



**SOBER**

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,  
Administração e Sociologia Rural



## **Título: Funções de Exportação de Alimentos para o Brasil**

### **Grupo de Pesquisa: Comércio Internacional**

**Resumo:** A segurança alimentar é uma preocupação permanente para todas as nações, mas nesse início de século o tema ganhou destaque internacional porque o crescimento vigoroso da economia global e a demanda de produtos agrícolas para produção de biocombustível pressionaram os preços para cima. O Brasil é um importante exportador de alimentos, com participação crescente no mercado internacional. Esse trabalho estima as funções de exportação dos alimentos a partir de dados da FAO para o período 1961 a 2005. Os resultados mostram que a influência do crescimento mundial é bem maior que a das variações cambiais o que contribui para justificar os crescentes superávits da agricultura, a despeito da apreciação cambial..

**Palavras-chaves:** segurança alimentar, funções de exportação, agricultura, comércio exterior

**Abstract:** Food safety is a permanent concern for all nations, but in that century beginning the theme had international prominence when vigorous global economic growth and biofuel demand push up agricultural prices. Brazil is an important food exporter, with growing market-share. This paper estimates food export function using FAO data from 1961 to 2005. Results show that world growth impact is much larger than those of exchange variations what contributes to justify crescents agricultural superavits, in spite of exchange real appreciation.

**Word-keys:** food safety, export functions, agriculture, international trade



**SOBER**

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,  
Administração e Sociologia Rural



## **Funções de Exportação de Alimentos para o Brasil**

### **1. Introdução**

No final de 2007 a FAO fez um alerta sobre a necessidade de medidas urgentes para proteger as populações pobres diante do aumento dos preços dos alimentos. O documento ressalta que, além de 37 países em crise de abastecimento devido a conflitos e desastres, a segurança alimentar está sendo adversamente afetada pela escalada dos preços dos alimentos básicos decorrente de estoques baixos devido a secas, inundações, mudança climática, preço elevado do petróleo e demanda crescente para biocombustíveis (FAO, 2007).

Além de um chamamento à solidariedade internacional este alerta é um convite à comunidade científica para apresentar novas contribuições para a solução de um problema tão antigo que permeia a própria história da humanidade.

No século XX houve um razoável progresso no entendimento da questão alimentar, sendo a criação da FAO um marco nesse processo. As discussões que levaram à sua criação tiveram início na década de 1930 quando especialistas em nutrição alertavam sobre a necessidade de aumentar a disponibilidade de alimentos enquanto economistas recomendavam redução da produção para eliminar excedentes invendáveis. Esse paradoxo foi levado à Sociedade das Nações, que criou uma comissão para estudar as relações entre agricultura, nutrição, saúde e economia. Os trabalhos da comissão foram interrompidos pela Segunda Guerra Mundial, mas não a preocupação com o problema. De uma reunião das Nações Unidas convocada ao final da guerra para discutir agricultura e alimentação, nasceu a FAO (CHONCHOL, 2005).

No começo a segurança alimentar era entendida como uma questão de disponibilidade insuficiente de alimentos, principalmente nos países pobres, incapazes de produzir a quantidade necessária. Para enfrentar esse problema foram adotadas duas estratégias: assistência alimentar a partir dos excedentes dos países ricos e indução da Revolução Verde, para aumentar a produtividade das lavouras com o emprego de novas variedades e uso intensivo de insumos químicos (VALENTE *et al*, 2007).

A estratégia resultou em ganhos de produtividade gerando excedentes, aumento dos estoques e queda nos preços, mas não diminuiu o número de famintos do mundo, até porque a mudança tecnológica na agricultura induziu o êxodo rural com graves conseqüências sociais e econômicas.

Foi só na década de 1980 que se reconheceu que a insegurança alimentar não tinha origem na oferta, mas na pobreza que inviabilizava o acesso aos alimentos. Chegou-se, então, ao conceito de segurança alimentar caracterizada pela situação em que todos têm acesso físico e econômico à alimentação adequada, sem risco de desabastecimento.

Essa definição envolve três aspectos: disponibilidade, estabilidade e acesso. Disponibilidade significa que, em média, a oferta de alimentos é suficiente para atender às necessidades de consumo de toda a população. Estabilidade refere-se à probabilidade mínima de que o consumo de alimentos possa cair abaixo do nível adequado de



**SOBER**

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,  
Administração e Sociologia Rural



abastecimento, como resultado de variações da oferta. Acesso está relacionado à capacidade de produzir ou comprar os alimentos necessários, dado que, mesmo em presença de abundância e estabilidade da oferta, muitos podem passar fome por insuficiência de recursos.

Desde o final da década de 1980 o conceito passou a envolver também os aspectos nutricional e sanitário, passando a ser denominado segurança alimentar e nutricional. A Cúpula Mundial de Alimentação, organizada pela FAO e realizada em 1996 “associou definitivamente o papel fundamental do Direito Humano à Alimentação Adequada à garantia da Segurança Alimentar e Nutricional” (VALENTE, et al, 2007)

Mais recentemente foi desenvolvido o conceito de soberania alimentar significando que “...cada nação deve ter o direito de definir políticas que garantam a segurança alimentar e nutricional de sua população, incluindo aí o direito à preservação de práticas alimentares tradicionais de cada cultura” (COMIDHA, 2007).

Apesar de todo esse avanço no plano conceitual com ênfase no ser humano e seus direitos, a realidade está muito distante do ideal. Nas palavras de Chonchol (2005, p. 40), “... a erosão do papel dos estados no mundo desenvolvido, consequência da visão neoliberal dominante, centrada sobretudo nos mercados, diminuiu consideravelmente a importância que as políticas públicas nacionais e a cooperação internacional tinham anteriormente na solução do problema da insegurança alimentar“. A escalada dos preços internacionais dos alimentos num contexto de reduzida intervenção dos governos põe em risco a segurança alimentar de muitos, principalmente nos países periféricos dependentes de importação.

O Brasil tem até se beneficiado dessa escalada de preços por ser um grande exportador de alimentos, mas isso não significa que goze de uma situação de segurança e menos ainda de soberania alimentar. Se a legislação brasileira a esse respeito é progressista e acolhe o conceito amplo de soberania alimentar, essa ainda não é a realidade para boa parte da população<sup>1</sup>. Apesar dos programas sociais do governo que vem provocando transferência de renda para os mais pobres, um grande contingente populacional ainda sobrevive em condições de insegurança alimentar.

Cabe ressaltar que a expansão do mercado interno tem sido importante para alavancar o crescimento da economia brasileira na atualidade. Isso foi constatado pelo IBGE (2008) que, ao analisar as contas nacionais de 2007 a partir da demanda, afirma que a despesa de consumo das famílias cresceu pelo quarto ano consecutivo, favorecida pela expansão da massa salarial e pelo acréscimo do crédito para pessoas físicas.

---

<sup>1</sup> O terceiro artigo da lei n. 11.346, de 15 de setembro de 2006, que criou o Sistema Nacional de Segurança Alimentar e Nutricional (SISAN) define: “A segurança alimentar e nutricional consiste na realização do direito de todos ao acesso regular e permanente a alimentos de qualidade, em quantidade suficiente, sem comprometer o acesso a outras necessidades essenciais, tendo como base práticas alimentares promotoras de saúde que respeitem a diversidade cultural e que sejam ambiental, cultural, econômica e socialmente sustentáveis”.



**SOBER**

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,  
Administração e Sociologia Rural



Para sustentação do crescimento econômico será necessário incremento mais que proporcional na disponibilidade de alimentos<sup>2</sup>. Como os preços mundiais já estão em alta, e a tendência é que assim permaneçam em virtude da crescente demanda para fins energéticos e alimentares, a insegurança alimentar pode vir a ser um problema ainda mais sério no futuro<sup>3</sup>.

O Brasil é um importante exportador de alimentos, com tendência de se manter firme nesse mercado no futuro<sup>4</sup>. Atualmente a participação de suas exportações agrícolas no comércio mundial é quase o dobro da verificada no início da década de 1990 enquanto a participação dos demais produtos tem mostrado certo declínio. Essas tendências têm suscitado o renascimento de análises nos moldes cepalinos sobre as conseqüências da dependência de produtos primários como fonte de divisas e suas implicações sobre o desenvolvimento econômico.

No passado a asserção acerca da deterioração dos termos de troca em virtude das diferenças de elasticidade-preço e elasticidade-renda dos produtos exportados pelos países centrais e periféricos induziu um grande esforço empírico para validação da teoria, mas limitado ao conhecimento econométrico da época. Os avanços nessas técnicas podem trazer contribuições sobre essa questão que, embora velha, é recorrente na história econômica brasileira. Essa é a perspectiva deste trabalho.

A idéia é contribuir para a compreensão da realidade atual através da estimativa dos determinantes das exportações brasileiras de produtos agrícolas. Com o emprego de instrumental econométrico sobre as séries de quantum buscou-se avaliar a sensibilidade do comércio exterior brasileiro às variações de preço e renda.

## 2. Metodologia e dados utilizados

### 2.1. Funções de Exportação e Importação

O modelo utilizado neste trabalho parte das funções de demanda de importação e de exportação conforme especificação de Goldstein e Kahn (1985) quando os bens exportados e importados não são substitutos perfeitos para os bens domésticos. Isso significa que é possível estimar elasticidades finitas para a maior parte dos bens *tradeables*.

---

<sup>2</sup> Pela lei de Engel: à medida que a renda cresce as despesas com alimentação aumentam em valor absoluto embora diminua em importância relativa na despesa total

<sup>3</sup> Veja-se as previsões do International Food Policy Research Institute (IFPRI) em Braun (2007) e Runge e Senauer (2007).

<sup>4</sup> “As commodities estão em seu sétimo ano consecutivo de alta, puxadas pelo crescimento vigoroso da economia global e de gigantes emergentes como China e Índia” (ZAFALON e FORTES, 2008, B1.). Esses autores comentam que a alta dos preços dos principais produtos exportados pelo país, a demanda global crescente e os baixos estoques têm sustentado a balança comercial brasileira, a despeito da apreciação cambial. Em 2007 as exportações brasileiras de commodities foram de US\$ 75 bilhões e devem chegar a US\$ 100 bilhões em 2008.



**SOBER**

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,  
Administração e Sociologia Rural



Seja:

$$X_t = f(Y_t^* E_t, P_t^* E, P_t) \quad (1)$$

onde:  $X_t$  é a quantidade exportada de determinado produto no momento  $t$ ,  $E_t$  a taxa de câmbio nominal,  $Y_t^*$  o PIB mundial,  $P_t^*$  o preço do produto no mercado externo e  $P_t$  o preço no mercado interno, todos expressos em moeda nacional.

Seja:

$$M_t = f(Y_t, P_t^* E_t, P_t) \quad (2)$$

onde:  $M_t$  é a quantidade importada de determinado produto e  $Y_t$  é o PIB doméstico.

Para o conjunto dos tradeables a taxa de câmbio real efetiva ( $e$ ) relaciona as variáveis  $E$ ,  $P^*$  e  $P$  e expressa as mudanças nas relações de troca entre o país e o resto do mundo:

$$e = \frac{EP^*}{P} \quad (3)$$

onde  $P^*$  e  $P$  são os índices de preços externo e doméstico, respectivamente. Assumindo ausência de ilusão monetária e substituindo  $E$ ,  $P^*$  e  $P$  da expressão (1) pela expressão (3) fica:

$$X_t = f(y_t^*, e_t), \quad \frac{\delta X}{\delta y^*} > 0; \frac{\delta X}{\delta e} > 0 \quad (4)$$

Da mesma forma a expressão (2) também pode ser reduzida para:

$$M_t = f(y_t, e_t), \quad \frac{\delta M}{\delta y} > 0; \frac{\delta M}{\delta e} < 0 \quad (5)$$

As expressões (4) e (5) permitem estimar a influência das mudanças na renda real e dos preços relativos sobre as quantidades exportada e importada, respectivamente. Por elas chega-se às elasticidades renda e preço desejadas. Observe-se que quando se trata de agregados não se admite a existência de bens inferiores e complementares, logo a elasticidade-renda tem sinal positivo nas duas funções e o efeito-preço, captado pela taxa de câmbio real efetiva, tem sinal positivo para as exportações e negativo para as importações.

## 2.2 . Modelo econométrico

Para cada uma das funções (4) e (5) estimou-se, inicialmente, um modelo autorregressivo vetorial (VAR- *vector autoregression model*), onde todas as variáveis são endógenas. Um VAR pode ser sinteticamente representado por:

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{A}_j \mathbf{y}_{t-j} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (6)$$



**SOBER**

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,  
Administração e Sociologia Rural



onde  $y_t$  é o vetor das variáveis endógenas,  $A_j$  é a matriz dos coeficientes que serão estimados,  $j=1,2,\dots$ ,  $k$  é a defasagem, e  $\varepsilon_t$  é o vetor de erros estocásticos.

Se este modelo VAR for composto de séries não estacionárias, mas cointegradas, pode-se estimar um modelo de correção de erro vetorial -VEC – *vector error correction model*. (PHILLIPS, 1986). O problema de se estimar uma função com séries não estacionárias e não cointegradas é que se obtém uma regressão espúria, caracterizada por coeficiente de determinação ( $R^2$ ) elevado e testes de hipóteses viesados no sentido de rejeitar a hipótese nula (GRANGER & NEWBOLD, 1974).

A cointegração pode ser entendida como uma combinação linear de variáveis integradas de ordem  $d$  que produz erros que têm uma ordem de integração menor do que  $d$ . Os coeficientes desta combinação linear são os parâmetros de cointegração, que formam o vetor de cointegração. Este vetor expressa as relações de longo prazo entre as variáveis consideradas.aa

Um modelo de correção de erro vetorial parte do princípio de que a trajetória das variáveis cointegradas é influenciada por qualquer desvio do equilíbrio de longo prazo. No caso de um modelo bivariado de equação única, no longo prazo:

$$Y_t - (\beta_0 + \beta_1 X_t) = 0 \quad (7)$$

Entretanto, como no curto prazo,  $Y_t$  nunca está em equilíbrio:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + u_t \quad (8)$$

onde  $Y_t$  é a variável dependente,  $X_t$  é a variável independente, e  $u_t$  é o erro aleatório que mede o desequilíbrio entre  $Y_t$  e  $X_t$ . Por isto também é chamado de erro de desequilíbrio.

Não é possível observar a relação de longo prazo diretamente, mas pode-se estimar a relação de curto prazo, dinâmica, que se reduz à expressão (3) quando em equilíbrio. Uma relação de curto prazo dinâmica possível é:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \beta_2 X_{t-1} + \alpha Y_{t-1} + u_t \quad (9)$$

onde  $X_{t-1}$  e  $Y_{t-1}$  são as variáveis independentes e dependente defasadas, respectivamente. Após algumas manipulações algébricas a expressão (9) torna-se:

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta X_t - (1 - \alpha)(Y_{t-1} - \gamma_0 - \gamma_1 X_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (10)$$

onde  $\gamma_0$  e  $\gamma_1$  são os vetores de cointegração,  $\beta_0$  e  $\beta_1$  os parâmetros de curto prazo e  $\alpha$  o parâmetro de ajustamento, que indica a velocidade necessária para que as variáveis atinjam novamente o equilíbrio de longo prazo depois de um choque.

### 2.3. Dados Utilizados

As quantidades e os preços são representados por índices de preço e de *quantum*, calculados com o emprego da fórmula de Laspeyres, base móvel a partir das informações de preços e quantidade das exportações e importações de 480 produtos de



**SOBER**

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,  
Administração e Sociologia Rural



origem agrícola disponíveis em FAOSTAT (2008), dos quais 317 foram classificados como alimentos<sup>5</sup>.

Os índices do PIB real do Brasil e do mundo procedem do IPEADATA (2007), bem como a taxa de câmbio real efetiva deflacionada pelo IPA-OG para o período 1980-2005. Para o período 1961-1979 foram utilizadas as informações de Zini (1993)<sup>6</sup>. Todas as variáveis estão expressas em logaritmos naturais.

### 3. Resultados

Antes de apresentar os testes econométricos, cabe apresentar uma síntese da competitividade do Brasil no comércio de produtos agrícolas na atualidade. Nos anos iniciais do milênio o Brasil melhorou sua posição competitiva no mercado internacional, a despeito da forte apreciação da taxa de câmbio. Esse desempenho se deve principalmente à agricultura que, desde que se iniciou o processo de liberalização da economia, vem demonstrando ganhos crescentes de competitividade.

Pelos dados da FAO, de 1990 a 2005 as exportações mundiais de produtos agrícolas tiveram crescimento médio anual de 4,1% enquanto as exportações brasileiras cresceram 8,8% ao ano. Com isso o *market-share* brasileiro passou de 2,4% no triênio 1991-93 e chegou a 4,4% na média de 2003 a 2005. Quanto às importações agrícolas o Brasil iniciou a década de 1990 com participação de 0,6% do total mundial, evoluiu até chegar a 1,5% em 1995 e passou a diminuir desde então. No último triênio disponível o país importou 0,7% do total (tabela 1)

Quanto aos produtos não-agrícolas a situação é oposta, registrando perda de competitividade: as exportações cresceram menos e as importações, mais que o restante do mundo. Assim, de uma participação de 0,6% nas importações mundiais nos dois triênios iniciais da década de 1990, passou para 1,0% no triênio 2003-2005. Enquanto isso a participação nas exportações desses produtos caiu de 0,8% para 0,7%<sup>7</sup>.

---

<sup>5</sup> Não foram considerados alimentos 163 produtos. Nesse grupo encontram-se animais vivos, fibras, borracha, couros e peles, alimentos para animais, tabaco e bebidas alcoólicas. Naturalmente parte dessa produção pode ser destinada à alimentação humana, bem como, entre o grupo dos alimentos, parte da produção pode ser destinada a outros fins.

<sup>6</sup> As series encadeadas não foram obtidas da mesma forma, mas durante o período em que existem informações em ambas as diferenças são relativamente pequenas.

<sup>7</sup> Pesquisas têm mostrado que essa divergência de desempenho é devida à perda de competitividade da indústria no comércio exterior, o que caracterizaria uma tendência à desindustrialização da economia brasileira.

**SOBER**XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,  
Administração e Sociologia Rural

Tabela 1. Participação da agricultura e do Brasil no comércio mundial, 1991-2005  
(em porcentagem)

		1991-93	1994-96	1997-99	2000-02	2003-05	
Brasil/Mundo	Total	Importação	0.6	1.0	1.1	0.9	0.7
		Exportação	1.0	0.9	0.9	0.9	1.1
	Agricultura	Importação	0.9	1.4	1.3	0.9	0.6
		Exportação	2.4	2.7	3.2	3.4	4.4
	Outros	Importação	0.6	0.6	0.8	0.9	1.0
		Exportação	0.8	0.8	0.8	0.7	0.7
Agricultura/Total	Mundo	Importação	8.5	7.9	7.0	6.2	6.1
		Exportação	7.9	7.3	6.4	5.7	5.7
	Brasil	Importação	11.5	11.7	8.8	6.2	5.5
		Exportação	19.6	21.4	22.5	21.3	23.9

Fonte: FAOSTAT Database

Mas a que se deve essa grande vantagem da agricultura brasileira no cenário internacional? A construção de alguns índices pode responder parte da questão. A partir dos dados de comércio exterior divulgados pela FAO chegou-se aos índices das relações de troca (RT) correspondente à razão entre o índice de preços das exportações e das importações.

O cálculo foi feito para o total do comércio agrícola e para o grupo dos alimentos, que correspondem a cerca de  $\frac{3}{4}$  do total. O confronto dos resultados para esses dois grupos de produtos mostra que praticamente não há diferenças de tendência entre eles. Ressalte-se que em ambos os casos, desde 1986 há predomínio de tendência decrescente: tendo 1990 por base, o índice superou 150 em 1986 e atingiu menos de 70 em 2003 e 2004. Significa que os preços dos importados pela agricultura cresceram mais que o dos exportados no período (figura 1).

Capacidade de importar é a razão entre o índice de valor das exportações e o dos preços dos importados. Também nesse caso pode-se observar que os alimentos e o total do comércio agrícola seguem trajetória semelhante, o que não é de se estranhar, dado que a maior parte do comércio agrícola é de alimentos. O que sobressai dessa análise é a drástica inflexão da série em 1991. Neste ano o índice estava abaixo de 100, passou a crescer em ritmo acelerado alcançando o triplo 14 anos depois. Como as relações de troca mostraram-se decrescentes, o que explica esse grande sucesso da agricultura é o aumento da quantidade exportada<sup>8</sup>.

<sup>8</sup> Carvalho (2006) decompôs a variação do valor das exportações agrícolas brasileiras entre os triênios 1991-93 e 2001-03 observando que o crescimento de 7,2% ao ano, foi devido ao efeito quantidade (aumento de 9,0% a.a.), enquanto o efeito preço foi bem reduzido e negativo.

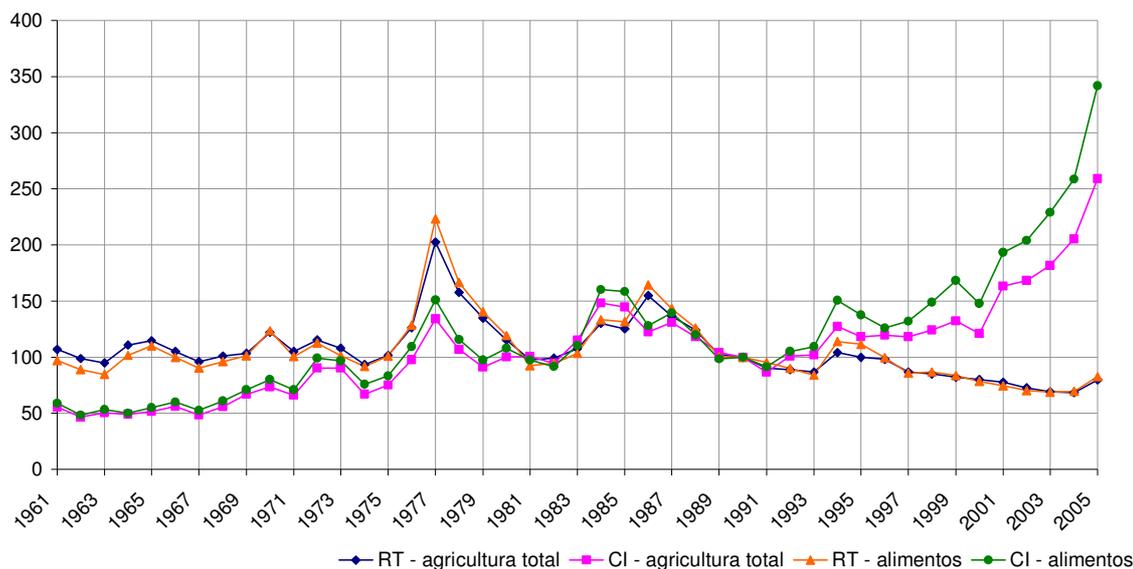


**SOBER**

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,  
Administração e Sociologia Rural



**Figura 1. Relações de troca e capacidade de importar da agricultura brasileira, 1961-2005**  
(1990 = 100)



Fonte de dados básicos: FAOSTAT database

Uma vez que a quantidade exportada é a causa maior dos ganhos de competitividade da agricultura brasileira cabe analisar seus determinantes. Neste trabalho essa variável foi submetida a um conjunto de testes com esse propósito. A ênfase recai sobre os alimentos, porque é a questão que mais mobiliza a humanidade em etapas de preços das *commodities* em alta como a atual. Para complementar a análise e evidenciar diferenças, os testes foram aplicados também sobre as séries de quantum do total das exportações agrícolas.

Tentou-se também modelar as correspondentes séries de quantum importado, mas os resultados ou não foram significativos ou apresentaram sinal contrário ao esperado pela teoria. Uma possível explicação é que o Brasil é auto-suficiente na maior parte dos produtos agrícolas e suas importações só são expressivas em momentos de crise de abastecimento interno. Assim as variações da quantidade importada não obedeceriam às variações de preço e renda, como prevê a teoria. Observe-se também que o agregado das importações agrícolas é centrado no trigo em grão, produto cujas importações apresentam grande flutuação. No começo da década de 1960 esse produto correspondia a quase 70% do valor das importações agrícolas. Sua participação mostrou-se declinante ao longo dos anos, com média de 37% entre 1961 a 2005 e ¼ do valor nos últimos cinco anos.

Para estimar um modelo VAR ou VEC é necessário testar antes se as séries são estacionárias ou se têm uma ou mais raízes unitárias. Os resultados do teste Dickey-Fuller Aumentado indicaram que as variáveis em nível têm ao menos uma raiz unitária. O mesmo não ocorreu com as primeiras diferenças, de onde se pode concluir que as variáveis do modelo são  $I(1)$  (integradas de ordem 1) (quadro 1).



Em seguida foi feito o teste de cointegração de Johansen para as funções (4) e (5), exportação e importação, respectivamente. O teste indicou, pela estatística do autovalor (*eigenvalue*), a existência de pelo menos um vetor de cointegração no nível de significância de 5%, apenas para as funções de exportação de alimentos e de produtos agrícolas, em geral. Portanto, é possível estimar os seguintes VEC para obter indicações do processo dinâmico de ajuste de curto prazo, com duas defasagens das funções de exportação:

$$\Delta x^f = \alpha_1(x^f_{t-1} - \gamma_0 - \gamma_1 e_{t-1} - \gamma_2 y^*_{t-1}) + \beta_{10} + \beta_{11} \Delta x^f_{t-1} + \beta_{12} \Delta x^f_{t-2} + \beta_{13} \Delta e_{t-1} + \beta_{14} \Delta e_{t-2} + \beta_{15} \Delta y^*_{t-1} + \beta_{16} \Delta y^*_{t-2} + \varepsilon_{1t}$$

$$\Delta x^t = \alpha_1(x^t_{t-1} - \gamma_0 - \gamma_1 e_{t-1} - \gamma_2 y^*_{t-1}) + \beta_{10} + \beta_{11} \Delta x^t_{t-1} + \beta_{12} \Delta x^t_{t-2} + \beta_{13} \Delta e_{t-1} + \beta_{14} \Delta e_{t-2} + \beta_{15} \Delta y^*_{t-1} + \beta_{16} \Delta y^*_{t-2} + \varepsilon_{1t}$$

onde  $x^f$  é a quantidade exportada de alimentos,  $y^*$  é o produto real mundial,  $e$  é a taxa de câmbio real efetiva,  $x^t$  é a quantidade exportada de produtos agrícolas,  $\alpha_i : i=1,2,3$  são os coeficientes de ajustamento,  $\gamma_0, \gamma_1$  e  $\gamma_2$  o vetor de cointegração e  $\beta_{ij} : i=1,2,3; j=1,2,\dots,6$  os coeficientes de curto prazo.

As combinações lineares das variáveis que produzem erros estacionários são:

$$x^f_{t-1} - 2,2869 y^*_{t-1} - 1,1064 e_{t-1} + 12,2607 ; e \\ x^t_{t-1} - 2,3727 y^*_{t-1} - 1,4302 e_{t-1} + 14,1124$$

que correspondem às funções de equilíbrio de longo prazo:

$$x^f_{t-1} = 2,2869 y^*_{t-1} + 1,1064 e_{t-1} - 12,2607 ; e \\ x^t_{t-1} = 2,3727 y^*_{t-1} + 1,4302 e_{t-1} - 14,1124$$

Os sinais dos coeficientes de cointegração das duas funções estão de acordo com o esperado; guardam relação direta com as quantidades exportadas, ou seja, quando a renda dos parceiros comerciais do Brasil e a taxa de câmbio efetiva real aumentam, as quantidades exportadas crescem. Mais especificamente, como as variáveis do modelo estão expressas em logaritmo natural, a elasticidade-renda da demanda externa pelas exportações brasileiras de alimentos e de produtos agrícolas em geral, é 2,29 e 2,37, respectivamente. Esses resultados mostram que um aumento da renda real mundial da ordem de 1% implica crescimento da quantidade exportada pela agricultura brasileira superior a 2%, o que caracteriza razoável grau de elasticidade renda.

A taxa de câmbio efetiva real, empregada como *proxy* para determinar a influência da variação nos preços relativos, resultou em coeficiente de 1,11 no caso dos alimentos. Significa que uma apreciação (depreciação) cambial real de 1% resulta em redução (aumento) de 1,11% na quantidade exportada de alimentos. Para o total dos

**SOBER**XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,  
Administração e Sociologia Rural

produtos agrícolas a resposta às variações cambiais mostrou-se um pouco maior (1,43%).

O coeficiente de ajustamento das exportações de alimentos é -0,095 indicando que o sistema não retorna rapidamente ao equilíbrio de longo prazo, depois de um choque. . O coeficiente de ajustamento das exportações totais, por sua vez, é menor ainda, -0,053, sugerindo uma inércia maior (Quadros 2 e 3).

A decomposição da variância é um recurso auxiliar na percepção da interdependência entre as variáveis do modelo, pois mede a influência de choques na trajetória de uma variável num determinado período de tempo. Choques na taxa de câmbio e no crescimento da renda dos parceiros comerciais do Brasil não tiveram muita influência sobre as exportações de alimentos. Depois de 10 períodos, foram responsáveis por aproximadamente e 15,9%, 1,3% respectivamente. Estas variáveis influenciaram um pouco menos as exportações agrícolas totais. No mesmo período de 10 anos responderam por 2,0% e 9,3% da variação da variável dependente (Quadros 4 e 5).

#### 4. Considerações finais

A questão alimentar tem uma importância capital para todos os povos do mundo, em todas as épocas e lugares. É isso que justifica a prevalência de regras protecionistas quando se trata da agricultura. Essa questão evoluiu ao longo do tempo e hoje a soberania alimentar é peça chave das políticas públicas, se não de fato, pelo menos no discurso político.

O Brasil participou dessa evolução, reformulou conceitos e vem se empenhando em implementar políticas que produzam melhoria na segurança alimentar de sua população. Por sua grande vantagem comparativa na produção agrícola suas importações são relativamente inexpressivas, só atingindo certa relevância em momentos de desabastecimento por problemas na produção local.

Seu grande destaque é como exportador agrícola, com participação crescente no mercado internacional, particularmente após a liberalização econômica do início da década de 1990. Nos últimos anos essas exportações cresceram ainda mais chegando a despertar polêmica acerca da tendência à desindustrialização do país<sup>9</sup>. A estranheza da situação é que, a despeito do agravamento da apreciação cambial, o país conseguia sustentar saldos comerciais crescentes.

A explicação para esse aparente paradoxo se encontra no forte ritmo de crescimento da economia mundial, fato que este trabalho contribui para esclarecer. Os resultados mostraram que a elasticidade-renda das exportações de produtos agrícolas é bem superior à elasticidade-preço. Assim, a redução da competitividade dos produtos no mercado externo resultante da apreciação cambial (efeito preço) foi largamente compensada pelo aumento da demanda mundial (efeito renda).

---

<sup>9</sup> A idéia é que as receitas das grandes exportações de produtos primários seria a causa da apreciação cambial que, por sua vez, estaria inibindo a atividade exportadora do setor industrial.



**SOBER**

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,  
Administração e Sociologia Rural



Daqui para frente, se a economia global perder dinamismo, como a elasticidade-renda das exportações é elevada significa que o ritmo de crescimento das exportações agrícolas brasileiras pode arrefecer e, neste contexto, a apreciação cambial ficar mais problemática para o setor agrícola.

No entanto, muitos prevêem que os preços agrícolas continuarão em alta devido à crescente demanda para energia e alimentação. Assim sendo, pelos resultados obtidos, é de se esperar mais crescimento da quantidade exportada, deslocando recursos dos produtos básicos de alimentação do brasileiro, o que pode vir a comprometer sua soberania alimentar.

#### LITERATURA CITADA

BRAUN, J. **The world food situation: new driving forces and required actions.** Washington, DC: IFPRI, 2007. Disponível em: <<http://www.ifpri.org/pubs/fpr/pr18.pdf>>. Acesso em: 14 mar. 2008.

CARVALHO, M. A. Exportações agrícolas e desindustrialização: uma contribuição ao debate. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 44., 2006, Fortaleza. **Anais...** CD-ROM.

CHONCHOL, J. A soberania alimentar. **Estudos Avançados**, São Paulo, v. 55, n. 19, 2005. Disponível em: <[http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0103-40142005000300003](http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0103-40142005000300003)>. Acesso em: 4 mar. 2008.

COMITÊ NACIONAL DE IMPLEMENTAÇÃO DO DIREITO HUMANO À ALIMENTAÇÃO ADEQUADA - COMIDHA. **Direito humano à alimentação adequada.** Boletim n. 1, 26 abr. 2007. Disponível em: <<http://comidha.org.br/content/view/132/1/>>.

FAOSTAT database. Disponível em: <<http://faostat.fao.org/faostat/form?collection=Trade>>. Acesso em: nov. 2005.

GOLDSTEIN, M.; KAHN, M. Income and Price Effect in Foreign Trade, In: JONES, R.W.; KENEN, P.B. (ed.). **Handbook of International Economics**, v. 2, 1985.

GRANGER, C.; NEWBOLD, P. Spurious regressions in econometrics. **Journal of Econometrics**, v. 2, p. 111-120, 1974.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. **PIB cresce 5,4% e chega a R\$ R\$ 2,6 trilhões em 2007.** Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br>>. Acesso em: 14 mar. 2007.



**SOBER**

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,  
Administração e Sociologia Rural



ORGANIZAÇÕES DAS NAÇÕES UNIDAS – ONU / FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION - FAO. **FAO calls for urgent steps to protect the poor from soaring food prices.** Disponível em: <<http://www.fao.org/newsroom/en/news/2007/1000733/index.html>>. Acesso em: 29 fev. 2008.

PHILLIPS, P. Understanding spurious regressions in econometrics. **Journal of Econometrics**, v. 33, p. 311-340, 1986.

RUNGE, C. F.; SENAUER, B. **How biofuels could starve the poor.** Disponível em: <<http://www.foreignaffairs.org/20070501faessay86305c-ford-runge-bejamin-senauer/how-biofuels-could-starve-the-poor.html>>. Acesso em: 19 jun. 2007.

VALENTE, F. et al. **Curso formação em direito humano à alimentação adequada.** Brasília: ABRANDH, 2007.

ZAFALON, M.; FORTES G. Receita com commodities deve chegar a US\$ 100 bi. **Folha de S. Paulo**, São Paulo, 16 mar. 2008.

ZINI JUNIOR, A. A. **Taxa de câmbio e política cambial no Brasil.** São Paulo: Edusp, 1993. 192 p.

**SOBER**XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,  
Administração e Sociologia Rural

Quadro 1- Teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) das variáveis  $x^t$ ,  $x^f$ ,  $m^t$ ,  $m^f$ ,  $e$ ,  $y$  e  $y^*$ , Brasil. 1961-2005

variável	ADF		
	$T^{(1)}$	$T_{\mu}^{(2)}$	$T_T^{(3)}$
$x^t$	3,5052	1,4450	-1,1137
$\Delta x^t$	-6,1416 <sup>(4)</sup>	-7,8709 <sup>(4)</sup>	-8,4767 <sup>(4)</sup>
$x^f$	3,1595	1,2699	-1,4129
$\Delta s^f$	-6,2666 <sup>(4)</sup>	-7,7389 <sup>(4)</sup>	-8,2264 <sup>(4)</sup>
$m^t$	1,5541	-1,0889	-2,5968
$\Delta m^t$	-7,3621 <sup>(4)</sup>	-7,8524 <sup>(4)</sup>	-7,7833 <sup>(4)</sup>
$m^f$	-1,2554	-1,1996	-2,9369
$\Delta m^f$	-7,4015 <sup>(4)</sup>	-7,6924 <sup>(4)</sup>	-7,6098 <sup>(4)</sup>
$e$	-0,2550	-2,5912	-3,1000
$\Delta e$	-6,8621 <sup>(4)</sup>	-6,7881 <sup>(4)</sup>	-6,7875 <sup>(4)</sup>
$y$	2,3145	-3,1155	-0,6715
$\Delta y^*$	-1,3546 <sup>(5)</sup>	-3,7134 <sup>(4)</sup>	-4,1708 <sup>(4)</sup>
$y$	3,4712	-2,1412	-3,2839
$\Delta y^*$	-0,7941 <sup>(6)</sup>	-4,0379 <sup>(4)</sup>	-4,2073 <sup>(4)</sup>

(1) Sem intercepto nem tendência; (2) Com intercepto; (3) Com intercepto e tendência .

(4) significativo a 1%; (5) significativo a 16% e (6) significativo a 36%

Fonte: estimado pelo autor a partir da base de dados da pesquisa

**SOBER**XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,  
Administração e Sociologia RuralQuadro 2. Estimativas do modelo de correção de erros vetorial  
das exportações de alimentos, Brasil, 1961-200

variáveis	vetor de cointegração		
	equação 1	equação 2	equação 3
$X^f(-1)$	1,0000		
$Ly^*(-1)$	-2,2869 [-12.1030]		
$e(-1)$	-1,1064 [-1.82612]		
C	12,2607		
correção de erro	coeficientes de ajustamento		
	equação 1	equação 2	equação 3
	-0.095262 [-1.27351]	0.017012 [ 3.46060]	0.105519 [ 1.91430]
variáveis	coeficientes de curto prazo		
	equação 1	equação 2	equação 3
$D(x^f(-1))$	-0.152983 [-0.89147]	-0.007429 [-0.65877]	-0.259605 [-2.05291]
$D(x^f(-2))$	-0.006390 [-0.03883]	-0.024806 [-2.29364]	0.011395 [ 0.09397]
$D(y^*(-1))$	-1,8047 [-0.80614]	0.336829 [ 2.28934]	-1,8641 [-1.12991]
$D(y^*(-2))$	1,8709 [ 0.84882]	-0.343323 [-2.37014]	0.435775 [ 0.26829]
$D(e(-1))$	0.264010 [ 1.24069]	0.016999 [ 1.21561]	-0.000476 [-0.00304]
$D(e(-2))$	0.192679 [ 0.90548]	-0.013331 [-0.95327]	-0.183525 [-1.17040]
C	0.076283 [ 0.69843]	0.039538 [ 5.50833]	0.067796 [ 0.84235]
$R^2$	0.179609	0.480581	0.261507
$R^2$ ajustado	0.010705	0.373642	0.109464

Os valores entre parênteses são a estatística  $t$  de Student  
Fonte: estimado pelo autor a partir da base de 0.003078

**SOBER**XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,  
Administração e Sociologia RuralQuadro 3. Estimativas do modelo de correção de erros vetorial  
das exportações agrícolas, Brasil, 1961-2005

variáveis	vetor de cointegração		
	equação 1	equação 2	equação 3
$x^t(-1)$	1.000.000		
$e(-1)$	-1.430.175 [-2.42758]		
$y^*(-1)$	-2.372.795 [-12.5869]		
C	1.411.242		
correção de erro	coeficientes de ajustamento		
	equação 1	equação 2	equação 3
	-0.053115 [-0.66082]	0.104225 [ 1.88118]	0.018322 [ 3.68915]
variáveis	coeficientes de curto prazo		
$D(x^t(-1))$	-0.192853 [-1.10474]	-0.294348 [-2.44619]	-0.013184 [-1.22232]
$D(x^t(-2))$	-0.010975 [-0.06360]	-0.061631 [-0.51810]	-0.025271 [-2.36992]
$D(e(-1))$	0.081678 [ 0.36041]	0.016959 [ 0.10857]	0.022708 [ 1.62167]
$D(e(-2))$	0.322636 [ 1.44234]	-0.193320 [-1.25380]	-0.004688 [-0.33922]
$D(y^*(-1))$	-1,7715 [-0,7415]	-1,9859 [-1,2059]	-0,3067 [ 2.0777]
$D(y^*(-2))$	0.974905 [ 0.42364]	0.670562 [ 0.42273]	-0.340462 [-2.39437]
C	0.121486 [ 1.04076]	0.073920 [ 0.91871]	0.041327 [ 5.72992]
$R^2$	0.132764	0.273850	0.483997
$R^2$ ajustado	-0.045784	0.124349	0.377762

Os valores entre parênteses são a estatística  $t$  de Student

Fonte: estimado pelo autor a partir da base de dados da pesquisa

**SOBER**XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,  
Administração e Sociologia Rural

Quadro 4. Decomposição da variância das exportações de alimentos do Brasil, 1961-2005

Ano	erro da previsão	decomposição da variância, em porcentagem		
		$x^t$	$y^*$	e
1	0.144775	100.0000	0.0000	0.0000
2	0.186686	94.1876	1.5754	4.2370
3	0.217422	88.6372	1.6779	9.6849
4	0.242018	87.0792	1.4667	11.4541
5	0.262393	86.4295	1.3566	12.2139
6	0.280919	85.6522	1.3201	13.0276
7	0.298051	84.8270	1.3076	13.8655
8	0.313891	84.0863	1.2949	14.6188
9	0.328671	83.4245	1.2818	15.2937
10	0.342558	82.8146	1.2725	15.9129

Fonte: estimado pelo autor a partir de dados da pesquisa

Quadro 5. Decomposição da variância das exportações agrícolas do Brasil, 1961-2005

Ano	erro da previsão	decomposição da variância, em porcentagem		
		$x^t$	$y^*$	e
1	0.153474	100	0.0000	0.0000
2	0.195131	98.2945	1.0392	0.6662
3	0.234123	93.1953	1.6413	5.1635
4	0.260786	91.2557	1.9033	6.8410
5	0.282649	90.7745	1.9107	7.3148
6	0.303967	90.4420	1.8695	7.6886
7	0.323601	89.9263	1.9007	8.1730
8	0.341677	89.4180	1.9566	8.6253
9	0.358660	89.0329	1.9894	8.9778
10	0.374797	88.7019	2.0066	9.2915

Fonte: estimado pelo autor a partir de dados da pesquisa