

# ***Estimação de Equações de Importação e Exportação de Produtos Agropecuários para o Brasil (1977/1998)***

## **Alexandre Carvalho**

*Membro da Diretoria de Planejamento e Políticas Públicas do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) e do Departamento de Estatística da Universidade de Brasília (UnB)*

## **João Alberto De Negri**

*Membro da Diretoria de Planejamento e Políticas Públicas do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)*

## **Resumo:**

---

Estima equações trimestrais para os *quantums* de produtos agropecuários importados e exportados pelo Brasil. Conclui que as importações de produtos agropecuários se mostraram altamente dependentes da taxa de câmbio real e da taxa de utilização da capacidade doméstica instalada. Nesse último caso, o sinal positivo da elasticidade de longo prazo indica o comportamento pró-cíclico das importações do setor. As exportações brasileiras desses produtos são influenciadas basicamente pelo nível de atividade mundial e, em menor grau, pela taxa de câmbio real.

## **Palavras-chave:**

---

Agropecuária; Exportação; Importação; Co-integração; Exogeneidade; Brasil.

## 1- INTRODUÇÃO

O processo de abertura comercial iniciado no Brasil no fim dos anos 80 e intensificado no início desta década, proporcionou um aumento do nível de importações, até então severamente reprimidas pelo governo. Em que pese a forte demanda interna por produtos importados existente no Brasil neste período, o grande salto das importações ocorreu a partir de 95. A implantação do Plano Real, em julho de 1994, e a combinação de fatores como estabilidade da moeda, apreciação da taxa de câmbio nominal e utilização de importações como forma de controle de preços domésticos são apontados como os principais fatores explicativos para este incremento no total de produtos importados. Como resultado natural deste processo, o Brasil vêm apresentando sucessivos déficits na Balança Comercial, o que desperta o interesse a respeito do comportamento da demanda brasileira por produtos importados.

A relevância da estimação de equações de demanda de importações também é evidenciada tendo em vista o contexto de globalização no qual os países estão inseridos. Com o crescimento dos processos de integração, torna-se indispensável um estudo, *ex-ante*, que possibilite inferir os prováveis efeitos destes acordos comerciais para as nações envolvidas neste processo. Entretanto, os trabalhos que seguem esta linha e utilizam modelos econométricos<sup>1</sup> necessitam da utilização de elasticidades de importação que são obtidas a partir da estimação das já referidas equações de demanda.

Dessa forma, a estimação de equações setoriais de demanda de importações que abranja o período recente possibilita, não apenas, o cálculo de elasticidades mais próximas da realidade brasileira atual, mas também se constitui em um poderoso instrumento de previsão e análise de política, uma vez que possibilita inferir, com algum grau de confiança, os impactos na balança comercial que medidas como alterações na estrutura tarifária brasileira podem trazer.

Da mesma maneira, haja vista a preocupação recente do governo brasileiro quanto à alavanca-

<sup>1</sup> Ver por exemplo, Carvalho, Parente, Lerda e Myiata (1994).

gem das exportações, é importante conhecer quais as variáveis que de fato interferem na quantidade exportada de cada setor. Através da utilização de um modelo corretamente estimado, é possível se ter uma indicação, *ex-ante*, de quais os prováveis impactos que políticas de subsídio ou de desvalorização cambial podem trazer sobre as balanças comerciais setoriais. Além disso, através de possíveis trajetórias para as variáveis condicionantes, pode-se levantar previsões para o comportamento do comércio externo.

O trabalho será desenvolvido em quatro seções, a partir desta introdução. Na seção 2, serão discutidos de forma sintética os modelos de substituição imperfeita para as importações e para as exportações. A seção 3 relata a metodologia a ser utilizada nos processos de estimação. A quarta seção mostra os resultados obtidos a partir do modelo econométrico, os testes realizados e as elasticidades encontradas. Na quinta seção, estão descritos os comentários finais do trabalho.

## 2 - MODELO DE SUBSTITUIÇÃO IMPERFEITA EM EQUAÇÕES DE COMÉRCIO EXTERIOR

Tomando-se como referência a literatura disponível sobre estimação de equações de demanda e oferta relacionadas a comércio exterior, verifica-se que, de maneira geral, todos os trabalhos apresentam especificações semelhantes às utilizadas por PORTUGAL (1992). Essas especificações se baseiam no modelo de substituição imperfeita e apresentam as seguintes características:

- Leve diferenciação entre produtos domésticos e estrangeiros;
- Preços também são diferenciados;
- Equações básicas:

$$M^d = f(Y_n, E, P_m, P_d, T) \quad (1)$$

$$M^s = f(P_m, P_d^*, S^*, Y_n^*) \quad (2)$$

$$M^d = M^s \quad (3)$$

$$X^d = f(P_x, P_d^*, Y_n^*, T^*) \quad (4)$$

$$X^s = f(E, P_x, P_d, S, Y_n) \quad (5)$$

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

onde  $Y_n$  é o produto nominal;  $E$ , a taxa de câmbio;  $P_n$ , o preço das importações;  $P_d$ , o preço doméstico;  $T$ , a tarifa de importação;  $S$ , o subsídio

à comercialização;  $P_x$ , o preço das exportações. O (\*) indica que os valores correspondem à economia estrangeira, (e) indica equação de oferta e (d) indica equação de demanda. Os preços acima estão em moeda estrangeira.

As equações básicas acima podem ser simplificadas, considerando-se hipóteses adicionais:

1. *Hipótese do país pequeno*: a participação das exportações e das importações do país no comércio mundial é pequena. Dessa forma, a oferta de importações e a demanda por exportações são infinitamente preço-elásticas ou com elasticidade alta. O mais comum na literatura empírica sobre comércio exterior brasileiro é a hipótese de país pequeno apenas para as importações;
2. *Ausência de Ilusão Monetária*:  $f(Y_n, E.P_m, P_d) = f((Y_n/P_d), (E.P_m/P_d)) = f(Y, (E.P_m/P_d))$ , onde  $Y$  é o nível de produto real;
3. *Agrupamento de preços, tarifas e subsídios*: alguns autores argumentam, contrariamente, que pode haver efeitos diferentes para variações de preços e variações de tarifas e subsídios. Trabalhos empíricos, entretanto, não encontraram evidências significativas para suportar tal diferenciação.

Para o caso das importações, assume-se neste trabalho a exogeneidade fraca das variáveis explicativas na equação de demanda ( $M^d$ ). Especificamente para os preços, a exogeneidade fraca é suportada pela hipótese 1 acima. Conseqüentemente, as estimações para a equação de demanda por importação serão realizadas em ambiente uniequacional, considerando-se apenas a quantidade importada como variável endógena. O modelo pode ainda ser modificado através da inclusão de variáveis adicionais:

- *Utilização da capacidade instalada ( $Y/Y^p$ )*: as importações dependem também da fase do ciclo econômico em que está a economia doméstica. Uma economia superaquecida implica em aumento das importações, enquanto uma economia com capacidade ociosa implica em redução das importações. Estudos empíricos para o Brasil confirmam o sinal positivo do parâmetro;

- *Produto potencial ( $Y^p$ )*: os importadores baseiam suas decisões também na renda de longo-prazo e não somente na renda atual. O parâmetro de tal variável tem sinal duvidoso. Como ela está associada a uma tendência temporal, o sinal do parâmetro depende das mudanças estruturais que interferem na demanda por importações. Uma abertura comercial implica em aumento das importações, ao passo que uma política de substituição de importações implica obviamente em redução.

A partir dessas incorporações, chega-se, finalmente, às formas funcionais alternativas para o modelo estrutural da quantidade demandada:

$$M^d = f(Y, E.P_m.(1+T)/P_d, Y/Y^p) \quad (7)$$

$$M^d = f(Y, E.P_m.(1+T)/P_d, Y^p) \quad (8)$$

Para o caso das exportações, ao contrário do que foi feito para as importações, onde foi possível estimar uma equação estrutural de demanda, considerou-se um modelo reduzido, definido pela expressão:

$$X = f((E.P_x.(1+S)/P_d), Y, Y^*) \quad (9)$$

Comparando a equação (9) com as equações (4) e (5), nota-se que em (9) estão incluídos o nível de produto mundial, que corresponde ao lado da demanda por exportações, os preços relativos setoriais e o nível de produto doméstico, essas duas últimas variáveis correspondentes ao lado da oferta. Obviamente, o modelo em (9) já incorpora as hipóteses de ausência de ilusão monetária e de agrupamento de preços e subsídios. Da mesma forma que no caso das importações, variáveis adicionais podem ser incorporadas:

- *Produto potencial ( $Y^p$ )*: os exportadores respondem positivamente à capacidade doméstica de produzir. Trabalhos empíricos para o Brasil confirmam o sinal positivo;
- *Utilização da capacidade instalada ( $Y/Y^p$ )*: os exportadores respondem negativamente ao nível de utilização da capacidade, pois preferem suprir o mercado interno primeiro. Trabalhos empíricos no Brasil confirmam o sinal negativo.

Chegam-se finalmente às duas formas alternativas:

$$X = f((E.Px.(1+S)/Pd), Y/Y^p, Y, Y^*) \quad (10)$$

$$X = f((E.Px.(1+S)/Pd), Y^p, Y, Y^*) \quad (11)$$

Uma dificuldade na estimação de equações dessa natureza reside na ausência de séries históricas completas para as tarifas T setoriais e para os subsídios S, de forma que a alternativa usualmente adotada é a não-utilização dessas variáveis. Isso obviamente pode ocasionar um problema de má especificação, gerando estimativas viesadas e/ou instáveis ao longo da amostra. Diversos autores utilizam *dummies* de escada ou tendências determinísticas para captar parte da “história” da variável T. Uma outra alternativa é a utilização de estimadores via modelos de parâmetros variáveis. PORTUGAL (1992) utiliza diversos procedimentos entre eles o filtro de Kalman e os modelos bayesianos.

### 3 - METODOLOGIA

Em trabalhos empíricos recentes relacionados a comércio exterior<sup>2</sup>, os autores constataram que as séries econômicas relacionadas às estimções de equações de comércio são integradas de ordem 1. Portanto, foram realizados, inicialmente, os testes de Dickey - Fuller Aumentado (ADF) para avaliar a ordem de integração das variáveis envolvidas nas estimções. A metodologia empregada está descrita em ENDERS (1995), assim como os valores críticos dos testes.

No caso das importações, conforme citado na seção 3, partiu-se da hipótese de exogeneidade fraca das variáveis do lado direito das equações (7) e (8), justificando as estimções em ambiente uniequacional. Nesse caso, uma vez analisadas as ordens de integração das variáveis, examinou-se a existência de um vetor de co-integração via procedimento de BANERJEE, DOLADO & MESTRE (1992 e 1998).

Para as exportações, diante da impossibilidade de supor *a priori* a exogeneidade dos preços relativos em relação aos parâmetros das equações (10) e (11), as estimções foram iniciadas com um

vetor auto-regressivo (VAR), partindo-se em seguida para o teste de co-integração via procedimento de Johansen. Uma vez constatada a existência de uma relação estável entre as variáveis, foi possível testar a exogeneidade fraca das variáveis explicativas (BANERJEE *et alli*, 1993). A aceitação da hipótese nula de exogeneidade fraca possibilitou a simplificação das estimções, passando-se para um modelo uniequacional.

Para estimar os vetores de co-integração, a alternativa utilizada neste trabalho foi o procedimento sugerido por KREMERS *et al.*(1992), que consiste na estimação do modelo em defasagens autorregressivas distribuídas (ADL), seguida da determinação da solução estática de longo prazo<sup>3</sup>. Segundo INDER (1993), esse procedimento fornece estimativas precisas dos vetores de longo prazo, além de testes-t válidos. Nesse caso, pode-se utilizar a tabela da distribuição normal padronizada, mesmo na presença de variáveis endógenas no lado direito. No caso das exportações, os resultados obtidos via método de Kremers foram próximos aos obtidos via procedimento de Johansen. Apesar desse último ser assintoticamente mais eficiente, para pequenas amostras, a necessidade de estimação conjunta de diversos parâmetros pode comprometer a sua superioridade em relação a estimções uniequacionais, o que estimulou a adoção do vetor de longo prazo obtido via ADL.

Uma vez estimados os vetores de longo prazo, realizaram-se as estimções dos mecanismos de correção de erros, para modelar as dinâmicas de curto-prazo. Finalmente, com base nesses últimos modelos, realizaram-se testes de exogeneidade forte e de super-exogeneidade das variáveis explicativas em relação aos parâmetros dos modelos condicionais. A constatação de super-exogeneidade fornece uma indicação de que as equações obtidas sobrevivem à crítica de Lucas, o que permite a sua utilização para se avaliar medidas de política econômica. A constatação da exogeneidade forte permite que as equações condicionais possam ser utilizadas para o levantamento de previsões das variáveis explicadas com base em possíveis trajetórias para as variáveis condicionantes.

<sup>2</sup> Vide, por exemplo, Castro e Cavalcanti (1997), Portugal (1992) e Carvalho e Parente (1999).

<sup>3</sup> A implementação desse procedimento é imediata em pacotes como o PC-GIVE.

No que diz respeito às séries utilizadas, os índices trimestrais de quantidade e preço das importações e das exportações de produtos agropecuários foram obtidos junto à FUNCEX. As séries de importações começam no primeiro trimestre de 1978 e terminam no primeiro de 1998, enquanto as séries de exportações iniciam-se no primeiro trimestre de 1977, terminando também no primeiro de 1998. Para a variável renda nacional, utilizou-se o Produto Interno Bruto (PIB) trimestral fornecido pelo IBGE e para os preços domésticos foram utilizados os índices de preço dos produtos agropecuários, fornecidos pela Fundação Getúlio Vargas. Nesse último caso, haja vista a sua periodicidade mensal, as séries de preços foram “trimestralizadas” via médias simples dos três meses correspondentes a cada trimestre. A taxa de utilização da capacidade instalada ( $Y/Y^p$ ) foi fornecida também pela FGV. Devido à disponibilidade dessa última variável, optou-se pela especificação (7) para as importações e pela (10), para as exportações. As séries foram transformadas através da função logarítmica, o que permite a obtenção direta das elasticidades e reduz a variabilidade das séries.

## 4 - ESTIMAÇÃO DAS EQUAÇÕES DE IMPORTAÇÃO E EXPORTAÇÃO

### 4.1 - O comportamento das séries

Os gráficos a seguir descrevem o comportamento das séries utilizadas<sup>4</sup> (em logaritmo neperiano)

### 4.2 - Testes de raiz unitária

Os resultados dos testes de Dickey e Fuller Aumentado para raiz unitária estão apresentados na TABELA 1 a seguir. Neste trabalho, não foram realizados testes ADF incluindo tendências, pois, por inspeção visual das séries em diferenças, fica clara a ausência de uma tendência determinística (ENDERS, 1995).

O número de defasagens utilizadas nos testes de Dickey-Fuller foi escolhido de acordo com os critérios sugeridos em PERRON *et alli* (1995).

**TABELA 1**  
RESULTADOS DOS TESTES DE RAIZ UNITÁRIA.

Variável	t-ADF (com constante)	Número de Defasagens	t-ADF (sem constante)	Número de Defasagens
LGapFGV	-2.3529	2	0.396479	6
DLGapFGV	-5.1256**	5	-5.1404**	5
LEXP_mu	-0.735401	15	2.3164	15
DLEXP_mu	-2.5900+	8	-1.8871+	8
LQ_EXP	-0.856065	14	2.3840	14
DLQ_EXP	-4.8263**	8	-4.6273**	8
LP_EXP	-0.929106	3	-1.8776	3
DLP_EXP	-6.9099**	2	-6.6163**	2
LQ_IMP	-0.961264	3	0.475568	3
DLQ_IMP	-9.2762**	2	-9.2990**	2
LP_IMP	-0.106875	3	-1.0517	3
DLP_IMP	-7.7723**	2	-7.6040**	2

FONTE: CARVALHO, A. DE NEGRI, J. A. (1999)

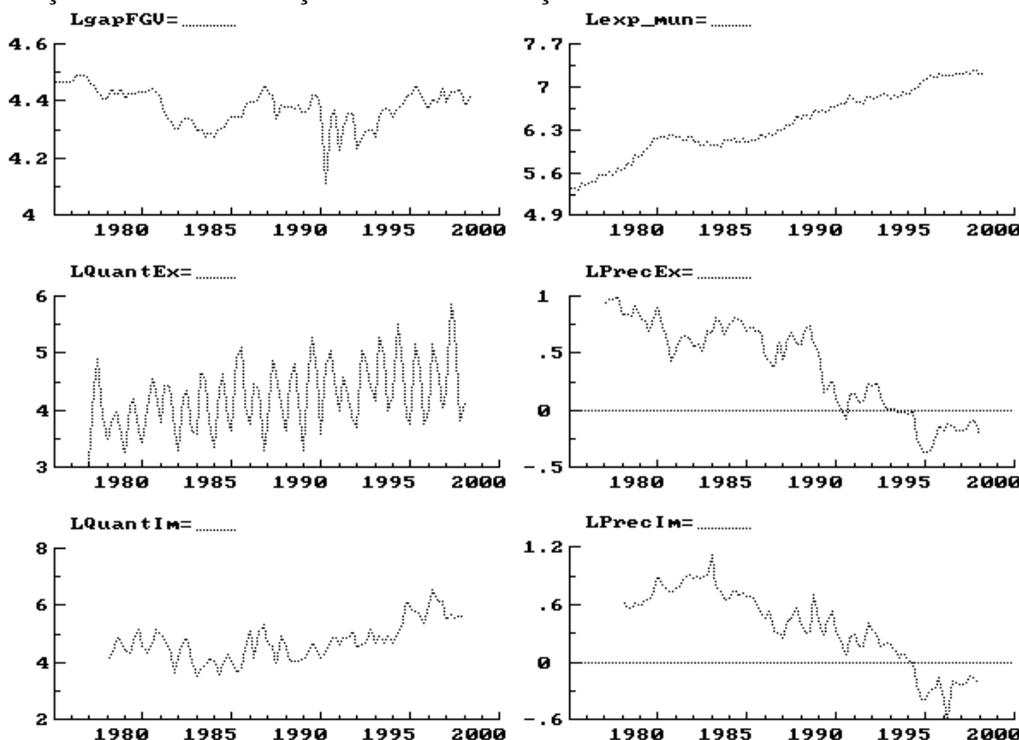
De agora em diante, LQuantEx e LPrecEx são os logaritmos dos índices de *quantum* e preço das exportações de agropecuários. LQuantIm e LPrecIm referem-se aos logaritmos dos índices das importações. LgapFGV corresponde ao logaritmo da taxa de utilização da capacidade instalada enquanto Lexp\_mun é o logaritmo das exportações mundiais totais. A letra D antecedendo o nome de cada variável indica que série foi transformada em primeiras diferenças.

Os valores críticos dos testes baseiam-se em Mackinnon (1991). Os índices \*\*, \* e + encontrados na tabela denotam a significância das estatísticas ao nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

<sup>4</sup> Estão apresentadas apenas as séries componentes das equações finais estimadas. O PIB doméstico, apesar de fazer parte das especificações apresentadas na seção 2, não foi significativo nos modelos para importação e exportação, não constando portanto dos gráficos considerados.

**FIGURA 1**

COMPORTAMENTO DO LOGARITMO DAS SÉRIES DE TAXA DE UTILIZAÇÃO DA CAPACIDADE INSTALADA, EXPORTAÇÕES MUNDIAIS, ÍNDICES DE *QUANTUM* E PREÇO DAS EXPORTAÇÕES E IMPORTAÇÕES DE PRODUTOS AGROPECUÁRIOS.



De acordo com a tabela acima, conclui-se que praticamente todas as variáveis são não-estacionárias em nível e estacionárias em primeiras diferenças, ou seja, são integradas de ordem um ( $I(1)$ ). Para quase todas as séries, a rejeição da hipótese nula de raiz unitária para as variáveis em primeiras diferenças se dá a um nível de 1%, com ou sem a inclusão da constante. Apenas para o logaritmo das exportações mundiais, essa hipótese nula é rejeitada com 10% de probabilidade de erro do tipo I.

### 4.3 - Resultados das estimações

#### 4.3.1 - Exportações

Conforme comentado na seção 3, diante da impossibilidade de supor *a priori* a exogeneidade dos preços relativos em relação aos parâmetros da equação (10), as estimações foram iniciadas com um vetor auto-regressivo (VAR), partindo-se em seguida para o teste de co-integração via procedimento de Johansen (HENDRY & DOOMIK, 1994B)<sup>5</sup>. Nesse caso, partiu-se inicialmente de um

<sup>5</sup> O pacote econométrico utilizado nesse caso foi o PC-FIML versão 8.1

VAR com oito defasagens (dois anos), aplicando-se sequencialmente testes de Wald para redução do número de defasagens. Tanto os testes-F de redução sequencial quanto os critérios de informação de Schwarz e de Hannan-Quinn conduziram ao vetor auto-regressivo de ordem cinco. Além disso, para esse número de defasagens, o modelo apresentou-se congruente em termos dos testes de diagnóstico (TABELA 2). A constante, nesse modelo multivariado, entrou irrestrita, devido à constatação de uma tendência determinística para as séries apresentadas na FIGURA 1.

A TABELA 3 apresenta os resultados relativos aos testes de Johansen para co-integração. Nota-se que tanto os testes do maior autovalor quanto os testes do traço indicam a existência de um único vetor de co-integração. A hipótese nula de ausência de algum tipo de relação de longo prazo ( $p=0$ ) é rejeitada a um nível de 1% em ambos os casos. Se for levada em conta a correção de Reimers (1991) para pequenas amostras, as conclusões são as mesmas. Na TABELA 4, está mostrado o vetor de co-integração normalizado correspondente ao maior autovalor, bem como o respectivo vetor de ajustamento.

**TABELA 2**  
TESTES DE DIAGNÓSTICO PARA O VAR DE ORDEM CINCO USADO NO PROCEDIMENTO DE JOHANSEN.

Equação	AR 1-5 F(5, 59)	NORM $c^2(2)$	ARCH 4 F( 4, 56)	HET. F(30, 33)
LQuantEx	1.7724 [0.1325]	4.5444 [0.1031]	0.57809 [0.6797]	0.698185 [0.8384]
Lexp_mun	1.1224 [0.3585]	2.8001 [0.2466]	0.686222 [0.6045]	0.742262 [0.7938]
LPrecEx	0.365879 [0.8699]	4.8154 [0.0900]	1.8044 [0.1408]	1.1623 [0.3357]
	AR 1-5 F(45,140)	NORM $c^2(6)$	----	HET. F(180,173)
Vetorial	1.1741 [0.2386]	11.226 [0.0816]	----	0.76546 [0.9618]

**OBS.** Nesta e em todas as tabelas subseqüentes, AR é o teste dos multiplicadores de Lagrange para autocorrelação serial dos resíduos, NORM testa a normalidade pelo procedimento de Jarque-Bera, ARCH corresponde ao teste de Engle para erros ARCH. HET corresponde ao teste de White para heterocedasticidade dos resíduos e/ou má especificação do modelo. FORM também testa a forma funcional e a presença de heterocedasticidade. RESET é o teste de Ramsey para má especificação. Os valores que antecedem os colchetes são as estatísticas t-prob, enquanto os valores dentro dos colchetes são as respectivas estatísticas t-prob.

**TABELA 3**  
RESULTADOS DOS TESTES DE CO-INTEGRAÇÃO PARA AS EXPORTAÇÕES PELO PROCEDIMENTO DE JOHANSEN.

$H_0$ : posto = p	Testes do Maior Autovalor			Testes do Traço		
	-Tlog(1-g)	-(T-nm)log(1-g)	95%	-TSlog(1-g)	(T-nm)Slog(1-g)	95%
P = 0	49.23**	40**	21.0	62.51**	50.79**	29.7
P ≤ 1	12.66	10.29	14.1	13.29	10.79	15.4
P ≤ 1	0.62678	0.50926	3.8	0.62678	0.50926	3.8

Analisando as magnitudes dos parâmetros do vetor de ajustamento, nota-se que o vetor de co-integração para o maior autovalor parece afetar substancialmente apenas a equação para a variável logaritmo do quantum das exportações de agropecuários (LQuantEx). Isso é uma primeira indicação da exogeneidade fraca das variáveis Lexp\_mun e LPrecEx em relação aos parâmetros do modelo condicional para o *quantum* exportado. Uma abordagem mais precisa a esse respeito pode ser efetuada testando-se a restrição que anula os dois parâme-

tros do vetor de ajustamento correspondentes às equações para Lexp\_mun e LPrecEx. Nesse caso, os resultados mostrados na TABELA 5 indicam que a hipótese de nulidade dos parâmetros de ajustamento  $\alpha_2$  e  $\alpha_3$  não pode ser rejeitada a um nível de significância de 5%, de acordo com o teste da razão de verossimilhança (LR).

Uma vez constada a exogeneidade fraca das variáveis explicativas em relação aos parâmetros da equação para o logaritmo do *quantum* exporta-

**TABELA 4**  
VETORES DE CO-INTEGRAÇÃO E DE AJUSTAMENTO CORRESPONDENTES AO MAIOR AUTOVALOR.

	LQuantEx	Lexp_mun	LPrecEx
Vetor de co-integração normalizado	1.000	-0.91635	-0.41185
Vetor de ajustamento normalizado	-1.069	0.057106	0.014510

**TABELA 5**  
TESTES DE EXOGENEIDADE FRACA PARA AS VARIÁVEIS LPRECEx E LEXP\_MUN.

	LQuantEx	Lexp_mun	LPrecEx
Vetor de co-integração normalizado restrito	1.00000	-0.85672	-0.35388
Vetor de ajustamento normalizado restrito	-1.161	0.000	0.000

$H_0$ :  $\alpha_2=0$  e  $\alpha_3=0$

$\alpha_2$  e  $\alpha_3$  parâmetros do vetor de ajustamento  $(\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3)'$

Teste LR:  $\chi^2(2) = 5.2045 [0.0741]$

do, as estimações podem ser realizadas em ambiente uniequacional. Dessa forma, o vetor de longo-prazo foi estimado utilizando defasagens autorregressivas distribuídas (ADL), segundo proposto por KREMERS *et alli* (1992). Analogamente ao VAR, partiu-se inicialmente de um ADL com oito defasagens, aplicando-se seqüencialmente testes de Wald para exclusões de variáveis. Tanto os testes-F quanto os critérios de informação de Akaike, Schwarz e Hannan-Quinn indicaram a ordem cinco para o ADL. A constante e as *dummies* sazonais foram excluídas do modelo por não se mostrarem significativas. Os testes de congruência e os teste de estabilidade das estimações ao longo da amostra não apresentaram problemas.

Os resultados apresentados na FIGURA 2 indicam que existe uma relação de longoprazo entre as três variáveis em jogo. De fato, o teste proposto por BANERJEE *et alli* (1992) rejeita a hipótese nula de ausência de um vetor de co-integração a

um nível de 1%. As estatísticas-t, obtidas pela divisão das estimativas dos parâmetros de longo-prazo pelos seus desvios-padrões, mostram-se maiores que dois. Além disso, a estatística de Wald, que testa a significância conjunta das duas variáveis explicativas na equação de longoprazo para o *quantum* exportado, também se mostra amplamente significativa.

Quanto à magnitude dos parâmetros de longo-prazo, as estimativas obtidas pelo procedimento de Johansen e pelo procedimento de Kremers apresentam alguma diferença, principalmente em relação à elasticidade referente aos preços relativos das exportações (a estimativa pelo primeiro método é aproximadamente três vezes a estimativa obtida pelo segundo). Conforme citamos anteriormente, apesar do VAR ser assintoticamente mais eficiente que a metodologia de Kremers, a sua parametrização excessiva pode torná-lo menos eficiente em pequenas amostras. Dessa forma,

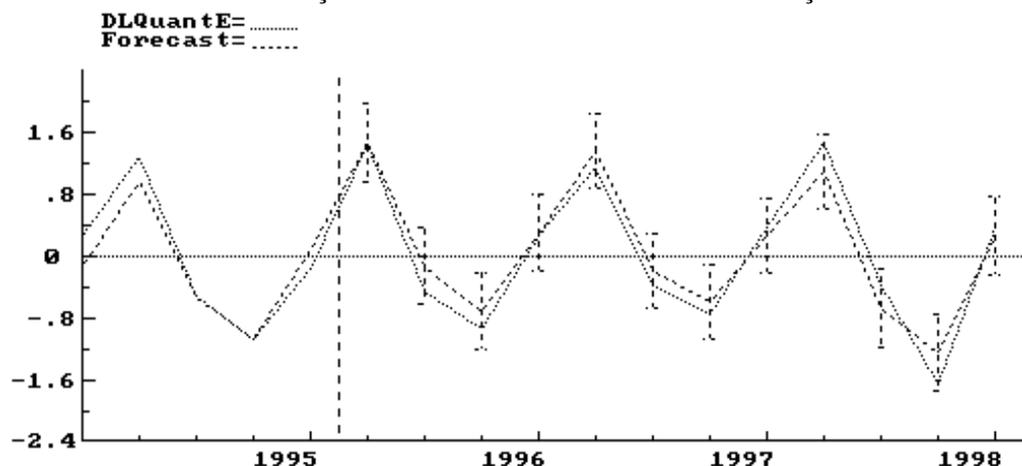
**FIGURA 2**  
ESTIMAÇÃO DO VETOR DE CO-INTEGRAÇÃO PARA AS EXPORTAÇÕES VIA ADL.

	LQuantEx	Lexp_mun	LPrecEx
Vetor de co-integração normalizado (desvio padrão)	1.0000	-0.65474 (0.0053339)	-0.12282 (0.056582)
AR 1-5 F(5, 58):	1.3309 [0.2640]	HET. F(34, 28):	0.956487 [0.5533]
ARCH 4 F(4, 55):	1.5896 [0.1900]	RESET F(1, 62):	2.397 [0.1267]
NORM $\chi^2(2)$ :	2.2059 [0.3319]		
Teste de WALD $\chi^2(2)$ :		20413	[0.0000]**
Teste de Banerjee, Dolado e Mestre (1992) para co-integração:		-6.6762**	

**FIGURA 3**  
ESTIMAÇÃO DO MECANISMO DE CORREÇÃO DE ERROS PARA AS EXPORTAÇÕES (1978Q2 A 1998Q1).

Variável	Estimativa	Desvio-padrão	Estatística-t	T-prob
DLQuantE_1	0.489212	0.0601436	8.134	0.0000
DLQuantE_4	0.461684	0.0575820	8.018	0.0000
ECM_1	-0.996554	0.0973718	-10.235	0.0000
DLeXP_mu_1	-1.5361	0.423076	-3.631	0.0005
DLPrecEx	-0.624872	0.263641	-2.370	0.0204
DLPrecEx_3	-0.805630	0.255210	-3.157	0.0023
Estimativa do desvio-padrão dos resíduos ( $\sigma$ ):	0.233688			
AR 1-5 F(5, 69):	1.598	[0.1723]	HET. F(34, 28):	0.753125 [0.6945]
ARCH 4 F(4, 66):	0.392346	[0.8134]	FORM. F(27, 46):	0.882446 [0.6294]
NORM $\chi^2(2)$ :	3.3186	[0.1903]	RESET F(1, 62):	0.00586666 [0.9392]
<b>Testes para estabilidade das previsões para os doze últimos trimestres:</b>				
			Previsão $\chi^2(12)$ :	11.879
[0.4554]			Chow F(12, 62):	0.944128
[0.5103]				

**FIGURA 4**  
PREVISÕES PARA OS ÚLTIMOS TRÊS ANOS COM O MODELO  
DE CORREÇÃO DE ERROS PARA AS EXPORTAÇÕES.



**FIGURA 5**  
RESULTADOS DOS TESTES DE CAUSALIDADE DE GRANGER NO CASO DAS EXPORTAÇÕES DE AGROPECUÁRIOS.

---

Testes de Wald para significância conjunta das defasagens de **DLQuantEx** e de **DLPrecEx** e da primeira defasagem do termo de correção de erros na equação para **DLexp\_mun**:

F(15, 56): 1.4981 [0.1376]

Testes de Wald para significância conjunta das defasagens de **DLquantEx** e da primeira defasagem do termo de correção de erros na equação para **DLPrecEx**:

F(9, 51): 0.769202 [0.6449]

---

adotaram-se os resultados obtidos via procedimento uniequacional, para os quais têm-se inclusive alguma indicação quanto aos desvios padrões das estimativas.

A relação de longoprazo, correspondente ao vetor apresentado na FIGURA 2, mostra que o nível de atividade mundial tem grande importância sobre o *quantum* exportado de produtos agropecuários. De maneira geral, uma elevação no produto mundial em 10% ocasionaria um aumento de 6.5% nas exportações brasileiras desse setor. Já o câmbio real não apresenta uma influência tão significativa, ficando a sua elasticidade de longo prazo em torno de 12%. Isso significa que, no caso de uma desvalorização no câmbio nominal de 10%, a quantidade de agropecuários exportada sofreria, no longoprazo, uma alavancagem de apenas 1.2%.

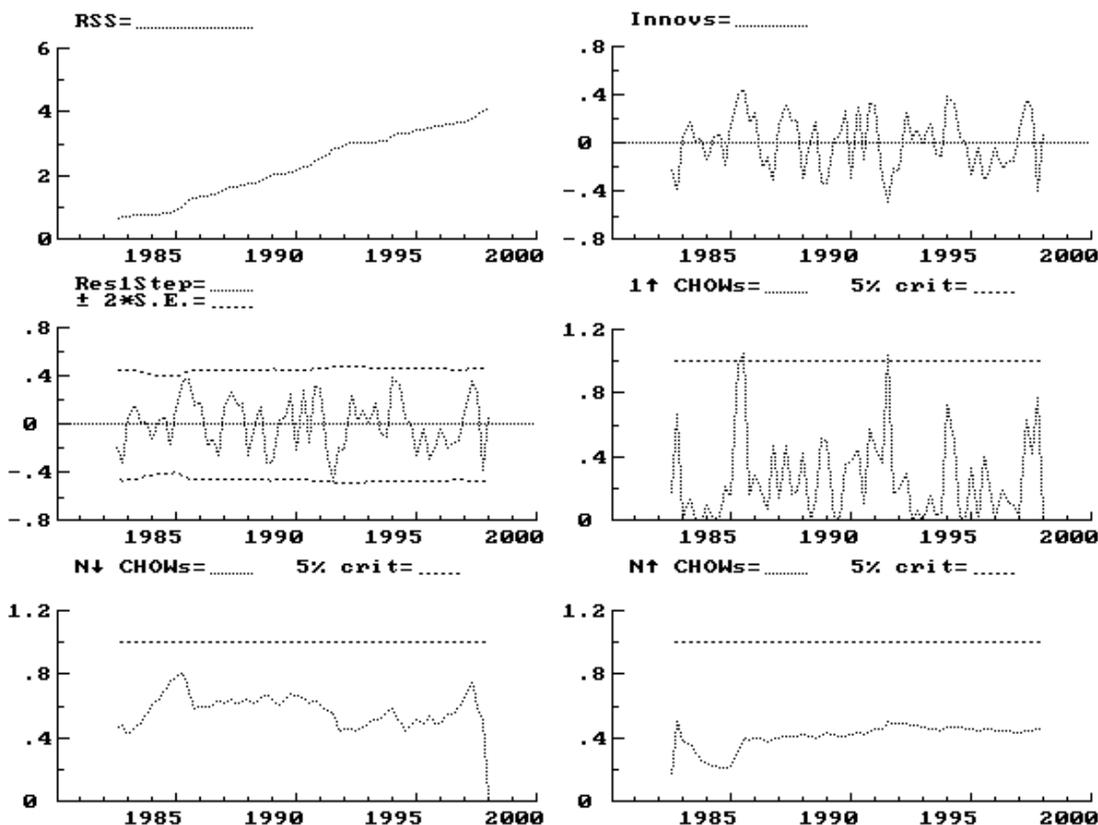
A partir do vetor de co-integração apresentada na FIGURA 2 e da especificação inicial para o ADL, estimou-se o mecanismo de correção de erros (ECM). Nesse caso, tendo em vista as variáveis serem estacionárias, valem os valores críticos tradicionais para os testes de Wald, que foram utilizados para testar as reduções (exclusões de variáveis) do modelo. A FIGURA 3 apresenta os resultados da estimação do modelo de curto prazo e a FIGURA 4 apresenta os resultados das previsões para os últimos 12 trimestres.

O modelo final para o mecanismo de correção de erros para as exportações de agropecuários apresentou-se congruente, não havendo problemas nos testes de diagnóstico nem nos testes para estabilidade das estimações ao longo da amostra (FIGURA 6). Todas as variáveis resultantes no modelo apresentaram-se significativas. Os testes para avaliar a estabili-

dade das previsões<sup>6</sup> (HENDRY & DOORNIK, 1994a) nos três últimos anos e a comparação entre as curvas real e predita apresentadas na FIGURA 4 também corroboraram para a validade das estimações.

Segundo esse fator, os desvios da relação de longo-prazo no período atual são quase que totalmente compensados (em torno de 99%) no trimestre posterior. Quanto às variações no nível de atividade mundial, a sua influência não se dá de imediato, refletin-

**FIGURA 6**  
TESTES PARA A ESTABILIDADE DO MODELO DE CURTO-PRAZO AO LONGO DA AMOSTRA.



De acordo com o modelo apresentado na FIGURA 3, uma elevação de 1% na taxa de câmbio real provoca, no mesmo período, uma redução de 0.6% no quantum exportado de agropecuários. Isso mostra que, apesar de no longo prazo um aumento nos preços relativos levarem a um aumento na quantidade exportada, no momento da variação do câmbio real os exportadores parecem agir de maneira contrária. No entanto, essa postura inicial é compensada rapidamente no período seguinte, conforme comprova o fator de ajustamento do termo de correção de erros.

<sup>6</sup> Nesses testes, o modelo é reestimado excluindo-se as doze últimas observações das séries originais. Em seguida, as previsões para esses doze trimestres utilizando a equação estimada são comparadas aos valores observados. Os testes consistem basicamente em comparar-se os valores preditos com os valores reais.

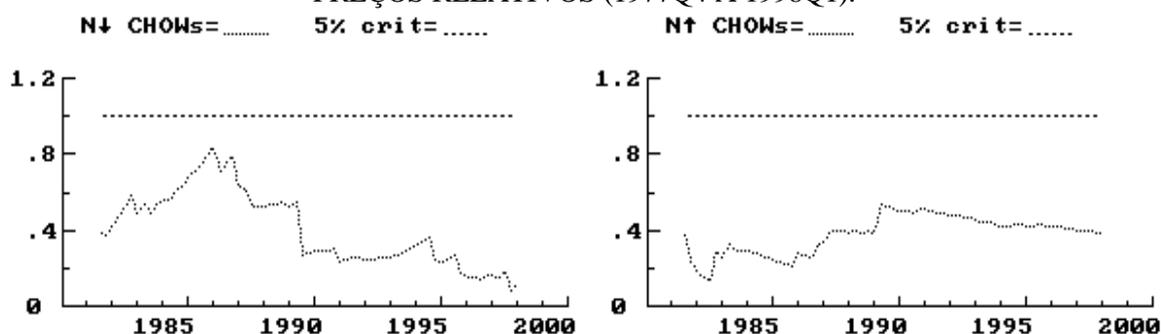
do-se na decisão dos exportadores apenas no trimestre seguinte

Para que o modelo mostrado na FIGURA 3 sirva de fato para o levantamento de previsões para a variável quantum exportado de agropecuários, condicionadas a possíveis trajetórias do nível de atividade mundial e dos preços relativos, é necessário que as variáveis explicativas sejam fortemente exógenas em relação aos parâmetros do modelo condicional. Isso pode ser testado verificando-se se o quantum exportado causa no sentido de Granger os preços relativos e o nível de atividade mundial, uma vez que essas variáveis explicativas mostraram-se fracamente exógenas, de acordo com os testes na TABELA 5. A FIGURA 5 apresenta os resultados dos testes de causalidade de Granger.

**FIGURA 7**  
ESTIMAÇÃO DO PROCESSO MARGINAL PARA OS PREÇOS  
RELATIVOS (1977Q4 A 1998Q1).

Variável	Estimativa	Desvio-padrão	Estatística-t	T-prob
DLPrecEx_2	-0.174708	0.103894	-1.682	0.0966
Seasonal	-0.0519043	0.0207983	-2.496	0.0147
Seasonal_2	-0.0408526	0.0214863	-1.901	0.0610
i1989p2	-0.392555	0.0954716	-4.112	0.0001
AR 1-5 F(5, 73):	1.5048	[0.1989]	HET. F(5, 72):	0.445765 [0.8150]
ARCH 4 F(4, 70):	0.468685	[0.7585]	FORM. F(7, 70):	0.408521 [0.8940]
NORM $\chi^2(2)$ :	0.91582	[0.6326]	RESET F(1, 77):	0.224833 [0.6367]

**FIGURA 8**  
TESTES DE CHOW PARA O MODELO MARGINAL DOS  
PREÇOS RELATIVOS (1977Q4 A 1998Q1).



**FIGURA 9**  
ESTIMAÇÃO DO PROCESSO MARGINAL PARA AS  
EXPORTAÇÕES MUNDIAIS (1977Q1 A 1998Q2).

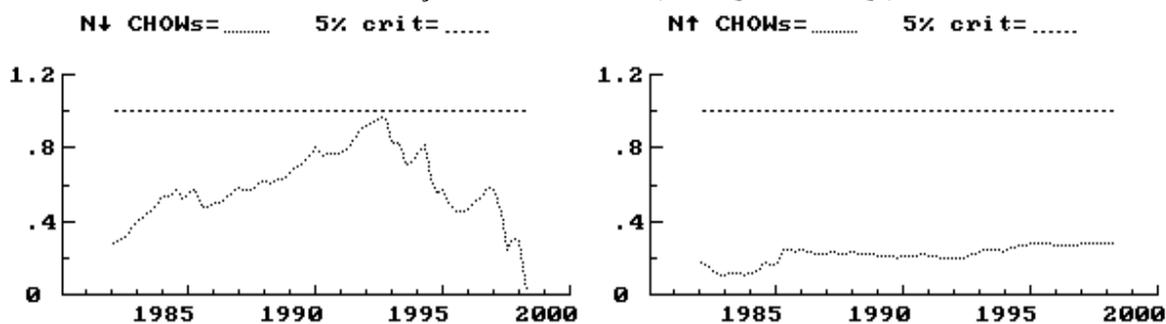
Variável	Estimativa	Desvio-padrão	Estatística-t	T-prob
Constante	0.106472	0.0100279	10.618	0.0000
DLexp_mu_1	0.288850	0.100881	2.863	0.0054
DLexp_mu_2	0.287030	0.103909	2.762	0.0072
DLexp_mu_7	0.215738	0.0965256	2.235	0.0283
Seasonal	-0.186645	0.0213765	-8.731	0.0000
Seasonal_1	-0.0565064	0.0107915	-5.236	0.0000
Seasonal_2	-0.160830	0.0224407	-7.167	0.0000
Dsem_2_91.1 <sup>7</sup>	-0.274641	0.0961525	-2.856	0.0055
i1991p1	-0.0638125	0.0294506	-2.167	0.0333
AR 1-5 F(5, 72):	1.08	[0.3788]	HET. F(12, 64):	1.0811 [0.3908]
ARCH 4 F(4, 69):	0.452606	[0.7702]	FORM. F(29, 47):	0.928737 [0.5764]
NORM $\chi^2(2)$ :	0.613093	[0.7360]	RESET F(1, 76):	0.430734 [0.5136]

Inicialmente, rodou-se uma regressão da primeira diferença das exportações mundiais contra as defasagens das primeiras diferenças do *quantum* de agropecuários exportado, dos preços relativos e das próprias exportações mundiais.

<sup>7</sup> A variável Dsem\_2\_91.1 é uma dummy de inclinação para a segunda defasagem da primeira diferença do logaritmo das exportações mundiais.

Todas as variáveis foram incluídas com sete defasagens, pois, para esse número, a equação apresentou bons resultados para os testes de diagnóstico. Incluiu-se adicionalmente a primeira defasagem do termo de correção de erros, mesmo sabendo de antemão que ela deve ser não-significativa, haja vista os resultados do teste de exogeneidade fraca (CARNEIRO, 1997). O intercepto foi excluído por se mostrar não-significativo. Testou-se, então, a significância

**FIGURA 10**  
TESTES DE CHOW PARA O MODELO MARGINAL DAS  
EXPORTAÇÕES MUNDIAIS (1977Q1 A 1998Q2).



**FIGURA 11**  
RESULTADOS DOS TESTES DE SUPEREXOGENEIDADE DOS  
PREÇOS RELATIVOS E DAS EXPORTAÇÕES MUNDIAIS.

Testes de Wald para significância da *dummy* de impulso *i1989p2* e dos resíduos (e quadrados dos resíduos) do modelo marginal dos preços relativos (figura 7), no modelo de correção de erros condicional:

Significância de *i1989p2* → t(73): 0.303 [0.7625]  
Significância conjunta dos resíduos e dos resíduos ao quadrado → F(2,73): 0.210295 [0.8108]

Testes de Wald para significância da *dummy* de impulso *i1991p1* e dos resíduos (e quadrados dos resíduos) do modelo marginal das exportações mundiais (figura 9), no modelo de correção de erros condicional:

Significância de *i1991p1* → t(73): 1.437 [0.1551]  
Significância conjunta dos resíduos e dos resíduos ao quadrado → F(2,73): 1.0588 [0.3522]

conjunta das defasagens de  $\Delta LQuantEx$  e de  $\Delta L-PrecEx$  e da primeira defasagem do termo ECM. O teste de Wald não rejeita a hipótese nula de nulidade das variáveis testadas. Esses resultados sugerem a não-causalidade de Granger não só do *quantum* exportado, como também dos preços relativos, em relação às exportações mundiais. O fato de o *quantum* exportado não Granger causar as exportações mundiais, somado à exogeneidade fraca dessa última variável, sugerem que de fato as exportações mundiais são superexógenas em relação aos parâmetros do modelo condicional para  $\Delta LQuantEx$ .

Para os preços relativos, o procedimento foi completamente análogo. Partiu-se de uma regressão da primeira diferença dos preços relativos contra as defasagens das primeiras diferenças do *quantum* exportado, das exportações mundiais e dos próprios preços relativos. Foram utilizadas oito defasagens para as três variáveis, incluindo-se adicionalmente a primeira defasagem do termo de correção de erros. Por não se mostrar significativo, o intercepto foi excluído. De acordo com o

teste de Wald, nem as defasagens das primeiras diferenças de  $LQuantEx$  nem a defasagem do termo de correção de erros são conjuntamente significativas. Isso sugere que de fato os preços relativos também são fortemente exógenos em relação aos parâmetros do modelo condicional.

Finalmente, é interessante verificar a validade do modelo de curto prazo da FIGURA 3 como instrumento para avaliação de política econômica. Diante do fato de os processos geradores das variáveis condicionantes estarem sujeitos a eventuais mudanças de regime (principalmente a taxa de câmbio, que depende das decisões da política governamental), é importante que os parâmetros do modelo condicional sejam invariantes a tais mudanças de regime. Isso pode ser analisado testando-se a superexogeneidade das variáveis explicativas em relação aos parâmetros do modelo de correção de erros condicional. Para testar a superexogeneidade das exportações mundiais e dos preços relativos, é necessário inicialmente estimar um modelo marginal para ambas as variáveis. As estimativas do modelo marginal para os preços

**FIGURA 12**  
ESTIMAÇÃO DO VETOR DE CO-INTEGRAÇÃO PARA AS IMPORTAÇÕES VIA ADL.

	LQuantIm	LgapFGV	LPrecIm
Vetor de co-integração normalizado (desvio padrão)	1.0000	-1.2 (0.02335)	+1.342 (0.18943)
AR 1-5 F( 5, 70) =	2.0465 [0.0826]	HET. F(10, 64) = 0.82745	[0.6039]
ARCH 4 F( 4, 67) =	0.739524 [0.5684]	FORM. F(20, 54) = 0.878274	[0.6131]
NORM $\chi^2(2)$ :	1.9571 [0.3758]	RESET F(1, 74) = 3.2435	[0.0758]
Teste de WALD $\chi^2(2)$ :		4215.4 [0.0000] **	
Teste de Banerjee, Dolado e Mestre (1992) para co-integração:		-5.2575**	

**FIGURA 13**  
ESTIMAÇÃO DO MECANISMO DE CORREÇÃO DE ERROS PARA  
AS IMPORTAÇÕES (1978Q2 A 1998Q1).

Variável	Estimativa	Desvio-padrão	Estatística-t	T-prob
DLgapFGV	2.2696	0.686281	3.307	0.0014
DLPrecIm	-0.688047	0.289779	-2.374	0.0201
ECM_1	-0.508589	0.0950283	-5.352	0.0000
Estimativa do desvio-padrão dos resíduos ( $\sigma$ ):		0.3282544		
AR 1-5 F(5, 72) =	2.0632 [0.0800]	HET. F(6, 70) = 0.247029		[0.9590]
ARCH 4 F(4, 69) =	0.761599 [0.5538]	FORM. F(9, 67) = 0.237559		[0.9876]
NORM $\chi^2(2)$ :	1.9571 [0.3758]	RESET F(1, 76) = 0.0786531		[0.7799]

Testes para estabilidade das previsões para os doze últimos trimestres:

Previsão $\chi^2(12)$ :	5.6065	[0.9346]
Chow F(12, 62):	0.438154	[0.9418]

relativos, com base em um processo autorregressivo (AR), estão mostradas na FIGURA 7, enquanto os resultados para o processo marginal para as exportações mundiais estão apresentados na FIGURA 9. Em ambos os casos, houve a necessidade da inclusão de variáveis *dummies* para estabilizar as estimativas ao longo da amostra. Os resultados dos testes de Chow para estabilidade das estimações dos modelos marginais com *dummies* estão apresentados nas FIGURAS 8 e 10.

Devido ao fato de os processos marginais para as variáveis explicativas precisarem de variáveis *dummies* para que as estimações se tornassem estáveis, enquanto que o processo condicional é estável sem elas (FIGURA 6), já se tem uma indicação positiva quanto à superexogeneidade. É interessante adicionalmente testar a significância das variáveis *dummies* e a significância dos resíduos (e dos quadrados dos resíduos) dos dois processos marginais na equação condicional de curto-prazo, conforme sugerido por ENGLE & HENDRY (1994). A FIGURA 11 apresenta os

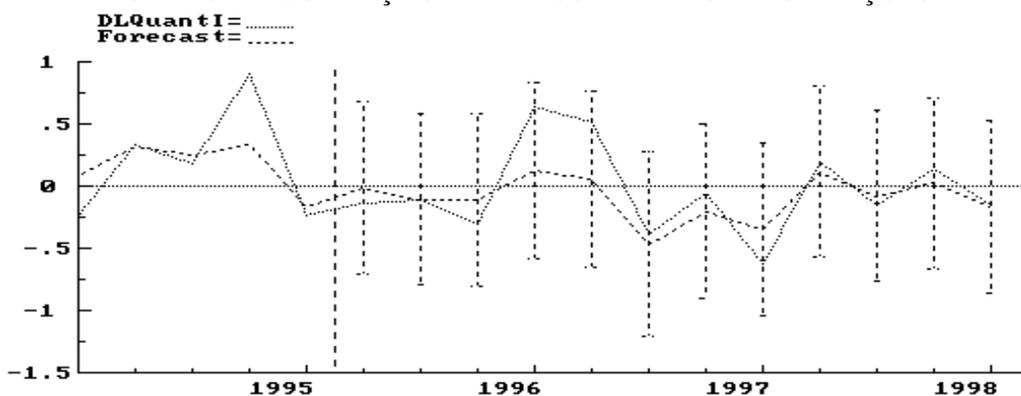
resultados dos testes de Wald nesses casos. Em nenhuma das situações, a significância é observada, indicando que de fato os preços relativos e às exportações mundiais são superexógenas aos parâmetros do modelo condicional para o *quantum* exportado de produtos agropecuários.

#### 4.3.2 - Importações

Conforme comentado na seção 3, assumiu-se *a priori* a exogeneidade fraca dos preços relativos em relação aos parâmetros da equação (10)<sup>8</sup>, de maneira que as estimações foram levadas a termo em um ambiente uniequacional. Nesse caso, para se testar a existência de uma relação de longo-prazo e para se chegar ao vetor de co-integração,

<sup>8</sup> A hipótese de exogeneidade fraca poderia ser testada aqui através de um VAR da mesma maneira empregada no caso das exportações. No entanto, isso não foi possível diante da dificuldade em se ajustar uma equação congruente (aprovada nos testes de diagnóstico) e com parâmetros estáveis para a taxa de utilização da capacidade instalada.

**FIGURA 14**  
PREVISÕES PARA OS ÚLTIMOS TRÊS ANOS COM O  
MODELO DE CORREÇÃO DE ERROS PARA AS IMPORTAÇÕES.



**FIGURA 15**  
RESULTADOS DOS TESTES DE CAUSALIDADE DE GRANGER.

Testes de Wald para significância conjunta das defasagens de DLQuantIm e da primeira defasagem do termo de correção de erros na equação para DLPrecIm:

F(5, 67): 1.649 [0.1592]

utilizou-se uma regressão com defasagens auto-regressivas distribuídas (ADL), segundo proposto por KREMERS *et alli* (1992). O teste de co-integração utilizado foi o proposto por BANERJEE, DOLADO & MESTRE (1992).

Partiu-se inicialmente de um ADL com oito defasagens, aplicando-se seqüencialmente testes de Wald para exclusões de variáveis. Tanto os testes-F quanto os critérios de informação de Akaike, Schwarz e Hannan-Quinn indicaram a ordem um para o ADL. A constante e as *dummies* sazonais foram excluídas do modelo por não se mostrarem significativas. Os testes de congruência e os testes de estabilidade das estimações ao longo da amostra não apresentaram problemas. Os resultados estão mostrados na FIGURA 12.

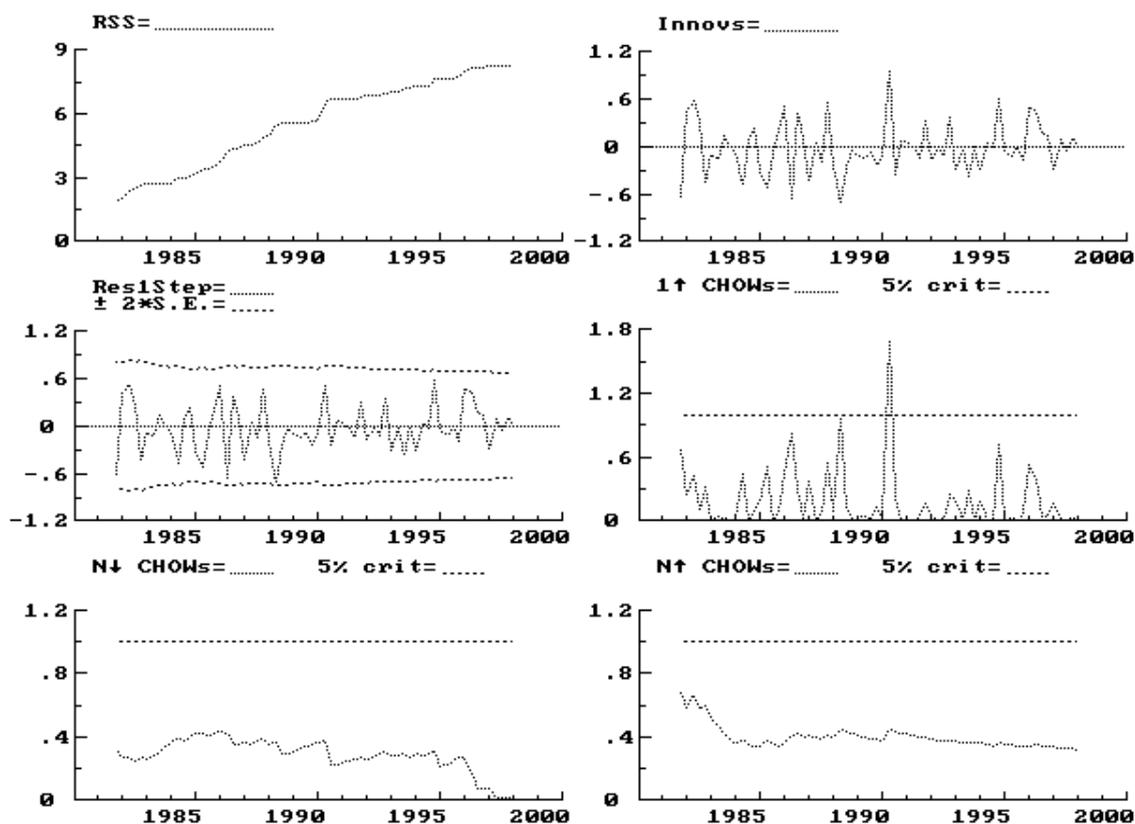
Os resultados na FIGURA 12 indicam que existe uma relação de longo-prazo entre as três variáveis em jogo. De fato, o teste proposto por BANERJEE *et alli* (1992) rejeita a hipótese nula de ausência de um vetor de co-integração a um nível de 1%. As estatísticas-t, obtidas pela divisão das estimativas dos parâmetros de longo-prazo pelos seus desvios-padrões, mostram-se maiores que dois. Além disso, a estatística de Wald, que testa a significância conjunta da taxa de utilização

da capacidade instalada e dos preços relativos na equação de longo-prazo para o *quantum* importado, também se mostra amplamente significativa.

De acordo com as estimativas na FIGURA 12, a taxa de câmbio real tem grande influência na quantidade de agropecuários importada. A elasticidade preço ficou em -1.342, indicando que uma elevação nos preços relativos em 10% levaria, no longo prazo, a uma redução de aproximadamente 13% nas importações. Outra variável importante para explicar o comportamento dos importadores é a taxa de utilização da capacidade instalada. De maneira geral, um aumento dessa utilização em 1% ocasiona uma elevação de 1.2% na quantidade de agropecuários comprada externamente. Isso indica o comportamento pró-cíclico das importações desse setor.

A partir do vetor de longo-prazo apresentado na FIGURA 12 e da especificação inicial para o ADL (apenas uma defasagem), obteve-se o mecanismo de correção de erros (ECM). A FIGURA 13 apresenta os resultados da estimação do modelo de curto-prazo e a FIGURA 14 apresenta as previsões para os últimos 12 trimestres. Para o modelo de correção de erros, a constante e as *dummies* sazonais não foram significativas.

**FIGURA 16**  
TESTES PARA A ESTABILIDADE DO MODELO DE  
CURTOPRAZO AO LONGO DA AMOSTRA.



**FIGURA 17**  
ESTIMAÇÃO DO PROCESSO MARGINAL PARA OS  
PREÇOS RELATIVOS (1979Q1 A 1998Q1).

Variável	Estimativa	Desvio-padrão	Estatística-t	T-prob
DLPrecIm_3	-0.228518	0.110035	-2.077	0.0413
DsPI_2_89.1 <sup>9</sup>	-0.461509	0.128886	-3.581	0.0006
DLPrecIm_1	-0.264480	0.109841	-2.408	0.0186
s1989p1 <sup>10</sup>	-0.0381275	0.0197549	-1.930	0.0575
AR 1-5 F(5, 68):	0.468574	[0.7984]	HET. F(8, 64):	0.431393 [0.8979]
ARCH 4 F(4, 65):	0.431126	[0.7856]	FORM. F(13, 59):	1.5474 [0.1278]
NORM $\chi^2(2)$ :	3.6021	[0.1651]	RESET F(1, 72):	0.265516 [0.6079]

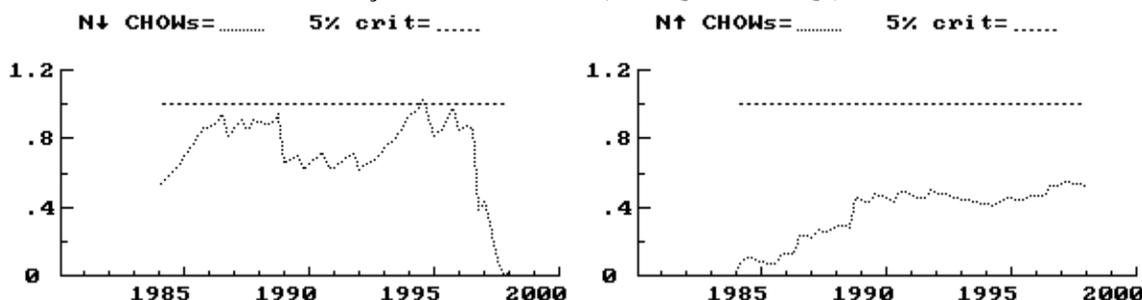
O modelo final para o mecanismo de correção de erros para as importações de produtos

<sup>9</sup> A variável DsIM\_2\_89.1 é uma *dummy* de inclinação para a segunda defasagem da primeira diferença do logaritmo dos preços relativos das importações de agropecuários.

<sup>10</sup> A variável s1989p1 é uma *dummy* de intercepto, valendo um a partir do primeiro trimestre de 1989 e zero antes disso.

agropecuários apresentou-se congruente, não havendo problemas nos testes de diagnóstico nem nos testes para estabilidade das estimações ao longo da amostra (FIGURA 16). Todas as variáveis resultantes no modelo apresentaram-se altamente significativas. Os testes para avaliar a estabilidade das previsões nos três últimos anos e a comparação entre as curvas real e predita apresentadas na FIGURA 4 também demonstram a validade da equação estimada.

**FIGURA 18**  
TESTES DE CHOW PARA O MODELO MARGINAL DOS  
PREÇOS RELATIVOS (1979Q1 A 1998Q1).



**FIGURA 19**  
RESULTADOS DOS TESTES DE SUPEREXOGENEIDADE DOS  
PREÇOS RELATIVOS DAS IMPORTAÇÕES DE AGROPECUÁRIOS

Testes de Wald para significância da *dummy* de intercepto *s1989p1* e dos resíduos (e quadrados dos resíduos) do modelo marginal dos preços relativos (figura 17), no modelo de correção de erros condicional:

Significância de *s1989p1* →  $t(73): -0.300 [0.7654]$   
Significância conjunta dos resíduos e dos resíduos ao quadrado →  $F(2, 72): 0.296186 [0.7446]$

De acordo com as estimativas apresentadas na FIGURA 13, um aumento de 1% na taxa de utilização da capacidade instalada deve produzir, no mesmo período, uma elevação de 2.3% nas importações do setor. Essa elasticidade de curto-prazo está acima da de longo-prazo, indicando que esse aumento inicial exagerado será compensado nos trimestres seguintes. Para os preços relativos, ocorre o contrário: uma desvalorização cambial provoca, no período atual, uma redução no *quantum* importado menor do que se espera no longo-prazo. Isso mostra que os importadores vão ajustando progressivamente as suas compras às alterações no câmbio real. O fator de ajustamento do termo de correção de erros ficou em torno de 0.5. Isso indica que desvios em relação ao equilíbrio de longo-prazo são compensados em aproximadamente 50% no trimestre seguinte.

Da mesma maneira que para as exportações de produtos agropecuários, realizaram-se os testes de exogeneidade forte, com base no modelo de correção de erros da FIGURA 13. Nesse caso, é necessário testar-se se o *quantum* importado causa, no sentido de Granger, os preços relativos e a taxa de utilização da capacidade instalada. No entanto, diante da dificuldade de se ajustar um modelo congruente (aprovado nos testes de diag-

nóstico) e com parâmetros estáveis para a taxa de utilização da capacidade instalada, tanto os testes de causalidade de Granger quanto os testes de superexogeneidade mais adiante contemplarão apenas os resultados relativos aos preços relativos. Os testes de causalidade de Granger estão apresentados na FIGURA 15.

Inicialmente, rodou-se uma regressão da primeira diferença dos preços relativos contra as defasagens das primeiras diferenças do *quantum* exportado e dos próprios preços relativos. Todas as variáveis foram incluídas com quatro defasagens, pois, para esse número, o modelo apresentou bons resultados para os testes de diagnóstico. Incluiu-se adicionalmente a primeira defasagem do termo de correção de erros e excluiu-se o intercepto, por este não se mostrar significativo. De acordo com o teste de Wald, nem as defasagens das primeiras diferenças de *LQuantIm* nem a defasagem do termo de correção de erros são conjuntamente significativas. Isso sugere que de fato os preços relativos são fortemente exógenos em relação aos parâmetros do modelo condicional.

Finalmente, é interessante verificar a validade do modelo de curto prazo para as importações de produtos agropecuários como instrumento para

avaliação de política econômica. Nesse caso, testou-se a superexogeneidade das variáveis explicativas em relação aos parâmetros do modelo de correção de erros condicional. Para o caso da taxa de utilização da capacidade instalada, não foi possível ajustar um modelo marginal estável; portanto, a indicação da superexogeneidade dessa variável é dada justamente pela presença de muitas quebras estruturais na sua equação, enquanto o modelo condicional apresenta-se estável ao longo do período de estimação (CAMPOS & ERICSSON, 1990) (FIGURA 16).

Para testar a superexogeneidade dos preços relativos, estimou-se um modelo marginal com base em processo auto-regressivo (AR), cujos resultados estão apresentados na FIGURA 17. Foram incluídas variáveis *dummies* para estabilizar as estimativas ao longo da amostra. Os resultados dos testes de Chow para estabilidade da estimação do modelo marginal estão apresentados na FIGURA 18.

Da mesma maneira que para a taxa de utilização da capacidade instalada, devido ao fato de o processo marginal para preços relativos das importações precisar de variáveis *dummies* para que as estimativas se tornassem estáveis, enquanto o processo condicional é estável sem elas, já se tem uma indicação positiva quanto à superexogeneidade de LPreçIm. Adicionalmente, testou-se a significância da *dummy* s1989p1 e a significância conjunta dos resíduos e dos quadrados dos resíduos do processo marginal na equação condicional de curto-prazo. A FIGURA 19 apresenta os resultados dos testes de Wald nesses casos. Em nenhuma das situações, a significância é observada, indicando que de fato os preços relativos são superexógenos aos parâmetros do modelo condicional para o *quantum* importado de produtos agropecuários

## 5 - COMENTÁRIOS FINAIS

As estimações aqui desenvolvidas partiram da premissa da possível existência de um vetor de co-integração e, conseqüentemente, da presença de relações estáveis entre as variáveis, traduzidas em parâmetros estáveis. No entanto, variáveis importantes no modelo não foram incluídas: o grau de proteção da economia brasileira (tanto em termos de tarifas, quanto em termos de barreiras

não-tarifárias às importações de agropecuários); o índice de subsídios às exportações do setor agropecuário. Isso pode incorrer em viés nas estimativas, bem como ocasionar estimativas instáveis ao longo da amostra.

Diante do problema exposto acima, pode-se afirmar que os resultados encontrados foram satisfatórios. Para o *quantum* das exportações, foi possível comprovar, através dos testes, a exogeneidade fraca, super e forte dos preços relativos e das exportações mundiais em relação aos parâmetros do modelo condicional. Isso permite que o modelo de curto-prazo estimado possa ser empregado tanto na avaliação dos possíveis impactos que as políticas governamentais podem ter sobre as exportações, quanto no levantamento de previsões para o *quantum* exportado pelo setor a partir de trajetórias para as variáveis explicativas.

Para as importações de agropecuários, a impossibilidade de ajustar uma equação congruente e com parâmetros estáveis para a taxa de utilização da capacidade instalada não permitiu a composição de um VAR inicial que pudesse ser empregado para a realização de testes de exogeneidade fraca. No entanto, a hipótese de que o Brasil é um país importador pequeno permitiu a suposição *a priori* de que os preços relativos são fracamente exógenos em relação aos parâmetros da equação do *quantum* importado. Adicionalmente, foi possível verificar a presença de exogeneidade forte e super dos preços relativos. Quanto à taxa de utilização da capacidade instalada, foi possível extrair apenas uma indicação da sua superexogeneidade, através da constatação de que, apesar de suas várias quebras estruturais, o modelo condicional apresentou-se estável ao longo do período de estimação.

As estimações mostraram que as exportações são amplamente afetadas pelo nível de atividade mundial e pouco afetadas pelo câmbio real. No longo-prazo, uma desvalorização cambial de 1% ocasionaria uma alavancagem das exportações do setor em apenas 0.12%, enquanto um aumento no produto mundial em 1% influenciaria positivamente as exportações setoriais em 0.65%. Isso indica que a recente desvalorização da moeda nacional provavelmente terá pouca repercussão nas exportações do setor, que vem sendo prejudicado pelo atual cenário de estagnação da econo-

mia mundial. Obviamente, esses impactos não se dão de maneira imediata, havendo um processo de ajustamento no curto prazo. O nível de atividade mundial só se reflete na decisão dos exportadores no trimestre seguinte, enquanto uma alteração positiva no câmbio real se reflete, no mesmo período, negativamente nas exportações, sendo esse movimento inicial compensado no trimestre seguinte.

As importações do setor se mostraram dependentes basicamente da taxa de utilização da capacidade instalada e dos preços relativos. No longo prazo, uma desvalorização cambial de 1% ocasionaria uma redução na quantidade importada em aproximadamente 1.3%, enquanto um aumento na taxa de utilização da capacidade em 1% traria um aumento das importações em 1.2%. Isso sugere que as importações desse setor são pró-cíclicas. Da mesma maneira que para as exportações, os movimentos em direção ao equilíbrio de longo-prazo não são imediatos. Para alterações na taxa de utilização da capacidade instalada, há um aumento imediato no *quantum* importado maior do que o esperado na situação de equilíbrio, sendo esse exagero inicial compensado nos períodos seguintes. Para os preços relativos, ocorre o contrário: uma desvalorização cambial provoca, no período atual, uma redução no *quantum* importado menor do que se espera no longo-prazo. Isso mostra que os importadores vão ajustando progressivamente as suas compras às alterações no câmbio real.

## **AGRADECIMENTO**

Os autores agradecem o apoio computacional de Tiago Dahdah.

## **Abstract:**

---

The objective of this paper is the estimation of econometric models (considering long-run and short-run relationships) for Brazilian quarterly imports and exports for the agricultural sector. For the exports, the period considered goes from 1977 to 1998. For the imports, the estimation period begins in 1978, due to the availability of the historical series. The cointegration vectors were estimated in a single-equation framework, considering a regression including autoregressive distributed lags. For the exports, the weak exogeneity could be tested using initially Johansen's procedure. For the imports, the weak exogeneity of the explanatory variables was assumed in advance, in part supported by the hypothesis that Brazil is a small importer. According to the estimations, the imports of agricultural products are highly dependent on the real exchange rate and on the rate of utilization of the installed domestic capacity. Concerning this second variable, the positive sign for the long-run elasticity indicates the pro-cyclical behavior of the imports of this sector. The Brazilian exports for these products are affected basically by the world activity and, in a smaller proportion, by the real exchange rate.

## **Key Words:**

---

Cattle Breeding; Exportation; Importation; Cointegration; Exogeneity; Brazil .

## 6 - BIBLIOGRAFIA CONSULTADA

- BANERJEE, A. et alli. **Co-integration, error-correction, and the econometric analysis of non-stationary data**. Advanced Texts in Econometrics, Oxford University Press, 1993.
- BANERJEE, A., DOLADO J. J., MESTRE, R.. **On some simple tests for co-integration: the cost of simplicity**. 1992. (Bank of Spain Working Paper, 9302)
- BANERJEE, A., DOLADO J. J., MESTRE, R. Error-correction mechanism tests for cointegration in a single-equation framework. **Journal of Times Series Analysis**. v. 19, n. 3, 1998.
- CAMPOS, J., ERICSSON, N. R. **Econometric modeling of consumers**. Venezuela: Banco Central de Venezuela, 1990.
- CARNEIRO, F. G. A. **Metodologia dos testes de causalidade em economia**. Brasília: Universidade de Brasília/ Departamento de Economia, 1997.
- CARVALHO, A. et alli. **Impactos da integração comercial: Brasil - Estados Unidos**. Brasília: IPEA, 1999. ( Texto para Discussão, 646, Maio/99)
- CARVALHO, A., PARENTE, M. A. Estimaco de equaces de demanda de importaes por categoria de uso para o Brasil (1978/1996). Braslia: IPEA, 1999. (Texto para Discusso,636, Abril/99)
- CASTRO, A. S., CAVALCANTI, M. A. F. **Estimaco de equaces de exportaco e importao para o Brasil - 1955/95**. Braslia: IPEA, 1997. (Texto para Discusso, 469, Maro/97)
- CLINE, R. W. et alli. **Trade negotiations in the Tokyo round: a quantitative assessment**. Washington D.C: The Brookings Institution, 1978.
- DOORNIK, J. , HENDRY, D. **An interactive econometric modelling system, PC-GIVE 8.0**. International Thompson Publishing, 1994.
- DOORNIK, J. , HENDRY, D. **An interactive econometric modelling of dynamic system, PC FIML 8.0**. International Thompson Publishing, 1994.
- ENDERS, W. **Applied econometric time series**. Jonh Willey & Sons, Inc., 1995.
- ENGLE, R. F. , HENDRY, D. F. Testing super exogeneity and invariance in regression models. In: ERICSSON, N. R., IRONS, J. S. (Ed.). **Testing exogeneity**. Oxford University Press, 1994.
- ENGLE , R. F. , YOO, B. S. Forecasting and testing in co-integrated systems. **Journal of Econometrics**. n.35, p. 143-59, 1987.
- GOLDSTEIN, M. , KHAN, M. S. Income and price effects in foreign trade. In: JONESAND, R. W, KENEN P. B. (Ed.). **Handbook of International Economics**. North-Holland, Amsterdam: 1985. v.2
- GREENE, W. H. **Econometric Analysis**. 2.ed. Prentice Hall, 1993.
- HARRIS, R. I. D. **Using cointegration analysis in econometric modelling**, Prentice Hall/Harvester Wheatsheafe. 1995.
- HAUG, A. A. The power of cointegration tests: does the frequency of observation matter? In: World Congress of the Econometric Society 7.,1995, Tokyo. Tokyo. 1995.
- INDER, B. **Estimating long-run relationships in economics: a comparison of different approaches**. Journal of Econometrics, n. 57, p.53-68, 1993.
- KREMERS, J. J. M., ERICSSON, N. R., DOLADO, J. The power of cointegration tests. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, n.54, p.325-48, 1992.
- MACKINNON, J. G. Critical values for co-integration tests. In: ENGEL, R. F., GRANGER, C. W. J. **Long-run economic**

- relations hips**. Oxford University Press, 1991, pp. 267-276.
- MAGGE, S. P. Prices, incomes, and foreign trade. In: KENEN, P.B. (Ed.). **International trade and finance**. Cambridge: Cambridge University Press, 1975.
- MARKWALD, R. A., et alli. **Processo de abertura comercial e padrões de competitividade da indústria brasileira**: indicadores, avaliação e perspectivas, índices de preço e *quantum* das importações brasileiras. IPEA/FUNCEX, 1997. (Mimeog.)
- PERRON, P., CATI, R. C., GARCIA, M. G. P. **Unit roots in the presence of abrupt governmental interventions with an application to Brazilian data**. Rio de Janeiro: PUC/Rio, 1995. (Texto para Discussão, 349)
- PORTUGAL, M. S. **Brazilian foreign trade: fixed and time varying parameter models**. 1992. Thesis (Doctor of Philosophy) - Department of Economics, University of Warwick, 1992.
- REIMERS, H. E. **Comparisons of tests for multivariate co-integration**. Kiel: Christian-Albrechts University, 1991. (Discussion Paper, 58).
- SENHADJI, A. **Time-series estimation of structural import demand equations: a cross-country analysis**. IMF, 1997. (Working Paper 97/132)
- STERN, R. M., FRANCIS, J., SCHUMACHER, B. **Price elasticities in international trade - An annotated bibliography**. Londres: The macmillan Press, 1976.

---

Recebido para publicação em 27.AGO.1999.