

## Exportações agrícolas brasileiras: o paradoxo do sucesso

César Roberto Leite da Silva  
PUCSP e IEA  
Rua 13 de Maio, 1445, ap 64  
01327-001 – São Paulo, SP  
crlsilva@iea.sp.gov.br

Maria Auxiliadora de Carvalho  
IEA  
Rua 13 de Maio, 1610, ap. 51 – Bela Vista –  
01327-002 – São Paulo – SP  
macarvalho@iea.sp.gov.br

**Resumo:** A liberalização comercial e desregulamentação dos mercados levaram a forte mudança na composição da pauta de exportação brasileira, com crescimento da participação da agricultura, setor em que tradicionalmente o país apresenta vantagens comparativas. Paradoxalmente, os superávits comerciais da agricultura vêm sendo apontados como problema, na medida que contribuem para a apreciação da moeda doméstica e conseqüente perda de competitividade do setor industrial. Este trabalho teve o objetivo de contribuir para esse debate, buscando estimar os fatores determinantes do valor das exportações agrícolas. Por meio da estimação de um modelo de correção de erro vetorial se chegou à conclusão que o crescimento econômico mundial pouco influenciou o desempenho das exportações agrícolas. A taxa de câmbio, que esteve apreciada por grande parte do período analisado, tampouco mostrou importância significativa. Pelo contrário o modelo sugere que as exportações agrícolas têm influência sobre as variações cambiais, resultado que reforça o argumento dos que consideram o sucesso comercial da agricultura uma das principais causas da desindustrialização brasileira.

**Palavras chave:** exportações agrícolas, Modelo de Correção de Erros, Brasil

*Abstract: The trade liberalization and the market deregulation took to a strong change in the Brazilian exports composition, with growth of agriculture share, sector that traditionally presents comparative advantages. Paradoxically, agricultural trade surplus are being indicated as problem, once it contribute to the domestic exchange appreciation and consequent industrial competitiveness loss. This paper aims to contribute to this debate by estimating the decisive factors of the agricultural exports value. Through a vectorial error correction model it concluded that the world economical growth had small influence over Brazilian agricultural exports. The exchange rate, which was appreciated by great part of the analyzed period, neither showed significant importance. By the contrary the model suggests that agricultural trade surplus have influence on the real rate of exchange variations This result reinforces the idea of agriculture trade success as one of the Brazilian deindustrialization main causes.*

*Key words: agricultural export, Vector Corretion Model, Brazil*

*JEL Classification: Q17*

Área 10: Economia Agrícola e Meio Ambiente

## Exportações agrícolas brasileiras: o paradoxo do sucesso

Resumo: A liberalização comercial e desregulamentação dos mercados levaram a forte mudança na composição da pauta de exportação brasileira, com crescimento da participação da agricultura, setor em que tradicionalmente o país apresenta vantagens comparativas. Paradoxalmente, os superávits comerciais da agricultura vêm sendo apontados como problema, na medida que contribuem para a apreciação da moeda doméstica e conseqüente perda de competitividade do setor industrial. Este trabalho teve o objetivo de contribuir para esse debate, buscando estimar os fatores determinantes do valor das exportações agrícolas. Por meio da estimação de um modelo de correção de erro vetorial se chegou à conclusão que o crescimento econômico mundial pouco influenciou o desempenho das exportações agrícolas. A taxa de câmbio, que esteve apreciada por grande parte do período analisado, tampouco mostrou importância significativa. Pelo contrário o modelo sugere que as exportações agrícolas têm influência sobre as variações cambiais, resultado que reforça o argumento dos que consideram o sucesso comercial da agricultura uma das principais causas da desindustrialização brasileira.

Palavras chave: exportações agrícolas, Modelo de Correção de Erros, Brasil

*Abstract: The trade liberalization and the market deregulation took to a strong change in the Brazilian exports composition, with growth of agriculture share, sector that traditionally presents comparative advantages. Paradoxically, agricultural trade surplus are being indicated as problem, once it contribute to the domestic exchange appreciation and consequent industrial competitiveness loss. This paper aims to contribute to this debate by estimating the decisive factors of the agricultural exports value. Through a vectorial error correction model it concluded that the world economical growth had small influence over Brazilian agricultural exports. The exchange rate, which was appreciated by great part of the analyzed period, neither showed significant importance. By the contrary the model suggests that agricultural trade surplus have influence on the real rate of exchange variations This result reinforces the idea of agriculture trade success as one of the Brazilian deindustrialization main causes.*

*Key words: agricultural export, Vector Corretion Model, Brazil*

*JEL Classification: Q17*

### Introdução

A trajetória da economia brasileira nas últimas décadas foi muito instável, resultado de profundas mudanças de estratégia de política econômica, que afetaram diretamente o setor externo. A menor intervenção do governo na economia, que resultou na liberalização comercial e financeira, levada a cabo no começo da década de 1990, e a adoção do regime cambial flutuante, no seu final, aumentaram o grau de vulnerabilidade da economia brasileira às ocorrências externas.

Essas transformações implicaram maior exposição à concorrência internacional, com reflexos expressivos sobre as trocas comerciais, e, conseqüentemente, sobre a dinâmica econômica interna. Uma decorrência importante desta estratégia foi a mudança da composição da pauta de exportação, que se tornou bem mais concentrada em recursos naturais, com a conseqüente perda de participação do setor industrial.

A persistência dessa tendência, e a geração de crescentes saldos comerciais agrícolas, mesmo nos momentos de forte apreciação cambial, suscitaram intenso debate sobre a ocorrência de desindustrialização no Brasil e suas implicações em termos de desenvolvimento econômico. A proposta deste trabalho é contribuir para esse debate.

A macroeconomia ensina que o valor das exportações depende primordialmente da taxa de câmbio e dos níveis de renda interno e externo. Foi estimado um modelo de correção de erro vetorial para estimar o grau de influência dessas variáveis sobre a evolução das exportações agrícolas brasileiras de 1995 a 2005.. A hipótese do trabalho é que a atividade do setor é acionada pelas exportações e estas, por sua vez, têm na dinâmica da economia mundial seu principal determinante. Como corolário, as transformações introduzidas na economia restauraram certo grau de vulnerabilidade externa, característico da etapa primário-exportadora do país.

Além desta introdução, o artigo apresenta no próximo item uma análise da dinâmica das exportações brasileiras, destacando as mudanças na composição da pauta agrícola. Em seguida são discutidas as relações entre exportações e desenvolvimento econômico, com ênfase no fenômeno da desindustrialização, também conhecido como doença holandesa. A metodologia e descrição dos dados ocupam o terceiro item. O quarto apresenta os resultados seguidos de algumas considerações finais.

## **1. Qualificando as exportações brasileiras**

Economia primário-exportadora se caracteriza por ter grande parte da atividade econômica voltada para produção de produtos primários cuja exportação possibilita a aquisição dos bens industrializados. Na sua origem essa era a marca da economia brasileira que, a partir do final do século XIX, teve a lavoura do café para exportação como principal atividade econômica. Em 1900, a participação das exportações no PIB era de 18,6% (FRANCO, 1992).

A elevada dependência da lavoura do café tornava o Brasil vulnerável aos choques exógenos resultantes das instabilidades dos mercados. Um aspecto bem consolidado na história econômica do país é a influência da cotação internacional do café sobre a taxa de câmbio doméstica e conseqüente indução dos surtos de industrialização: alta de preço implicava influxo maciço de divisas, apreciação da moeda e desestímulo à industrialização; à baixa se seguia crise cambial, desvalorização e surto de crescimento industrial.

Essa foi a origem do modelo de substituição de importações, decorrência natural da escassez de divisas resultante das crises da lavoura do café, mas a partir de certo ponto, passou a ser implementado como política deliberada visando o desenvolvimento econômico. Nesta fase, que durou mais de quarenta anos, o governo brasileiro empregou vários instrumentos de política comercial para impulsionar o crescimento da indústria nacional.

A estratégia transformou o país de uma economia primário-exportadora em uma sociedade predominantemente urbana e industrial, e nesse sentido pode-se dizer que foi bem sucedida. No entanto, como o objetivo central do modelo era reduzir a vulnerabilidade externa, nesse aspecto não se pode dizer que houve sucesso; pelo contrário, resultou em forte endividamento externo, cujas implicações forçaram o rompimento do modelo protecionista rumo à ampla liberalização comercial na década de 1990.

A liberalização não implicou pronto crescimento da participação do comércio na economia. De imediato até caiu: de algo em torno de 10%, no final da década de 1980, para

6,2% em 1996<sup>1</sup>. Seguiu-se um período de tendência crescente, embora volátil, atingindo o patamar de 10% do PIB a partir de 2001, e alcançando 14,8% em 2003 (IPEADATA, 2006).

Atualmente pode-se dizer que, mais de uma década depois da liberalização comercial, a economia brasileira é mais fechada que em 1900 e permanece entre as mais fechadas do mundo. Tomando por medida do grau de abertura a participação do comércio (exportação + importação) no PIB dos 185 países listados pelo Banco Mundial, em 2003 o Brasil ficou em 8º lugar entre os de menor abertura, com participação de 25% no PIB<sup>2</sup>.

A simples observação desses números pode levar à conclusão equivocada de que o impacto da liberalização foi relativamente pequeno, quando na realidade provocou mudanças qualitativas profundas no comércio exterior, com implicações distributivas no mercado interno e reflexos sobre o próprio desenvolvimento do país.

Um dos aspectos que mais chama a atenção no período que se seguiu à liberalização comercial foi a mudança na composição da pauta de exportação, que registrou crescimento considerável da participação dos produtos intensivos em recursos naturais, notadamente agrícolas. Por algum tempo essa tendência foi bem recebida, até porque entre 1995 e 1998 o país passou por uma fase de déficits comerciais crescentes, que só não foram mais graves porque o setor agrícola sustentou superávits expressivos. Mesmo reconhecendo esse benefício, estes resultados foram questionados em diversos estudos por causa do risco resultante do retorno à dependência de produtos agrícolas como fonte de divisas.

Carvalho (2002), por exemplo, classificou as exportações agrícolas brasileiras em situação de vulnerabilidade, uma vez que a maior parte dos produtos em que o país obteve aumento de competitividade estava em declínio no comércio internacional. Concluiu também que dentro do próprio comércio agrícola houve aumento da concentração em matérias-primas, quando o grosso dos produtos de posicionamento favorável no mercado internacional incorpora mais valor adicionado e tem elasticidade-renda mais elevada.

Carvalho e Silva (2004), por sua vez, acrescentam que os países que dependem de produtos agrícolas como fonte de divisas ficam mais expostos a risco porque a variabilidade dos preços e quantidades do comércio destes bens é muito maior do que a dos produtos industrializados. Além disso, as relações de troca das exportações agrícolas têm declinado nos últimos 30 anos. Concluíram também que o alardeado sucesso da agricultura na década de 1990 se deveu ao extraordinário crescimento do volume exportado.

Ainda nesta linha de argumentação, Gonçalves (2000) alertou para outro aspecto indesejável do aumento da participação de produtos agrícolas na pauta de exportação brasileira: a inserção regressiva do país no sistema de comércio mundial. Esse parece que foi o ponto de partida do debate recente acerca da desindustrialização prematura do Brasil.

## **2. Exportações e desindustrialização**

A experiência histórica mostra que o desenvolvimento econômico é um processo que leva a grandes mudanças na composição da produção e emprego. A fase inicial é de industrialização porque esse setor absorve mão de obra da agricultura, liberada devido ao aumento da produtividade. A participação do emprego industrial cresce até atingir determinado patamar. Segue-se uma etapa de desindustrialização natural, em que a participação da indústria diminui enquanto cresce o setor terciário. Nessa fase a sociedade alcança um padrão de vida elevado, característica de economias desenvolvidas.

---

<sup>1</sup> O grau de abertura é medido pela participação do valor da exportação no Produto Interno Bruto – PIB.

<sup>2</sup> São ainda mais fechados que o Brasil, países tão díspares como Ruanda, Estados Unidos, Japão, Egito e Índia. Cingapura e Hong Kong são as economias mais abertas: a participação do comércio no PIB desses países esteve próxima de 300% (WORLDBANK, 2005).

A desindustrialização é prematura quando há um declínio da participação do emprego industrial antes de a sociedade ter atingido o típico padrão de vida das sociedades desenvolvidas. Considerando que o nível de emprego está relacionado ao Produto Interno Bruto (PIB), Shafaeddin (2005) concluiu que houve desindustrialização prematura na América Latina e da África, com exceção daquelas indústrias que já tinham alcançado estágio avançado de maturidade<sup>3</sup>.

Resultados semelhantes foram obtidos pelo Instituto de Estudos para o Desenvolvimento Industrial (IEDI) em pesquisa desenvolvida recentemente para investigar a economia brasileira. Para o IEDI (2005) o processo de desindustrialização teve início na década de 1980, resultado do esforço de estabilização, mas o processo é relativo na medida que atingiu os ramos tradicionais da indústria brasileira, enquanto aumentou a especialização da indústria brasileira em setores intensivos em recursos naturais.

Pelo senso comum, a abundância de recursos naturais gera riquezas para o país. No entanto, existem muitos trabalhos empíricos que associam a abundância de recursos à má performance da economia. Existem também várias explicações para isso e uma delas, denominada doença holandesa, tem sido apontada como explicação para a realidade da economia brasileira contemporânea<sup>4</sup>.

Doença holandesa é a denominação do processo que vitimou a indústria holandesa depois da descoberta e exploração das jazidas de gás natural na década de 1960. O aumento da exportação de gás provocou a apreciação da moeda local, reduzindo a competitividade da indústria no mercado internacional.

Entende-se que a liberalização comercial restituiu ao país seu padrão de vantagens comparativas centrado na elevada dotação de recursos naturais. Isso levou ao aumento da participação da agricultura na economia, bem como nas exportações, a despeito dos prolongados períodos de apreciação cambial. A estranheza desse fato e a dificuldade de explicar os persistentes superávits comerciais nesses últimos anos levaram muitos analistas a considerarem que a fonte da apreciação cambial estaria na própria existência de saldos comerciais agrícolas, caracterizando a doença holandesa<sup>5</sup>.

Na realidade, se observarmos os resultados do comércio brasileiro no período recente não é de se estranhar que os analistas façam essa inferência acerca do impacto da agricultura. A figura 1 mostra o saldo comercial brasileiro após segmentação das estatísticas nos grupamentos agronegócio e outros produtos, e correspondentes valores total e produtos básicos<sup>6</sup>. Observe-se que o saldo total do agronegócio girou em torno de US\$ 10 bilhões durante toda a década de 1990, superou US\$ 15 bilhões em 2001 e evoluiu para US\$ 36 bilhões em 2005. De 2000 a 2005 a taxa anual de crescimento do saldo comercial foi de 24%. Os produtos básicos procedentes do agronegócio tiveram evolução ainda mais acelerada: de saldo comercial abaixo dos US\$ 5 bilhões até 1996, passou para US\$ 9 bilhões em 2001 e US\$ 20 bilhões em 2005. Nos últimos 5 anos o crescimento foi de 27% a.a. (figura 1).

---

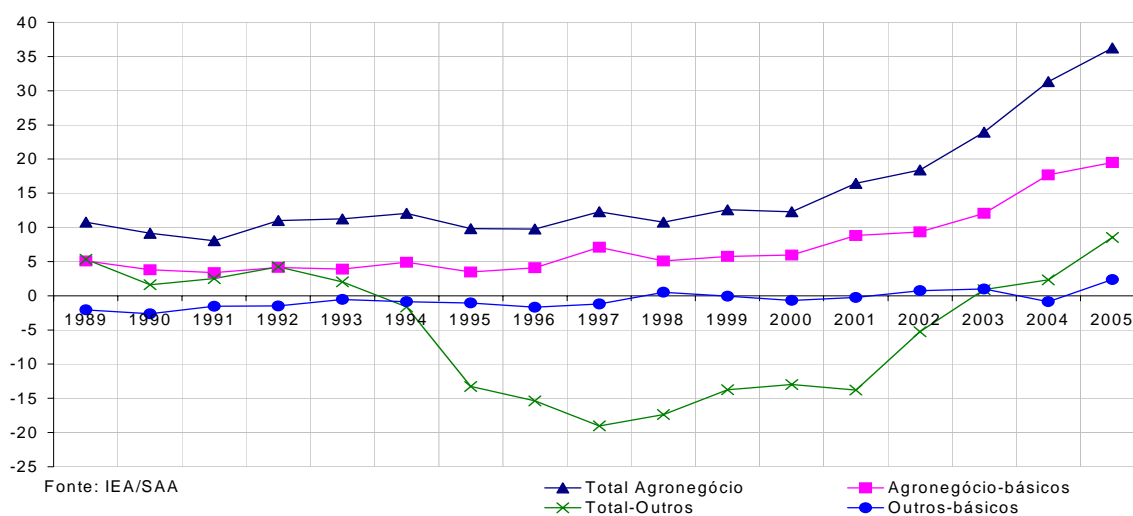
<sup>3</sup> Shafaeddin (2005) diz que a desindustrialização prematura decorre dos programas de ajuste estrutural que sustaram o modelo de substituição de importações, interrompendo bruscamente o processo de maturação de muitas indústrias incapazes de enfrentar a concorrência internacional.

<sup>4</sup> Para uma revisão da literatura a respeito consultar Stevens (2003) que relaciona abundância de recursos naturais e performance fraca da economia através de 6 explicações: declínio secular dos termos de troca, volatilidade da renda, doença holandesa, efeitos de *crowding out*, aumento do papel do estado e impactos sócio-cultural e político.

<sup>5</sup> O agravamento da apreciação cambial levou vários analistas a considerarem essa explicação para a realidade brasileira. Ver a esse respeito, por exemplo, Stiglitz (2004), Bresse Pereira (2005), Ricupero (2005), Palma (2006) e Pastore e Pinotti (2006).

<sup>6</sup> O conceito de agronegócio aqui empregado envolve produtos agrícolas, bens de capital e insumos utilizados na cadeia produtiva da agricultura. Para maiores detalhes consultar: <[http://www.iea.sp.gov.br/out/comex\\_bal-com-9703.php](http://www.iea.sp.gov.br/out/comex_bal-com-9703.php)>

Figura 1. Saldo Comercial do Agronegócio e Outros Produtos, Brasil, 1989-2005  
(em US\$ bilhão)



Fonte: IEA/SAA

▲ Total Agronegócio  
× Total-Outros

■ Agronegócio-básicos  
● Outros-básicos

O total dos outros produtos (total geral, exclusive agronegócio) apresentou déficit comercial em todo o período 1994-2002. Quanto aos seus produtos básicos, o resultado foi predominantemente negativo: dos 17 anos considerados, em 13 o país apresentou déficit comercial.

Esses números deixam evidente a dependência brasileira das exportações agrícolas como fonte de divisas. Como a trajetória de crescimento das exportações do setor parece que não foi afetada pela mudança na taxa de câmbio real efetiva, que teve forte apreciação nos últimos anos, a eficiência da agricultura, antes vista como sucesso passou, a ser apontada como problema: é a maldição dos recursos naturais comprometendo a continuidade do desenvolvimento econômico do país.

É nesse contexto que se procurará analisar os fatores determinantes da exportação brasileira. A hipótese básica a ser testada é que o crescimento das exportações agrícolas brasileiras não se deveu aos fatores macroeconômicos tradicionais, como taxa de câmbio e dinamismo da economia mundial, mas sim às vantagens comparativas que estão associadas à dotação relativa de recursos naturais, complementada por um bem sucedido programa de pesquisas que elevou substancialmente a produtividade dos fatores alocados no setor.

O curioso é que, enquanto as exportações agrícolas brasileiras crescem em ritmo mais acelerado que as de outros produtos, o comércio mundial caminha em sentido oposto: os agrícolas são os de menor crescimento<sup>7</sup>. No período 1989-2004 o valor total das exportações brasileiras teve desempenho bem semelhante ao mundial, 6,3% a.a. e 6,4% a.a., respectivamente. Já com relação aos produtos agrícolas, enquanto a importação mundial expandiu-se à taxa de 3,2% a.a., a taxa de crescimento brasileira foi de 6,6% a.a. (tabela 1). Com isso, o *market-share* do país no comércio agrícola global passou de 2,5% para 3,9% entre os triênios 1989-91 e 2002-04.

<sup>7</sup> Esse nadar contra a corrente implica aumentar vulnerabilidade do país, no dizer de FAJNZYLBBER (1991). “A trajetória macroinstitucional do Brasil nas últimas décadas foi muito instável, não favoreceu escolhas empresariais ótimas da perspectiva de superávits comerciais: excesso de especialização em produtos com demanda decrescente no mercado internacional, em indústrias de baixa intensidade tecnológica, em alimentos, matérias primas e em manufaturados derivados de recursos naturais” (MIRANDA, 2001, p. 119).

Tabela 1. Taxa anual de crescimento do comércio exterior, 1989-2004 <sup>(1)</sup>  
(em porcentagem)

	Finalidade	Total	Agricultura	Outros <sup>(2)</sup>
Brasil	Exportação	6,3	6,6	6,1
	Importação	8,2	2,8	8,7
Mundo	Exportação	6,4	3,4	6,7
	Importação	6,4	3,2	6,7

<sup>(1)</sup> Resultados obtidos a partir de regressão log-linear

<sup>(2)</sup> Total, exclusive agricultura

Fonte de dados básicos: FAOSTAT database (2006)

O melhor desempenho da agricultura brasileira fica mais evidente se se observa que no comércio dos demais produtos o país perdeu espaço. Enquanto as exportações brasileiras cresceram 6,1% a.a. a taxa de crescimento do comércio mundial foi de 6,7% a.a. entre 1989 e 2004, fato agravado pelo maior ritmo de importações, à taxa média anual de 8,7%. A agricultura brasileira, por seu lado, além de apresentar taxa de crescimento das exportações maior que o dobro da das importações mundiais, importou menos que o resto do mundo, 2,8% a.a. contra 3,2% a.a.

### 3. Metodologia e dados utilizados

#### 3.1. Metodologia

Pode-se considerar que as exportações em geral, e agrícolas em particular, são função da taxa de câmbio efetiva real, da renda dos parceiros comerciais e da renda do país exportador:

$$x = f\left(e, \frac{Y^*}{Y}\right) \quad (1)$$

onde  $x$  representa as exportações agrícolas,  $e$  a taxa de câmbio efetiva real,  $Y^*$  a renda dos parceiros comerciais e  $Y$  a renda doméstica. Espera-se que as exportações sejam positivamente relacionados com a taxa de câmbio efetiva real e com a diferença entre o crescimento econômico dos parceiros comerciais e doméstico.

A partir desta função construiu-se inicialmente um modelo auto-regressivo vetorial (VAR – *vector autoregression model*) com três variáveis,  $x$ ,  $e$  e  $g$ , esta representado a razão entre os crescimentos externo e doméstico, de agora em diante denominada diferença no crescimento. Neste VAR todas as variáveis são endógenas e endógenas defasadas:

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{A}_j \mathbf{y}_{t-j} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (2)$$

onde  $\mathbf{y}_t$  é o vetor das variáveis endógenas,  $\mathbf{A}_j$  é a matriz dos coeficientes que serão estimados,  $j=1,2,\dots, k$  é a defasagem, e  $\boldsymbol{\varepsilon}_t$  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*).

Uma das hipóteses do modelo de regressão linear clássico é que as variáveis que são realizações de processos estocásticos sejam estacionárias, ou, mais precisamente, sejam estacionárias na covariância para todo  $t$  e  $t+s$ . Formalmente:

$$E(y_t) = E(y_{t-s}) = \mu$$

$$\text{var}(y_t) = \text{var}(y_{t-s}) = \sigma_y^2$$

$$\text{cov}(y_t, y_{t-s}) = \text{cov}(y_{t-j}, y_{t-j-s}) = \gamma_s$$

onde  $\mu$ ,  $\sigma_y^2$  e  $\gamma_s$  são constantes. Em outras palavras, a autocovariância de  $y$  não é afetada pela origem do período em que é estimada<sup>8</sup>.

Granger e Newbold (1974) mostraram que análises de regressão com variáveis não estacionárias, em geral, exibem coeficientes de determinação ( $R^2$ ) elevados e testes de hipóteses viesados no sentido de rejeitar a hipótese nula. Entretanto, como os resultados não tem significado econômico, são chamadas de regressões espúrias. Estes problemas são causados basicamente pelo fato do erro da regressão também não atender uma das hipóteses básicas: não ser autocorrelacionado, ou ser estacionário. Considerando o caso de variáveis originárias de processos autoregressivos integrados de ordem I(1), uma solução seria regredir as primeiras diferenças das variáveis. Esta regressão produz erros estacionários e estimativas consistentes. Os economistas não ficaram satisfeitos com esta solução, que implicaria perder as relações de longo prazo entre as variáveis (*steady state*).

Mais tarde Phillips (1986) demonstrou que há um caso em que o método dos mínimos quadrados pode ser usado em variáveis integradas de ordem  $d - I(d)$ : quando a matriz de variância e covariância do modelo é singular, pois existe uma combinação linear entre as variáveis que produz erros que têm uma ordem de integração menor do que  $d$ . Neste caso diz-se que as variáveis são cointegradas e as estimativas são consistentes. Os coeficientes desta combinação linear são os parâmetros de cointegração, e formam o vetor de cointegração, que expressa as relações de longo prazo entre as variáveis consideradas.

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:

$$Y_t - (\beta_0 + \beta_1 X_t) = 0 \quad (3)$$

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

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + u_t \quad (4)$$

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:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \beta_2 X_{t-1} + \alpha Y_{t-1} + u_t \quad (5)$$

onde  $X_{t-1}$  e  $Y_{t-1}$  são as variáveis independentes e dependente defasadas, respectivamente. Após algumas manipulações algébricas a expressão (3) torna-se:

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta X_t - (1 - \alpha)(Y_{t-1} - \gamma_0 - \gamma_1 X_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (6)$$

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.

---

<sup>8</sup> Esta é a condição fraca de estacionariedade. A condição forte é que a média e/ou variância não precisam ser finitas.



### 3.2 – Dados utilizados

As exportações agrícolas correspondem aos valores das receitas cambiais dos seguintes produtos: carne bovina congelada, carne suína, carne e miudezas de aves, café, mesmo torrado ou descafeinado, soja, mesmo triturada, farelo de soja, óleos de soja, açúcar de cana ou beterraba, sucos de frutas e fumo não manufaturado. A fonte é o sistema aliceweb do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (2006). Esses dez produtos representam aproximadamente 80% do valor da pauta agrícola definida pela FAO.

A taxa de câmbio efetiva real é, por definição, a taxa de câmbio nominal descontada da relação entre os preços dos principais parceiros comerciais e os preços domésticos. Na prática, considerou-se os Índices de Preços por Atacado (IPA) dos 16 parceiros comerciais mais importantes do Brasil ponderados pela participação de cada parceiro na pauta de exportações brasileiras em 2001. Estas informações são do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (2006). Para os preços domésticos foi considerada a série de Índices de Preços Pagos (IPP) pelos agricultores paulistas, calculada pelo Instituto de Economia Agrícola (2006). Agindo desta forma procurou-se encontrar uma taxa de câmbio efetiva real que refletisse melhor a relação do setor agrícola brasileiro com comércio internacional.

Como não estão disponíveis informações sobre a evolução mensal, nem mesmo trimestral, da renda dos parceiros comerciais do Brasil, adotou-se como *proxy* desta variável os dados de importação mundial, divulgados pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (2006). A evolução do produto brasileiro é da mesma fonte, que reproduz os resultados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Todos os dados são trimestrais e cobrem o período do primeiro trimestre de 1995 ao último de 2005. As séries de exportações e produto foram dessazonalizadas pelo método da média geométrica móvel centralizada.

## 4. Resultados

O primeiro passo para estimar um modelo VAR ou VEC é aplicar o teste Dickey-Fuller Aumentado para verificar se as séries têm raiz unitária, ou, em outras palavras, não são estacionárias. Os resultados 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, que indicou, pela estatística do autovalor (eigenvalue), a existência de pelo menos um vetor de cointegração no nível de significância de 5%. Portanto, é possível estimar o seguinte VEC para obter indicações do processo dinâmico de ajuste de curto prazo, com duas defasagens:

$$\Delta x = \alpha_1(x_{t-1} - \gamma_0 - \gamma_1 e_{t-1} - \gamma_2 g_{t-1}) + \beta_{10} + \beta_{11} \Delta x_{t-1} + \beta_{12} \Delta x_{t-2} + \beta_{13} \Delta e_{t-1} + \beta_{14} \Delta e_{t-2} + \beta_{15} \Delta g_{t-1} + \beta_{16} \Delta g_{t-2} + \varepsilon_{1t} \quad \text{equação 1}$$

$$\Delta e = \alpha_2(x_{t-1} - \gamma_0 - \gamma_1 e_{t-1} - \gamma_2 g_{t-1}) + \beta_{20} + \beta_{21} \Delta x_{t-1} + \beta_{22} \Delta x_{t-2} + \beta_{23} \Delta e_{t-1} + \beta_{24} \Delta e_{t-2} + \beta_{25} \Delta g_{t-1} + \beta_{26} \Delta g_{t-2} + \varepsilon_{2t} \quad \text{equação 2}$$

$$\Delta g = \alpha_3(x_{t-1} - \gamma_0 - \gamma_1 e_{t-1} - \gamma_2 g_{t-1}) + \beta_{30} + \beta_{31} \Delta x_{t-1} + \beta_{32} \Delta x_{t-2} + \beta_{33} \Delta e_{t-1} + \beta_{34} \Delta e_{t-2} + \beta_{35} \Delta g_{t-1} + \beta_{36} \Delta g_{t-2} + \varepsilon_{3t} \quad \text{equação 3}$$

onde  $\alpha_i : i=1,2,3$  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.

A combinação linear das variáveis que produz erros estacionários é:

$$x + 3,3317e - 0,0235g - 364,4860$$

que corresponde à função de equilíbrio de longo prazo:

$$x = -3,3317e + 0,0235g + 364,4860$$

Os sinais dos coeficientes de cointegração estão de acordo com o esperado. Sabe-se que as exportações agrícolas se elevam enquanto a taxa de câmbio real efetiva diminui, o que não contraria o sinal negativo da variável  $e$ . O coeficiente da variável  $g$  é positivo, indicando que as exportações agrícolas brasileiras aumentam quando a economia mundial cresce mais que a nossa (quadro 2).

O coeficiente de ajustamento da equação 1, a mais relevante para o propósito desta pesquisa, é  $-0,3373$ , e indica que as exportações se ajustam rapidamente a um choque que afaste o sistema de seu equilíbrio de longo prazo. O coeficiente de ajustamento da equação 2 sugere que a taxa de câmbio responde mais demoradamente aos desequilíbrios de curto prazo. A última equação mostra que a diferença no crescimento é pouco afetada pelo desequilíbrio de curto prazo, como sugere o coeficiente de  $-0,0612$ . (quadro 2).

O teste de causalidade de Granger indicou que no nível de significância de 8% aproximadamente as variáveis taxa de câmbio real efetiva e diferença no crescimento econômico podem ser consideradas exógenas na equação 1 (quadro 3).

A resposta de impulsos é um recurso dos modelos VAR e VEC que permite avaliar o impacto de um choque exógeno em uma das variáveis nas outras variáveis endógenas. Foi aplicado um choque de um desvio padrão em cada uma das três variáveis do modelo, e os resultados indicaram que há alguma interdependência no sistema, visto que as variáveis remanescentes mudam de nível e tendem a permanecer no novo patamar. Nota-se que as variáveis taxa de câmbio e diferença no crescimento, apesar de poderem ser consideradas exógenas na equação 1, não tem efeito significativo sobre as exportações agrícolas brasileiras (figuras 2, 3 e 4).

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 na diferença no crescimento foram responsáveis por aproximadamente 30% da variação das exportações num período de três anos (12 trimestres) (quadro 4). Já 70% da trajetória da taxa de câmbio, no mesmo período, deveu-se a choques nas exportações e na diferença no crescimento (quadro 5). A diferença no crescimento, como esperado, é a menos sensível às outras variáveis. Apenas 17% de sua variância, em 3 anos, deveu-se a choques no taxa de câmbio e nas exportações agrícolas (quadro 6).

## Considerações finais

Este trabalho procurou, inicialmente, contextualizar o êxito recente das exportações agrícolas brasileiras no quadro das mudanças recentes da economia brasileira, concluindo, por meio da revisão de estudos sobre o tema, que a crescente inserção do país no comércio mundial de produtos primários, além de frágil, do ponto de vista do comércio externo, põe em risco o próprio desenvolvimento econômico.

A primeira conclusão decorre do fato que o comércio mundial dos principais produtos agrícolas exportados pelo Brasil está em declínio relativo. A segunda está associada aos fenômenos que ficaram conhecidos como doença holandesa e maldição dos recursos naturais, pode ser assim sintetizada: num ambiente de desregulamentação econômica e diminuição das barreiras ao comércio, as vantagens comparativas de países que dispõem de recursos naturais abundantes e de qualidade se explicitam no crescimento das exportações de produtos

primários, em geral com baixo conteúdo de valor adicionado. Neste processo é natural que as atenções se voltem para este setor, não apenas em termos de políticas econômicas quanto de alocação de recursos. No limite, um país nestas condições pode iniciar uma trajetória de desindustrialização, mesmo antes de haver consolidado as atividades manufatureiras e o setor de serviços.

Procurando contribuir para esta discussão, estimou-se um modelo de correção de erro vetorial para avaliar se as exportações agrícolas brasileiras respondiam às variáveis macroeconômicas tradicionais. Os resultados mostraram que o desempenho da economia mundial contribuiu muito pouco para o crescimento das exportações agrícolas no período analisado. Quanto à taxa de câmbio real efetiva, por ter se apreciado no período coberto pelo estudo, não poderia ser um fator de estímulo ao comércio de quaisquer produtos, menos ainda dos agrícolas. Pelo contrário, pôde-se observar que mais de 60% da variação da taxa de câmbio efetiva real foi explicada pelas exportações agrícolas, o que vem ao encontro da argumentação acerca da apreciação cambial provocada pelo superávit comercial de produtos primários.

Uma conclusão possível, a partir das evidências do estudo, é que o sucesso da agricultura brasileira no comércio internacional deve-se primordialmente às vantagens comparativas do país na produção desses bens. Estas vantagens não deveriam ser festejadas incondicionalmente, pois convém lembrar a fragilidade e volatilidade do comércio agrícola. Além disso, é bastante arriscado um país que não completou o ciclo tradicional de crescimento econômico, que consiste numa indústria madura e estabelecida, e num setor de serviços que gera a maior parte dos empregos, centrar suas atenções numa atividade que tradicionalmente perde importância no processo de desenvolvimento.

## Literatura Citada

BRESSER-PEREIRA, Luiz C. Maldição dos recursos naturais. Folha de São Paulo, São Paulo, 06 jun. 2005a. Disponível em: <<http://www1.folha.uol.com.br/fsp/dinheiro/fi0606200505.htm>>. Acesso em: 13 fev. 2006.

CARVALHO, M. A. Comércio agrícola e vulnerabilidade externa brasileira. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v. 49, n. 2, p. 55-69, 2002.

\_\_\_\_\_; SILVA, C. R. L. Vulnerabilidade do comércio agrícola brasileiro. Revista de Economia e Sociologia Rural, Brasília, v. 43, n. 1, p. 9-28, jan./mar. 2005

FRANCO, G. H. B. A primeira década da república. in: ABREU, Marcelo P. et al. (org.) A ordem do progresso. Rio de Janeiro: Campus, p. 11-30, 1992.

GRANGER, Clive; NEWBOLD, P. Spurious regressions in econometrics. **Journal of Econometrics** 2 (1974), 111-20.

IEDI. Ocorreu uma desindustrialização no Brasil? São Paulo, novembro de 2005. Disponível em: <<http://www.iedi.org.br/cgi/cgilua.exe/sys/start.htm?sid=77&UserActiveTemplate=iedi&infolid=1685>>. Acesso em: 13 fev. 2006.

FAJNZYLBER, F. Inserción internacional e innovación institucional. Revista de La Cepal, Santiago de Chile, n. 44, p. 149-178, Ago. 1991.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. <<http://www.ipeadata.gov.br>> Acesso em março de 2006.

MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO, INDÚSTRIA E COMÉRCIO EXTERIOR. <<http://aliceweb.desenvolvimento.gov.br/>> Acesso em março de 2006.

PALMA, J. G. Quatro fontes de “desindustrialização” e um novo conceito de “doença holandesa”. Disponível em: <[http://www.fiesp.com.br/download/publicacoes\\_economia/jose\\_gabriel\\_palma.pdf](http://www.fiesp.com.br/download/publicacoes_economia/jose_gabriel_palma.pdf)>. Acesso em 09 fev. 2006.

PASTORE, A. C.; PINOTTI, M. C. Câmbio, reservas e “doença holandesa”. Valor Econômico, São Paulo, 30 jan. 2006. Disponível em: <[http://www.observatorio.setrab.rj.gov.br/I\\_CENTRAL/artigos/artigo\\_300106.htm](http://www.observatorio.setrab.rj.gov.br/I_CENTRAL/artigos/artigo_300106.htm)>. Acesso em: 10 fev. 2006.

PHILLIPS, Peter. Understanding spurious regressions in econometrics. Journal of Econometrics, 33 (1986), 311-40.

RICUPERO, R. A desindustrialização como projeto. Folha de S. Paulo, São Paulo, 02 out. 2005. Disponível em: <<http://www1.folha.uol.com.br/fsp/dinheiro/fi0210200505.htm>>. Acesso em: 10 fev. 2006.

SHAFIYEDDIN, S. M. Trade liberalization and economic reform in developing countries: structural change or de-industrialization? UNCTAD, Apr. 2005. (Discussion papers, 179). Disponível em: <[http://www.unctad.org/en/docs/osgdp20053\\_en.pdf](http://www.unctad.org/en/docs/osgdp20053_en.pdf)>. Acesso em: 10 fev. 2006.

SILVA, C. R. L.; CARVALHO, M. A.; SILVA, V. Liberalização comercial e competitividade da agricultura brasileira. Revista de Economia Contemporânea, Rio de Janeiro, v. 7, n. 2, p. 289-306, jul./dez. 2003

WORLD BANK. Disponível em: <<http://devdata.worldbank.org/data-query/>>. Acesso em: mar. 2006.

Quadro 1- Teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) das variáveis  $x$ ,  $e$  e  $g$ , primeiro trimestre de 1995 ao último de 2005

variável	Estatística ADF		
	$\tau$ (1)	$\tau_{\mu}$ (2)	$\tau_{\tau}$ (3)
$x$ (4)	1.5982	0.3211	-1.1265
$\Delta x$ (5)	-6.1674	-6.7310	-7.1378
$e$ (6)	-1.3356	-1.3517	-2.1400
$\Delta e$ (7)	-3.6455	-3.8084	-3.6765 (10)
$g$ (8)	2.8944	2.0691	-0.4385
$\Delta g$ (9)	-3.2456	-3.8372	-4.5123

(1) sem intercepto nem tendência; (2) com intercepto; (3) com intercepto e tendência; (4) exportações agrícolas; (5) primeira diferença de  $x$ ; (6) taxa de câmbio efetiva real; (7) primeira diferença de  $x$ ; (8) crescimento externo menos crescimento doméstico; (9) primeira diferença de  $g$ ; (10) significativo a 5% - os outros valores são significativos a 1%.

Fonte: estimado pelos autores a partir de dados referenciados na base empírica

Quadro 2. Estimativas dos parâmetros do modelo de correção de erros vetorial, Brasil, primeiro trimestre de 1995 - último trimestre de 2005.

Variáveis	Vetor de cointegração		
$x(-1)$	1.0000		
$e(-1)$	3.3317 [ 6.01778]		
$g(-1)$	-0.0235 [-0.06578]		
C	-364.4860		
Correção de erro	Coeficientes de ajustamento		
	equação 1	equação 2	equação 3
	-0.3373 [-1.88370]	-0.1322 [-3.22180]	-0.0612 [-1.03729]
Variáveis	Coeficientes de curto prazo		
$\Delta x_{t-1}$	4.9023 [ 1.54864]	-0.3952 [-0.54497]	1.8451 [ 1.76952]
$\Delta x_{t-2}$	-0.2582 [-1.30017]	-0.0030 [-0.06538]	0.0084 [ 0.12907]
$\Delta e_{t-1}$	-0.2534 [-1.51687]	-0.0112 [-0.29213]	-0.0041 [-0.07493]
$\Delta e_{t-2}$	0.2774 [ 0.40790]	0.3520 [ 2.25917]	-0.3498 [-1.56175]
$\Delta g_{t-1}$	1.5948 [ 2.18004]	0.1825 [ 1.08904]	0.2591 [ 1.07532]
$\Delta g_{t-2}$	1.1395 [ 2.18761]	-0.1493 [-1.25076]	-0.1609 [-0.93789]
C	0.4973 [ 0.96906]	0.1202 [ 1.02236]	0.1756 [ 1.03897]
$R^2$	0.3667	0.4333	0.2256
$R^2$ ajustado	0.2323	0.3130	0.0613

Os valores entre parênteses são as estatísticas  $t$  de Student

Fonte : dados da pesquisa; tabela elaborada pelo autor.

Quadro 3 - Teste de causalidade de Granger

Variável dependente: $\Delta(x)$			
	$\chi^2$	graus de liberdade	nível de significância
$\Delta(e)$	5.072818	2	0.0792
$\Delta(g)$	4.83453	2	0.0892
ambas	8.107916	4	0.0877
Variável dependente: $\Delta(e)$			
	$\chi^2$	graus de liberdade	nível de significância
$\Delta(x)$	0.091337	2	0.9554
$\Delta(g)$	3.983092	2	0.1365
ambas	4.020093	4	0.4033
Variável dependente: $\Delta(g)$			
	$\chi^2$	graus de liberdade	nível de significância
$\Delta(x)$	0.039486	2	0.9805
$\Delta(e)$	3.371596	2	0.1853
ambas	3.600852	4	0.4627

Fonte: elaborada pelo autor a partir de dados da pesquisa

Quadro 4 - Decomposição da variância das exportações ( $x$ )

trimestre	erro da previsão	decomposição da variância, em porcentagem		
		$x$	$e$	$g$
1	17.36	100	0	0
2	21.02	87.17	3.38	9.45
3	22.36	82.45	3.94	13.61
4	24.57	79.89	7.61	12.50
5	27.48	76.10	11.59	12.31
6	30.28	73.59	14.71	11.69
7	32.88	72.62	15.86	11.52
8	35.16	72.00	16.58	11.42
9	37.13	71.55	16.85	11.61
10	38.93	71.14	17.20	11.67
11	40.65	70.75	17.50	11.76
12	42.34	70.37	17.88	11.75

Fonte: elaborado pelo autor a partir de dados da pesquisa

Quadro 5 - Decomposição da variância da taxa de câmbio (e)

trimestre	erro da previsão	decomposição da variância, em porcentagem		
		x	e	g
1	3.98	14.18	85.82	0
2	6.56	39.15	59.28	1.57
3	8.62	49.73	48.50	1.77
4	9.74	54.84	41.04	4.12
5	10.36	57.23	37.69	5.07
6	10.82	58.34	35.25	6.40
7	11.24	58.92	34.16	6.92
8	11.72	59.35	33.20	7.45
9	12.26	59.75	32.67	7.58
10	12.81	60.27	31.90	7.83
11	13.33	60.78	31.23	7.99
12	13.81	61.27	30.49	8.24

Fonte: elaborado pelo autor a partir de dados da pesquisa

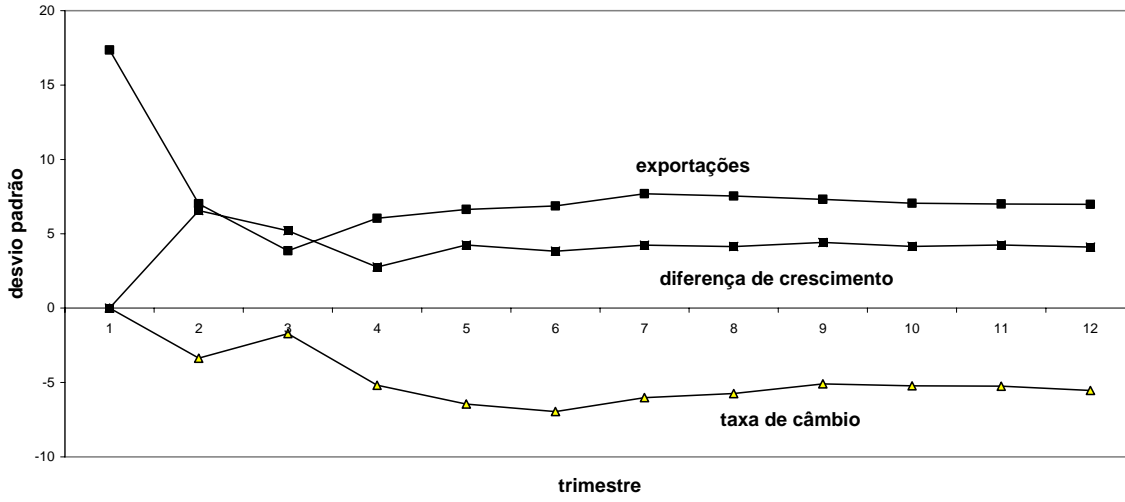
Quadro 6 - Decomposição da variância da diferença no crescimento (g)

trimestre	erro da previsão	decomposição da variância, em porcentagem		
		x	e	g
1	5.72	1.73	1.29	96.98
2	7.88	1.39	11.44	87.17
3	10.14	2.28	10.25	87.47
4	11.82	2.89	13.17	83.94
5	13.49	3.20	12.51	84.28
6	14.81	3.38	13.20	83.42
7	16.13	3.46	12.78	83.76
8	17.26	3.49	13.02	83.49
9	18.37	3.51	12.85	83.64
10	19.38	3.53	13.01	83.45
11	20.38	3.56	12.97	83.47
12	21.31	3.59	13.06	83.35

Fonte: elaborado pelo autor a partir de dados da pesquisa

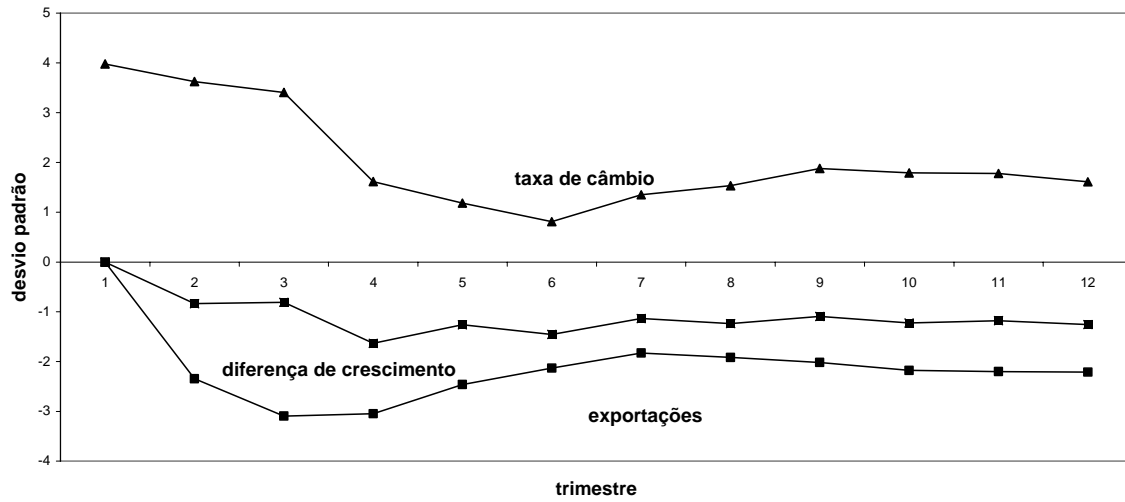


**Figura 2 - Resposta de impulso nas exportações, taxa de câmbio e diferença de crescimento de um choque nas exportações, Brasil, 1995-2005**



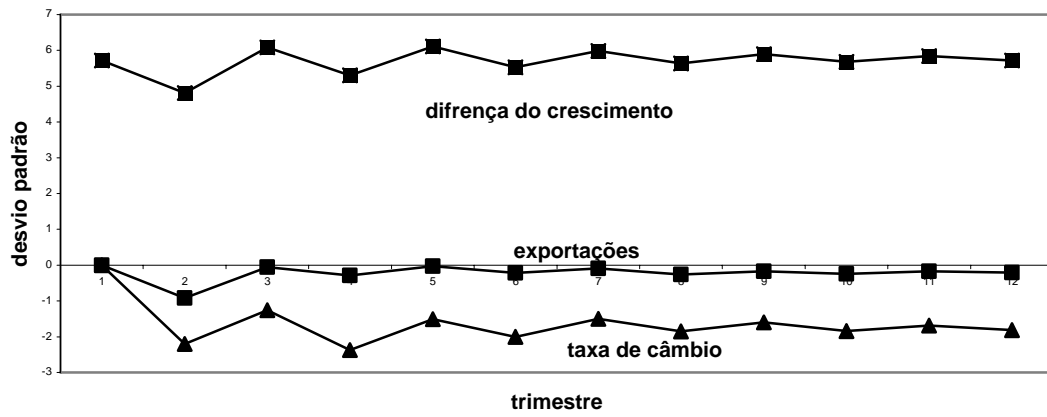
Fonte: elaborado pelos autores a partir de dados da pesquisa

**Figura 3 - Resposta de impulso nas exportações, taxa de câmbio e diferença de crescimento de um choque na taxa de câmbio, Brasil, 1995-2005**



Fonte: elaborado pelo autor a partir de dados da pesquisa

Figura 4 - Resposta de impulso nas exportações, taxa de câmbio e diferença de crescimento de um choque na diferença de crescimento, Brasil, 1995-2005



Fonte: elaborado pelo autor a partir de dados da pesquisa