

Estimação de equações de importação brasileira por categoria de uso, entre os anos de 1988 e 2008*

Manoel Carlos Rivas Franco Jr. **

Mestre em Economia pela Unisinos

Divanildo Triches ***

Doutor em Economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Pesquisador e Diretor do Instituto de Pesquisas Econômicas e Sociais da Universidade de Caxias do Sul (IPES-UCS) e Professor no Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade do Vale do Rio dos Sinos (PPGE-Unisinos)

Resumo

Este artigo tem por objetivo estimar as equações de importação brasileira para bens de consumo duráveis, bens intermediários e bens de capital no período entre os anos 1988 e 2008, com dados trimestrais. Em um primeiro momento, realizam-se a revisão bibliográfica dos estudos empíricos e a apresentação do modelo. Em seguida, estimam-se funções de longo prazo, com os ajustes de curto prazo estimados pelo Mecanismo de Correção de Erros (MCE). Para os bens de consumo duráveis no longo prazo, a renda e os preços apresentaram coeficiente de 3,47 e de -1,60 respectivamente. No caso de bens intermediários, a renda continuou com magnitude elevada de 4,63, e, após, a utilização da capacidade instalada foi a variável com maior influência, com parâmetro de 1,01. A renda foi superior na categoria de bens de capital, com coeficiente de 5,17. Portanto, as importações respondem mais às variações da renda do que às dos preços.

* Revisora de Língua Portuguesa: Valesca Casa Nova Nonnig.
Artigo recebido em ago. 2010 e aceito para publicação em jun. 2011.

** E-mail: manoel.junior@apexbrasil.com.br

*** E-mail: divanildot@unisinos.br

Palavras-chave

Equação de demanda de importação; abertura comercial; Mecanismo de Correção de Erros.

Abstract

This paper aims to estimate equations for Brazilian imports of durable consumer goods, intermediate goods and capital goods in the period from 1988 to 2008 with quarterly data. At first, it was made a review of the literature. Later the of long-term functions with short-term adjustments estimated by Errors of Correction Mechanism (ECM) were estimated. The outcome pointed out that for the consumer durables in the long-term, income and prices had coefficient 3.47 and -1.60, respectively. In the case of intermediate goods the income variable remained with a high figure of 4.63, followed by the followed by the capacity utilization with parameter 1.01. Income was higher in the category of capital goods with a coefficient 5.17. Therefore, the imports respond much more to income variation than price variation.

Key words

Demand equation for imports; trade liberalization; Errors of Correction Mechanism.

Classificação JEL: C42, C43, D12.

1 Introdução

A economia brasileira, ao longo da década de 90, diversificou a pauta do comércio externo e ampliou a compra e a venda de bens e serviços para regiões como a Oceania, a Europa Oriental, a África e o Oriente Médio. A redução das barreiras comerciais contribuiu para o crescimento do comércio internacional. Esse cenário teve como consequência um aumento expressivo das importações, que contribuíram para a estabilização macroeconômica com redução das taxas de variação dos preços.

O processo de liberalização da economia brasileira iniciou-se após um período em que o País esteve relativamente fechado às importações, em 1988, com uma profunda mudança na estrutura tarifária, a partir de um cronograma de redução das restrições tarifárias. O período de 1995 a 1998

ficou marcado, para Kume, Piani e Souza (2003), pelo atraso da liberalização devido à instabilidade internacional, que dificultou a entrada de capital externo para financiar o déficit da balança comercial.

De fato, ocorreram impactos assimétricos em relação às importações e às exportações, pois, na década de 90, a economia brasileira aumentou a participação das importações no setor produtivo, e as exportações não aumentaram em igual proporção para financiar as importações, como mostra Miranda (2001). O processo de abertura comercial possibilitou um aumento das importações de bens de capital, modernizando os processos produtivos e elevando a produtividade. A indústria produtora de bens de capital, no Brasil, segundo Feltrin (2005), no início da década de 90, era pouco competitiva em relação aos padrões internacionais, tinha baixa capacidade tecnológica, poucos ganhos de escala e excesso de capacidade instalada.

A economia brasileira passou por um processo de abertura comercial abrangente, acompanhando a globalização e buscando a integração com outros países por acordos bilaterais e multilaterais, como constata Averbug (1999). O processo resultou em muitos benefícios para a indústria local, com ganhos de produtividade, e possibilitou o crescimento econômico. O Mercado Comum do Sul (Mercosul) foi essencial para obter ganhos de escala e especialização, apesar de evidências de desvio de comércio, como foi apontado por Yeats (1998). Portanto, constata-se que o processo de abertura comercial beneficiou o Brasil, melhorando o poder de negociação diante de pressões exercidas por países com maior participação no comércio internacional.

No entanto, o processo de liberalização da economia brasileira foi unilateral e sem a realização de acordos comerciais com os principais parceiros comerciais. A forma como a abertura comercial brasileira foi conduzida poderia ser mais produtiva, possibilitando o aumento da participação brasileira no comércio internacional. Conforme a Comissão Econômica Para a América Latina e o Caribe (Cepal), essa política comercial pode ser descrita como "regionalismo aberto", termo utilizado para a abertura econômica unilateral, associada à integração econômica regional. As empresas não foram preparadas para enfrentar a concorrência externa, levando muitas delas à falência, e tendo como consequência o aumento do desemprego. Faltou crédito para financiar novos investimentos, despesas em inovação, treinamento da mão de obra, investimento em infraestrutura, dentre outros.

Sendo assim, com a abertura comercial acelerada, muitas empresas que faziam P&D de novos produtos cortaram essas despesas e passaram a importar do exterior, desestimulando a inovação local e levando o País, novamente, para uma maior dependência tecnológica. Muitas pequenas e médias empresas quebraram ou foram compradas por empresas

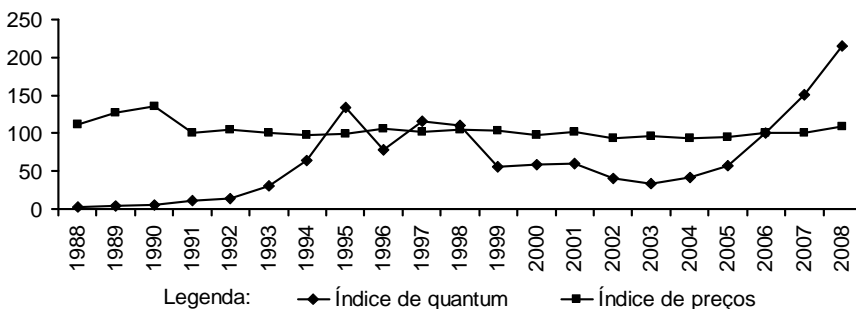
estrangeiras, passando a ser comandadas do exterior. Houve, portanto, um processo de desnacionalização de empresas e, em alguns setores da indústria, um processo de desindustrialização.

Com o objetivo de avaliar a dinâmica das importações após o processo de abertura comercial, este estudo analisa as importações de forma desagregada, pois, separadas por categoria de uso, tendem a apresentar resultados distintos das importações totais. Portanto, avaliam-se, neste estudo, as importações separadas por categoria de uso, que, por sua vez, revelam um desempenho diferente do desempenho do valor agregado, conforme o Quadro A.2 do **Apêndice**. Além disso, notaram-se grandes variações em preços e quantidades. Contudo as quantidades tiveram maior influência do que os preços, conforme os Gráficos 1 a 3.

Nesse sentido, o artigo tem por objetivo estimar equações de importação brasileira para bens de consumo duráveis, bens intermediários e bens de capital no período entre os anos 1988 a 2008. Salienta-se que a discussão sobre as importações é relevante para a economia brasileira, principalmente pela elevada participação das importações no setor produtivo. Portanto, avaliar as importações de forma desagregada demonstra a especificidade dos produtos que estão sendo importados e se as taxas de crescimento muito elevadas desses bens trazem implicações não desejáveis à economia brasileira. Para tanto, na seção 2, encontra-se uma revisão dos estudos sobre as importações brasileiras e o modelo proposto. Em seguida, apresentam-se os resultados estatísticos do modelo de demanda de importações na seção 3, e, por fim, a seção 4 apresenta as **Considerações finais** e as conclusões.

Gráfico 1

Índices de preços e de *quantum* das importações de bens de consumo duráveis no Brasil — 1988-2008

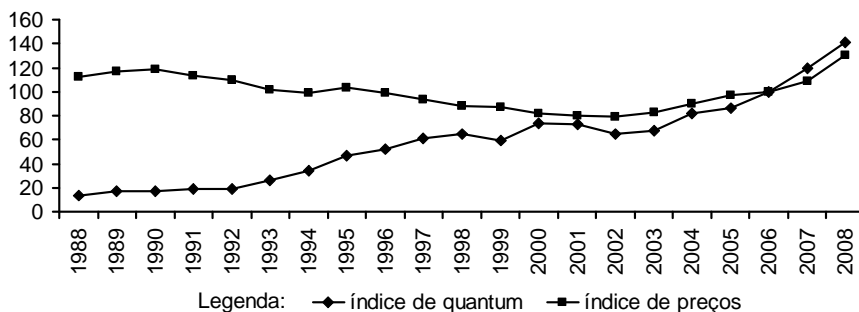


FONTE: FUNDAÇÃO CENTRO DE ESTUDOS DO COMÉRCIO EXTERIOR — FUNCEX. Disponível em: <<http://www.funcex.com.br>>. Acesso em: 2009.

NOTA: Os índices têm como base o ano de 2006.

Gráfico 2

Índices de preços e de *quantum* das importações de bens intermediários no Brasil — 1988-2008

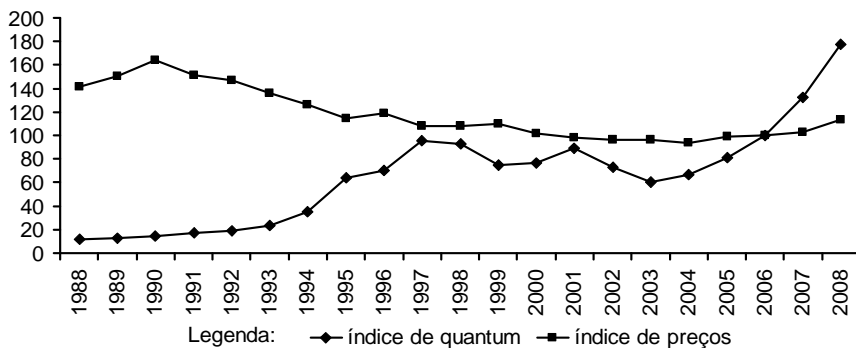


FONTE: FUNDAÇÃO CENTRO DE ESTUDOS DO COMÉRCIO EXTERIOR — FUNCEX. Disponível em: <<http://www.funcex.com.br>>. Acesso em: 2009.

NOTA: Os índices têm como base o ano de 2006.

Gráfico 3

Índices de preços e de *quantum* das importações de bens de capital no Brasil — 1988-2008



FONTE: FUNDAÇÃO CENTRO DE ESTUDOS DO COMÉRCIO EXTERIOR — FUNCEX. Disponível em: <<http://www.funcex.com.br>>. Acesso em: 2009.

NOTA: Os índices têm como base o ano de 2006.

2 Estudos empíricos sobre as importações brasileiras e o modelo proposto

As estimações realizadas por Abreu (1987) compreendem equações de demanda de importações de forma agregada, exceto petróleo e trigo, e separadas por categoria de uso em bens intermediários, exceto petróleo e trigo, bens de consumo e bens de capital. O autor encontrou elasticidade-preço de -0,69, elasticidade-renda de 1,07 e utilização da capacidade instalada de 2,59. A constatação do estudo é a de que ocorreram mudanças estruturais da elasticidade-renda após o ano de 1984, com tendência de redução das estimativas da quantidade importada. Ao inserir variáveis dependentes defasadas no modelo, essas não foram significativas, indicando que as variações da renda e dos preços relacionadas a períodos anteriores não influenciaram as importações totais.

Zini Jr. (1988) estima elasticidades de importação e exportação. As estimações de equações realizam-se para demanda de importações totais e separadas em grupos setoriais. Os grupos dividem-se em industriais, agrícolas, minerais. Os resultados das elasticidades para as importações totais foram de -0,46 para o preço, de 3,28 para a renda e de 3,31 para o efeito cíclico. Na demanda por importações do grupo industriais, as elasticidades foram de -1,85 para a variável preço, de 3,94 para renda e de 5,59 para a capacidade instalada. No caso das importações totais, a elasticidade encontrada para as tarifas foi de 4,90. De forma geral, o estudo conclui que as exportações e as importações brasileiras são mais renda-elásticas do que preço-elásticas.

Portugal (1992a) estimou equações de demanda brasileira por importações totais, importações de bens de capital e importações de bens intermediários. A variável utilização da capacidade instalada para as importações totais apresentou coeficiente elevado, de 3,86, similar ao resultado encontrado em Abreu (1987). As elasticidades das estimações de importações de bens de capital para câmbio, renda e capacidade instalada foram de -0,47, de 1,25 e de 0,96. Os resultados para a demanda de importações de bens intermediários foram de -0,9, de 0,97 e de 3,67, em que o coeficiente da utilização da capacidade instalada também foi elevado.

Ferreira (1994) realizou testes econométricos para testar se a redução das importações brasileiras na década de 80 tem relação com alterações estruturais das equações de demanda por importações. A elasticidade-preço antes da ruptura era não significativa, passou para 1,28 para preços domésticos e -1,32 para preços importados. Esse resultado evidencia a possibilidade de ocorrer efeito-substituição entre os produtos domésticos e

os importados. A elasticidade-renda demonstrou uma dinâmica inversa, de 2,00 tornou-se não significativa. Para a variável relacionada a tributos e para os desvios da renda doméstica em relação à sua tendência, os coeficientes encontrados foram de -5,70 e de 2,21 respectivamente, sendo que esses não sofreram quebra estrutural.

No estudo de Castro e Cavalcanti (1997), estimam-se equações de importações totais e desagregadas por categoria de uso, deflacionadas pelo Índice de Preços por Atacado (IPA) dos Estados Unidos. Foram adotados procedimentos para identificar vetores de cointegração e modelo de correção de erros. Para as importações totais, as elasticidades encontradas foram de -3,30 para o câmbio e de 0,45 para a renda, sendo que a renda apresentou coeficiente superior, de 1,20, para bens intermediários.

Azevedo e Portugal (1998) estimaram equações de importações totais brasileiras com dados trimestrais transformados em índice, ao longo dos anos de 1980 a 1995, com utilização do Mecanismo de Correção de Erros (MCE). A conclusão do estudo é a de que ocorreu uma ruptura após a intensificação do processo de abertura comercial. A elasticidade-renda das importações não era significativa no decorrer dos anos 80 e passou a ser após o ano de 1990, com magnitude de 2,10. A elasticidade-preço apresentou variação gradual ao longo do período e, na metade da década de 90, foi de -1,20. O coeficiente relacionado com a utilização da capacidade instalada, utilizado para captar restrições extrapreço, foi importante para explicar importações na década de 80 e, nos anos 90, perdeu essa propriedade.

Carvalho e Parente (1999) realizaram a estimação de demanda de importações por categoria de uso para o Brasil. Os resultados de longo prazo revelam, para a categoria de bens de capital, uma elevada influência da utilização da capacidade instalada na quantidade importada, com coeficiente de 6,36. Para a mesma categoria, o câmbio real e o Produto Interno Bruto (PIB) apresentaram sinais esperados e coeficientes de -1,90 e de 1,32 respectivamente. Na categoria de bens intermediários, a utilização da capacidade instalada perdeu importância, com coeficiente de 0,77, porém observaram-se os parâmetros de -2,00 para o câmbio e de 1,34 para o PIB. Em seguida, a categoria de bens de consumo não duráveis demonstrou um comportamento diferente para a variável PIB, que não foi significativa, bem como pequeno coeficiente do câmbio real, de -1,40. Assim, o maior impacto sobre as importações de bens não duráveis verificou-se pelas variações da utilização da capacidade instalada, com coeficiente de 7,15. Por fim, a categoria de bens de consumo duráveis apresentou coeficiente de -2,92 para o câmbio e de 1,71 para o PIB, porém não significativos.

Em Carvalho e De Negri (2000), estimam-se equações trimestrais para produtos agropecuários importados e exportados pelo Brasil. A elasticidade-

-preço foi semelhante à verificada em Azevedo e Portugal (1998), de -1,34. No longo prazo, a taxa de câmbio real e a taxa de utilização da capacidade instalada apresentaram influência na quantidade importada, sendo que a taxa de utilização da capacidade instalada também foi importante para determinar a conduta dos importadores, com coeficiente de 1,20.

Resende (2001) estimou funções de importação totais e separadas por categoria de uso para o Brasil entre os anos de 1978 e 1998, utilizando como variável explicativa a variável disponibilidade de divisas, ou capacidade de importação. Constatou-se que os preços relativos das importações influenciaram a demanda de importações de bens de consumo duráveis e não duráveis e também as importações totais após o ano de 1994. A elasticidade-renda estimada após o ano de 1990 apresentou coeficiente 3,85, indicando forte influência do crescimento da economia sobre o aumento das importações. O coeficiente relativo à capacidade de importar para bens de capital foi de 1,22 até o terceiro trimestre do ano de 1994. Entre o quarto trimestre do ano de 1994 e o quarto trimestre do ano de 1998, ocorreu redução para 0,37 desse coeficiente. Essa redução pode estar associada ao grande acúmulo de divisas externas para sustentar o regime de âncora cambial adotado no ano de 1994.

Ribeiro (2006) estimou equações para *quantum* de importações totais e separadas por categoria de uso. O coeficiente das importações totais para a renda foi de 0,82. De forma desagregada, a renda, nas importações de bens de consumo duráveis e nas de bens de capital, registrou elasticidades de 1,84 e de 1,25 respectivamente, superiores à verificada nas importações totais. As variáveis da taxa de câmbio foram de -0,21 no agregado, de -1,64 para bens de consumo duráveis e de -0,89 para bens de capital.

No entanto, as estimações de Ribeiro (2006) comprovam que, no curto prazo, as alterações no câmbio têm maior influência em todas as categorias de uso. A elasticidade registrada para importações totais foi de -0,16; para bens de capital e bens de consumo duráveis, de -0,26; e, para bens intermediários, de -0,22. A característica de curto prazo é teoricamente esperada, já que a velocidade das variações da taxa de câmbio é superior à variação da renda. Os resultados sugerem que a política econômica a ser adotada, visando a uma redução do déficit comercial do Brasil no curto prazo, teria maiores efeitos no caso de desvalorização cambial do que no de políticas de restrição da demanda agregada.¹

¹ Diversos estudos estimaram funções de importação para o Brasil com diferentes métodos e períodos de análise. Os resultados são variados, dificultando uma comparação mais precisa. Dentre os quais, destacam-se Abreu (1987), Azevedo e Portugal (1998), Carvalho e De Negri (2000), Ferreira (1994), Resende (2001), Portugal (1992a), Ribeiro (2006) e Zini (1988).

2.1 Modelo e definições de variáveis

Estudos que realizam estimação de equações para o comércio exterior, como de Portugal (1992; 1992a), estão fundamentados no modelo de substituição imperfeita e consideram que produtos domésticos e estrangeiros diferem pouco entre si, além de apresentarem pouca diferença entre os preços. As equações básicas para estimação de importações são expressas de (1) a (3), ou seja:

$$M^d = M^d(Y_n, EP_M, P_d, T) \quad (1)$$

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

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

onde as variáveis da equação (1) são: M^d , a demanda de importações (em *quantum*) em equação de demanda; Y_n , produto doméstico nominal; E , a taxa de câmbio definida como o preço de uma unidade de moeda externa em moeda local; P_M , o preço dos produtos importados; P_d , o preço dos produtos domésticos; e T é a tarifa aplicada sobre as importações. Na equação (2), tem-se: M^s , a oferta de importações (em *quantum*); P_d^* e Y_n^* , o preço dos produtos e o produto nominal externos respectivamente; e S^* refere-se aos subsídios externos. Pelas equações (1) a (3), nota-se que a forma adequada seria estimar equações de oferta e de demanda via equações simultâneas, ou por meio de outros estimadores que levem em consideração a endogeneidade das quantidades e dos respectivos preços. Porém a literatura admite a hipótese de que os preços e as quantidades importadas sejam variáveis exógenas, como argumentam Portugal (1992a) e Carvalho e Parente (1999). Isso significaria dizer que a quantidade importada por uma economia de porte pequeno, como a brasileira, não teria impacto significativo no sentido de restringir os preços e as quantidades dos seus fornecedores.

Para estimar as equações de demanda de importação na economia brasileira, utilizaram-se, nesse estudo, séries temporais que cobrem o período do primeiro trimestre de 1988 ao primeiro trimestre de 2008. A especificação da equação (4) leva em conta as hipóteses abordadas por Carvalho e Parente (1999), a qual foi estimada com informações estatísticas trimestrais e dessazonalizadas, na forma log-log. Esse fato permite a obtenção direta das elasticidades da variável dependente em relação às

independentes, além de ter a propriedade de reduzir a variabilidade das séries.²

$$\log(q_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \log(p_t) + \alpha_2 \log(y_t) + \alpha_3 \log(e_t) + \alpha_4 \log(uci_t) + \varepsilon_t \quad (4)$$

A variável dependente q_t expressa o índice de *quantum* importado para cada categoria de uso, de bens de capital (bk), de bens de consumo (bc) e de bens intermediários (bi). Os dados foram obtidos junto à Fundação de Comércio Exterior (Funcex), com base na média do ano de 2006. Dada a periodicidade mensal, as séries de *quantum* foram trimestralizadas segundo média simples dos três meses correspondentes a cada trimestre.

O índice de preços das importações, p_t , foi calculado através da divisão entre os preços de bens de capital, bens de consumo e bens intermediários e do índice de preços das importações totais. Os índices de preços foram obtidos junto à Funcex, com base na média do ano de 2006. No modelo de demanda de importações, um aumento de preços das importações deve diminuir a quantidade importada, portanto, espera-se que o sinal de α_1 seja negativo.

A renda da economia brasileira é representada pela variável y_t e foi obtida da Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Os dados são do PIB a preços de mercado, com periodicidade trimestral e índice encadeado com base na média do ano de 1995. Uma variação positiva da renda deve elevar a quantidade importada. Desse modo, o sinal de α_2 deverá ser positivo.

A variável e_t representa o índice da taxa de câmbio efetiva real, deflacionada pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), e foi extraída do Banco Central do Brasil (BCB). A série utiliza como base o mês de junho do ano de 1994, e, devido à disponibilidade da série mensal, as séries foram trimestralizadas. No modelo de demanda de importações, uma desvalorização da taxa de câmbio real efetiva torna os produtos domésticos mais baratos em comparação com os estrangeiros, diminuindo a demanda de produtos importados. Portanto, espera-se um sinal negativo para α_3 .

A variável uci_t , que mede a taxa de utilização da capacidade instalada em percentual, foi obtida junto à Fundação Getúlio Vargas (FGV). As séries separadas para bens de capital, bens de consumo e bens intermediários

² O método de dessazonalização é o X-12. Foi utilizado o software estatístico Eviews 5.0. Os testes de raiz unitária ADF e Ng-Perron, bem como o teste de cointegração de Johansen, encontram-se no **Apêndice**. O tratamento econométrico desses testes pode ser verificado em Johansen (1998), Johnston e Dinardo (2001), Perron (1997).

são trimestrais. O indicador deve ter influência sobre a quantidade importada, pois quanto maior o nível de atividade econômica doméstica, maior deve ser a quantidade importada. Nesse caso, espera-se que o valor de α_4 apresente sinal positivo.

Por fim, ε_t representa o erro aleatório, o qual deve possuir média zero, sem correlação serial entre os resíduos, variância constante e distribuição normal dos resíduos, conforme propriedades tradicionais de estimativas econométricas. Como as estimações foram realizadas de forma separada para cada categoria de uso, as variáveis q_t , p_t e uci_t possuem valores distintos para a categoria de bens de capital, para bens de consumo e para bens intermediários. No entanto, as variáveis em comum utilizadas nas três especificações, de acordo com a categoria de uso, foram y_t e e_t .

3 Resultados estatísticos

3.1 Importações de bens de consumo duráveis

A equação estimada para demanda de importação de bens de consumo duráveis apresentou a existência de instabilidade dos resíduos, verificada através dos testes recursivos de mínimos quadrados ordinários. Com a finalidade de melhorar as condições de estabilidade do modelo, utilizaram-se *dummies* para corrigir possíveis quebras estruturais nos anos de 1994 e 2002. Após o procedimento, verificou-se que o coeficiente estimado para a renda foi de 3,47, estatisticamente significativo, demonstrando grande influência da renda sobre as importações de bens de consumo duráveis, como mostra o Quadro 1. Portanto, uma variação de 1% na variável renda provoca uma variação de 3,47% na quantidade importada. O coeficiente da renda foi semelhante ao encontrado por Resende (2001), de 3,85 para importações totais, e ao apresentado por Zini Jr. (1988), de 3,28 para importações totais e de 3,94 para o grupo de produtos industriais.

A taxa de câmbio apresentou coeficiente estimado de -0,89, como teoricamente esperado, e estatisticamente significativo. A variável preço apresentou coeficiente de -1,60, estatisticamente significativo, com sinal esperado e magnitude superior à da variável câmbio. Para a variável utilização da capacidade instalada, obteve-se o coeficiente de 0,94, porém não significativo. As *dummies* incluídas melhoraram o poder explicativo do modelo e foram estatisticamente significativas.

Em relação à utilização da capacidade instalada, usada para captar restrições extrapreço, como em Azevedo e Portugal (1998), verificou-se que, na década de 80, essa variável era relevante para explicar

importações, mas, na década de 90. apresentou-se não significativa. Em Carvalho e Parente (1999), a utilização da capacidade instalada também não se mostrou estatisticamente significativa para importações de bens de consumo duráveis.

As relações de curto prazo da demanda por importações de bens de consumo duráveis estão ilustradas no Quadro 2. Observa-se que, no trimestre em que ocorre uma variação na renda, o coeficiente é de 3,18 e significativo a 5%, indicando que uma variação na renda gera de fato um impacto no *quantum* importado. No trimestre seguinte ao choque, o coeficiente estimado é de 4,85, sendo significativos a 1%. A correção estimada das flutuações de curto prazo é de -0,04, indicando que as compensações a desvios do equilíbrio de longo prazo são corrigidos em 4% a cada período. O coeficiente obtido apresentou o sinal idêntico ao do estudo realizado por Carvalho e Parente (1999), porém o ajuste era um pouco mais rápido, isto é, compensava-se em 6%, a cada período.

A variável contemporânea do câmbio, no curto prazo, apresentou o sinal igual ao do modelo de longo prazo e coeficiente de -0,43, com significância de 10%. O coeficiente apresentado para os preços com uma defasagem foi de -0,85 e também significativo a 10%. Esse resultado indica que um aumento nos preços de 1% levaria a uma diminuição de 0,85% na quantidade importada, após um trimestre.

Quadro 1

Modelo de demanda por importações de bens de consumo duráveis de longo prazo no Brasil — 1º trim./88-3º trim./08

VARIÁVEIS	COEFICIENTE	DESVIO-PADRÃO	ESTATÍSTICA t	PROBABILIDADE
bcd_p_t	-1,60	0,70	-2,26	0,03
bcd_uci_t	0,94	1,15	0,81	0,42
e_t	-0,89	0,35	-2,53	0,01
y_t	3,47	1,24	2,80	0,00
$dummy_1994_03$	1,49	0,29	5,08	0,00
$dummy_2002_01$	-0,81	0,29	-2,85	0,00
C	-6,06	9,31	-0,65	0,52
$R^2 = 0,82$ (1) DW = 0,36 (2) R^2 ajustado = 0,80 (1) Log = -57,72 SER = 0,52 (3) Critério de Akaike = 1,60 F = 55,15 Critério de Schwarz = 1,80				

(1) R^2 é o coeficiente de determinação com e sem ajuste. (2) DW é o teste de Durbin-Watson. (3) SER é o erro-padrão da regressão.

A quantidade no trimestre anterior influenciou positivamente no atual, embora o coeficiente tivesse magnitude pequena, de 0,21. Com duas

defasagens, o coeficiente passou a ser de -0,21 e significativo a 5%, porém o sinal apresentado foi diferente do esperado. Esse valor confirma a pequena participação das importações brasileiras nas importações mundiais, e, dessa forma, os compradores brasileiros não têm capacidade de influenciar os fornecedores externos.

Quadro 2

Modelo de demanda por importações de bens consumo duráveis de curto prazo
no Brasil — 1º trim./88-3º trim./08

VARIÁVEIS	COEFICIENTE	DESVIO-PADRÃO	ESTATÍSTICA t
C	-0,01	0,02	-0,56
Bc_ q_{t-1}	0,21	0,11	1,90
Bc_ q_{t-2}	-0,21	0,10	-2,20
Bc_ p_t	0,16	0,46	0,35
Bc_ p_{t-1}	-0,85	0,48	-1,75
Bc_ p_{t-2}	0,61	0,46	1,31
bi_ uci_t	-0,18	0,41	-0,43
bi_ uci_{t-1}	0,63	0,48	1,29
bi_ uci_{t-2}	-0,04	0,45	-0,09
e_t	-0,43	0,24	-1,79
e_{t-1}	0,03	0,25	0,13
e_{t-2}	-0,31	0,25	-1,26
y_t	3,18	1,37	2,32
y_{t-1}	4,85	1,30	3,72
y_{t-2}	1,74	1,46	1,19
\mathcal{E}_{t-1}	-0,04	0,01	-3,72
R ² = 0,59 (1)		Log = 42,56	
R ² ajustado = 0,50 (1)		Critério de Akaike = -0,68	
SER = 0,15 (2)		F = 6,04 Critério de Schwarz = -0,20	

(1) R² é o coeficiente de determinação com e sem ajuste. (2) SER é o erro-padrão da regressão.

3.2 Importações de bens intermediários

A estimação da equação de longo prazo para bens intermediários está reportada no Quadro 3. Nota-se que o coeficiente da variável renda foi de 4,63, estatisticamente significativo e maior do que a unidade. Esse resultado foi superior ao encontrado por Carvalho e Parente (1999), que obtiveram coeficiente de 1,33. Para os autores, o coeficiente encontrado para a renda na categoria de bens intermediários foi menor do que o coeficiente estimado na categoria de bens de consumo duráveis, de 1,71. Sendo assim, a variação da renda influenciou menos nas importações de bens intermediários, em relação aos bens de consumo duráveis.

Quadro 3

Modelo de demanda por importações de bens intermediários de longo prazo no Brasil — 1º trim./88-3º trim./08

VARIÁVEL	COEFICIENTE	DESVIO-PADRÃO	ESTATÍSTICA t	PROBABILIDADE
bi_p_t	0,64	0,42	1,52	0,13
bi_uci_t	1,01	0,43	2,36	0,02
e_t	0,02	0,07	0,25	0,80
y_t	4,63	0,28	16,39	0,00
<i>dummy</i> _1990_01	0,39	0,07	5,39	0,00
<i>dummy</i> _1992_01	0,18	0,06	2,85	0,00
<i>dummy</i> _2002_01	-0,36	0,06	-6,28	0,00
C	-25,64	3,31	-7,75	0,00
R ² = 0,97 (1)		DW = 1,28 (2)		
R ² ajustado = 0,97 (1)		Log = 69,67		
SER = 0,11 (3)		Critério de Akaike = -1,52		
F = 438,84		Critério de Schwarz = -1,29		

(1) R² é o coeficiente de determinação com e sem ajuste. (2) DW é o teste de Durbin-Watson. (3) SER é o erro-padrão da regressão.

O coeficiente estimado para a variável bi_uci_t no longo prazo foi de 1,01. Esse parâmetro significa que um aumento da taxa da utilização da capacidade instalada da indústria nacional em uma unidade percentual

gera, aproximadamente, um aumento da mesma proporção na quantidade importada de bens intermediários. Tal efeito determina um comportamento pró-cíclico da quantidade importada para essa categoria de uso.

Ainda com relação à utilização da capacidade instalada, os resultados foram semelhantes àqueles encontrados na literatura. Por exemplo, Carvalho e Parente (1999) estimaram uma elasticidade de 0,77 para a categoria de bens intermediários. Já Carvalho e De Negri (2000) encontraram coeficiente de 1,20 para produtos agropecuários. A taxa de câmbio, por sua vez, apresentou sinal contrário do esperado e também não se mostrou estatisticamente significativa, indicando que a variação do câmbio, no longo prazo, não tem influência sobre a quantidade importada.

No modelo de correção de erros, o resultado da cointegração foi de -0,03. Isso significa que os choques em relação aos coeficientes de longo prazo são corrigidos em 3% a cada período. As duas variáveis que apresentaram maior impacto sobre a quantidade importada, no curto prazo, foram a renda e a utilização da capacidade instalada. A renda gerou um efeito positivo, tanto na variável contemporânea, de 0,68, como com duas defasagens testadas. Nesse último caso, os coeficientes foram de 2,34 no primeiro trimestre e de 1,23 no segundo trimestre. A capacidade instalada, no curto prazo, teve impacto positivo nas importações de bens intermediários, assim como na estimação de longo prazo, e o coeficiente foi de 0,90. Os impactos, nos primeiro e segundo trimestres, foram de 0,94 e de 0,64 respectivamente, o que significa uma redução progressiva da influência da taxa de utilização da capacidade instalada, a partir do segundo trimestre, sobre as importações dessa categoria de bens. No curto prazo, os preços não se mostraram significantes, demonstrando que as variações de preço não interferem, na quantidade importada, imediatamente após os choques. A variável contemporânea da taxa de câmbio apresentou coeficiente de -0,23 e, mesmo com uma ou duas defasagens, manteve-se significativa e com parâmetros de -0,17 e de -0,21 respectivamente

Para o modelo de longo prazo, a variável com maior impacto sobre a quantidade importada foi a renda, com valor superior em relação à encontrada na estimação de bens de consumo duráveis. Após, a utilização da capacidade instalada também apresenta coeficiente significativo e positivo, indicando que a variável bi_uci_t apresenta um comportamento pró-cíclico em relação ao *quantum* importado de bens intermediários. Comparando-se as relações de longo prazo com as estimações de curto prazo, verifica-se que o comportamento da variável relacionada à capacidade instalada é semelhante. Ambas obtiveram coeficientes com sinal positivo para importação de bens intermediários.

Quadro 4

Modelo de demanda por importações de bens intermediários de curto prazo
no Brasil — 1º trim./88-3º trim./08

VARIÁVEL	COEFICIENTE	DESVIO- -PADRÃO	ESTATÍSTICA t
C	0,02	0,01	2,17
bi_ q_{t-1}	-0,47	0,12	-3,97
bi_ q_{t-2}	-0,26	0,10	-2,56
bi_ p_t	-0,30	0,34	-0,89
bi_ p_{t-1}	0,06	0,30	0,20
bi_ p_{t-2}	-0,13	0,30	-0,42
bi_ uci_t	0,90	0,26	3,43
bi_ uci_{t-1}	0,94	0,34	2,76
bi_ uci_{t-2}	0,64	0,30	2,13
e_t	-0,23	0,09	-2,74
e_{t-1}	-0,17	0,09	-1,88
e_{t-2}	-0,21	0,10	-2,12
y_t	0,68	0,44	1,56
y_{t-1}	2,34	0,46	5,14
y_{t-2}	1,23	0,51	2,43
\mathcal{E}_{t-1}	-0,03	0,00	-3,40
$R^2 = 0,65$ (1) Log = 121,55 R^2 ajustado = 0,56 (1) Critério de Akaike = -2,71 SER = 0,06 (2) F = 7,61 Critério de Schwarz = -2,22			

(1) R^2 é o coeficiente de determinação com e sem ajuste. (2) SER é o erro-padrão da regressão.

3.3 Importações de bens de capital

A estimativa e as demais estatísticas do modelo de demanda por importações de bens de capital de longo prazo, no período do primeiro trimestre de 1988 ao terceiro trimestre de 2008, podem ser observadas por meio do Quadro 5. Nota-se que a variável renda apresentou elevada participação no *quantum* importado, com coeficiente de 5,17. Inicialmente, o modelo apresentou instabilidade após a realização de testes recursivos dos mínimos quadrados ordinários. Com a finalidade de estabilizar o modelo, utilizaram-se duas *dummies*, corrigindo, assim, as quebras estruturais no terceiro trimestre do ano de 1994 e no primeiro trimestre do ano de 2002.

A variável taxa de câmbio apresentou coeficiente de -0,38, com sinal esperado e estatisticamente significativo. As variáveis que traduzem a utilização da capacidade instalada e os preços demonstraram sinais diferentes do esperado previamente, ou seja, negativo e positivo respectivamente. Contudo, somente no primeiro caso, o coeficiente é estatisticamente diferente de zero.

O Quadro 5 apresenta as correções de curto prazo para a demanda de importações da categoria de bens de capital, ao longo do período do primeiro trimestre de 1988 ao terceiro trimestre de 2008. A correção estimada das flutuações de curto prazo demonstrou parâmetro de -0,03. Isso indica que a velocidade de ajuste dos desvios do equilíbrio de longo prazo é relativamente lenta, ou seja, os desequilíbrios são corrigidos em 3% a cada trimestre. A variável contemporânea dos preços revela um coeficiente estimado de -0,86 e é estatisticamente significativa a 1%, demonstrando que um aumento dos preços proporciona redução no *quantum* importado, já dentro do próprio trimestre da variação. Com uma defasagem, a correção estimada diminui de valor, passando para -0,68, significativo a 5%. Já com duas defasagens, o coeficiente dessa variável torna-se estatisticamente igual a zero.

A variável contemporânea da utilização da capacidade instalada foi significativa a 5% e obteve-se coeficiente de 0,49, o que indica que um aumento da utilização da capacidade instalada proporciona um aumento na quantidade importada de bens de capital naquele mesmo trimestre. Com uma defasagem, a variável perde seu poder de influência. Após dois trimestres, percebe-se um aumento no seu poder de explicação da demanda de importações de bens de capital, com coeficiente de 0,73, significativo e diferente de zero.

O coeficiente estimado para a taxa de câmbio exibiu o sinal esperado, com valor de -0,31 para o mesmo trimestre, de -0,11 após um período e de -0,37 depois de dois períodos. Os resultados para a renda foram significativos, mas apenas o ajuste com uma defasagem demonstrou sinal

com explicação econômica. Nesse caso, a elasticidade da demanda por importações em relação à renda é de 1,49.

Por fim, salienta-se que, nos modelos de longo prazo, as importações de bens de capital, de bens intermediários e de bens de consumo duráveis se revelaram altamente dependentes das oscilações da renda da economia brasileira. Para a renda, obtiveram-se coeficientes de 5,17 em bens de capital, de 4,63 em bens de intermediários e de 3,47 em bens de consumo duráveis. O câmbio indicou pequeno impacto sobre os bens de consumo duráveis e os bens de capital, com parâmetros de -0,89 e de -0,38 respectivamente, além de não apresentar significância nos bens intermediários.

Quadro 5

Modelo de demanda por importações de bens de capital de longo prazo
no Brasil — 1º trim./88-3º trim./08

VARIÁVEL	COEFICIENTE	DESVIO-PADRÃO	ESTATÍSTICA t	PROBABILIDADE
bk_p_t	0,63	0,45	1,38	0,17
bk_uci_t	-0,99	0,35	-2,79	0,00
e_t	-0,38	0,12	-3,09	0,00
y_t	5,17	0,68	7,57	0,00
$dummy_1994_03$	0,73	0,10	7,41	0,00
$dummy_2002_01$	-0,51	0,11	-4,44	0,00
C	-17,31	4,69	-3,69	0,00
R ² = 0,94 (1) DW = 1,11 (2)				
R ² ajustado = 0,94 (1) Log = 22,13				
SER = 0,19 (3) Critério de Akaike = -0,37				
F = 211,03 Critério de Schwarz = -0,17				

(1) R² é o coeficiente de determinação com e sem ajuste. (2) DW é o teste de Durbin-Watson.
(3) SER é o erro-padrão da regressão.

Quadro 6

Modelo de demanda de importações de bens de capital de curto prazo
no Brasil — 1º trim./88-3º trim./08

VARIÁVEL	COEFICIENTE	DESVIO-PADRÃO	ESTATÍSTICA t
C	0,04	0,01	3,38
bc_ q_{t-1}	-0,41	0,10	-3,88
bc_ q_{t-2}	-0,14	0,11	-1,33
bc_ p_t	-0,86	0,28	-3,04
bc_ p_{t-1}	-0,68	0,30	-2,28
bc_ p_{t-2}	0,04	0,35	0,10
bi_ uci_t	0,49	0,22	2,26
bi_ uci_{t1}	0,11	0,20	0,54
bi_ uci_{t2}	0,73	0,19	3,78
e_t	-0,31	0,14	-2,32
e_{t-1}	-0,11	0,15	-0,73
e_{t-2}	-0,37	0,15	-2,56
y_t	-1,58	0,77	-2,05
y_{t-1}	1,49	0,67	2,21
y_{t-2}	-0,91	0,72	-1,26
\mathcal{E}_{t-1}	-0,03	0,01	-3,06
R ² = 0,59 (1)		Log = 87,91	
R ² ajustado = 0,49 (1)		Critério de Akaike = -1,84	
SER = 0,09 (2) F= 5,97		Critério de Schwarz = -1,36	

(1) R² é o coeficiente de determinação com e sem ajuste. (2) SER é o erro-padrão da regressão.

4 Considerações finais

A abertura comercial brasileira rompeu com a tendência de declínio e estagnação da taxa de produtividade existente na década de 80. A política comercial restritiva a importações na década de 80 reflete a necessidade do ajuste do balanço de pagamentos por meio da balança comercial. O processo de liberalização permitiu obter ganhos de produtividade e de escala, melhorando as condições da indústria para enfrentar a concorrência internacional. A abertura comercial, na década de 90, possibilitou um aumento das importações, com destaque para bens intermediários e bens de capital, que estão relacionados com o setor produtivo.

A avaliação do crescimento das importações também se deu pela verificação da evolução do preço e da quantidade. O crescimento das importações totais, ao longo da década de 90, foi uma combinação da elevação de 233% da quantidade com a redução de 27% dos preços. No período entre os anos 2000 e 2008, o crescimento da quantidade importada manteve-se superior ao crescimento dos preços, porém com resultados mais próximos, ou seja, variação de 71% nos preços e de 81% na quantidade.

As equações para importações de bens de consumo, de bens de capital e de bens intermediários foram estimadas após a realização de testes de cointegração, indicando relações estáveis entre as variáveis do modelo. Nos modelos de longo prazo, as estimações, inicialmente, apresentaram instabilidade após a realização de testes recursivos de mínimos quadrados ordinários. Para correção do problema, foram introduzidas *dummies* nas estimações, para estabilizar os modelos. Após, foram estimadas as elasticidades de curto prazo por meio do mecanismo de correção de erros.

Nos modelos de longo prazo, as importações de bens de capital, de bens intermediários e de bens de consumo duráveis são altamente explicadas pelos movimentos do produto da economia brasileira. Assim, a elasticidade estimada da demanda de bens de capital foi de 5,17; a de bens intermediários, de 4,63; e a de bens de consumo duráveis, de 3,47; todas em relação à renda. A taxa de câmbio indicou pequeno impacto sobre bens de consumo duráveis e bens de capital, com parâmetros de -0,89 e de -0,38 respectivamente, além de não apresentar significância nos bens intermediários. A importação de bens intermediários foi a única categoria que se demonstrou sensível à utilização da capacidade instalada, com uma elasticidade estimada de 1,01 no longo prazo. A utilização da capacidade instalada, no curto prazo e no longo prazo, teve impacto positivo nas importações de bens intermediários. No curto prazo, a utilização da capacidade instalada foi significativa a 1% na variável, no mesmo período, com coeficiente de 0,90; com uma defasagem, ou seja, após um trimestre, o

coeficiente aumentou para 0,94; e, após dois trimestres, reduziu-se para 0,64.

As estimativas dos coeficientes de preços, no longo prazo, foram significativas em todas as especificações. Porém somente a categoria bens de consumo duráveis apresentou o sinal esperado, ou seja, uma elasticidade de -1,6. Tal resultado indica uma relação inversa entre a variação dos preços e a quantidade importada. No curto prazo, em bens de consumo duráveis, os preços com uma defasagem foram significativos a 10%, com coeficiente de -0,85. A especificação funcional que incorpora a categoria bens de capital gerou um parâmetro para os preços de -0,86 no mesmo trimestre, de -0,68 no trimestre seguinte, e, após dois trimestres, os preços passaram a ser não significativos. Na formulação com a categoria bens intermediários, os preços não se mostraram estatisticamente significativos.

Por fim, concluiu-se que a renda da economia brasileira é o principal determinante da quantidade importada nas três categorias analisadas. Não se pode desprezar o impacto dessa combinação sobre o balanço de pagamentos (BP). Atualmente, com o crescimento do PIB, as importações aumentaram mais rapidamente que as exportações, pressionando o saldo da conta de transações correntes do BP e o próprio resultado do BP. Mas, o aumento das importações é adequado para melhorar a eficiência do setor produtivo, devido à alta participação das importações de bens intermediários e de bens de capital.

Apêndice

Quadro A.1

Teste de raiz unitária ADF para variáveis utilizadas nas estimações de demanda por importações no Brasil — 1º trim./88-3º trim./08

NÍVEL	τ	τ_{μ}	τ_{τ}	I(.)	DIFERENÇA	τ	τ_{μ}	τ_{τ}	I(.)
bc_ q_t	0,76	-2,06	-2,28	I (1)	Δ bc_ q_t	-5,56 ^a	-5,78 ^a	-5,79 ^a	I (0)
bk_ q_t	2,08	-1,02	-1,49	I (1)	Δ bk_ q_t	-3,00 ^a	-11,05 ^a	-11,0 ^a	I (0)
bi_ q_t	2,70	-0,74	-1,87	I (1)	Δ bi_ q_t	-7,69 ^a	-8,43 ^a	-8,39 ^a	I (0)
bc_ p_t	-1,02	-0,25	-0,57	I (1)	Δ bc_ p_t	-7,45 ^a	-7,50 ^a	-5,35 ^a	I (0)
bk_ p_t	-1,41 ^c	-0,08	-2,34	I (1)	Δ bk_ p_t	-11,53 ^a	-11,83 ^a	-12,06 ^a	I (0)
bi_ p_t	-0,97	-1,23	-3,21 ^c	I (1)	Δ bi_ p_t	-9,86 ^a	-9,90 ^a	-9,88 ^a	I (0)
bc_ uci_t	0,07	-5,58 ^a	-5,74 ^a	I (0)	Δ bc_ uci_t	-16,48 ^a	-16,38 ^a	-16,30 ^a	I (0)
bk_ uci_t	0,14	-3,72 ^a	-5,35 ^a	I (0)	Δ bk_ uci_t	-14,02 ^a	-13,94 ^a	-13,92 ^a	I (0)
bi_ uci_t	0,20	-2,38	-3,49 ^b	I (1)	Δ bi_ uci_t	-5,83 ^a	-5,79 ^a	-5,79 ^a	I (0)
y_t	2,95	0,94	-2,81	I (1)	Δy_t	-8,08 ^a	-8,87 ^a	-9,09 ^a	I (0)
e_t	-0,61	-2,15	-2,41	I (1)	Δe_t	-7,22 ^a	-7,19 ^a	-7,16 ^a	I (0)

NOTA: 1. As variáveis expressam: τ sem constante; τ_{μ} com constante; τ_{τ} com constante e com tendência; I(.) ordem de integração.

2. Os expoentes indicam: a, significativo a 1%; b, significativo a 5%; e c, significativo a 10%.

Quadro A.2

Teste de raiz unitária Ng-Perron para variáveis utilizadas nas estimações de demanda por importações no Brasil — 1º trim./88-3º trim./08

NÍVE	MZa	MZt	MS	MPT	I(.)	DIFERE	MZa	MZt	MSB	MPT	I(.)
bc_ q_t	-6,11	-1,74	0,28	14,90	I(1)	Δ bc_ q_t	-31,60 ^a	-3,97 ^a	0,12 ^a	22,88 ^a	I(0)
bk_ q_t	-3,89	-1,39	0,36	23,41	I(1)	Δ bk_ q_t	-7,23	-1,90	0,26	112,61	I(1)
bi_ q_t	-6,53	-1,80	0,27	13,95	I(1)	Δ bi_ q_t	-37,89 ^a	-4,35 ^a	0,11 ^a	22,41 ^a	I(0)
bc_ p_t	-3,92	-1,13	0,28	20,15	I(1)	Δ bc_ p_t	-40,69 ^a	-4,50 ^a	0,11 ^a	22,25 ^a	I(0)
bk_ p_t	-9,78	-2,01	0,20	10,16	I(1)	Δ bk_ p_t	-33,36 ^a	-4,25 ^a	0,11 ^a	22,54 ^a	I(0)
bi_ p_t	-14,81 ^c	-2,65 ^c	0,17 ^c	6,54 ^c	I(0)	Δ bi_ p_t	-40,61 ^a	-4,50 ^a	0,11 ^a	22,24 ^a	I(0)
y_t	-6,14	-1,56	0,25	14,71	I(1)	Δy_t	-45,42 ^a	-4,76 ^a	0,10 ^a	22,01 ^a	I(0)
e_t	-6,54	-1,79	0,27	13,91	I(1)	Δe_t	-37,87 ^a	-4,35 ^a	0,11 ^a	22,40 ^a	I(0)
bc_ uci_t	-33,61 ^a	-4,08 ^a	0,12 ^a	2,79 ^a	I(0)	Δ bc_ uci_t	-32,02 ^a	-4,00 ^a	0,12 ^a	22,84 ^a	I(0)
bk_ uci_t	-26,72 ^a	-3,61 ^a	0,13 ^a	3,64 ^a	I(0)	Δ bk_ uci_t	-33,85 ^a	-4,11 ^a	0,12 ^a	22,70 ^a	I(0)
bi_ uci_t	-13,31	-2,58	0,19	6,87	I(1)	Δ bi_ uci_t	-12,72	-2,52	0,20	77,17	I(1)

NOTA: 1. As variáveis expressam: τ_t com tendência e constante; I(.) ordem de integração.

2. Os expoentes indicam: a, significativo a 1%; b, significativo a 5%; e c, significativo a 10%.

Quadro A.3

Teste de Cointegração Johansen (1988) — Equação de Demanda

H0	λ Traço					λ Max				
	TOTAL	BC D	BI	BK	VALOR CRÍTICO A 5%	BCD	TOTAL	BI	BK	VALOR CRÍTICO A 5%
r = 0	119,36	110,66	101,64	100,59	88,80	44,92	44,80	41,86	34,68	38,33
r ≤ 1	74,57	65,74	59,78	65,92	63,88	27,81	29,72	22,39	26,75	32,12
r ≤ 2	44,85	37,94	37,39	39,17	42,92	18,00	23,09	18,59	23,63	25,82
r ≤ 3	21,76	19,94	18,80	15,54	25,87	15,29	16,85	12,68	12,89	19,39
r ≤ 4	4,92	4,65	6,12	2,65	12,52	4,65	4,92	6,12	2,65	12,52

Quadro A.4
Síntese das estimativas de funções de importação do Brasil

AUTOR E ANO	PERÍODO	AGREGAÇÃO	PIB	CÂMBIO	UCI	PREÇOS EXTERNOS	TARIFAS
Abreu (1987)	1960-85	Total (1)	1,07	-	2,59	-0,69 (2)	-
Zini Jr. (1988)	1970-86	Total	3,28	-	3,31	-0,46	4,90
Portugal (1992b)	1976-87	Total	0,34	-0,91	3,86	-	-
		BK	1,25	-0,47	0,96	-	-
		BI	0,97	-0,90	3,67	-	-
Ferreira (1994)	1973-89	Total	2,21	-	-	De não significativo para -1,32	-5,70
Castro e Cavalcanti (1997)	1955-95	Total	0,45	-3,30	-	-	-
Azevedo e Portugal (1998)	1980-95	Total	De não significativo para 2,10	-0,60	De 4,50 para 2,50	-1,20	-
		BK	1,32	-1,89	6,35	-	-
		BI	1,33	-2,00	0,77	-	-
		BCND	-	-1,40	7,15	-	-
		BCD	1,71	-2,92	-	-	-
Carvalho e De Negri (2000)	1978-98	Agropecuários	-	-	1,20	-1,34	-
Resende (2001)	1978-98	Total	De 0,54 para 3,85	De não significativo para -1,39	Não significativo	-	-
		Total	0,82	-0,21	-	-	-
		BCD	1,84	-1,64	-	-	-
Ribeiro (2006)	1999-2005	BK	1,25	-0,89	-	-	-

FONTE: Revisão bibliográfica.

(1) Exceto petróleo e triac. (2) Preços relativos.

Anexo

Tabela A.1

Importações, por categoria de uso, do Brasil — 1990-2008

DISCRIMINAÇÃO	1990	1999	(US\$ milhões)			CRESCIMENTO MÉDIO ANUAL EM 2000-08 (%)
			CRESCIMENTO MÉDIO ANUAL EM 1990-99 (%)	2000	2008	
TOTAL	20 661	49 302	10,15	55 851	173 197	15,20
Bens de consumo duráveis	257	1 888	24,80	1 887	7 758	19,33
Bens de consumo não duráveis	1 598	4 580	12,41	4 140	10 116	11,82
Bens intermediá- rios	10 895	27 892	11,01	32 489	99 883	15,07
Bens de capital	2 917	10 121	14,82	9 690	24 935	12,54
Combustíveis	4 994	4 821	-0,39	7 645	30 505	18,88

FONTE: FUNDAÇÃO CENTRO DE ESTUDOS DO COMÉRCIO EXTERIOR — FUNCEX.
Disponível em: <<http://www.funcex.com.br>>. Acesso em: 2009.

Referências

ABREU, Marcelo de P. **Equações de demanda de importações revisitadas**: Brasil, 1960-1985. Rio de Janeiro: PUC, 1987. (Texto para discussão, n. 148).

AVERBUG, André. Abertura e integração comercial brasileira na década de 1990. In: GIAMBIAGI, F.; MOREIRA, M. M. (Org.). **A economia brasileira nos anos 90**. Rio de Janeiro: BNDES, 1999.

AZEVEDO, André Filipe Zago de; PORTUGAL, Marcelo S. Abertura comercial brasileira e instabilidade da demanda de importações. **Nova Economia**, v. 8, n. 1, p. 37-63. 1998.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br>>. Acesso em: 2009.

CARVALHO, A.; DE NEGRI, J. A. **Estimação de equações de importação e exportação de produtos agropecuários para o Brasil (1977/1998)**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. (Texto para discussão, n. 698).

CARVALHO, A.; PARENTE, M. A. **Estimação de equações de demanda de importações por categoria de uso para o Brasil (1978/1996)**. Brasília: IPEA, 1999. (Texto para discussão, n. 636).

CASTRO, Alexandre Samy de; CAVALCANTI, Marco Antônio F. H. **Estimação de equações de exportação e importação para o Brasil — 1955/95**. Rio de Janeiro: IPEA, 1997. (Texto para discussão, n. 469).

FELTRIN, Luciano. Mudanças estruturais na inserção brasileira no comércio internacional de bens de capital: 1991-2000. **Perspectiva Econômica**, v. 1, n. 2, p. 75-99, jul./dez. 2005.

FERREIRA, Afonso Henriques Borges. Testes de estabilidade para a função demanda de importações. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 48, n. 3, p. 355-370, jul./set. 1994.

FUNDAÇÃO CENTRO DE ESTUDOS DO COMÉRCIO EXTERIOR — FUNCEX. Disponível em: <<http://www.funcex.com.br>>. Acesso em: 2009.

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS — FGV. Disponível em: <<http://www.fgv.br>>. Acesso em: 2009.

IBGE. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br>>. Acesso em: 2009.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, n. 12, p. 231-254, 1988.

JOHNSTON, Jack; DINARDO, John. **Métodos econométricos**. 4. ed. Lisboa: McGraw-Hill, 2001.

KUME, Honório; PIANI, Guida; SOUZA, Carlos F. B. de. **A política brasileira de importação no período 1987-1998**: descrição e avaliação. In: A ABERTURA comercial brasileira nos anos 1990: impacto sobre emprego e salário. Rio de Janeiro: IPEA; Brasília: MTE, 2003. Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br>>. Acesso em: 2009.

MIRANDA, José C. **Abertura comercial, reestruturação industrial e exportações brasileiras na década de 1990**. Brasília: IPEA, 2001. (Texto para discussão, n. 829).

PERRON, P. Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. **Journal of Econometrics**, v. 80, p. 355-385, 1997.

PORTUGAL, M. S. **Brazilian foreign trade: fixed and time varying parameter models**. Dissertação (Doutorado)-University of Warwick, 1992. Warwick: University of Warwick, 1992.

PORTUGAL, M. S. Um modelo de correção de erros para a demanda por importações brasileira. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 22, n. 3, p. 501-540, dez. 1992a.

RESENDE, M. F. C. Crescimento econômico, disponibilidade de divisas e importações no Brasil: um modelo de correção de erros. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 31, n. 2, p. 289-330, 2001.

RIBEIRO, Livio S de L. **Dois ensaios sobre a balança comercial brasileira: 1999/2005**. Rio de Janeiro: Pontifícia Universidade Católica, 2006. (Dissertação de Mestrado).

YEATS, Alexander J. Does Mercosur's trade performance rise concerns about effects of regional trade arrangement? **World Bank Economic Review**, Oxford, v. 12, n. 1, p. 1-28, 1998.

ZINI Jr., Álvaro Antônio. Funções de exportação e de importação para o Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 18, n. 3, p. 615-661, dez. 1988.

