
$\Delta \log c_r(1)$	0,224	0,326	
$\Delta \log r_r(1)$	-2,496**	-1,857	
S1	0,396*	2,939	
S2	0,417*	3,441	
S3	0,499*	2,467	
S4	0,362*	3,165	
S5	0,385*	2,955	
S6	0,298**	2,315	
S7	0,369*	2,754	
S8	0,159	1,354	
S9	0,170	1,399	
S10	0,325*	2,455	
S11	0,403*	3,555	
S1	0,512	1,299	

* Significativo a 1%.
** Significativo a 5%.
*** Significativo a 10%.
Obs.: ¹ O número entre parênteses, apresentado em sequência ao nome da variável, indica a ordem de defasagem considerada para tal variável.
² S_i (com $i = 1, \dots, 11$) são binárias que representam os diversos meses.
³ Incluíram-se no modelo quatro defasagens da variável dependente, para se eliminar o problema de autocorrelação de resíduos.

7 Exportações de Suco de Laranja

Os resultados dos testes de raiz unitária para as séries incluídas no modelo que expressa a oferta de exportações brasileiras de suco de laranja são apresentados na tabela 7.1. A variável referente a preços domésticos não foi considerada na estimativa desse modelo, de maneira que ele passa a expressar, da mesma forma que no caso do algodão, uma função típica de oferta para exportação. O mercado interno para o suco de laranja industrializado é ainda pouco representativo e a matéria-prima utilizada na industrialização do suco é usada só marginalmente no mercado interno, de forma que se considera pouco relevante a inclusão do preço interno do produto (suco) ou da matéria-prima na definição do modelo que explica as exportações de suco de laranja.

Os resultados dos testes de raiz unitária indicam que as séries relativas ao volume exportado de suco de laranja e ao preço das exportações são estacionárias - I(0). Dessa forma, foram utilizadas no nível, enquanto as séries de taxa de câmbio real efetiva e renda real foram utilizadas nas diferenças.

TABELA 7.1
Resultados dos Testes de Raiz Unitária
Modelo 1

Séries	def. (p-1)	Estatísticas				
		t_t	t_{bt}	t_m	t_{am}	t
$al q_e$	4	-1,982	-5,347*	-	-	-
$al p_e$	6	-2,637	0,240	-2,566*	-2,667*	-

Obs.: ¹ No Modelo 1 a variável dependente é expressa nas primeiras diferenças.

² Em todos os modelos ajustados a estatística Q apresentou-se não significativa, o que indica ausência de autocorrelação dos resíduos.

³ O valor de p corresponde à ordem do modelo auto-regressivo que descreve o comportamento da série temporal.

No modelo de regressão utilizado para explicar a oferta de exportação de suco de laranja foram incluídas variáveis binárias para se captarem efeitos entre anos e binárias sazonais, tendo-se constatado que não se mostraram estatisticamente significativas, motivo pelo qual foram excluídas do modelo final. Os coeficientes das variáveis utilizadas para explicar as exportações de suco de laranja não apresentaram significância estatística considerado o nível de 10% probabilidade (ver tabela 7.2). Modelos alternativos com diferentes defasagens foram ajustados e não apresentaram melhor desempenho estatístico.

A ausência de relação significativa entre as exportações de suco de laranja e as variáveis determinantes da oferta de exportação pode ser explicada, em parte, pela estrutura rígida desse mercado exportador que trabalha basicamente com contratos. Há de se considerar ainda a alta concentração existente nesse mercado, tanto do lado vendedor quanto do comprador, e o fato de muitos dos produtores de suco serem os próprios traders que vendem o produto nos portos de destino.

TABELA 7.2

Resultados da estimativa do modelo de oferta de exportação brasileira de suco de laranja

F = 0,7367*		Q = 31,018	Var. dependente = $\Delta \log slq_e$
Variável	Coefficiente	Estatística t	
Constante	4,541	178,847	
$\Delta \log slp_e(3)$	0,009	0,080	
$\Delta \log c_e(5)$	0,4321	0,622	
$\Delta \log r_e(1)$	-0,906	-1,857	

Obs.: O número entre parênteses apresentado em seqüência ao nome da variável indica a ordem de defasagem considerada para a variável.

7 CONCLUSÕES

Considera-se que o objetivo básico do presente trabalho – estimar funções de oferta de exportação de produtos agropecuários brasileiros – foi alcançado de forma bastante satisfatória, proporcionando uma base plausível para a avaliação de fatores relevantes à interpretação do desempenho exportador desses segmentos, ao longo da década de 1990. O modelo geral utilizado para representar a oferta das exportações, que expressa essa variável como o resultado da diferença entre a oferta e demanda interna, mostrou-se apropriado para que se alcançassem os objetivos propostos para a análise.

O trabalho proporcionou estimativas de elasticidades das exportações com respeito a um conjunto de variáveis – preços domésticos, preços internacionais (em dólares), renda interna (PIB) e taxa de câmbio efetiva – o que possibilitou a interpretação da evolução das exportações agropecuárias ao longo do período abrangido pela análise. As estimativas apresentaram sinais coerentes com o modelo delineado, e devem ser consideradas as melhores, tendo-se em vista que o procedimento econométrico adotado assegura coeficientes não tendenciosos e de variância mínima.

Dentre os condicionantes analisados, a renda apresentou sempre coeficientes negativos, indicando que o crescimento na absorção interna, associado a um aquecimento da demanda agregada da economia, reduz as exportações de agropecuários. Uma interpretação alternativa é que a contenção da absorção doméstica contribui para a geração de maiores volumes de excedentes exportáveis de produtos agropecuários.

As exportações de óleo de soja apresentaram as elasticidades estimadas relativamente mais elevadas à renda doméstica, dentre os produtos analisados, tendo-se obtido indicação de que a resposta a um incremento de 1% na renda interna seria a redução em 5,4% do volume exportado. A magnitude relativamente elevada dessa resposta pode ser associada à importância do produto na alimentação da população brasileira. Para o caso da soja em grão e em farelo, os coeficientes estimados para a renda nos modelos desses produtos não se apresentaram diferentes de zero, tendo-se em vista a significância estatística apresentada, indicando que as elasticidades foram obtidas com menor precisão. Há de se considerar que, enquanto o óleo de soja é um produto de consumo direto das famílias, a soja em grão e em farelo são utilizados para a alimentação de animais, e, dessa forma, pode-se esperar menor relação, no cur-

to prazo, entre a renda interna e o consumo (e, conseqüentemente, exportação) desses dois produtos do que no caso do óleo. A resposta das exportações de produtos animais como carne de frango, carne bovina industrializada e in natura também apresentaram estimativas que sugerem resposta negativa considerável a um aumento na renda interna, sendo todas superiores a 2,0. Considera-se razoável também relacionar essas respostas elevadas à importância de um aumento na absorção interna desses produtos, que resultaria de incrementos na renda em razão da sua importância na dieta da população.

A taxa de câmbio também representa um fator importante para o estímulo às exportações dos agropecuários, e mostrou-se um determinante fundamental da competitividade desses produtos. O efeito de mudanças na taxa de câmbio real efetiva sobre as exportações apresentou sinal positivo em todos os modelos estimados, indicando que, quando a moeda doméstica sofre uma desvalorização real com relação às moedas dos principais parceiros comerciais brasileiros, as exportações dos produtos agropecuários analisados são estimuladas.

Os resultados indicaram que as magnitudes das elasticidades estimadas para a taxa de câmbio foram superiores à unidade em praticamente todos os modelos, sempre que significativas, tendo atingido valores expressivos particularmente para os produtos que têm maior importância relativa na pauta exportadora brasileira, como é o caso dos produtos do complexo soja (grão, farelo e óleo) e do açúcar.

No caso da soja, considera-se que o câmbio pode mudar severamente a relação entre seus preços domésticos e o do milho, seu principal concorrente na agricultura nacional. Para o açúcar, a interpretação dessa relação parece ser um pouco mais complexa. É fato que o câmbio pode alterar o mix de produção de açúcar e álcool combustível, e pode ser também considerado como determinante das decisões quanto à venda de açúcar no mercado interno ou no internacional. No caso de desvalorização da moeda nacional que venha a encarecer as importações de petróleo, aumentando o preço ao qual os seus derivados são vendidos no mercado interno, a ponto de estimular a expansão na produção de álcool às expensas de açúcar, pode ocorrer redução do excedente exportável desse último. É preciso que se considere, no entanto, que tal redução pode não se efetivar se o valor obtido pela exportação do açúcar – mediante a desvalorização relativa da moeda nacional – superar as vantagens que venham a ser estabelecidas no mercado interno. Nesse caso, o coeficiente estimado para as exportações de açúcar sugere que o incremento de 1% no câmbio provoca aumento da ordem de 2,8% nas exportações do produto, após o período de um mês.

Os preços internacionais em dólares podem ser interpretados como um indicador do comportamento do mercado externo, no sentido de que maiores preços indicam um mercado com excesso de demanda, o que possibilitaria expansão da participação das exportações brasileiras. Nesse caso, o efeito dessa variável expressou-se de forma coerente, e todos os coeficientes estimados apresentaram-se positivos, quando estatisticamente diferentes de zero. As respostas relativamente mais acentuadas a mudanças nessa variável foram também associadas às exportações de açúcar e de soja, ao lado de carne industrializada. Isso revela que, em casos de expansão de demanda e incremento dos preços no mercado internacional, esses mercados são os que apresentam condições mais favo-

ráveis para incrementar a participação brasileira, rompendo bloqueios ou tradições pré-estabelecidas, para o conjunto de produtos considerados para a análise.

Os preços domésticos (em reais) tendem a refletir de forma mais direta o resultado do balanço entre a produção interna e a demanda interna (cuja reação já foi discutida no âmbito da renda (PIB). As elasticidades estimadas para os excedentes exportados dos mercados analisados expressaram tal relação de forma coerente, indicando que, no caso de qualquer mudança que provoque reação positiva nos preços internos, como, por exemplo, uma quebra de safra, resultado seria retração nas exportações. Aparentemente, esse efeito é tanto menor quanto maior a facilidade em ajustar a produção (ou oferta pelo manejo de estoques). Isso se evidencia no caso do frango – por possuir elevada capacidade de ajuste de produção – e do café – pela disponibilidade de estoques –, que apresentaram os coeficientes estimados mais baixos, expressando menor impacto relativo de mudanças nos preços internos sobre as exportações. Já no caso do açúcar, essa variável apresentou o efeito mais elevado entre os analisados, o que parece coerente, levando-se em consideração dois fatores fundamentais: trata-se de produto que tende a apresentar deterioração de qualidade relativamente rápida, ainda que sob condições de armazenamento adequadas; apresenta pequena flexibilidade relativa para a alteração do volume produzido ao longo do período de safra da cana-de-açúcar.

Cabe ressaltar ainda que, dentre os produtos analisados, o suco de laranja é aquele cujas exportações apresentaram-se menos sensíveis a variações dos condicionantes da oferta, o que pode ser explicado pela rígida estrutura do setor exportador desse produto. Isso tem sido associado a uma concentração relativamente elevada, além da utilização de contratos para a comercialização dos produtos no mercado internacional.

Em termos gerais, parece lógico concluir que os resultados obtidos neste trabalho indicam que o equacionamento de condições que proporcionem estímulo ao crescimento das exportações brasileiras de produtos agropecuários deve compreender: a consolidação da taxa de câmbio a níveis próximos ao que assegura o equilíbrio no balanço de conta-corrente, que certamente é superior ao que prevaleceu desde a implantação do Plano Real, até a implantação de um regime de câmbio flexível, em janeiro de 1999; formas de possibilitar a determinação de preços compatíveis com o nível de equilíbrio de mercado doméstico e a arbitragem desses com o valor unitário dos produtos exportados pelo país de forma que compatibilize o abastecimento doméstico com as respostas a condicionantes de expansão das exportações.

As exportações brasileiras vêm mantendo sua importância relativa com a geração de superávits comerciais anuais entre dez e quinze bilhões de dólares, que têm garantido a solvência do país, a despeito das turbulências financeiras trazidas pela globalização e um câmbio extremamente valorizado na maior parte do período pós-Real. Isso tem sido atribuído, a princípio, às condições altamente competitivas resultantes de uma espetacular revolução tecnológica experimentada pelo setor. Tem-se registrado que, para vários dos produtos analisados neste trabalho, os custos de produção no país são os mais baixos do mundo, e, embora parte dessa competitividade seja prejudicada pelo conjunto de fatores que compõem o que se convencionou denominar como “custo Brasil”, a margem a ser explorada pelos exportadores parece ser expressiva, o que nem sempre se aplica a outros setores da economia brasileira.

ANEXO

Diversos estudos tratam de estabelecer procedimentos para determinar a ordem de integração de uma variável (número de raízes unitárias)¹. Entre esses procedimentos, os de Fuller (1976) (complementados pelos de Dickey & Fuller, 1979 e 1981) têm sido bastante utilizados. As estatísticas t_t , t_m e t de Fuller (1976), correspondem ao teste t para a estimativa do coeficiente da variável Y_{t-1} da equação (1), respectivamente para os casos: (i) com constante e com tendência; (ii) apenas com constante; e (iii) sem tendência e sem constante. A seguinte equação deve ser estimada para esse teste:

$$\Delta Y_t = \mathbf{a} + \mathbf{b}t + \left(\sum_{i=1}^p p_i - 1 \right) Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \mathbf{I}_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (1)$$

em que $\mathbf{I}_i = \sum_{j=i+1}^p \mathbf{r}_j$, sendo p a ordem do modelo auto-regressivo que descreve o comportamento da série temporal. Os testes de AIC (Akaike Information Criterion) e SC (Schwarz Criterion) numa versão uniequacional podem ser utilizados para a determinação do valor de p , de forma a se obterem resíduos não correlacionados [Lütkepohl, 1991].

Dickey & Fuller (1979 e 1981) obtiveram também as distribuições para as estatísticas t_{am} ($H_0: \mathbf{a} = 0$ na equação 1 considerando uma versão sem tendência), t_{at} ($H_0: \mathbf{a} = 0$ na equação 1) e t_{bt} ($H_0: \mathbf{b} = 0$ na equação 1) e as distribuições das estatísticas $F_s - f_1, f_2, e f_3$ que testam respectivamente se a constante e o coeficiente da variável Y_{t-1} são estatisticamente não diferentes de zero na equação 1 (considerando-se a versão sem tendência), se a constante, o coeficiente da variável tendência e o coeficiente da variável Y_{t-1} são estatisticamente não diferentes de zero na equação 1 e se o coeficiente da tendência e o coeficiente da variável Y_{t-1} são estatisticamente não diferentes de zero na equação 1).

O teste de co-integração e a estimativa dos vetores de co-integração podem ser feitos utilizando-se a metodologia de Johansen (1988). O procedimento de Johansen baseia-se na seguinte versão reparametrizada de um modelo VAR(p).

$$\Delta \mathbf{y}_t = \Gamma_1 \Delta \mathbf{y}_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta \mathbf{y}_{t-p+1} + \Pi \mathbf{y}_{t-1} + \mathbf{m} + \mathbf{j} \mathbf{d}_t + \mathbf{e}_t \quad (2)$$

em que \mathbf{y}_t é um vetor com k variáveis, $\mathbf{e}_t \sim N(0, \Sigma)$ e $E(\mathbf{e}_t \mathbf{e}_s') = 0$ para qualquer t diferente de s e \mathbf{d}_t é um vetor de variáveis binárias para captar a variação estacional.

Considerando-se que r seja o posto da matriz Π , então Π tem r autovalores diferentes de zero. Três situações podem ocorrer: se $r = k$, então \mathbf{y}_t é estacionário; se $r = 0$, então $\Delta \mathbf{y}_t$ é estacionário; finalmente, se $0 < r < n$, existem matrizes \mathbf{a} e \mathbf{b} de dimensão $k \times r$ tais que $\Pi = \mathbf{a}\mathbf{b}'$ e o vetor $\mathbf{b}'\mathbf{y}_t$ é estacionário, havendo, portanto, r vetores de co-integração (as r colunas de \mathbf{b}). Johansen & Juselius (1990) mostraram

¹ Discussão dessa literatura é apresentada em Hendry, 1986; Campbell & Perron, 1991, e outros.

como se pode tomar decisão sobre o valor de r com base nas séries temporais observadas. Esses autores apresentaram dois testes, bem como seus valores críticos, para a identificação do número de vetores de co-integração: teste do Traço e do I_{\max} . O teste do Traço é dado por:

$$-2\ln(Q) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - I_i)$$

e o teste I_{\max} é simplesmente a diferença entre estatísticas-traço consecutivas.

Os critérios AIC (Akaike Information Criterion) e SC (Schwarz Criterion), num contexto multiequacional, são utilizados para a determinação do valor de p .

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BINKLEY, J. The Relationship Between Elasticity and Least Squares Bias. *The Review of Economics and Statistics*, v. 62, p. 307-309, 1981.
- BRAGA, H. C.; MARKWALD, R. A. Funções de Oferta e de Demanda das Exportações de Manufaturados no Brasil: estimação de um modelo simultâneo. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 13, p. 707-744, 1983.
- BOWEN, H. P.; HOLLANDER, A; VIANE, J. *Applied International Trade Analysis*. The University of Michigan Press, 2001.
- CAMPBELL, J. Y.; PERRON P. Pitfalls and Opportunities: what macroeconomists should know about unit roots. *NBER Macroeconomics Annual*. Cambridge, Mass.: MIT Press, 1991.
- CARVALHO, A; NEGRI, J. A. *Estimação de Equações de Importação e Exportação de Produtos Agropecuários para o Brasil (1977/1998)*. IPEA, jan. 2000. (Texto para Discussão n. 698).
- CASTRO, A. S. de.; CAVALCANTI, M. A. F. H. *Estimação de Equações de Exportação e importação para o Brasil – 1955/1995*. IPEA, mar.1997. (Texto para Discussão n. 469).
- CAVALCANTI, M. A. F. H.; RIBEIRO, F. J. *As Exportações Brasileiras no Período 1977/1996: desempenho e determinantes*. Rio de Janeiro: IPEA, fev. 1998. 52 p. (Texto para Discussão n. 545).
- DICKEY, D.A.; FULLER, W. A. Distribution of the Estimator for auto-regressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, v. 74, p. 427- 431, 1979.
- _____. Likelihood Ratio Statistics for Auto-regressive Time Series With a Unit Root. *Econometrica*, v. 49, p.1057-1072, 1981.
- ENDERS, W. *Applied Econometric Time Series*. New York: John Wiley & Sons, 1995. 433p.
- FULLER, W.A. *Introduction to Statistical Time Series*. New York: John Wiler, 1976.
- GOLDSTEIN, M. e KHAN, M. The Supply and Demand for Exports: a simultaneous approach. *The Review of Economics and Statistics*, v. 60, p. 257-286, 1978.
- HENDRY, D.F. Econometric Modelling with Co-integrated Variables: an overview. *Oxford Bulletin of Economic Statistics*, v. 48, p. 201-212, 1986.
- LÜTKEPOHL, H. *Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Berlin: Springer-Verlag 1991. 545p.
- JOHANSEN, S. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *J. of Economic Dynamics and Control*, v. 12, p. 231-254, 1988.
- JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood Estimation and Inference on cointegration - with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 52, p. 169-219, 1990.
- MIRANDA, S. H. G. de. *Quantificação dos Efeitos das Barreiras Não-tarifárias sobre as Exportações Brasileiras de Carne Bovina*. Piracicaba, Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” (Tese de Doutorado). 2001. 233p.

- ONUNKWO, I.M.; EPPERSON, J. E. *Export Demand for U.S. Pecans: Impacts of U.S. Export Promotion Programs*, Paper selected for Presentation at the Annual Meeting of the American Agricultural Economics Association in Nashville, Tennessee. August 8-11, 1999.
- SENHADJI, A. S.; MONTENEGRO, C. E. 1999, Time Series Analysis of Export Demand Equations: a cross-country analysis, *IMF Staff Papers*, v. 46, n. 3, p. 259-273, Sept./Dec. 1999.
- ZINI Jr., A. A. Funções de Exportação e de Importação para o Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, n. 18, p. 615-662, 1988.