

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 698

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

Alexandre Carvalho
João Alberto De Negri

Brasília, janeiro de 2000

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 698

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

Alexandre Carvalho**
João Alberto De Negri***

Brasília, janeiro de 2000

* Os autores agradecem o apoio computacional de Tiago Dahdah.

** Da Diretoria de Planejamento e Políticas Públicas do IPEA e do Departamento de Estatística da UnB.

*** Da Diretoria de Planejamento e Políticas Públicas do IPEA e professor da UnB.

MINISTÉRIO DO PLANEJAMENTO, ORÇAMENTO E GESTÃO
Martus Tavares – Ministro
Guilherme Dias – Secretário Executivo



Presidente
Roberto Borges Martins

DIRETORIA

Eustáquio J. Reis
Gustavo Maia Gomes
Hubimaier Cantuária Santiago
Luís Fernando Tironi
Murilo Lôbo
Ricardo Paes de Barros

Fundação pública vinculada ao Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão, o IPEA fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais e torna disponíveis, para a sociedade, elementos necessários ao conhecimento e à solução dos problemas econômicos e sociais do país. Inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro são formulados a partir dos estudos e pesquisas realizados pelas equipes de especialistas do IPEA.

TEXTO PARA DISCUSSÃO tem o objetivo de divulgar resultados de estudos desenvolvidos direta ou indiretamente pelo IPEA, bem como trabalhos considerados de relevância para disseminação pelo Instituto, para informar profissionais especializados e colher sugestões.

Tiragem: 115 exemplares

COORDENAÇÃO DO EDITORIAL

Brasília – DF:
SBS Q. 1, Bl. J, Ed. BNDES, 10^o andar
CEP 70076-900
Fone: (61) 315 5374 – Fax: (61) 315 5314
E-mail: editbsb@ipea.gov.br

Home page: <http://www.ipea.gov.br>

SERVIÇO EDITORIAL

Rio de Janeiro – RJ:
Av. Presidente Antonio Carlos, 51, 14^o andar
CEP 20020-010
Fone: (21) 212 1140 – Fax: (21) 220 5533
E-mail: editrj@ipea.gov.br

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1	INTRODUÇÃO	5
2	MODELO DE SUBSTITUIÇÃO IMPERFEITA EM EQUAÇÕES DE COMÉRCIO EXTERIOR	6
3	METODOLOGIA	8
4	ESTIMAÇÃO DAS EQUAÇÕES DE IMPORTAÇÃO E EXPORTAÇÃO	10
5	COMENTÁRIOS FINAIS	27
	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	29



SINOPSE

Neste trabalho, são estimadas equações trimestrais para os *quanta* de produtos agropecuários importados e exportados pelo Brasil. Para as exportações, o período considerado vai de 1977 a 1998, enquanto, para as importações, o período das estimações inicia-se em 1978, devido à disponibilidade das séries históricas. Os vetores de co-integração são estimados via procedimento uniequacional, a partir de uma regressão com defasagens distribuídas, e, no caso das exportações, começa-se com o procedimento de Johansen, para, em seguida, testar-se a presença de exogeneidade fraca. Para as importações, assumiu-se, *a priori*, a exogeneidade fraca das variáveis explicativas, em parte baseando-se na hipótese de que o Brasil é um pequeno país importador. As relações de longo e de curto prazo foram sintetizadas em um mecanismo de correção de erros. As importações de produtos agropecuários mostraram-se muito 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.

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 autorregressive 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 utilisation of the installed domestic capacity. Concerning this second variable, the positive sign for the long-run elasticity indicates the pro-cyclical behaviour 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.

1 INTRODUÇÃO

O processo de abertura comercial iniciado no Brasil no fim dos anos 80 e intensificado no início da década de 90 proporcionou aumento do nível de importações, até então severamente reprimidas pelo governo. Em que pese a forte demanda interna por produtos importados existente no Brasil nesse período, o grande salto das importações ocorreu a partir de 1995. 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 tal incremento no total de produtos importados. Como resultado natural desse processo, o Brasil vem apresentando sucessivos déficits na balança comercial, o que desperta 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 em que os países estão inseridos. Com o crescimento dos processos de integração, torna-se indispensável um estudo *ex-ante*, que possibilite inferir os prováveis efeitos desses acordos comerciais para as nações envolvidas no processo. Entretanto, os trabalhos que seguem essa linha e utilizam modelos econométricos¹ necessitam da utilização de elasticidades de importação que são obtidas a partir da estimação das já referidas equações de demanda.

Dessa forma, uma 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 constitui um poderoso instrumento de previsão e análise de política, uma vez que possibilita inferir, com algum grau de confiança, os impactos que medidas como alterações na estrutura tarifária brasileira podem trazer à balança comercial.

Da mesma maneira, haja vista a recente preocupação do governo brasileiro quanto à alavancagem das exportações, é importante conhecer as variáveis que realmente interferem na quantidade exportada de cada setor. Com a utilização de um modelo corretamente estimado, é possível ter-se uma indicação, *ex-ante*, dos prováveis impactos que políticas de subsídio ou de desvalorização cambial podem trazer sobre as balanças comerciais setoriais. Além disso, por meio de possíveis trajetórias para as variáveis condicionantes, pode-se buscar previsões para o comportamento do comércio externo.

¹ Como, por exemplo, Carvalho, Lerda, Myiata e Parente (1994).

O trabalho será desenvolvido em quatro capítulos, a partir desta introdução. No capítulo 2, serão discutidos de forma sintética os modelos de substituição imperfeita para as importações e para as exportações. O capítulo 3 relata a metodologia a ser utilizada nos processos de estimação. O quarto capítulo mostra os resultados obtidos a partir do modelo econométrico, os testes realizados e as elasticidades encontradas. O quinto e último capítulo traz 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). Tais especificações baseiam-se no modelo de substituição imperfeita e apresentam as seguintes características:

- leve diferenciação entre produtos domésticos e estrangeiros;
- preços também diferenciados; e
- equações básicas:

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

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

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

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

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

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

em que 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; (s) indica equação de oferta; e (d) indica equação de demanda. Os preços estão em moeda estrangeira.

Essas equações básicas 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*: $f(Y_n, E.P_m, P_d) = f((Y_n/P_d), (E.P_m/P_d)) = f(Y, (E.P_m/P_d))$, em que Y é o nível de produto real;

3) *agrupamento de preços, tarifas e subsídios*: alguns autores argumentam, contrariamente, que podem ocorrer diferentes efeitos para variações de preços e variações de tarifas e subsídios. Trabalhos empíricos, entretanto, não encontraram evidências significativas para confirmar 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, antes descrita. Conseqüentemente, as estimações para a equação de demanda por importação serão realizadas em ambiente uniequacional, e apenas a quantidade importada é considerada como variável endógena. O modelo pode ainda ser modificado por meio da inclusão de variáveis adicionais:

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

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

A partir dessas incorporações, temos, finalmente, as 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 (modelo no qual foi possível estimar-se uma equação estrutural de demanda), considerou-se um modelo reduzido, definido pela expressão:

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

Se comparada 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 correspondem ao lado da oferta). Obviamente, o mo-

delo apresentado em (9) já incorpora as hipóteses de ausência de ilusão monetária e de agrupamento de preços e subsídios. Tal como nas importações, variáveis adicionais podem ser incorporadas:

- *produto potencial* (Y^p): os exportadores respondem positivamente à capacidade doméstica de produção. 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 primeiramente preferem suprir o mercado interno. Trabalhos empíricos no Brasil confirmam o sinal negativo.

Em seguida, temos duas formas alternativas:

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

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

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, e gerar 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 . 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,² os autores constataram que as séries econômicas relacionadas às estimações 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 estimações. A metodologia empregada é descrita em Enders (1995), assim como os valores críticos dos testes.

No caso das importações, conforme foi citado no capítulo 2, partiu-se da hipótese de exogeneidade fraca das variáveis do lado direito das equações (7) e (8), justificando-se as estimações em ambiente uniequacional. Nesse caso, uma vez analisadas as ordens de integração das variáveis, examinou-se a existência de um vetor de co-integração segundo o procedimento de Banerjee, Dolado e Mestre (1992 e 1998).

² Como, por exemplo, Castro e Cavalcanti (1997), Portugal (1992), e Carvalho e Parente (1999).

Para as exportações, diante da impossibilidade de supor-se, *a priori*, a exogeneidade dos preços relativos em relação aos parâmetros das equações (10) e (11), as estimações foram iniciadas com um vetor auto-regressivo (VAR), e, em seguida, partiu-se 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 alii*, 1993]. A aceitação da hipótese nula de exogeneidade fraca possibilitou a simplificação das estimações, e alcançou-se um modelo uniequacional.

Para estimarem-se os vetores de co-integração, a alternativa utilizada neste trabalho foi o procedimento sugerido por Kremers *et alii* (1992), que consiste na estimação do modelo em defasagens auto-regressivas distribuídas (ADL), seguida da determinação da solução estática de longo prazo.³ Segundo Inder (1993), tal 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 segundo o método de Kremers foram próximos aos obtidos segundo o procedimento de Johansen. Apesar deste último ser assintoticamente mais eficiente para pequenas amostras, a necessidade de estimação conjunta de diversos parâmetros pode comprometer sua superioridade em relação a estimações 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 estimações dos mecanismos de correção de erros, para modelarem-se as dinâmicas de curto prazo. Finalmente, com base nesses últimos modelos, realizaram-se testes de exogeneidade forte e de superexogeneidade das variáveis explicativas em relação aos parâmetros dos modelos condicionais. A constatação de superexogeneidade fornece indicação de que as equações obtidas sobrevivem à crítica de Lucas, o que permite sua utilização para a avaliação de 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.

Quanto 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, e também terminam 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

³ A implementação desse procedimento é imediata em pacotes como o PC-GIVE.

caso, dada sua periodicidade mensal, as séries de preços foram *trimestralizadas* segundo médias simples dos três meses correspondentes a cada trimestre. A taxa de utilização da capacidade instalada (Y/Y^p) também foi fornecida pela FGV. Devido à disponibilidade dessa última variável, optou-se pela especificação (7) para as importações e (10) para as exportações. As séries foram transformadas por meio da função logarítmica, o que permite a obtenção direta das elasticidades e reduz a variabilidade das séries.

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

4 ESTIMAÇÃO DAS EQUAÇÕES DE IMPORTAÇÃO E EXPORTAÇÃO

4.1 O Comportamento das Séries

O gráfico 1 descreve o comportamento das séries utilizadas⁴ (em logaritmo neperiano).

4.2 Testes de Raiz Unitária

Os resultados dos testes de Dickey-Fuller Aumentado para raiz unitária são apresentados na tabela 1, a seguir. Neste trabalho, não foram realizados testes ADF com inclusão de 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 alii* (1995). Os valores críticos dos testes baseiam-se em Mackinnon (1991). Os índices **, * e +, encontrados na tabela 1, denotam a significância das estatísticas no nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

⁴ São apresentadas apenas as séries componentes das equações finais estimadas. O PIB doméstico, apesar de fazer parte das especificações apresentadas no capítulo 2, não foi significativo nos modelos para importação e exportação, e, assim, não consta dos gráficos considerados.

GRÁFICO 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

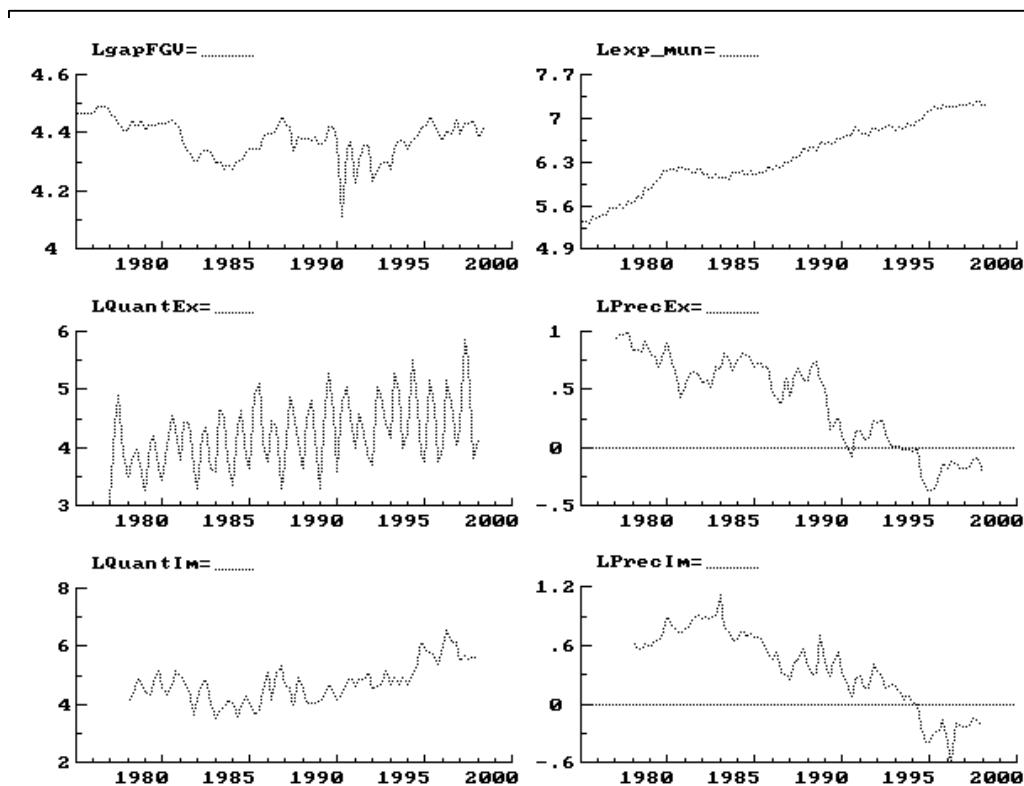


TABELA 1
Resultados dos Testes de raiz Unitária

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

Elaboração própria.

De acordo com a tabela 1, conclui-se que praticamente todas as variáveis são não-estacionárias em nível e estacionárias em primeiras diferenças, ou seja, são integradas de ordem 1 (I(1)). Para quase todas as séries, a rejeição da hipótese nula de raiz unitária para as variáveis em primeiras diferenças dá-se em um nível de 1%, com ou sem a inclusão da constante. Apenas no logaritmo de 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

(10), as estimações foram iniciadas com um vetor auto-regressivo (VAR), e, em seguida, partiu-se para o teste de co-integração via procedimento de Johansen.⁵ Inicialmente, modelou-se um VAR com oito defasagens (dois anos), e aplicou-se, seqüencialmente, testes de Wald para redução do número de defasagens. Tanto os testes-F de redução seqüencial quanto os critérios de informação de Schwarz e de Hannan-Quinn conduziram ao vetor auto-regressivo de ordem 5. Além disso, para esse número de defasagens, o modelo apresentou-se congruente em termos dos testes de diagnóstico (ver tabela 2). A constante, nesse modelo multivariado, participou de modo irrestrito, devido à constatação de uma tendência determinística para as séries apresentadas no gráfico 1.

TABELA 2
Testes de Diagnóstico para o VAR de Ordem 5
Usado no Procedimento de Johansen

Equação	AR 1-5 F(5, 59)	NORM $\chi^2(2)$	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 $\chi^2(6)$	----	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; e RESET é o teste de Ramsey para má especificação. Os valores que antecedem os colchetes são as estatísticas teste, enquanto os valores dentro dos colchetes são as respectivas estatísticas t-prob.

⁵ O pacote econométrico utilizado, nesse caso, foi o PC-FIML versão 8.1. Para maiores detalhes, ver Doornik e Hendry (1994b).

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- γ)	-(T-nm)log(1- γ)	95%	-T Σ log(1- γ)	(T-nm) Σ log(1- γ)	95%
P = 0	49.23**	40**	21.0	62.51**	50.79**	29.7
P \leq 1	12.66	10.29	14.1	13.29	10.79	15.4
P \leq 1	0.62678	0.50926	3.8	0.62678	0.50926	3.8

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 em 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 consta o vetor de co-integração normalizado correspondente ao maior autovalor, bem como o respectivo vetor de ajustamento.

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

Em uma análise das 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 produtos agropecuários (LQuantEx). Isto é uma primeira indicação da fraca exogeneidade 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 parâmetros 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 α_2 e α_3 não pode ser rejeitada em um nível de significância de 5%, de acordo com o teste da razão de verossimilhança (LR).

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

H₀: $\alpha_2=0$ e $\alpha_3=0$
 α_2 e α_3 parâmetros do vetor de ajustamento ($\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$)
 Teste LR: $\chi^2(2) = 5.2045$ [0.0741]

Uma vez constada a fraca exogeneidade das variáveis explicativas em relação aos parâmetros da equação para o logaritmo do *quantum* exportado, as estimações podem ser realizadas em ambiente uniequacional. Dessa forma, o vetor de longo prazo foi estimado com o uso de defasagens auto-regressivas distribuídas (ADL), segundo proposto por Kremers *et alii* (1992). Analogamente ao VAR, partiu-se inicialmente de um ADL com oito defasagens, e, seqüencialmente, foram aplicados 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 5 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.

TABELA 6
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]	1.5896 HET. F(34, 28):	0.956487 [0.5533]
ARCH 4 F(4, 55):	[0.1900] 2.2059	RESET F(1, 62):	2.397 [0.1267]
NORM $\chi^2(2)$:	[0.3319]		
Teste de Wald $\chi^2(2)$:	20413 [0.0000]**		
Teste de Banerjee, Dolado e Mestre (1992) para cointegração:	-6.6762**		

Os resultados apresentados na tabela 6 demonstram que existe uma relação de longo prazo entre as três variáveis em jogo. De fato, o teste proposto por Banerjee *et alii* (1992) rejeita a hipótese nula de ausência de um vetor de co-integração em um nível de 1%. As estatísticas-t, obtidas pela divisão das estimativas dos parâmetros de longo prazo pelos seus desvios padrões, foram maiores que 2. Além disso, a estatística de Wald, que testa a significância conjunta das duas variáveis explicativas na equação de longo prazo para o *quantum* exportado, também mostra-se bastante 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 de o VAR ser assintoticamente mais eficiente que a metodologia de Kremers, sua parametrização excessiva pode torná-lo menos eficiente em pequenas amostras. Dessa forma, adotaram-se os resultados obtidos via procedimento uni-equacional, para os quais têm-se, inclusive, alguma indicação quanto aos desvios padrões das estimativas.

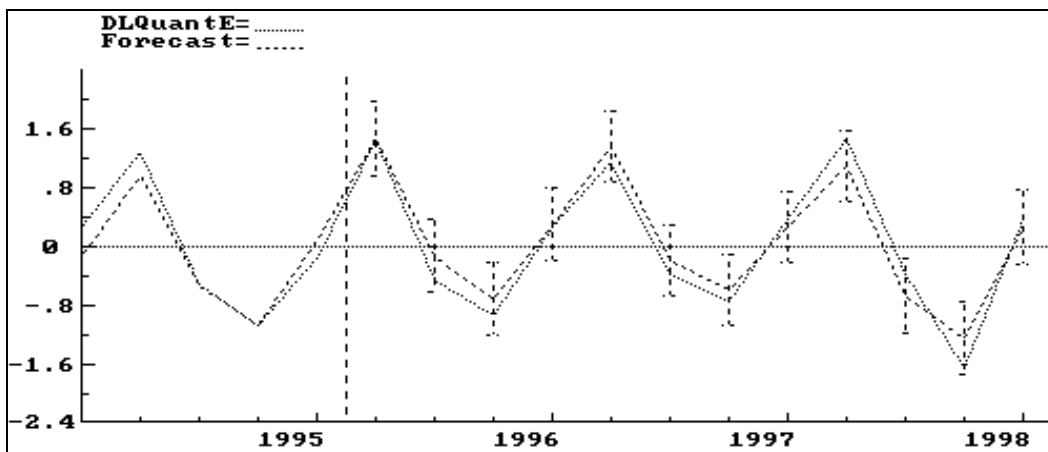
A relação de longo prazo, correspondente ao vetor apresentado na tabela 6, mostra que o nível de atividade mundial tem grande importância sobre o *quantum* exportado de produtos agropecuários. De maneira geral, uma elevação no produto mundial em 10% ocasionaria um aumento de 6,5% nas exportações brasileiras desse setor. O câmbio real, por sua vez, não apresenta influência tão significativa, e sua elasticidade de longo prazo permaneceria em torno de 12%. Isso significa que, no caso de uma desvalorização no câmbio nominal de 10%, a quantidade de produtos agropecuários exportada sofreria, a longo prazo, uma alavancagem de apenas 1,2%.

TABELA 7
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 (σ):	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]	
Testes para estabilidade das previsões para os doze últimos trimestres:				
Previsão $\chi^2(12)$:	11.879 [0.4554]			
Chow F(12, 62):	0.944128 [0.5103]			

A partir do vetor de co-integração apresentado na tabela 6 e da especificação inicial para o ADL, estimou-se o mecanismo de correção de erros (ECM). Nesse caso, tendo em vista que as variáveis são estacionárias, valem os valores críticos tradicionais para os testes de Wald, que foram utilizados para testar as reduções (exclusões de variáveis) do modelo. A tabela 7 apresenta os resultados da estimação do modelo de curto prazo, e o gráfico 2 apresenta os resultados das previsões para os últimos doze trimestres.

GRÁFICO 2
Previsões para os Últimos Três Anos com o Modelo de
Correção de Erros para as Exportações



O modelo final para o mecanismo de correção de erros para as exportações de produtos agropecuários apresentou-se congruente, e não houve problemas nos testes de diagnóstico nem nos testes para estabilidade das estimações ao longo da amostra (ver gráfico 3). Todas as variáveis resultantes no modelo foram significativas. Os testes para avaliar-se a estabilidade das previsões⁶ nos três últimos anos e a comparação entre as curvas real e predita (apresentadas no gráfico 2) também corroboraram a validade das estimações.

De acordo com o modelo apresentado na tabela 7, uma elevação de 1% na taxa de câmbio real provoca, no mesmo período, redução de 0,6% no *quantum* exportado de produtos agropecuários. Isso demonstra que, apesar de, no longo prazo, um aumento nos preços relativos provocar 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. Segundo tal fator, os desvios da relação de longo prazo no período atual são quase totalmente compensados (em torno de 99%) no trimestre posterior. Quanto às variações no nível de atividade mundial, sua influência não se dá de imediato, pois apenas no trimestre seguinte se refletirá na decisão dos exportadores.

⁶ Nesses testes, o modelo é reestimado a partir da exclusão das doze últimas observações das séries originais. Em seguida, as previsões para esses doze trimestres (com uso da equação estimada) são comparadas aos valores observados. Os testes consistem basicamente na comparação dos valores preditos com os valores reais. Para maiores detalhes, ver Doornik e Hendry (1994a).

Para que o modelo mostrado na tabela 7 realmente sirva para o levantamento de previsões para a variável *quantum exportado de produtos agropecuários*, condicionadas a possíveis trajetórias do nível de atividade mundial e dos preços relativos, é necessário que as variáveis explicativas sejam bastante 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 tabela 8 apresenta os resultados dos testes de causalidade de Granger.

TABELA 8
Resultados dos Testes de Causalidade de Granger no Caso
das Exportações de Produtos Agropecuários

Testes de Wald para significância conjunta das defasagens de $\Delta LQuantEx$ e de $\Delta LPrecEx$ e da primeira defasagem do termo de correção de erros na equação para $\Delta Lexp$ — mun:

F(15, 56): 1.4981 [0.1376]

Testes de Wald para significância conjunta das defasagens de $\Delta LquantEx$ e da primeira defasagem do termo de correção de erros na equação para $\Delta LPrecEx$:

F(9, 51): 0.769202 [0.6449]

Inicialmente, foi feita uma regressão da primeira diferença das exportações mundiais contra as defasagens das primeiras diferenças do *quantum* de produtos agropecuários exportado, dos preços relativos e das próprias 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 que se soubesse, de antemão, que esta 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 conjunta das defasagens de $\Delta LQuantEx$ e de $\Delta LPrecEx$ 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 do *quantum* exportado e também dos preços relativos, em relação às exportações mundiais. O fato de o *quantum* exportado não Granger causar as exportações mundiais, somado à fraca exogeneidade dessa última variável, sugere que as exportações mundiais são realmente 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, e, adicionalmente, foi incluída 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 os preços relativos também são bastante exógenos em relação aos parâmetros do modelo condicional.

Finalmente, é interessante verificar a validade do modelo de curto prazo da tabela 7 como instrumento para avaliação de política econômica. Como os processos geradores das variáveis condicionantes estão 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-se a superexogeneidade das exportações mundiais e dos preços relativos, inicialmente é necessário estimar um modelo marginal para ambas as variáveis. As estimativas do modelo marginal para os preços relativos, com base em um processo auto-regressivo (AR), são mostradas na tabela 9, enquanto os resultados para o processo marginal para as exportações mundiais são apresentados na tabela 10. Em ambos os casos, houve 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* são apresentados nos gráficos 4 e 5.

TABELA 9
Estimação do Processo Marginal para os Preços Relativos (1977Q4 a 1998Q1)

Variável	Estimativa	Desvio padrão	Estatística	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]	

GRÁFICO 3
Testes para a Estabilidade do Modelo de Curto Prazo ao Longo da Amostra

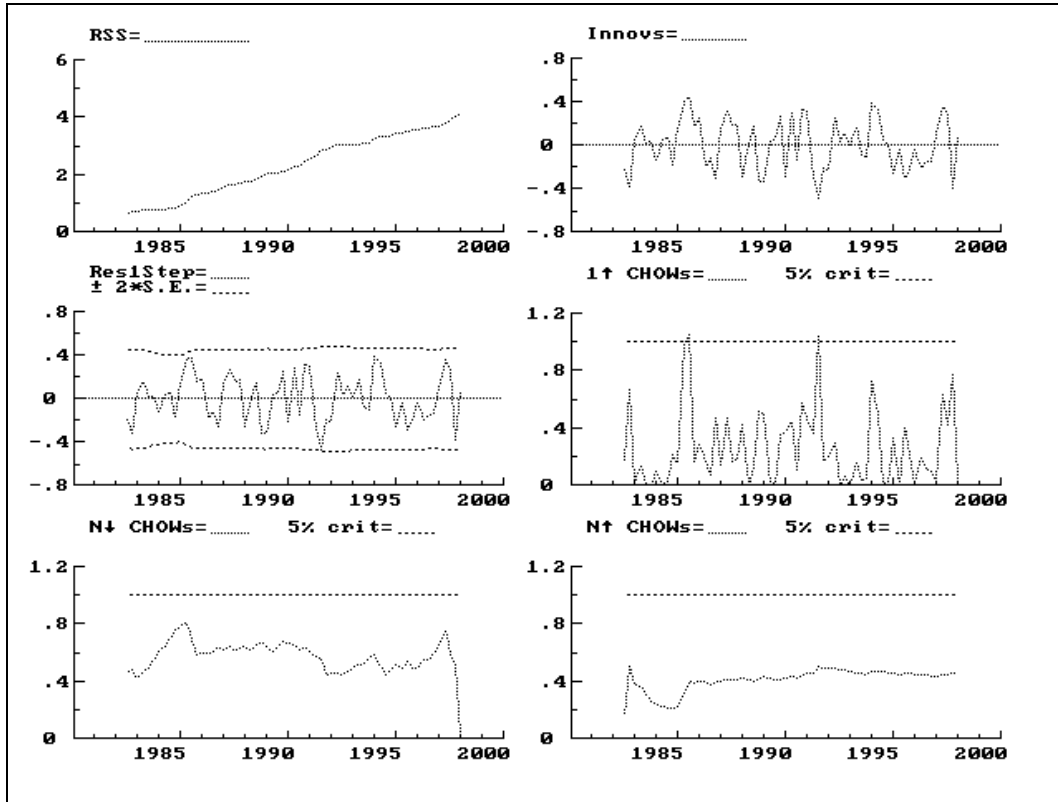


GRÁFICO 4
Testes de Chow para o Modelo Marginal dos Preços
Relativos (1977Q4 a 1998Q1)

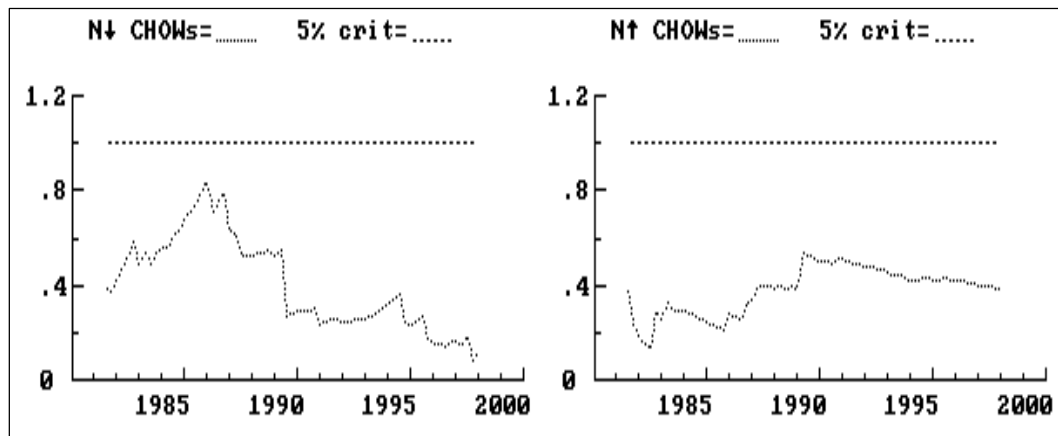


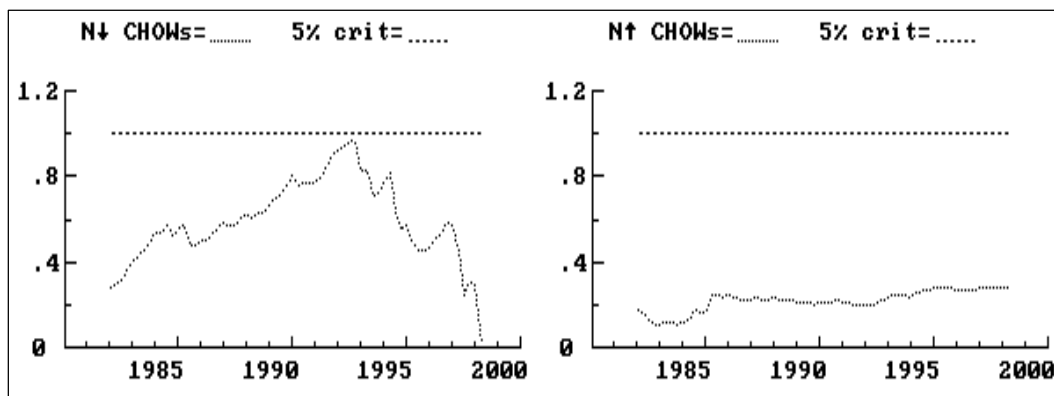
TABELA 10
Estimação do Processo Marginal para as Exportações
Mundiais (1977Q1 a 1998Q2)

Variável	Estimativa	Desvio padrão	Estatística	T-prob
Constante	0.106472	0.0100279	10.618	0.0000
DExp_mu_1	0.288850	0.100881	2.863	0.0054
DExp_mu_2	0.287030	0.103909	2.762	0.0072
DExp_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 ⁷	-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]

Devido ao fato de os processos marginais para as variáveis explicativas precisarem de variáveis *dummies* para que as estimações se tornassem estáveis, enquanto o processo condicional é estável sem estas (ver gráfico 3), já se tem uma indicação positiva quanto à superexogeneidade. Adicionalmente, é interessante 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 e Hendry (1994). A tabela 11 apresenta os resultados dos testes de Wald nesses casos. Em nenhuma das situações a significância é observada, e isso indica que, de fato, os preços relativos e as exportações mundiais são superexógenos aos parâmetros do modelo condicional para o *quantum* exportado de produtos agropecuários.

GRÁFICO 5
Testes de Chow para o Modelo Marginal das Exportações
Mundiais (1977Q1 a 1998Q2)



⁷ A variável Dsem_2_91.1 é uma *dummy* de inclinação para a segunda defasagem da primeira diferença do logaritmo das exportações mundiais.

TABELA 11
Resultados dos Testes de Superexogeneidade dos Preços
Relativos e das Exportações Mundiais

Testes de Wald para significância da <i>dummy</i> 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 <i>dummy</i> 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]	

Conforme se comentou no capítulo anterior, assumiu-se, *a priori*, a exogeneidade fraca dos preços relativos em relação aos parâmetros da equação (10),⁸ de maneira que as estimações foram levadas a termo em um ambiente uniequacional. Assim, para se testar a existência de uma relação de longo prazo e para se chegar ao vetor de co-integração, utilizou-se uma regressão com defasagens autorregressivas distribuídas (ADL), segundo o proposto por Kremers *et alii* (1992). O teste de co-integração utilizado foi o proposto por Banerjee, Dolado e Mestre (1992).

4.3.2 Importações Partiu-se inicialmente de um ADL com oito defasagens, e aplicou-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 1 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 são mostrados na tabela 12.

TABELA 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**			

⁸ A hipótese de exogeneidade fraca poderia aqui ser testada por intermédio de um VAR, como 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.

Os resultados da tabela 12 indicam que existe uma relação de longo prazo entre as três variáveis em jogo. Realmente, o teste proposto por Banerjee *et alii* (1992) rejeita a hipótese nula de ausência de um vetor de co-integração em um nível de 1%. As estatísticas-t, obtidas pela divisão das estimativas dos parâmetros de longo prazo pelos seus desvios padrões, foram maiores que 2. 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 bastante significativa.

De acordo com as estimativas na tabela 12, a taxa de câmbio real tem grande influência na quantidade importada de produtos agropecuários. A elasticidade – preço foi -1.342; isso indica 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 produtos agropecuários comprada externamente. Isso confirma o comportamento pró-cíclico das importações desse setor.

A partir do vetor de longo prazo apresentado na tabela 12 e da especificação inicial para o ADL (apenas uma defasagem), obteve-se o mecanismo de correção de erros (ECM). A tabela 13 apresenta os resultados da estimação do modelo de curto prazo e o gráfico 6 apresenta as previsões para os últimos doze trimestres. Para o modelo de correção de erros, a constante e as *dummies* sazonais não foram significativas.

TABELA 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 (σ): 0.3282544

AR 1-5 F(5, 72) = 2.0632 [0.0800]

ARCH 4 F(4, 69) = 0.761599 [0.5538]

NORM $\chi^2(2)$: 1.9571 [0.3758]

HET. F(6, 70) = 0.247029 [0.9590]

FORM. F(9, 67) = 0.237559 [0.9876]

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]

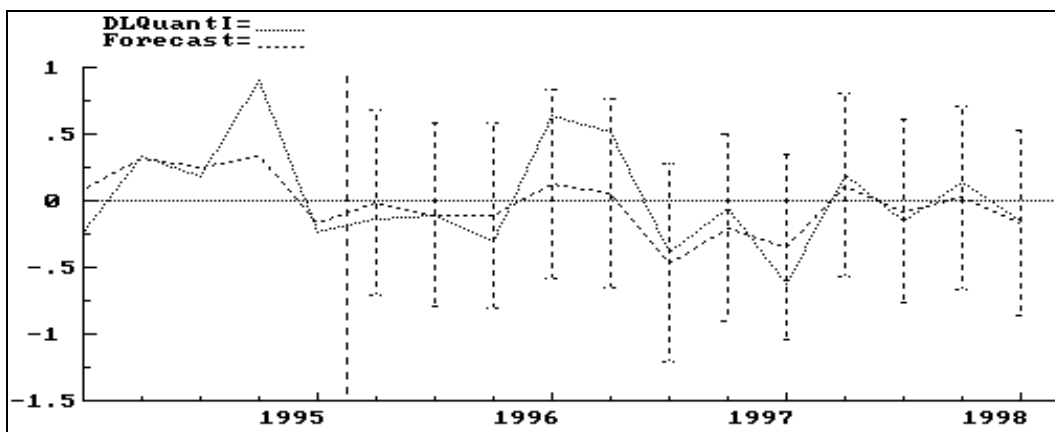
Chow F(12, 62): 0.438154 [0.9418]

O modelo final para o mecanismo de correção de erros para as importações de produtos agropecuários apresentou-se congruente, e não houve problemas

nos testes de diagnóstico nem nos testes para estabilidade das estimações ao longo da amostra (ver gráfico 7). Todas as variáveis resultantes no modelo apresentaram-se bastante significativas. Os testes para avaliar-se a estabilidade das previsões nos três últimos anos e a comparação entre as curvas real e predita apresentadas no gráfico 2 também demonstram a validade da equação estimada.

De acordo com as estimativas apresentadas na tabela 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, o que demonstra 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 suas compras às alterações no câmbio real. O fator de ajustamento do termo de correção de erros ficou em torno de 0,5. Desse modo, os desvios em relação ao equilíbrio de longo prazo são compensados em aproximadamente 50% no trimestre seguinte.

GRÁFICO 6
Previsões para os Últimos Três Anos com o Modelo
de Correção de Erros para as Importações



Da mesma maneira que para as exportações de produtos agropecuários, realizaram-se testes de exogeneidade forte, com base no modelo de correção de erros da tabela 13. Nesse caso, é necessário testar 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 diagnóstico) e com parâmetros estáveis para a taxa de

utilização da capacidade instalada, tanto os testes de causalidade de Granger quanto os testes de superexogeneidade subsequentes contemplarão apenas os resultados relacionados aos preços relativos. Os testes de causalidade de Granger são apresentados na tabela 14.

TABELA 14
Resultados dos Testes de Causalidade de Granger

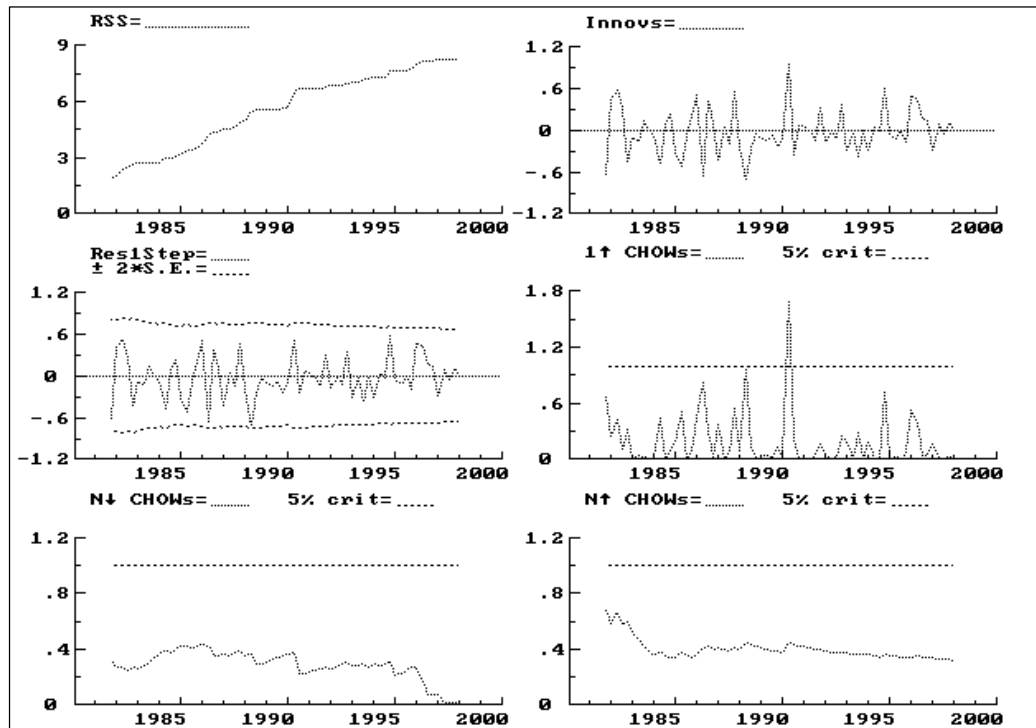
Testes de Wald para significância conjunta das defasagens de $\Delta LQuantIm$ e da primeira defasagem do termo de correção de erros na equação para $\Delta LPrecIm$:

F(5, 67):1.649 [0.1592]

Inicialmente, fez-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 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 os preços relativos são bastante 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 condicional de correção de erros. 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 e Ericsson, 1990] (ver gráfico 7).

GRÁFICO 7
Testes para a Estabilidade do Modelo de Curto Prazo ao Longo da Amostra



Para testar a superexogeneidade dos preços relativos, estimou-se um modelo marginal com base em processo auto-regressivo (AR), cujos resultados podem ser vistos na tabela 15. Foram incluídas variáveis *dummies* para estabilizarem-se as estimativas ao longo da amostra. Os resultados dos testes de Chow para estabilidade da estimação do modelo marginal estão representados no gráfico 8.

TABELA 15
Estimação do Processo Marginal para os Preços Relativos (1979Q1 a 1998Q1)

Variável	Estimativa	Desvio padrão	Estatística	T-prob
DLPrecIm_3	-0.228518	0.110035	-2.077	0.0413
DsPI_2_89.1 ¹	-0.461509	0.128886	-3.581	0.0006
DLPrecIm_1	-0.264480	0.109841	-2.408	0.0186
s1989p1 ²	-0.0381275	0.0197549	-1.930	0.0575

AR 1-5 F(5, 68): 0.468574 [0.7984]

ARCH 4 F(4, 65): 0.431126 [0.7856]

NORM $\chi^2(2)$: 3.6021 [0.1651]

HET. F(8, 64): 0.431393 [0.8979]

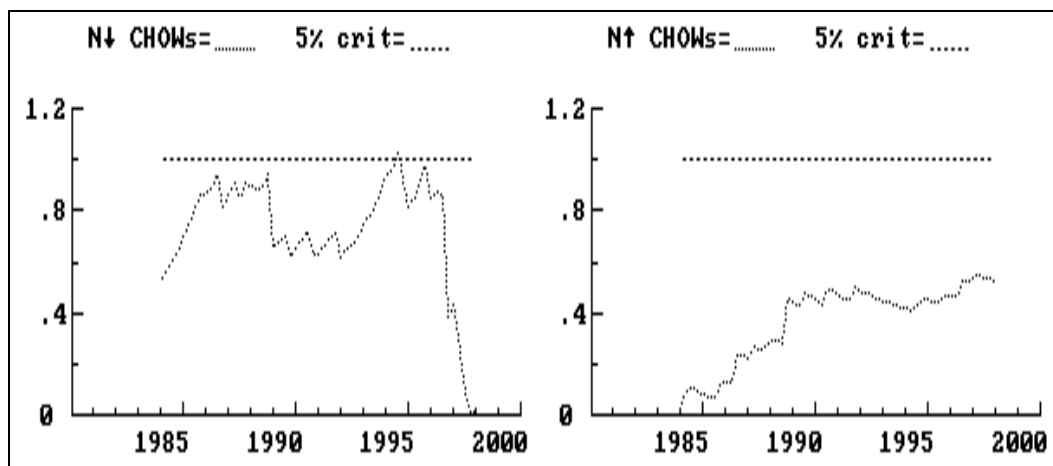
FORM. F(13, 59): 1.5474 [0.1278]

RESET F(1, 72): 0.265516 [0.6079]

Notas: ¹A 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.

²A variável S1989P-2-89.1 é uma *dummy* de intercepto, e vale 1 a partir do primeiro trimestre de 1989, e zero antes disso.

GRÁFICO 8
 Testes de Chow para o Modelo Marginal dos Preços Relativos
 (1979Q1 a 1998Q1)



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 estimações se tornassem estáveis, enquanto o processo condicional é estável sem estas, já se tem uma indicação positiva quanto à superexogeneidade de LPrecIm. 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 tabela 16 apresenta os resultados dos testes de Wald nesses casos. Em nenhuma das situações a significância é observada; assim, os preços relativos são realmente superexógenos aos parâmetros do modelo condicional para o *quantum* importado de produtos agropecuários.

TABELA 16
 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 → $F(2, 72): 0.296186 [0.7446]$

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) e o índice de subsídios às exportações do setor agropecuário. Isso pode causar viés nas estimações, bem como ocasionar estimativas instáveis ao longo da amostra.

Diante desse problema, pode-se afirmar que os resultados encontrados foram satisfatórios. Para o *quantum* das exportações, foi possível comprovar, por meio 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 produtos agropecuários, a impossibilidade de ajustar-se 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 pequeno país importador permitiu a suposição, *a priori*, de que os preços relativos são pouco exógenos em relação aos parâmetros da equação do *quantum* importado. Adicionalmente, foi possível verificar a presença de exogeneidade *forte* e *super* nos preços relativos. Quanto à taxa de utilização da capacidade instalada, foi possível extrair apenas uma indicação da sua superexogeneidade, por meio 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 muito afetadas pelo nível de atividade mundial e pouco afetadas pelo câmbio real. A longo prazo, a desvalorização cambial de 1% ocasionaria alavancagem das exportações do setor em apenas 0,12%, enquanto o aumento no produto mundial em 1% influenciaria positivamente as exportações setoriais em 0,65%. Isso demonstra 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 economia mundial. Obviamente, esses impactos não se dão de maneira imediata, pois há um processo de ajustamento no curto prazo. O nível de atividade

mundial somente se reflete na decisão dos exportadores no trimestre seguinte, enquanto, no mesmo período, uma alteração positiva no câmbio real se reflete negativamente nas exportações, e esse movimento inicial é compensado no trimestre seguinte.

As importações do setor se mostraram basicamente dependentes da taxa de utilização da capacidade instalada e dos preços relativos. A longo prazo, a desvalorização cambial de 1% ocasionaria redução na quantidade importada em aproximadamente 1,3%, enquanto o aumento na taxa de utilização da capacidade em 1% traria aumento das importações em 1,2%. Isso sugere que as importações desse setor são pró-cíclicas. Como nas exportações, os movimentos em direção ao equilíbrio de longo prazo não são imediatos. Para alterações na taxa de utilização da capacidade instalada, há aumento imediato no *quantum* importado maior do que o esperado na situação de equilíbrio, e esse exagero inicial é compensado nos períodos seguintes. Para os preços relativos, ocorre o contrário: uma desvalorização cambial provoca, no período atual, redução no *quantum* importado menor do que se espera no longo prazo. Como foi afirmado, os importadores vão ajustando progressivamente suas compras às alterações no câmbio real.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BANERJEE, A., DOLADO, J. J., GALBRAITH, J. W., HENDRY, D. F., "Cointegration, 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 Cointegration: The Cost of Simplicity", *Bank of Spain Working Paper*, n. 9302, 1992.
- ____ "Error-Correction Mechanism Tests for Cointegration in a Single-Equation Framework", *Journal of Times Series Analysis*, v. 19, nº 3, 1998.
- CAMPOS, J. and ERICSSON, N. R., "Econometric Modeling of Consumers' Expenditure in Venezuela". Banco Central de Venezuela, 1990.
- CARNEIRO, F. G., "A Metodologia dos Testes de Causalidade em Economia", *Departamento de Economia, Universidade de Brasília*, 1997.
- CARVALHO, A., LERDA, S., MIYATA, S. PARENTE, A., "Impactos da Integração Comercial: Brasil - Estados Unidos", IPEA, *Texto para Discussão nº 646*, maio 1999.
- CARVALHO, A., PARENTE, M. A., "Estimação de Equações de Demanda de Importações por Categoria de Uso para o Brasil (1978/1996)", IPEA, *Texto para Discussão nº 636*, abril 1999.
- CASTRO, A. S. e CAVALCANTI, M. A. F., "Estimação de Equações de Exportação e Importação para o Brasil - 1955/95", IPEA, *Texto para Discussão nº 469*, março 1997.
- CLINE, R. W., KAWANABE, N., KRONSTJO, T. O. M. e WILLIAMS, T., *Trade Negotiations In The Tokyo Round: A Quantitative Assessment. The Brookings Institution, Washington D.C., 1978.*
- DOORNIK, J. e HENDRY, D., *An Interactive Econometric Modelling System, PC-GIVE 8.0, International Thompson Publishing*, 1994a.
- DOORNIK, J. e HENDRY, D., *An Interactive Econometric Modelling of Dynamic System, PC FIML 8.0, International Thompson Publishing*, 1994b.
- ENDERS, W., *Applied Econometric Time Series*, John Willey & Sons, Inc., 1995.
- ENGLE, R. F. and HENDRY, D. F., "Testing Super Exogeneity and Invariance in Regression Models", in N. R. Ericsson and J. S. Irons (ed), *Testing Exogeneity*, Oxford University Press, 1994.
- ENGLE, R. F. e YOO, B. S., "Forecasting and Testing in Co-integrated Systems", *Journal of Econometrics*, nº 35, 1987, p.143-59.
-

- GOLDSTEIN, M. and KHAN, M. S., "Income and Price Effects in Foreign Trade", in R. W. Jones and P. B. Kenen (ed), *Handbook of International Economics*, v. II, North-Holland, Amsterdam, 1985.
- GREENE, W. H. *Econometric Analysis*, segunda edição, Prentice Hall, 1993.
- HARRIS, R. I. D., *Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling*, Prentice Hall/Harvester Wheatsheaf, 1995.
- HAUG, A. A., "The Power of Cointegration Tests: Does the Frequency of Observation Matter? 7th World Congress of the Econometric Society", Tokyo, agosto/1995.
- INDER, B., "Estimating long-run relationships in economics: A comparison of different approaches", *Journal of Econometrics* nº 57, 1993, p. 53-68.
- KREMERS, J. J. M., ERICSSON, N. R., DOLADO, J., "The Power of Co-integration Tests", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, nº 54, 1992, p. 325-48.
- MACKINNON, J. G., "Critical Values for co-integration tests" in ENGEL, R. F., e GRANGER, C. W. J., *Long-run Economic Relationships*, *Oxford University Press*, 1991, p. 267-276.
- MAGGE, S. P., "Prices, Incomes, and Foreign Trade", in P.B. Kenen (ed), *International Trade and Finance*, *Cambridge University Press*, Cambridge, 1975.
- MARKWALD, R. A., PINHEIRO, A. C., FALCÃO, C., POURCHET, H., "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, mimeo, 1997.
- PERRON, P., CATI, R. C., GARCIA, M. G. P., "Unit Roots in the Presence of Abrupt Governmental Interventions with an Application to Brazilian Data", *PUC - Rio, Texto para Discussão nº 349*, 1995.
- PORTUGAL, M. S., "Brazilian Foreign Trade: Fixed and Time Varying Parameter Models", Doctor of Philosophy Thesis. *University of Warwick, Department of Economics*, 1992.
- REIMERS, H. E., "Comparisons of Tests for Multivariate Co-integration". Christian-Albrechts University, Kiel, 1991, Discussion Paper nº 58.
- SENHADJI, A., "Time-Series Estimation of Structural Import Demand Equations: A Cross-Country Analysis", IMF, Working Paper 97/132, outubro, 1997.
- STERN, R. M., FRANCIS, J.; SCHUMACHER, B. *Price Elasticities in International Trade - An Annotated Bibliography*, *The Macmillan Press*, London, 1976.
-