ISSN 1415-4765

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 636

Estimação de Equações de Demanda de Importações por Categorias de Uso para o Brasil (1978/1996)

Alexandre Carvalho
Maria Andreia Parente

Brasília, abril de 1999

Livros Grátis

http://www.livrosgratis.com.br

Milhares de livros grátis para download.

ISSN 1415-4765

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 636

Estimação de Equações de Demanda de Importações por Categorias de Uso para o Brasil (1978/1996)

Alexandre Carvalho*
Maria Andreia Parente*

Brasília, abril de 1999

* *Da Diretoria de Estudos Setoriais do IPEA.*
Os autores agradecem o apoio computacional de Monique de Abreu e Tiago Dahdah.

Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Presidente
Roberto Borges Martins

DIRETORIA

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

O IPEA é uma fundação pública, vinculada ao Ministério do Planejamento e Orçamento, cujas finalidades são: auxiliar o ministro na elaboração e no acompanhamento da política econômica e promover atividades de pesquisa econômica aplicada nas áreas fiscal, financeira, externa e de desenvolvimento setorial.

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: 110 exemplares

COORDENAÇÃO DO EDITORIAL

Brasília – DF:
SBS Q. 1, Bl. J, Ed. BNDES, 10º andar
CEP 70076-900
Fone: (061) 315 5374 – Fax: (061) 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, 14º andar
CEP 20020-010
Fone: (021) 212 1140 – Fax: (021) 220 5533
E-Mail: editrj@ipea.gov.br

É PERMITIDA A REPRODUÇÃO DESTE TEXTO, DESDE QUE OBRIGATORIAMENTE CITADA A FONTE.
REPRODUÇÕES PARA FINS COMERCIAIS SÃO RIGOROSAMENTE PROIBIDAS.

SUMÁRIO

SINOPSE

1 INTRODUÇÃO **7**

2 O MODELO DE DEMANDA DE IMPORTAÇÕES **8**

3 METODOLOGIA **9**

4 ESTIMAÇÃO DAS EQUAÇÕES DE DEMANDA DE IMPORTAÇÃO **11**

5 COMENTÁRIOS FINAIS **29**

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS **30**

SINOPSE

Neste trabalho são estimadas equações estruturais de demanda por importações mensais por categoria de uso para o Brasil – bens de capital, bens intermediários, bens de consumo duráveis, bens de consumo não duráveis e combustíveis –, no período de 1978 a 1996. As relações de longo e de curto prazo foram sintetizadas por meio da utilização de um mecanismo de correção de erros. Os vetores de cointegração são estimados via procedimento uniequacional, a partir de uma regressão com defasagens distribuídas.

ABSTRACT

The objective of this paper is the estimation of structural equations (considering long-run and short-run relationships) for Brazilian demand for monthly imports.

Due to the availability of historical series concerning the specification of the model, the estimations were achieved for five sectors: capital goods, intermediate goods, fuels, durable and non-durable goods. The period considered goes from 1978 to 1996. The long-run relationships are estimated from an initial univariate regression, including autorregressive distributed lags.

O CONTEÚDO DESTE TRABALHO É DA INTEIRA E EXCLUSIVA RESPONSABILIDADE DE SEUS AUTORES, CUJAS OPINIÕES AQUI EMITIDAS NÃO EXPRIMEM, NECESSARIAMENTE, O PONTO DE VISTA DO
MINISTÉRIO DO PLANEJAMENTO E ORÇAMENTO.

1 INTRODUÇÃO

O processo de abertura comercial iniciado no fim dos anos 80 e intensificado no início desta década no Brasil proporcionou um aumento do nível de importações, até então severamente reprimidas pelo governo. Apesar da forte demanda interna por produtos importados existente no país neste 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 apontadas como os principais fatores explicativos para esse 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 pelo 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 desses acordos comerciais para as nações envolvidas no processo. Entretanto, os trabalhos que seguem essa linha e utilizam modelos econométricos [Carvalho *et alii*, 1998] necessitam de elasticidades de importação que são obtidas a partir da estimação das referidas equações de demanda.

Dessa forma, a estimação de equações estruturais de demanda de importações mensais por categoria de uso para o Brasil no 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 pode inferir, com algum grau de confiança, os impactos que medidas como alterações na estrutura tarifária brasileira podem trazer à balança comercial.

O trabalho será desenvolvido em quatro capítulos, a partir desta introdução. No capítulo 2, será discutido de forma sintética o modelo de demanda de importações. 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 para cada um dos setores. O quinto capítulo contém os comentários finais do trabalho.

2 O MODELO DE DEMANDA DE IMPORTAÇÕES

Tomando-se como referência a literatura disponível sobre estimação de equações de demanda e oferta relacionadas ao 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;
- equações básicas:

$M^d = f(Yn, E.Pm, Pd, T)$

$M^s = f(Pm, Pd^*, S^*, Yn^*)$

$M^d = M^s$,

em que M refere-se a importações (em *quantum*); Yn é o produto nominal; E, a taxa de câmbio; Pn, o preço das importações; Pd, o preço doméstico; T, a tarifa de importação; e S, os subsídios à exportação. O sinal (*) 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.

De acordo com essas especificações, nota-se que as equações de demanda e oferta para importações deveriam ser estimadas via equações simultâneas ou por meio da utilização de outros estimadores que levem em consideração a endogeneidade das quantidades transacionadas e dos respectivos preços. No entanto, para o caso das importações, assume-se a hipótese de exogeneidade estrita dos preços na equação de quantidades (M^d). O argumento para essa suposição é obtido pela constatação de que aumentos nas importações de uma economia do porte da brasileira não seriam significativos a ponto de atingir restrições de produção dos seus fornecedores. Portanto, como é usual na literatura, as estimações para equações de demanda de importação serão realizadas considerando-se apenas a quantidade importada como variável endógena, para, assim, reduzir o problema a uma única equação:

$M^d = f(Yn, E.Pm, Pd, T)$ (1).

A equação (1) pode ainda ser simplificada, com a inclusão de hipóteses adicionais:

a) ausência de ilusão monetária – $f(Yn, E.Pm, Pd) = f((Yn/Pd), (E.Pm/Pd)) = f(Y, (E.Pm/Pd))$,

em que Y é o nível de produto real;

b) agrupamento de preços, tarifas e subsídios – nesse caso, argumenta-se que podem ocorrer efeitos diferentes para variações de preços e variações de tarifas e subsídios; trabalhos empíricos, entretanto, não encontraram evidências significativas que ofereçam suporte para tal diferenciação;

c) utilização da capacidade instalada (Y/Y^p) – as importações também dependem da fase do ciclo econômico em que está a economia doméstica; dessa forma, 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;

d) produto potencial (Y^p) – os importadores baseiam suas decisões não somente na renda atual, mas também na de longo prazo; o parâmetro dessa variável, entretanto, possui sinal duvidoso – como esta é associada a uma tendência temporal, o sinal do parâmetro depende das mudanças estruturais que interferem na demanda por importações; logo, abertura comercial implica aumento das importações, e política de substituição de importações, obviamente, implica redução.

A partir dessas incorporações feitas no modelo, temos, finalmente, as formas funcionais alternativas a serem estimadas:

$$M^d = f(Y, E.Pm.(1+T)/Pd, Y/Y^p) \qquad (2)$$

$$M^d = f(Y, E.Pm.(1+T)/Pd, Y^p) \qquad (3).$$

Uma dificuldade na estimação de equações dessa natureza reside na ausência de séries históricas para as tarifas T setoriais, de forma que a alternativa usualmente adotada é a não utilização dessa variável. Isso obviamente pode ocasionar um problema de má especificação, ao gerar estimativas viesadas e instáveis ao longo da amostra. Diversos autores utilizam *dummies* de escada ou tendências 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 [Castro e Cavalcanti, 1997; Portugal, 1992], 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 está descrita em Enders (1995), assim como os valores críticos dos testes.

Conforme citado no capítulo 2, partiu-se da hipótese de exogeneidade estrita das variáveis do lado direito das equações (2) e (3). Nesse caso, uma vez analisadas as ordens de integração das variáveis, examinou-se a existência de um vetor de cointegração via procedimento de Engle e Granger de dois passos. Os valores críticos, nesse caso, foram extraídos de Engle e Yoo (1987) e MacKinnon (1991).

Para estimar os vetores de cointegração, não foi empregada a regressão estática proposta por Engle e Granger. Apesar da superconsistência da estimação via mínimos quadrados estáticos, os

resultados podem apresentar viés significativo para pequenas amostras, conforme evidenciado nas simulações de Monte Carlo realizadas por Barnejee *et alii* (1993) e Inder (1993). 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.[1] 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. Uma vez estimados os vetores de longo prazo, realizaram-se as estimações dos mecanismos de correção de erros, para modelar as dinâmicas de curto prazo.

Devido ao fato de as séries consideradas serem mensais, deu-se preferência à estimação uniequacional ao invés da utilização do procedimento de Johansen [Banerjee *et alii*, 1993]. Somente nas estimações de bens de consumo duráveis, utilizou-se tal alternativa como complemento às demais técnicas. A metodologia de Johansen, para ser aplicada, exige a congruência (resultados satisfatórios nos testes de diagnóstico) e estabilidade ao longo da amostra do vetor auto-regressivo (VAR) inicial, o que é difícil de ser obtido em séries mensais, e requer, portanto, a inclusão de *dummies* e defasagens excessivas. Mesmo que tal procedimento seja assintoticamente mais eficiente, para pequenas amostras, a necessidade de estimação conjunta de diversos parâmetros pode comprometer a sua superioridade em relação a estimações uniequacionais. Além disso, a perda de graus de liberdade com a parametrização excessiva pode acarretar a perda de potência dos testes de cointegração.

Quanto às séries utilizadas, os índices mensais de quantidade e preço das importações por categoria de uso foram extraídos de Markwald *et alii* (1997) e cobrem o período compreendido entre janeiro de 1978 e dezembro de 1996. 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 por Atacado (IPA) referentes aos setores correspondentes às séries de importação. A taxa de utilização da capacidade instalada (Y/Y^p) foi fornecida pela Fundação Getúlio Vargas. Devido à disponibilidade desta última variável, optou-se pela especificação (2). As séries foram transformadas por intermédio da função logaritma, o que permite a obtenção direta das elasticidades e reduz a variabilidade das séries.

Em relação à periodicidade das estimações, todas as séries disponíveis, com exceção do PIB nacional e da taxa de utilização da capacidade, são mensais. Restam-nos duas abordagens alternativas: *mensalizar* a série do PIB nacional por meio de um *spline* cúbico,[2] ou *trimestralizar* as séries mensais a partir de uma média aritmética simples. Optou-se pelo primeiro caso, pois tal

---

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

2 Por meio do procedimento PROC EXPAND do pacote SAS.

procedimento aumenta os graus de liberdade e também a potência dos testes de cointegração [Haug, 1995], embora possa causar algum viés nos estimadores.[3]

De agora em diante, LPIBMENS e LGapFGV são os logaritmos neperianos das séries *mensalizadas* do PIB brasileiro e da taxa de utilização da capacidade instalada, respectivamente. Para cada setor, LQ e LP correspondem aos logaritmos do índice de *quantum* e da taxa de câmbio real, dada pela multiplicação do índice de preço das importações pela taxa de câmbio nominal, dividido pelo IPA doméstico. Os cinco setores são denominados por: BCAP (bens de capital); INT (intermediários); BCD (bens de consumo duráveis); BNCD (bens de consumo não duráveis); COMB (combustíveis).

4 ESTIMAÇÃO[4] DAS EQUAÇÕES DE DEMANDA DE IMPORTAÇÃO

4.1 O Comportamento das Séries

Os gráficos a seguir descrevem o comportamento das séries utilizadas (em logaritmo).

[3] A mensalização de séries, à medida que diminui a variância dos estimadores, implica inclusão de um viés. Para maiores detalhes, ver Greene (1993).

[4] As estimações apresentadas neste trabalho foram realizadas com o uso do pacote econométrico PC-GIVE, versão 8.1 (ver Doornik e Hendry, 1994a e 1994b).

GRÁFICO 1

Comportamento do Logaritmo das Séries de PIB,
Taxa de Utilização da Capacidade Instalada e Índices
de *Quantum* e Preço para o Setor de Bens de Capital

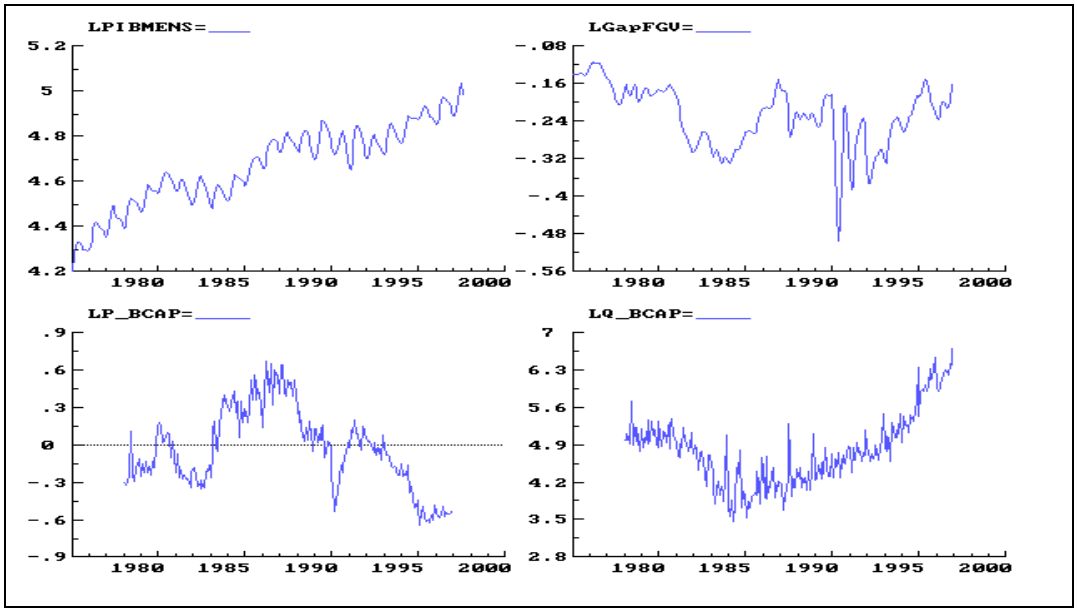


GRÁFICO 2

Comportamento do Logaritmo das Séries de Índices de *Quantum* e
Preço para os Setores de Bens Intermediários e Bens de Consumo Duráveis

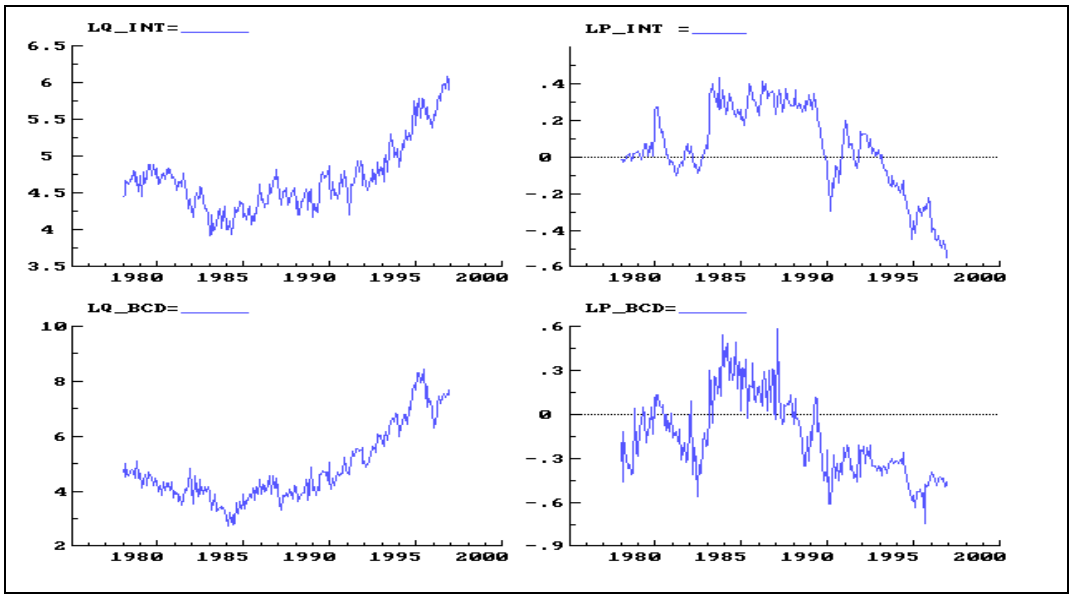
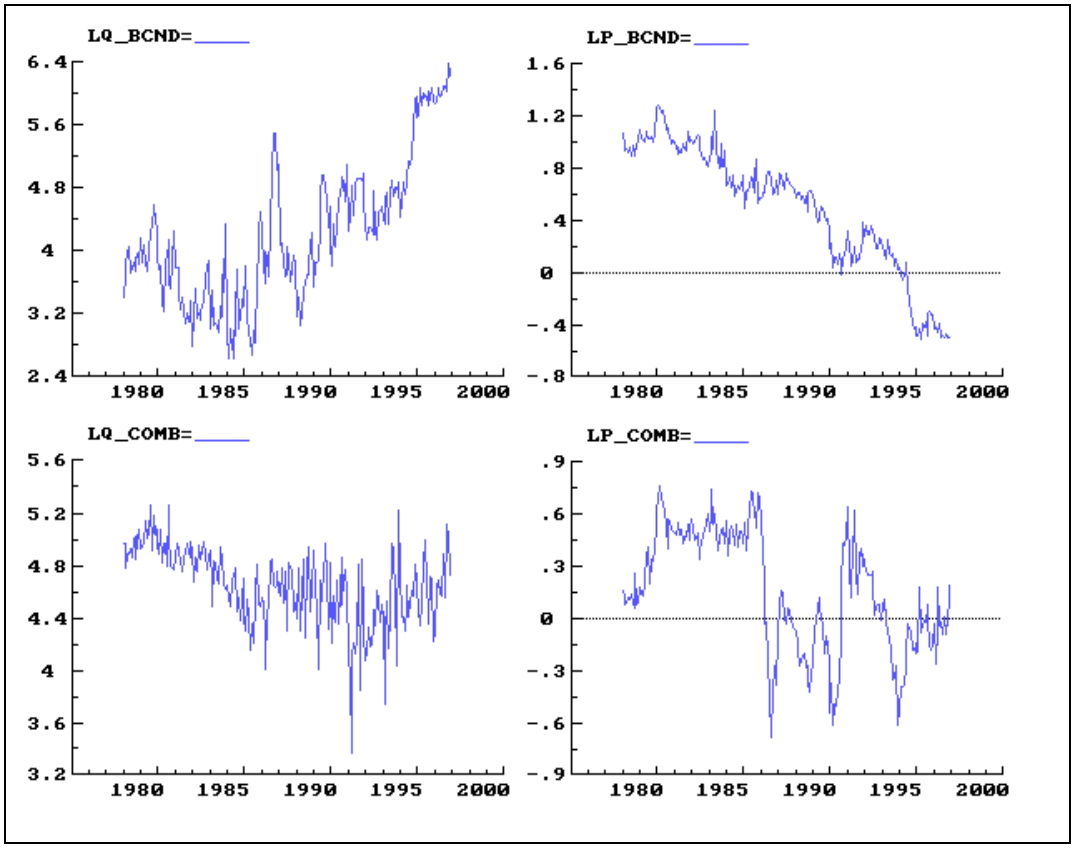


GRÁFICO 3

Comportamento do Logaritmo das Séries de Índices de *Quantum* e
Preço para os Setores de Bens de Consumo Não Duráveis e Combustíveis



4.2 Testes de Raiz Unitária Os resultados dos testes de Dickey e Fuller Aumentado realizados para raiz unitária estão apresentados na tabela 1, a seguir. Neste trabalho, não foram realizados testes ADF com 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 foram escolhidos de acordo com os critérios sugeridos em Perron *et alii* (1995). Os valores críticos dos testes baseiam-se em Mackinnon (1991). Na tabela 1, os índices **, * e + encontrados denotam a significância das estatísticas ao nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

TABELA 1

Resultados dos Testes de Raiz Unitária 1978/1996

Variável	t-ADF (com constante)	Número de Defasagens	t-ADF (sem constante)	Número de Defasagens
LGapFGV	-2.0000	8	-0.451839	8
ΔLGapFGV	-4.6321**	13	-4.6468**	13
LPIBMENS	-1.5534	12	1.1063	12
ΔLPIBMEN	-3.4680**	12	-3.2592**	12
LQ_BCAP	0.413723	14	0.998110	14
ΔLQ_BCAP	-3.2994*	13	-3.1704**	13
LP_BCAP	-1.4592	12	-1.4507	12
ΔLP_BCAP	-4.3245**	12	-4.3205**	12
LQ_INT	1.3042	13	1.5166	13
ΔLQ_INT	-3.2617*	13	-3.0573**	13
LP_INT	-0.0452123	12	-0.361139	12
ΔLP_INT	-4.8314**	11	-4.6731**	12
LQ_BCD	-0.122599	24	1.0277	24
ΔLQ_BCD	-2.4682	23	-2.2190*	23
LP_BCD	-1.2884	12	-0.951264	12
ΔLP_BCD	-3.2056*	24	-3.1440**	24
LQ_BCND	-0.0750783	18	1.0072	18
ΔLQ_BCND	-4.0293**	17	-3.8938**	17
LP_BCND	0.435734	12	-1.3710	12
ΔLP_BCND	-4.8070**	14	-4.1591**	14
LQ_COMB	-2.1181	21	-0.616297	21
ΔLQ_COMB	-3.8319**	20	-3.8051**	20
LP_COMB	-2.8758*	4	-2.5597*	4
ΔLP_COMB	-5.1818**	13	-5.1968**	13

Elaboração própria.

Pela análise da tabela 1, conclui-se que praticamente todas as variáveis são não estacionárias em nível e estacionárias em primeiras diferenças, ou seja, são I(1). Para a série em primeiras diferenças do índice de *quantum* de bens de consumo duráveis, com a inclusão da constante, não há rejeição da hipótese de raiz unitária nem mesmo ao nível de 10%, de acordo com a tabela de Dickey e Fuller. No entanto, segundo Enders (1995), na presença de uma constante na regressão característica do teste ADF, os valores críticos da tabela da distribuição normal padronizada podem ser utilizados. Portanto, caso a constante deva realmente entrar na equação característica, a hipótese nula é rejeitada ao nível de 1%, utilizada a distribui-ção normal. Caso a constante não deva ser incluída, a hipótese nula é rejeitada a 5%, pela tabela de Dickey e Fuller (ver tabela 1). Para a série de preços das importações de combustíveis, constata-se a rejeição da hipótese nula de raiz unitária ao nível de 5%, o que vai de encontro a uma análise de cointegração entre o índice de *quantum* e o índice de preços desse setor.

Perron *et alii* (1995) constatam a estacionariedade para a série de inflação brasileira no período que antecede o Plano Real, por meio do procedimento convencional do teste ADF, o que obviamente destoa da intuição econômica. A justificativa para tal resultado está na ocorrência dos diversos planos de estabilização ocorridos no Brasil durante o período considerado. A série de inflação apresenta comportamento explosivo durante a maior parte do período, à exceção dos meses de implementação dos planos, nos quais a inflação atinge baixos patamares, para retornar,

após o fracasso dessas políticas, a níveis mais elevados. Conseqüentemente, tais baixas ocasionadas pelos planos são *percebidas* pelo teste ADF como choques temporários, seguidos do retorno a uma tendência determinística, o que implica, por conseguinte, a rejeição da hipótese de raiz unitária. Os autores apresentam modificações em alguns testes convencionais de raiz unitária, para assim obter resultados que rejeitam a presença da raiz, mas em favor de um comportamento explosivo da série. Outra alternativa para se detectar a presença de raiz unitária, nesses casos, seria a utilização de medidas de persistência de uma série a choques. Todas as medidas propostas estão relacionadas à função de densidade espectral normalizada da série em primeiras diferenças Δy_t, calculada na freqüência zero: $f_{\Delta y}(0) = h_{\Delta y}(0)/\sigma^2_{\Delta y}$, em que $\sigma^2_{\Delta y}$ é a variância da série em primeiras diferenças. Para um passeio aleatório, $f_{\Delta y}(0)$ vale 1 e os choques não são amortizados ao longo das demais observações. Para $f_{\Delta y}(0) = 0$, a série é estacionária em torno de uma tendência e os choques não exibem persistência alguma. Quando $0 < f_{\Delta y}(0) < 1$, os choques têm efeito persistente, mas este se atenua ao longo das observações futuras. Uma estimativa de $f_{\Delta y}(0)$ pode fornecer uma indicação sobre o comportamento de determinada variável econômica.

O teste ADF com as modificações sugeridas por Perron foi aplicado aos índices de preços dos combustíveis, sem se chegar, no entanto, a conclusões diferentes a respeito da estacionariedade da série. Finalmente, calculou-se o valor amostral de $f_{\Delta y}(0)$,[5] e chegou-se a um valor igual a 1. Isso nos fornece uma indicação da presença de raiz unitária na série de preços dos combustíveis, o que destoa dos resultados do ADF. Pela análise do gráfico 3, observa-se que os índices de preço apresentam mudança de patamar durante o período de março de 1986 a agosto de 1990, mas em seguida retornam ao nível anterior. Logo, pode-se apontar tal comportamento como uma explicação para os resultados do teste ADF. Consideraremos, portanto, a série de combustíveis como I(1), para efeito de estimação.

4.3 Resultados das Estimações

a) Bens de Capital

Conforme citado no capítulo 3, a existência de um vetor de cointegração para cada um dos setores foi testada via procedimento de Engle e Granger. Nesse caso, partiu-se de uma regressão estática da variável *quantum* importado contra as variáveis explicativas, secundada por um teste ADF de presença de raiz unitária na série de resíduos (R_BCAP) dessa regressão. A escolha do número de defasagens no teste ADF dos resíduos foi levada a termo por meio da escolha dos menores valores para os critérios de informação (SC, HQ e FPE) [Engle e Yoo, 1987]. Adicionalmente, realizaram-se testes de autocorrelação para verificar se os resíduos da equação característica do teste ADF são autocorrelacionados.

Comparando-se a estimativa do parâmetro da variável R_BCAP_1 na regressão do ADF, -6.246, com os valores críticos da tabela de Engle e Yoo (1987), rejeita-se a hipótese nula de não cointegração, com um nível de significância de 1%. Estimou-se, então, um ADL(8) e encontrou-se a solução estática [Doornik e Hendry, 1994a], e, por conseguinte, o vetor de cointegração. Os resultados do vetor de longo prazo estão mostrados na tabela 2.

---

5 As expressões para determinação de $f_{\Delta y}(0)$ amostral estão apresentadas no texto de Perron *et alii* (1995).

TABELA 2

Estimação do Vetor de Longo Prazo para Bens de Capital: jan./78 a nov./96

Solved Static Long Run equation			
LQ_BCAP =	-1.897 LP_BCAP	+1.321 LPIBMENS	+6.358 LGapFGV
(SE)	(0.69683)	(0.25801)	(4.792)
	+7.421 i1983p12	+11.09 i1987p7	+7.948 i1984p9
	(6.604)	(9.452)	(7.177)
	+1.181 s1988p4	-6.712 Seasonal	
	(1.152)	(5.788)	

Para estabilizar o modelo ao longo da amostra e obter congruência, foram incluídas *dummies* de impulso para dezembro de 1983 (i1983p12), julho de 1987 (i1987p7) e setembro de 1984 (i1984p9). Além disso, foi necessária a inclusão de uma *dummy* de escada a partir de abril de 1988 (s1988p4), de forma a captar o aumento das importações ocasionado pelo período de abertura comercial. Adicionalmente, também foram incluídas *dummies* sazonais (*Seasonal*).

A partir do vetor de cointegração encontrado e da especificação inicial para o ADL, estimou-se o mecanismo de correção de erros. 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. Na tabela 3 estão apresentados os resultados da estimação do mecanismo de correção de erros e o gráfico 4 apresenta os resultados das previsões para os últimos 36 meses.[6]

Na tabela 3 e nas demais tabelas que mostram os resultados das estimações dos mecanismos de correção de erro, a sigla AR oferece os valores relativos ao teste do multiplicador de Lagrange para autocorrelação serial, enquanto a sigla ARCH mostra os valores para o teste de Engle para resíduos ARCH. RSS e σ correspondem à soma dos quadrados e ao desvio padrão dos resíduos, enquanto DW refere-se à estatística de Durbin-Watson. Nos termos Normality e RESET estão contidos os valores do teste de Jarque-Bera para a normalidade dos resíduos e do teste de Ramsey para má especificação, respectivamente; e o símbolo Xi^2 indica os valores para o teste de validade funcional e/ou heterocedasticidade. A letra "D" no início do nome das variáveis refere-se à primeira diferença, enquanto "_n" no final do nome refere-se à n-ésima defasagem.

[6] Na estimação do modelo foram excluídos os três últimos anos e utilizados os parâmetros assim estimados para prever a variável dependente desses mesmos anos.

TABELA 3

Mecanismo de Correção de Erros para o Setor de Bens de Capital

EQ(145) Modelling DLQ_BCAP by RLS

The present sample is: 1978 (9) to 1996 (12)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-value	t-prob	PartR²
DLQ_BCAP_1	-0.684034	0.0664498	-10.294	0.0000	0.3509
DLQ_BCAP_2	-0.587083	0.0758222	-7.743	0.0000	0.2342
DLQ_BCAP_3	-0.427114	0.0797229	-5.357	0.0000	0.1277
DLQ_BCAP_4	-0.374733	0.0797830	-4.697	0.0000	0.1012
DLQ_BCAP_5	-0.309906	0.0770985	-4.020	0.0001	0.0762
DLQ_BCAP_6	-0.252300	0.0704060	-3.583	0.0004	0.0615
DLQ_BCAP_7	-0.140834	0.0557284	-2.527	0.0123	0.0316
DLP_BCAP	-0.678891	0.152842	-4.442	0.0000	0.0915
DLP_BCAP_5	0.217384	0.147225	1.477	0.1414	0.0110
DLP_BCAP_6	-0.254471	0.148832	-1.710	0.0889	0.0147
ECM_BCAP_1	-0.0596656	0.0385414	-1.548	0.1232	0.0121
DLPIBMEN	12.300	7.3521	1.673	0.0959	0.0141
DLPIBMEN_1	-34.102	17.498	-1.949	0.0527	0.0190
DLPIBMEN_2	35.070	16.834	2.083	0.0385	0.0217
DLPIBMEN_4	-42.628	18.877	-2.258	0.0250	0.0254
DLPIBMEN_5	64.181	24.577	2.611	0.0097	0.0336
DLPIBMEN_6	-52.110	16.418	-3.174	0.0017	0.0489
DLPIBMEN_7	23.128	5.7965	3.990	0.0001	0.0751
i1983p12	0.718796	0.223163	3.221	0.0015	0.0503
i1987p7	1.0125	0.218551	4.633	0.0000	0.0987
i1984p9	0.717944	0.225927	3.178	0.0017	0.0490
s1988p4	0.107484	0.0243132	4.421	0.0000	0.0907
Seasonal	-0.304354	0.0684138	-4.449	0.0000	0.0917
Seasonal_1	-0.321469	0.0738477	-4.353	0.0000	0.0882

R^2=0.6405014 σ = 0.2111458 DW = 2.02

*R^2 does NOT allow for the mean *

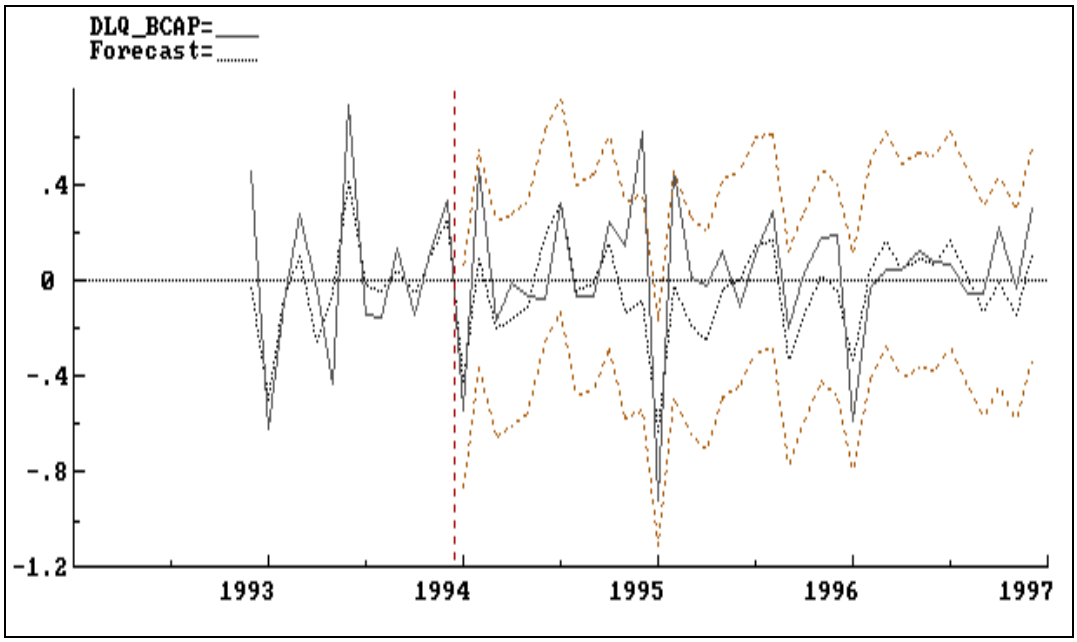
RSS = 8.738182016 for 24 variables and 220 observations

AR 1- 7F(7,189) =	0.534104 [0.8080]
ARCH 7 F(7,182) =	1.2469 [0.2794]
Normality Chi²(2) =	2.3476 [0.3092]
Xi² F(42,153) =	0.961006 [0.5452]
RESET F(1,195) =	3.1091 [0.0794]

Tests of parameter constancy over:	1994 (1) to 1996 (12)
Forecast Chi²(36)=	35.532 [0.4907]
Chow F(36,160) =	0.807831 [0.7709]

De acordo com a tabela 3, o modelo apresenta boa especificação em relação aos testes de diagnóstico. O parâmetro de ajustamento do mecanismo de correção de erro apresenta sinal negativo, como já era esperado. Seu valor indica que, a cada período, os agentes compensam em torno de 6% do desequilíbrio do período anterior. Também não há rejeição nos testes de estabilidade das previsões para três anos adiante, o que é evidenciado no gráfico 4. Os testes de estabilidade das estimações ao longo da amostra (não apresentados neste texto), via mínimos quadrados recursivos, não indicaram problemas [Doornik e Hendry, 1994a].

GRÁFICO 4
Previsões para Três Anos com o Modelo de
Correção de Erros para Bens de Capital



b) Bens Intermediários

Para o setor de bens intermediários, na regressão estática para o procedimento de Engle e Granger de dois passos, foram incluídas *dummies* sazonais, e obteve-se a série de resíduos (R_INT). Esse procedimento equivale a dessazonalisar cada série por meio de uma regressão contra *dummies* sazonais e depois aplicar uma regressão para as séries dessazonalisadas. Enders (1995) propõe um procedimento análogo para testes ADF de raiz unitária. O uso de tais *dummies* diminuiu a autocorrelação serial na regressão do ADF para testar a estacionariedade dos resíduos, de forma a permitir um menor número de defasagens, e aumentar a potência do teste de cointegração.

O valor do parâmetro da variável R_INT_1 na regressão do ADF dos resíduos apresentou valor alto (em módulo): -5.214, e isso levou à rejeição da hipótese nula de não cointegração a um nível de 1%. Estimou-se um ADL(11) e chegou-se à solução estática apresentada na tabela 4.

TABELA 4

Estimação do Vetor de Longo Prazo para Bens Intermediários: jan./1978 a nov./1996

Solved Static Long Run equation			
LQ_INT =	-2.003 LP_INT	+1.337 LPIBMENS	+0.77034 LGapFGV
(SE)	(0.35987)	(0.14663)	(1.246)
	-1.217 i1985p7	-18.25 Seasonal	+0.26657 s1985p10
	(0.84362)	(9.698)	(0.17429)

Nesse caso, optou-se pela inclusão de uma *dummy* de impulso para o mês de julho de 1985 (i1985p7), de uma *dummy* de escada a partir de outubro de 1985 (s1985p10), e de *dummies* sazonais (*Seasonal*). Uma vez encontrado o vetor de cointegração, estimou-se o mecanismo de correção de erros, cujos resultados estão mostrados na tabela 5.

TABELA 5

Mecanismo de Correção de Erros para o Setor de Bens Intermediários

EQ(4)Modelling DLQ_INT by RLS

The present sample is: 1978 (12) to 1996 (12)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartR²
DLQ_INT_1	-0.564356	0.0675695	-8.352	0.0000	0.2804
DLQ_INT_2	-0.541440	0.0795733	-6.804	0.0000	0.2055
DLQ_INT_3	-0.162540	0.0838347	-1.939	0.0541	0.0206
DLQ_INT_4	-0.308714	0.0807419	-3.823	0.0002	0.0755
DLQ_INT_5	-0.177016	0.0810235	-2.185	0.0302	0.0260
DLQ_INT_6	-0.302324	0.0806088	-3.751	0.0002	0.0729
DLQ_INT_7	-0.231382	0.0752509	-3.075	0.0024	0.0502
DLQ_INT_8	-0.207382	0.0615817	-3.368	0.0009	0.0596
DLQ_INT_10	-0.111276	0.0545323	-2.041	0.0428	0.0227
DLP_INT	-0.350283	0.133655	-2.621	0.0095	0.0370
DLP_INT_10	0.266849	0.131830	2.024	0.0444	0.0224
DLPIBMEN	6.1462	1.4911	4.122	0.0001	0.0867
DLPIBMEN_2	-10.481	3.2289	-3.246	0.0014	0.0556
DLPIBMEN_4	41.716	11.023	3.785	0.0002	0.0741
DLPIBMEN_5	-60.661	20.492	-2.960	0.0035	0.0467
DLPIBMEN_6	59.000	20.827	2.833	0.0051	0.0429
DLPIBMEN_7	-36.094	14.034	-2.572	0.0109	0.0356
DLPIBMEN_8	13.024	5.8248	2.236	0.0266	0.0272
DLGapFGV_2	3.3002	0.990029	3.333	0.0010	0.0584
DLGapFGV_4	-10.259	2.9385	-3.491	0.0006	0.0637
DLGapFGV_5	18.974	6.1653	3.078	0.0024	0.0503
DLGapFGV_6	-24.937	7.2686	-3.431	0.0007	0.0617
DLGapFGV_7	29.531	6.9915	4.224	0.0000	0.0906
DLGapFGV_8	-27.371	6.5293	-4.192	0.0000	0.0894
DLGapFGV_9	17.917	4.5642	3.926	0.0001	0.0793
DLGapFGV_10	-5.7693	1.9011	-3.035	0.0028	0.0489
ECM_INT_1	-0.138646	0.0238436	-5.815	0.0000	0.1589
s1985p10	0.0474460	0.0155305	3.055	0.0026	0.0496
Seasonal	-0.309127	0.0691320	-4.472	0.0000	0.1005
Seasonal_1	-0.350604	0.0693202	-5.058	0.0000	0.1250

(Continua)

(Continuação)

EQ(4)Modelling DLQ_INT by RLS

The present sample is: 1978 (12) to 1996 (12)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartR²
Seasonal_2	-0.265379	0.0778713	-3.408	0.0008	0.0609
Seasonal_3	-0.115858	0.0550873	-2.103	0.0368	0.0241
Seasonal_5	-0.153127	0.0484551	-3.160	0.0019	0.0528
Seasonal_6	-0.296489	0.0642112	-4.617	0.0000	0.1064
Seasonal_7	-0.420871	0.0666277	-6.317	0.0000	0.1823
Seasonal_8	-0.408139	0.0700448	-5.827	0.0000	0.1594
Seasonal_9	-0.167774	0.0623296	-2.692	0.0078	0.0389
Seasonal_10	-0.100896	0.0580534	-1.738	0.0839	0.0166

$R^2 = 0.6802917$ $\sigma = 0.09490094$ DW = 1.98

* R^2 does NOT allow for the mean *

RSS = 1.6121076 for 38 variables and 217 observations

AR 1- 7F(7,172) = 0.714886 [0.6595]ARCH 7 F(7,165) = 0.13761 [0.9952]

Normality Chi²(2)= 2.2876 [0.3186]

Xi² F(65,113) = 0.692816 [0.9464]

RESET F(1,178) = 1.5462 [0.2153]

Tests of parameter constancy over: 1994 (1) to 1996 (12)

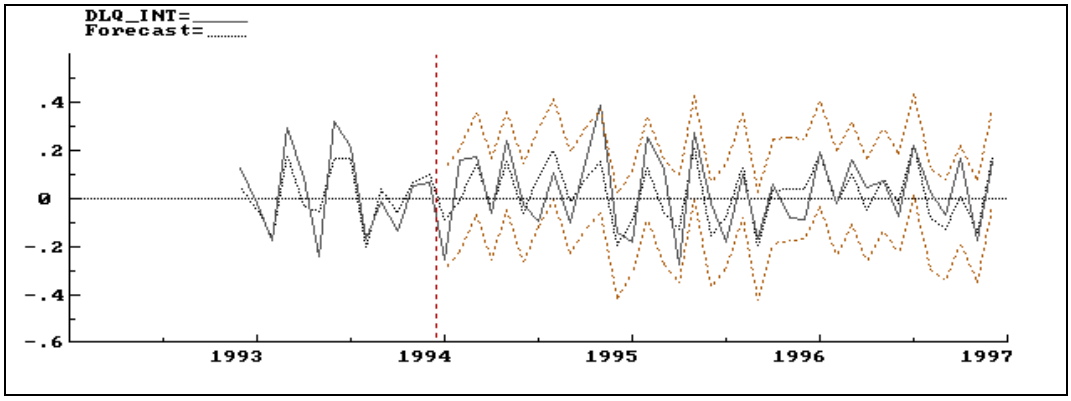
Forecast Chi²(36)= 41.356 [0.2482]

Chow F(36,143) = 0.942699 [0.5671]

Os testes de diagnóstico apresentam valores satisfatórios e não indicaram problemas com as estimações. O sinal do parâmetro do termo de correção de erros também foi negativo. Isso indicou uma velocidade de ajuste a variações em torno do equilíbrio de longo prazo de aproximadamente 14% por período. Nas previsões para três anos, os testes de Chow não evidenciam quebras estruturais, o que é comprovado pelo gráfico 5. Quanto à estabilidade do modelo, os testes não apresentaram grandes evidências contra a não constância das estimações ao longo do período considerado. Há alguma instabilidade no início das estimações recursivas, evidenciada pelo teste de Chow com horizonte de previsão decrescente.

GRÁFICO 5

Previsões para Três Anos com o Modelo de Correção de Erros para Bens Intermediários



c) Bens de Consumo Não Duráveis

Para o setor de bens de consumo não duráveis, na regressão estática do procedimento de Engle e Granger não foi incluído o PIB, pois, em estimações preliminares, os resultados encontrados com tal variável se mostraram inferiores. Se compararmos a estimativa para o parâmetro da variável R_BCND1_1, (-3.622) com os valores críticos da tabela de Engle e Yoo, teremos a rejeição da hipótese nula de não estacionariedade dos resíduos, com probabilidade de erro tipo I menor que 10%, mesmo com 12 defasagens. Com um número menor de defasagens, encontraram-se valores menores para os critérios de informação e valores maiores para a estimativa do parâmetro, o que diminui a probabilidade de erro tipo I. No entanto, os testes de Lagrange indicam a presença de autocorrelação serial nesses casos. Em seguida, estimou-se um ADL(10), cuja solução estática é mostrada na tabela 6.

TABELA 6

Estimação do Vetor de Longo Prazo para Bens de Consumo Não Duráveis: jan./1978 a nov./1996

Solved Static Long Run equation			
LQ_BCND =	+7.122	-1.406 LP_BCND	+7.15 LGapFGV
(SE)	(0.54958)	(0.29001)	(1.586)
	+4.342 i1983p12	-7.685 Seasonal	+0.44103 s1988p6
	(1.609)	(3.957)	(0.27819)

Para tornar as estimativas congruentes, foram adicionadas *dummies* de impulso, para dezembro de 1983 (i1983p12), e de escada, a partir de junho de 1988 (s1988p6), assim como *dummies* sazonais. Os resultados para as estimações do mecanismo de correção de erros estão mostrados na tabela 7, a seguir. As previsões para os três últimos anos estão apresentadas no gráfico 6.

TABELA 7

Mecanismo de Correção de Erros para o Setor de Bens de Consumo Não Duráveis

EQ(97) Modelling DLQ_BCND by RLS

The present sample is: 1978 (11) to 1996 (11)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartR²
Constant	1.9234	0.284056	6.771	0.0000	0.1936
DLQ_BCND_3	0.111250	0.0592161	1.879	0.0618	0.0181
DLQ_BCND_9	0.0890529	0.0564596	1.577	0.1164	0.0129
DLP_BCND	-0.580061	0.226556	-2.560	0.0112	0.0332
DLP_BCND_1	0.361033	0.218415	1.653	0.1000	0.0141
DLP_BCND_5	0.513115	0.215233	2.384	0.0181	0.0289
DLP_BCND_6	0.357569	0.237685	1.504	0.1341	0.0117
DLP_BCND_7	0.593969	0.230508	2.577	0.0107	0.0336
DLP_BCND_8	0.548253	0.218130	2.513	0.0128	0.0320
DLGapFGV	9.1063	2.7973	3.255	0.0013	0.0526
DLGapFGV_1	-10.742	3.9031	-2.752	0.0065	0.0381

(Continua)

(Continuação)

EQ(97) Modelling DLQ_BCND by RLS

The present sample is: 1978 (11) to 1996 (11)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartR²
DLGapFGV_3	9.8889	6.4950	1.523	0.1295	0.0120
DLGapFGV_4	-13.325	7.3163	-1.821	0.0701	0.0171
DLGapFGV_6	13.635	9.4227	1.447	0.1495	0.0108
DLGapFGV_7	-19.434	13.319	-1.459	0.1462	0.0110
DLGapFGV_8	13.864	9.9060	1.400	0.1633	0.0102
DLGapFGV_9	-5.6438	4.0036	-1.410	0.1603	0.0103
i1983p12	0.981626	0.255627	3.840	0.0002	0.0717
s1988p6	0.110937	0.0346418	3.202	0.0016	0.0510
Seasonal	-0.467055	0.0672041	-6.950	0.0000	0.2018
Seasonal_1	-0.132050	0.0628715	-2.100	0.0370	0.0226
Seasonal_3	-0.264057	0.0678741	-3.890	0.0001	0.0734
Seasonal_4	-0.169303	0.0649057	-2.608	0.0098	0.0344
Seasonal_5	-0.126031	0.0655448	-1.923	0.0560	0.0190
Seasonal_8	-0.169323	0.0629330	-2.691	0.0078	0.0365
ECM_BCND_1	-0.279046	0.0432019	-6.459	0.0000	0.1793

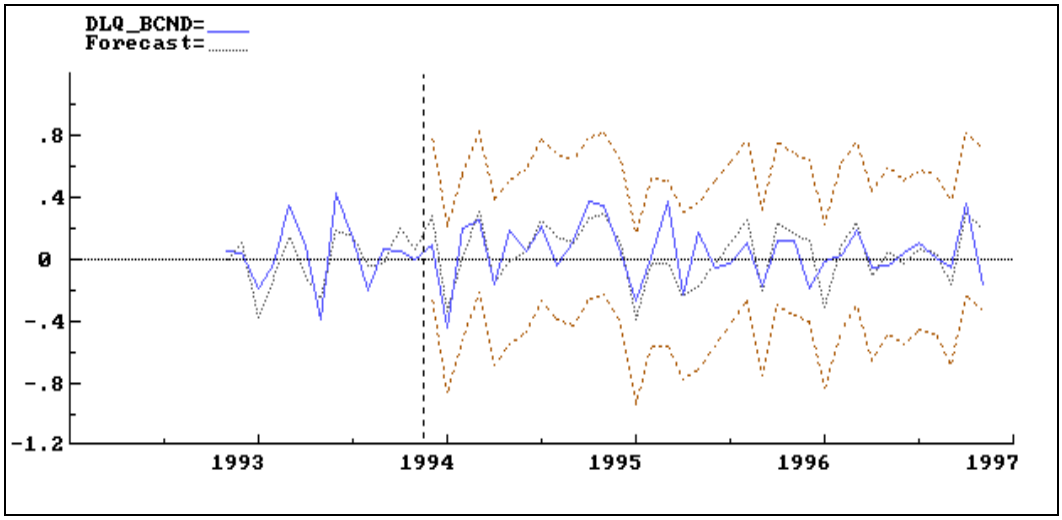
R^2 = 0.5137143 F(25, 191) = 8.0709 [0.0000] σ = 0.2358343 DW = 1.93
RSS = 10.62300707 for 26 variables and 217 observations

AR 1- 7F(7,184) = 0.671336 [0.6962]
ARCH 7 F(7,177) = 2.3676 [0.0245] *
Normality Chi²(2) = 7.2771 [0.0263] *
Xi² F(42,148) = 1.5648 [0.0272] *
RESET F(1,190) = 1.0957 [0.2965]

Tests of parameter constancy over: 1993 (12) to 1996 (11)
Forecast Chi²(36)= 13.789 [0.9997]
Chow F(36,155) = 0.339311 [0.9998]

GRÁFICO 6

Previsões para Três Anos com o Modelo de Correção de Erros para Bens de Consumo Não Duráveis



Os testes de diagnóstico apresentam alguns problemas, e houve rejeição ao nível de 5% das hipóteses nulas de bom comportamento dos resíduos em três dos cinco testes. Isso deve-se ao

fato de ter sido escolhido um modelo mais parcimonioso, o que, por outro lado, resultou em um bom ajuste nas previsões para os três últimos anos. O parâmetro do termo de correção de erros apresentou valor elevado, que indicou alta velocidade de ajustamento a desvios da relação de longo prazo: em torno de 28% a cada período. Os testes de estabilidade das estimações ao longo do período amostral não apresentaram problemas.

d) Bens de Consumo Duráveis

Para o setor de bens de consumo duráveis, ao se analisar o valor do parâmetro da variável R_BCD_1 (-2.782) na regressão do teste ADF dos resíduos, verificou-se que não há rejeição da hipótese nula de não estacionariedade, mesmo ao nível de 10%. Alternativamente, utilizou-se o procedimento de Johansen[7] para testar a presença de raiz unitária nesse caso, e os resultados estão na tabela 8. Como mencionado no capítulo 3, esses valores devem ser observados com certa cautela, pois o VAR inicial não passou nos testes de diagnóstico. O número de defasagens do vetor auto-regressivo, nesse caso, foi determinado com base na escolha dos menores valores para os critérios de informação (Hannan-Quinn e Schwarz). Além disso, devido à inclusão de *dummies* de impulso e de escada no vetor auto-regressivo, os valores críticos não são mais os considerados por Doornik e Hendry (1994b) para os testes do maior autovalor e para os testes do traço.

TABELA 8

Resultado do Procedimento de Johansen para Cointegração para Bens de Consumo Duráveis: jan./1978 a dez./1996

	Testes do Maior Autovalor			Testes do Traço		
Ho:rank=p	-Tlog(1-γ)	(T-nm)log(1-γ)	95%	-TΣlog1-γ)	-(T-nm)Σlog1-γ)	95%
p == 0	29.12**	25.94**	17.9	42.23**	37.62**	24.3
p <= 1	11.58*	10.31	11.4	13.11*	11.68	12.5
p <= 2	1.532	1.365	3.8	1.532	1.365	3.8

Vetor de Cointegração para o Maior Autovalor

LQ_BCD	LPIBMENS	LP_BCD	s1988p6
1.000	-1.551	5.744	0.10377

Segundo a tabela 8, os testes de Johansen rejeitam a hipótese nula, e indicam a presença de pelo menos um vetor de cointegração. Finalmente, estimou-se um ADL(3) e encontrou-se a solução estática. Foi adicionada uma *dummy* de escada a partir de junho de 1988 (s1988p6), além de *dummies* sazonais. A variável *taxa de utilização da capacidade* não foi inserida, uma vez que os resultados com a sua inclusão foram pouco satisfatórios.

[7] Foi utilizado o pacote econométrico PC-FIML. Para maiores detalhes, ver Doornik e Hendry (1994b).

TABELA 9

Estimação do Vetor de Longo Prazo para Bens de Consumo Duráveis: jan./1978 a dez./1996

Solved Static Long Run equation			
LQ_BCD =	-2.928 LP_BCD	+1.716 LPIBMENS	-53.61 Seasonal
(SE)	(1.625)	(0.38756)	(23.21)
	+1.558 s1988p6		
	(0.94737)		

Quando se comparam os vetores de cointegração obtidos via Johansen e via ADL, observa-se que os valores se mostram próximos, nos dois casos, para a elasticidade relativa ao PIB, assim como altos valores para a elasticidade relativa a preço (taxa de câmbio efetiva). Devido ao mau desempenho do procedimento de Johansen em relação aos testes de diagnóstico do VAR inicial e à sua parametrização excessiva, optou-se pela utilização do vetor de longo prazo, obtido via ADL.

Desse modo, o modelo de correção de erros foi estimado e seus resultados são mostrados na tabela 10. Quanto às previsões, os resultados dos testes para os três últimos anos rejeitaram a hipótese de estabilidade. Isso ocorre devido à existência de instabilidade da série de *quantum* das importações no ano de 1995.[8] Portanto, o gráfico 7 apresenta os resultados das previsões apenas para os últimos doze meses.

TABELA 10

Mecanismo de Correção de Erros para o Setor de Bens de Consumo Duráveis

EQ(10) Modelling DLQ_BCD by RLS
The present sample is: 1978 (4) to 1996 (12)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartR²
DLQ_BCD_1	-0.490866	0.0662707	-7.407	0.0000	0.2103
DLQ_BCD_2	-0.125634	0.0631975	-1.988	0.0481	0.0188
DLP_BCD	-0.843151	0.145522	-5.794	0.0000	0.1401
DLP_BCD_1	-0.340597	0.148262	-2.297	0.0226	0.0250
DLPIBMEN	19.741	7.4321	2.656	0.0085	0.0331
DLPIBMEN_1	-27.250	12.038	-2.264	0.0246	0.0243
DLPIBMEN_2	16.571	7.3891	2.243	0.0260	0.0238
s1988p6	0.100463	0.0356025	2.822	0.0052	0.0372
Seasonal	-0.541892	0.0979668	-5.531	0.0000	0.1293
Seasonal_1	-0.668687	0.135742	-4.926	0.0000	0.1054
Seasonal_2	-0.411694	0.148713	-2.768	0.0061	0.0359
Seasonal_3	-0.283807	0.126394	-2.245	0.0258	0.0239
Seasonal_4	-0.201340	0.121108	-1.662	0.0979	0.0132
Seasonal_5	-0.269956	0.120036	-2.249	0.0256	0.0240
Seasonal_6	-0.399344	0.145623	-2.742	0.0066	0.0352
Seasonal_7	-0.277705	0.124747	-2.226	0.0271	0.0235

(Continua)

8 Essa instabilidade das estimações, no ano de 1995, deve-se provavelmente à política tarifária do governo, que afetou diversos produtos classificados como bens de consumo duráveis (ver Baumann, 1997).

(Continuação)

EQ(10) Modelling DLQ_BCD by RLS
The present sample is: 1978 (4) to 1996 (12)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartR²
Seasonal_8	-0.344469	0.101403	-3.397	0.0008	0.0530
Seasonal_9	-0.119749	0.0755798	-1.584	0.1146	0.0120
ECM_BCD_1	-0.0657794	0.0167645	-3.924	0.0001	0.0695

R^2 = 0.4672943 σ = 0.2648935 DW = 2.05
* R^2 does NOT allow for the mean *
RSS = 14.45473001 for 19 variables and 225 observations

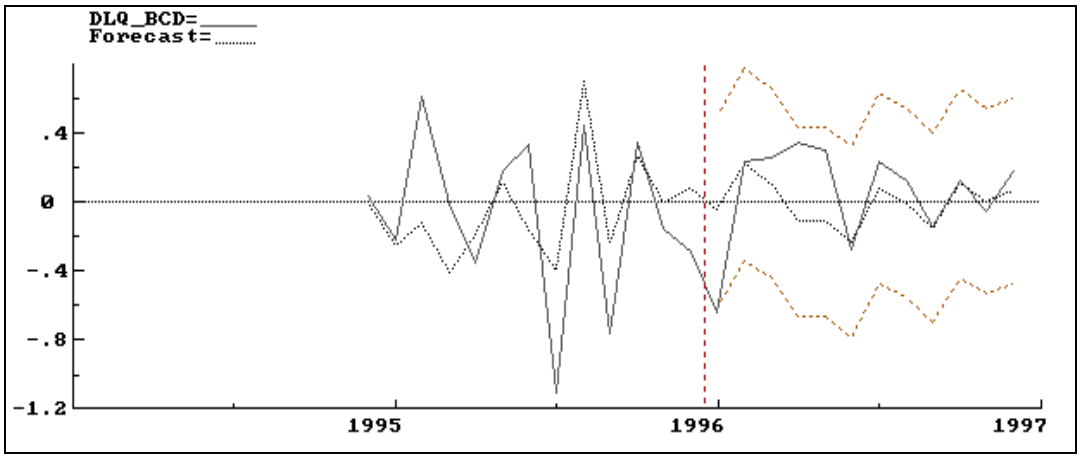
AR 1- 7F(7,199) = 1.0032 [0.4302]
ARCH 7 F(7,192) = 0.338086 [0.9357]
Normality $Chi^2(2)$= 5.3953 [0.0674]
Xi^2 F(27,178) = 0.878681 [0.6414]
RESET F(1,205) = 0.0349023 [0.8520]

Tests of parameter constancy over: 1996 (1) to 1996 (12)
Forecast $Chi^2(12)$= 11.67 [0.4725]
Chow F(12,194) = 0.889924 [0.5582]

As estimações do mecanismo de correção de erros apresentam bom desempenho em relação aos testes de diagnóstico. O sinal do parâmetro do termo de correção de erros possui baixa magnitude, e isso indica compensações a desvios do equilíbrio de longo prazo de aproximadamente 7% a cada período. Os testes de estabilidade apresentam bom comportamento ao longo de quase toda a amostra. Os problemas só aparecem no final do período, a partir de 1995, para o qual não foi possível estabilizar as estimações com a inclusão de *dummies*. As previsões para os doze últimos meses não apresentaram rejeição da hipótese nula de estabilidade, o que é comprovado pelo gráfico 7. Isso sugere que os resultados gerais são satisfatórios, de forma que, passado o período de instabilidade, o modelo estimado volte a ser uma boa aproximação para a dinâmica que governa as importações do setor.

GRÁFICO 7

Previsões para Doze Meses com o Modelo de Correção de Erros para Bens de Consumo Duráveis



e) Combustíveis

Para o setor de combustíveis, na regressão estática do procedimento de Engle e Granger, foi incluída uma tendência determinística (Trend) em substituição ao PIB, o que proporcionou sensível melhora nos resultados. O valor do parâmetro da variável R_COMB_1 (-4.228) permite a rejeição da hipótese nula de não cointegração ao nível de 5%, mesmo no caso de quatro variáveis cointegradas. A presença de uma tendência no lugar da quarta variável implica a necessidade de um valor crítico para a rejeição da hipótese nula menor do que o valor crítico no caso de quatro variáveis. Provavelmente, tal valor deve situar-se entre o valor crítico para três variáveis e o valor crítico para quatro, o que reforça a rejeição e a conclusão de que as séries aqui consideradas se cointegram. Dessa forma, estimou-se um ADL(7) e encontrou-se a solução estática, com os seguintes resultados:

TABELA 11
Estimação do Vetor de Longo Prazo para Combustíveis:
jan./1978 a nov./1996

Solved Static Long Run equation			
LQ_COMB =	+5.913	-0.56116 LP_COMB	+2.233 LGapFGV
(SE)	(0.24382)	(0.2246)	(0.8166)
	-0.31672 d863_907	-0.0032936 Trend	-0.83784 Seasonal
	(0.11544)	(0.00085453)	(0.50312)

Além da tendência e das *dummies* sazonais, foi incluída uma *dummy* de escada entre o período março de 1983 a julho de 1990 (d863_907). Finalmente, estimou-se o mecanismo de correção de erros correspondente ao ADL para encontrar o vetor de cointegração.

Em uma análise dos resultados dos testes de diagnóstico da tabela 12, conclui-se que há problemas quanto aos testes de normalidade dos resíduos e quanto ao teste RESET de má especificação. Além disso, há rejeição de constância dos parâmetros para as previsões nos últimos doze meses, o que é confirmado pelo gráfico 8. Uma idéia mais precisa dos problemas envolvidos com o modelo dinâmico desse setor pode advir da análise do gráfico 9, que contém os testes de estabilidade das estimações. Os gráficos da soma dos quadrados dos resíduos (RSS) e dos resíduos a um passo (Res1Step) sugerem a presença de heterocedasticidade. Os resíduos apresentam variação crescente, que não pode ser captada pelo modelo de correção de erros. Isso é confirmado pelos demais gráficos, principalmente o referente aos testes de Chow com horizonte de previsão crescente.

TABELA 12

Mecanismo de Correção de Erros para o Setor de Combustíveis

EQ(143) Modelling DLQ_COMB by OLS
The present sample is: 1978 (8) to 1996 (12)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartR²
Constant	2.3062	0.521656	4.421	0.0000	0.0903
DLQ_COMB_1	-0.446016	0.0935892	-4.766	0.0000	0.1034
DLQ_COMB_2	-0.418067	0.0925074	-4.519	0.0000	0.0939
DLQ_COMB_3	-0.361590	0.0879318	-4.112	0.0001	0.0791
DLQ_COMB_4	-0.224122	0.0793307	-2.825	0.0052	0.0389
DLQ_COMB_5	-0.171639	0.0659581	-2.602	0.0100	0.0332
DLP_COMB	-0.461611	0.113832	-4.055	0.0001	0.0770
DLP_COMB_1	0.139926	0.120413	1.162	0.2466	0.0068
DLP_COMB_4	-0.157707	0.119364	-1.321	0.1880	0.0088
DLP_COMB_5	-0.153239	0.119656	-1.281	0.2018	0.0083
DLP_COMB_6	0.187351	0.112733	1.662	0.0981	0.0138
d863_907	-0.126054	0.0420172	-3.000	0.0030	0.0437
DLGapFGV_2	2.2506	1.1865	1.897	0.0593	0.0179
DLGapFGV_4	-10.580	2.8657	-3.692	0.0003	0.0647
DLGapFGV_5	16.299	4.0439	4.030	0.0001	0.0762
DLGapFGV_6	-11.306	2.3628	-4.785	0.0000	0.1041
Trend	-0.00125755	0.000383301	-3.281	0.0012	0.0518
Seasonal_1	-0.168478	0.0510117	-3.303	0.0011	0.0525
Seasonal_2	-0.0973951	0.0518115	-1.880	0.0616	0.0176
Seasonal_3	-0.158822	0.0514375	-3.088	0.0023	0.0462
Seasonal_7	0.0982434	0.0501930	1.957	0.0517	0.0191
Seasonal_9	0.0944927	0.0496195	1.904	0.0583	0.0181
Seasonal_10	-0.100245	0.0496970	-2.017	0.0450	0.0202
ECM_COMB_1	-0.390571	0.0880251	-4.437	0.0000	0.0909

R^2 = 0.5714941 F(23, 197) = 11.423 [0.0000] σ = 0.19054 DW = 2.05
RSS = 7.152178172 for 24 variables and 221 observations

AR 1- 7F(7,190) = 1.2543 [0.2753]
ARCH 7 F(7,183) = 1.7134 [0.1082]
Normality Chi²(2)= 6.6799 [0.0354] *
Xi² F(25,171) = 1.5224 [0.0629]
RESET F(1,196) = 4.5832 [0.0335] *

Tests of parameter constancy over: 1996 (1) to 1996 (12)
Forecast Chi²(12)= 21.854 [0.0392] *
Chow F(12,185) = 1.5243 [0.1185]

GRÁFICO 8

Previsões para Doze Meses com o Modelo de Correção de Erros para Combustíveis

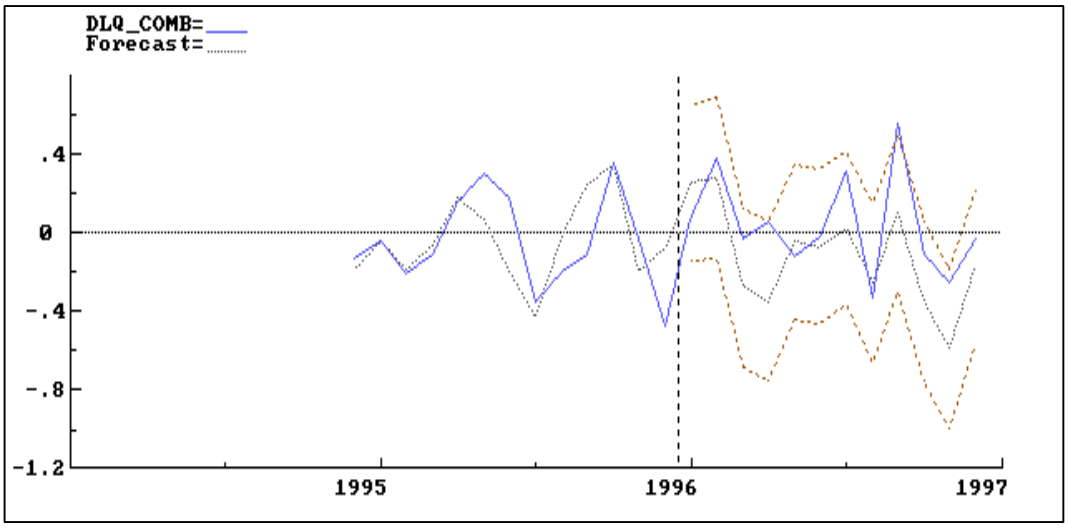
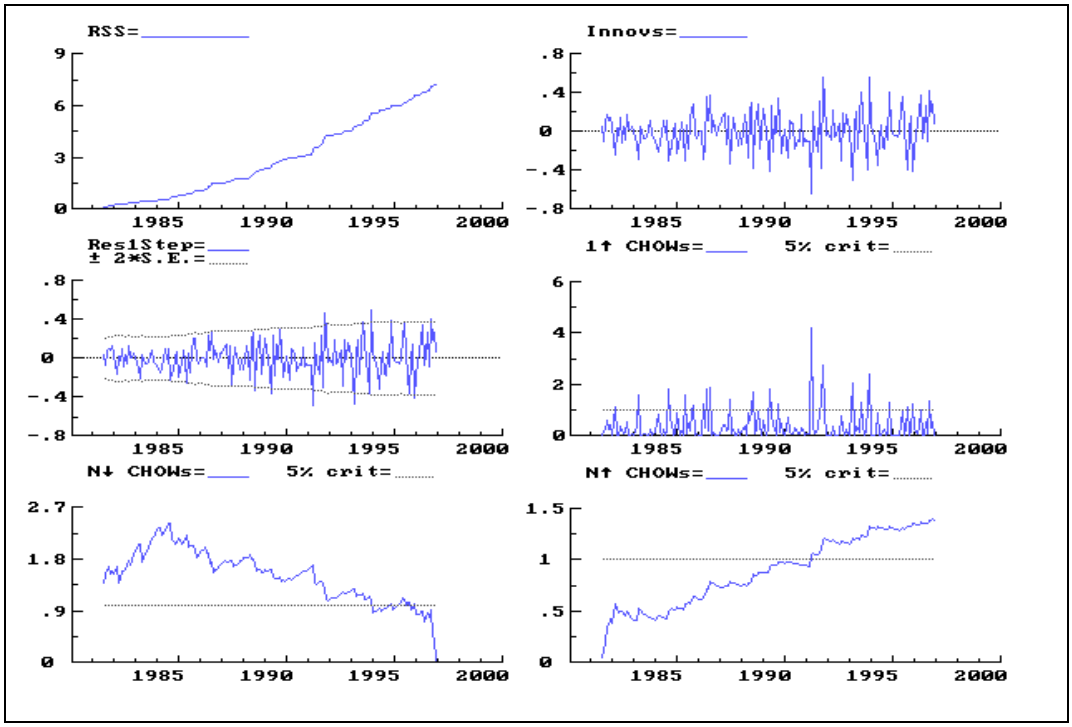


GRÁFICO 9

Testes de Estabilidade do Modelo de Correção de Erros para o Setor de Combustíveis



5 COMENTÁRIOS FINAIS

As estimações aqui desenvolvidas partiram da premissa da possível existência de um vetor de cointegração e, conseqüentemente, da presença de relações estáveis entre as variáveis, traduzidas em parâmetros estáveis. No entanto, uma variável importante no modelo não foi incluída: uma *proxy* para o grau de proteção da economia brasileira (inclusive as tarifas e as barreiras não tarifárias), referente à variável T nas equações (1), (2) e (3). Isso pode causar viés nas estimações e também ocasionar instabilidade nos parâmetros.

Apesar desse problema, pode-se afirmar que os resultados encontrados foram satisfatórios. Para os setores de bens de capital, bens de consumo não duráveis e bens intermediários, os modelos apresentaram boa especificação. Mesmo para o setor de bens de consumo duráveis, que apresentou instabilidade para o ano de 1995, as estimações se mostraram condizentes. O maior problema foi verificado no setor de combustíveis, no qual ficou evidente a necessidade de melhor especificação. Uma provável solução seria a inclusão de outra variável que possa explicar o comportamento da variabilidade crescente do *quantum* das importações. A tabela 13 resume os resultados encontrados para as relações de longo prazo.

TABELA 13

Elasticidades de Longo Prazo para Equações de Importação (1978/1996)

Setor	Elasticidades			
	Câmbio Real	PIB	Utilização da Capacidade Instalada	Tendência Determinística
Bens de capital	-1.897	1.321	6.358	-
Intermediários	-2.003	1.337	0.770	-
Não duráveis	-1.406	-	7.15	-
Duráveis	-2.928	1.716	-	-
Combustíveis	-0.561	-	2.233	-0.0033

Todas as elasticidades de longo prazo encontradas, com exceção do setor de combustíveis, apresentaram magnitudes maiores do que a unidade, em valor absoluto. À primeira vista, isso pode destoar dos valores encontrados em trabalhos anteriores. No entanto, os resultados aqui apresentados são coerentes com as elasticidades apresentadas em Cline *et alii* (1978) e em Stern *et alii* (1976), referentes a outros países de economia aberta. Do mesmo modo, esses valores se mostram condizentes com a elasticidade encontrada em Senhadji (1997) para as importações brasileiras totais (Ep = -1.80), haja vista esta última ser uma média ponderada das elasticidades setoriais.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BANERJEE, A.; DOLADO, J. J.; GALBRAITH, J. W. e HENDRY, D. F. *Co-integration, error correction, and the econometric analysis of non-stationary data*. Advanced Texts in Econometrics, Oxford University Press, 1993.

BAUMANN, R.; RIVERO, J. e ZAVATTIERO, Y. *As tarifas de importação no Plano Real*.— Brasília: CEPAL, mai. 1997. mimeo

CARVALHO, A.; LERDA, S.; MIYATA, S. e PARENTE, A. *Impactos da integração comercial*: Brasil — Estados Unidos.— Brasília: IPEA, abr. 1998. mimeo

CASTRO, A. S. e CAVALCANTI, M. A. F. *Estimação de equações de exportação e importação para o Brasil — 1955/95*.— Rio de Janeiro: IPEA, mar. 1997. (Texto para Discussão, n.469)

CLINE, R. W.; KAWANABE, N.; KRONSJO, T. O. M. e WILLIAMS, T. *Trade negociations in The Tokyo Round: a quantitative assessment*.— Washington, D.C.: The Brookings Institution, 1978.

DOORNIK, J. e HENDRY, D. *An interactive econometric modelling system, PC-GIVE 8.0*. International Thompson Publishing, 1994a.

____. *An interactive econometric modelling of dynamic system, PC FIML 8.0*. International Thompson Publishing, 1994b.

ENDERS, W. *Applied econometric time series*. Jonh Willey & Sons, Inc., 1995.

ENGLE, R. F. e YOO, B. S. Forecasting and testing in co-integrated systems. *Journal of Econometrics*, n.35, p.143-59, 1987.

GREENE, W. H. *Econometric analysis*. 2ª 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?* 7th World Congress of the Econometric Society, Tokyo, ago. 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. e DOLADO, J. The power of co-integration tests. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, n.54, p.325-48, 1992.

MACKINNON, J. G. Critical values for cointegrantion tests. *In*: ENGEL, R. F., e GRANGER, C. W. J. *Long-run economic relantionships*. Oxford University Press, 1991. p.267-276.

MARKWALD, R. A.; PINHEIRO, A. C.; FALCÃO, C. e 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, 1997, mimeo

PERRON, P.; CATI, R. C. e GARCIA, M. G. P. *Unit roots in the presence of abrupt governmental interventions with an application to brazilian data*.— Rio de Janeiro PUC/RJ, 1995. (Texto para Discussão, n.349)

PORTUGAL, M. S. *Brazilian foreign trade*: fixed and time varying parameter models. University of Warwick, Jul. 1992. Dissertação de Doutoramento.

SENHADJI, A. *Time-series estimation of structural import demand equations*: a cross-country analysis. IMF, out. 1997.(IMF Working Paper 97/132)

STERN, R. M.; FRANCIS, J. e SCHUMACHER, B. *Price elasticities in international trade*. An annotated bibliography.— Londres: The macmillan Press, 1976.

Livros Grátis

(http://www.livrosgratis.com.br)

Milhares de Livros para Download:

Baixar livros de Administração
Baixar livros de Agronomia
Baixar livros de Arquitetura
Baixar livros de Artes
Baixar livros de Astronomia
Baixar livros de Biologia Geral
Baixar livros de Ciência da Computação
Baixar livros de Ciência da Informação
Baixar livros de Ciência Política
Baixar livros de Ciências da Saúde
Baixar livros de Comunicação
Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE
Baixar livros de Defesa civil
Baixar livros de Direito
Baixar livros de Direitos humanos
Baixar livros de Economia
Baixar livros de Economia Doméstica
Baixar livros de Educação
Baixar livros de Educação - Trânsito
Baixar livros de Educação Física
Baixar livros de Engenharia Aeroespacial
Baixar livros de Farmácia
Baixar livros de Filosofia
Baixar livros de Física
Baixar livros de Geociências
Baixar livros de Geografia
Baixar livros de História
Baixar livros de Línguas

Baixar livros de Literatura
Baixar livros de Literatura de Cordel
Baixar livros de Literatura Infantil
Baixar livros de Matemática
Baixar livros de Medicina
Baixar livros de Medicina Veterinária
Baixar livros de Meio Ambiente
Baixar livros de Meteorologia
Baixar Monografias e TCC
Baixar livros Multidisciplinar
Baixar livros de Música
Baixar livros de Psicologia
Baixar livros de Química
Baixar livros de Saúde Coletiva
Baixar livros de Serviço Social
Baixar livros de Sociologia
Baixar livros de Teologia
Baixar livros de Trabalho
Baixar livros de Turismo