

Crescimento econômico, disponibilidade de divisas e importações no Brasil: um modelo de correção de erros*

MARCO FLÁVIO C. RESENDE**

Este artigo tem como objetivo testar a hipótese de que as importações são função da disponibilidade de divisas externas, no Brasil. Como consequência, seria inevitável o ajuste do balanço de pagamentos por meio do controle das importações, afetando os ciclos de crescimento na economia brasileira. Para testar essa hipótese, foram desenvolvidas e estimadas funções de demanda de importação total e por categoria de uso para o Brasil, entre o primeiro trimestre de 1978 e o quarto trimestre de 1998, contemplando como argumentos de tais funções uma variável de disponibilidade de divisas (capacidade de importação), além daquelas variáveis tradicionalmente observadas na literatura. Adotaram-se o método de correção de erros de Engle-Granger e o procedimento de Johansen. Constatou-se a existência de rupturas da estabilidade dos parâmetros associadas às diversas variáveis do modelo no primeiro trimestre de 1990 e no terceiro trimestre de 1994. Os resultados encontrados não rejeitam a hipótese mencionada.

1 - Introdução

A industrialização da economia brasileira determinou mudanças quantitativas e qualitativas em sua inserção internacional. Todavia, o setor externo ainda constitui importante foco de restrição ao seu crescimento. Mesmo nos dias atuais, o controle da política econômica sobre a disponibilidade de divisas externas ainda se revela fraco, enquanto o desempenho do balanço de pagamentos brasileiro se mostra bastante sensível aos ciclos dos mercados de comércio e financeiro internacionais.

Para alguns autores, a autonomia da política de controle das importações em relação à disponibilidade de divisas externas no Brasil é muito pequena. Conforme Fachada (1990, p. 1), “de fato, o hiato de recursos (balança comercial e de serviços não-fatores) tende a ser determinado residualmente a partir do saldo da

* O autor agradece a Renato Baumann, Honorio Kume, Joaúdio Teixeira e a um parecerista anônimo da PPE pelos comentários e sugestões feitos a uma versão preliminar deste estudo, e também a Francisco G. Carneiro e a Luiz D. Bahia pela elucidação de alguns pontos referentes ao modelo econométrico, eximindo-os de responsabilidade pelos erros e omissões porventura remanescentes.

** Do IPEA, doutorando em economia da UnB e professor do Departamento de Economia do UniCEUB.

conta de capitais mais serviços de fatores, sobre os quais *não se manifesta qualquer efeito da política macroeconômica brasileira*” (grifo nosso).¹

Da mesma forma, Dib (1985, p. 13-14) argumenta que

“a variedade de regimes cambiais, tarifários e de sistemas de controle experimentada pela economia brasileira para lidar com o problema da adequação da demanda de importações à disponibilidade de divisas revela o fenômeno recorrente dos limites impostos pelo estrangulamento cambial ao prosseguimento dos surtos de crescimento econômico sob diferentes visões que inspiram a política econômica (...). Menos do que um problema da escolha adequada de um modelo de crescimento, tornava-se importante a compreensão da natureza dos estímulos que poderiam ser absorvidos internamente a partir dos desenvolvimentos da economia internacional (...). O grau de sucesso com que se tem atingido esse objetivo (obtenção de elevadas taxas de crescimento econômico) durante períodos prolongados tem dependido do sucesso em se manter as importações em linha com o crescimento da capacidade para importar”.

A rigor, na medida em que os recursos produtivos são escassos, restrições externas ao crescimento e ajustes do balanço de pagamentos por meio do controle das importações ocorrem, a princípio, em qualquer economia.² Porém, a magnitude das alterações na intensidade da restrição externa ao seu crescimento é que se modifica de economia para economia.³

Recentemente, após a obtenção de megassuperávits comerciais nos anos 80 e início dos 90 no Brasil, o quadro formado pela abertura comercial, apreciação cambial e expansão da demanda agregada, engendrado pelo Plano Real, resultou no surgimento de déficits comerciais crescentes que culminaram com a crise cambial de janeiro de 1999.⁴ A despeito da adoção de uma série de medidas pelo governo nos últimos anos para alavancar as exportações brasileiras, seu *market share* permanece estagnado há mais de 20 anos em torno de 1%.⁵ A dificuldade de se obter incrementos continuados e significativos das exportações brasileiras

1 A rigor, a política macroeconômica brasileira afeta o saldo da conta de capitais, principalmente no que se refere ao investimento direto estrangeiro (IDE) e ao fluxo de capitais de curto prazo. Porém, no primeiro caso, os ciclos econômico-financeiros internacionais preponderam na determinação do IDE. No segundo caso, os custos da atração de capitais de curto prazo (em geral, elevação vertiginosa das taxas de juros e da relação dívida/PIB) podem se constituir, no tempo seguinte, em seu principal óbice.

2 O ajuste das contas externas por meio de mudanças no valor importado se dá por meio de alterações na taxa de câmbio real, no nível da atividade econômica e nas barreiras comerciais. Em todos esses casos a política econômica pode, em princípio, ter papel ativo.

3 Essa perspectiva relaciona-se com a Lei de Thirlwall, que considera a competitividade estrutural de uma economia, refletida nas elasticidades-renda de suas exportações e importações, importante determinante do grau de sua vulnerabilidade internacional e, portanto, dos limites de seu crescimento. Sobre a Lei de Thirlwall e a experiência latino-americana, ver López e Cruz (2000).

4 A liberalização comercial foi deflagrada em 1988, mas só ganhou corpo no início dos anos 90.

5 Dentre as medidas adotadas desde 1995 visando ao incremento do saldo exportador brasileiro, destacam-se as de natureza fiscal, creditícia e de redução dos custos de operação dos serviços de infra-estrutura. Para maiores detalhes, ver *Boletim de Política Industrial* (ago. 1998, n. 5).

nos últimos anos contribuiu para que o regime de taxas de câmbio fixas sucumbisse em janeiro de 1999, quando novamente a escassez de divisas elevou a restrição externa ao crescimento da economia brasileira.⁶

Portanto, no caso brasileiro, as dificuldades para a flexibilização da restrição externa de divisas tornam inevitável, muitas vezes, o ajuste do balanço de pagamentos por meio do controle da demanda por importações. Ademais, a adequação das importações à disponibilidade de divisas, ao longo dos ciclos econômico-financeiros internacionais, tem afetado com intensidade os níveis relativos das macrovariáveis da economia brasileira — câmbio, juros, preços, salários, lucros e investimentos — e das taxas de crescimento econômico, com efeitos alternados sobre os estímulos à substituição de importações por produção doméstica e de substituição desta por importações.

Em Hemphill (1974), é estimado um modelo econométrico postulando-se que, nos países não-desenvolvidos, as importações são fortemente influenciadas por suas receitas de divisas, ou seja, o nível dessas últimas corresponderia a um indicativo do rigor dos controles tarifários e não-tarifários sobre as importações. Essa hipótese foi testada para oito países não-desenvolvidos. Seus testes rejeitam a hipótese de que as receitas de divisas não influenciam as importações, nesses países.

A intensidade da relação receita de divisas externas/importações pode ser sugerida pela magnitude das elasticidades estimadas em seu modelo. Quanto maior a elasticidade do *quantum* importado em relação à receita de divisas, maior a vulnerabilidade externa da economia, isto é, maior deve ser a importância relativa das importações — *vis-à-vis* os demais fluxos de divisas do balanço de pagamentos — enquanto variável de ajuste externo.⁷ Nesse caso, a receita de divisas é determinada, em grau não-desprezível, pelos ciclos dos mercados de comércio e financeiro internacionais.⁸ Assim, um país onde o ajuste do balanço de pagamentos se dá preponderantemente pelo controle das importações apresentaria alterações na intensidade da restrição externa ao seu crescimento bastante atreladas às mudanças e aos ciclos dos mercados de comércio e financeiros internacionais,

6 O aumento das exportações é um objetivo nem sempre alcançado pela política econômica: as exportações brasileiras são preço-inelásticas e a elasticidade-renda da demanda por nossas exportações é elevada, se comparada às elasticidades estimadas para as economias mais desenvolvidas, conforme se constata em Zini Jr. (1988, p. 645-648) — para uma estimativa recente das elasticidades de longo e curto prazos das exportações brasileiras, ver Castro e Cavalcanti (1998). Além disso, boa parte das exportações brasileiras está associada a mercados de baixo dinamismo, fortes ciclos de preços e elevado número de concorrentes potenciais [Laplante e Sarti (1998) e Chami Batista (1993, p. 33)].

7 Quer dizer, menor deve ser a influência, seja da política econômica, seja dos mecanismos de mercado, sobre os demais fluxos do balanço de pagamentos. Esse ponto está explicitado, com detalhe, na conclusão.

8 Lemos (1988) desenvolve, com primazia, argumento para a vulnerabilidade externa inerente às economias que se industrializaram pela via da substituição de importações. Ver, também, Bruton (1998).

vis-à-vis um país onde esse ajuste se verifica, principalmente, por meio de variações na receita de divisas.⁹

Serão especificadas e estimadas neste trabalho funções de demanda por importações, totais e desagregadas por categoria de uso, que contemplam entre seus argumentos uma variável que expressa a disponibilidade de divisas externas da economia brasileira. Pretende-se avaliar seu grau de influência sobre a demanda de importações, no Brasil. Postula-se que, até meados dos anos 90, o aumento da disponibilidade de divisas externas provocou a redução de barreiras tarifárias e não-tarifárias estimulando as importações, enquanto até o final da década de 80 a redução da disponibilidade de divisas resultou na intensificação do uso de barreiras às importações, na economia brasileira. Conforme será detalhado mais adiante, os acordos comerciais dos quais o Brasil tornou-se signatário inviabilizaram o controle sistemático da demanda de importação por meio de barreiras tarifárias e não-tarifárias, nos anos 90. A partir daí, o desempenho das importações passou a depender basicamente das variáveis renda e preços relativos — após a adoção do regime de taxas de câmbio flexíveis em 1999, nesse último caso. Entretanto, tudo indica que as importações permanecem, em boa medida, sendo determinadas residualmente, isto é, em função do saldo das contas de capital, de serviços de fatores e das exportações.

Frise-se que, em uma economia em que a política econômica apresenta razoável controle sobre os fluxos do balanço de pagamentos, nos momentos de redução da disponibilidade de divisas externas seu balanço de pagamentos seria ajustado por meio da alavancagem da receita de divisas, e não pelo controle das importações, tendo em vista os transtornos micro e macroeconômicos que este provoca. Simetricamente, na medida em que nessa economia não existe demanda de importação reprimida, nos momentos de elevada disponibilidade de divisas não se verificaria um incremento exagerado das importações. Nesse caso, espera-se que o coeficiente da variável representativa da disponibilidade de divisas na equação de demanda de importação não seja significativamente diferente de zero.

O trabalho será desenvolvido em quatro seções, a partir desta introdução. Na Seção 2 apresenta-se a especificação adotada para a função de demanda de importação. A Seção 3 apresenta a metodologia adotada, os dados utilizados e as questões relacionadas à estabilidade temporal dos parâmetros da equação de demanda de importação no Brasil. Na Seção 4 estão os resultados das estimativas das equações de demanda de importações totais e por categoria de uso. A Seção 5 contém os comentários finais do trabalho.

9 Na medida em que os recursos são escassos, toda economia apresenta alguma vulnerabilidade externa. O que difere as economias nesse aspecto é o grau dessa vulnerabilidade.

2 - Função de demanda por importação

Não cabe aqui discutir a fundamentação teórica da função de demanda de importações adotada visto que essa tarefa já foi realizada em outros trabalhos. O leitor interessado poderá consultar Portugal (1992), Ferreira (1994), Carvalho e Parente (1999), entre outros. Os diversos autores adotam diferentes combinações da seguinte especificação:

$$\ln M = a_0 + a_1 \cdot \ln(\lambda \cdot P_m / P_d) + a_2 \cdot \ln Y + a_3 \cdot \ln U + u \quad (1)$$

onde:

\ln é a função logarítmica;

a_0 é uma constante;

a_1 e a_2 são a elasticidade-preço e a elasticidade-renda da demanda de importações, respectivamente;

a_3 é o coeficiente do nível de utilização da capacidade instalada;

M é o *quantum* importado;

λ é a taxa de câmbio nominal;

P_m é o preço das importações em dólares;

P_d é o preço dos bens domésticos substitutos das importações;

Y é o nível do produto real;

U é o componente cíclico da renda; e

u é um distúrbio aleatório.

2.1 - Inclusão da variável capacidade de importar entre os termos explicativos da equação

De maneira geral, estudos teóricos e empíricos dos determinantes da demanda de importações têm como variáveis explicativas o nível da atividade econômica e os níveis de preços das importações e de seus substitutos domésticos. Todavia, alguns autores sugerem que para países em desenvolvimento há ainda outra variável independente que não pode ser negligenciada, sob o risco de se produzirem estimativas tendenciosas e inconsistentes da elasticidade-preço e da

elasticidade-renda. Essa variável corresponde às restrições quantitativas às importações, tão comuns àquela categoria de países.¹⁰

Conforme Hemphill (1974), há na literatura a idéia de que as importações dos países não-desenvolvidos são fortemente influenciadas por suas receitas de divisas. Isso é justificado pela *rationale* de que a demanda de divisas nesses países geralmente excede sua oferta a uma determinada taxa cambial. Quando o estoque de reservas externas é pequeno, reduções das receitas de exportação não permitem ao governo outra alternativa senão lançar mão das restrições quantitativas às importações, no curto prazo. Similarmente, essas restrições são afrouxadas caso as receitas de divisas se elevem.

Vista no contexto do espectro de controles das importações, a relação entre estas e a receita de divisas deve ser entendida como um aspecto do ajuste do balanço de pagamentos. Essa relação não está, portanto, confinada, em nível conceitual, apenas aos países em desenvolvimento, nem é aplicável somente aos países que apresentam amplas práticas de controles quantitativos das importações. Conceitualmente, a relação receita de divisas/importações é um fenômeno geral [Hemphill (1974)].

Porém, há uma importante diferença entre economias no que se refere à extensão em que estas têm no controle das importações um mecanismo de ajuste externo. Para os países não-desenvolvidos (ou em desenvolvimento), no curto prazo, o único canal de fluxo de divisas do balanço de pagamentos sobre o qual os instrumentos de política econômica têm influência *razoável* são as importações. A demanda de exportação nesses países tende a ser preço-inelástica no curto prazo, o influxo de capitais por meio de empréstimos externos é determinado pelos ciclos do capital financeiro global e, em menor escala, pela *performance* interna e externa de cada uma dessas economias, investimentos diretos de capital estrangeiro são função das expectativas de lucro no longo prazo e pagamentos de serviços de fatores e de amortizações são fixados contratualmente.¹¹

Isso quer dizer que, à exceção das importações, os demais fluxos de divisas do balanço de pagamentos dessas economias tenderiam a ser exógenos aos instrumentos de política econômica, no curto prazo. Haveria uma menor importância observada para a relação receitas externas/importações nas principais economias

10 Essa sugestão baseia-se, de um lado, no reconhecimento de recorrentes problemas (crises cambiais) no balanço de pagamentos das economias em desenvolvimento, os quais, por seu turno, se expressam em restrições externas ao seu crescimento, e, de outro, no uso intensivo e comum, pelos governos dessas economias, de diversas formas de controles quantitativos das importações. Ver Khan (1974), Dib (1985), Moraes (1985), entre outros.

11 Os capitais de curto prazo, além de serem extremamente voláteis, em geral somente são atraídos pelas economias em desenvolvimento através de elevado diferencial entre as taxas de juros domésticas e externas, afetando o equilíbrio fiscal do setor público. Assim, os custos de atração dos capitais de curto prazo podem se constituir, ao longo do tempo, em seu principal obstáculo.

industrializadas em contraposição ao maior *status* dessa relação no balanço de pagamentos das demais economias.

É dentro desse contexto de ajuste do balanço de pagamentos que as restrições tarifárias e não-tarifárias às importações devem ser incluídas na especificação da equação de demanda por importações para os países em desenvolvimento. A questão relevante torna-se, então, como mensurá-las.

Segundo Hemphill (1974), a utilização do nível de reservas externas como um indicativo do rigor dos controles quantitativos sobre as importações não é adequada. Esse autor definiu quais seriam os fluxos de divisas do balanço de pagamentos exógenos aos controles do governo para posteriormente mensurar a “receita líquida de divisas” (doravante capacidade de importação), que seria contemplada como argumento em sua equação de demanda de importação.¹²

Entendendo práticas de política de comércio exterior, tais como a incidência de tarifas, depósitos compulsórios, impostos vinculados, atrasos na liberação de guias, restrições quantitativas, retirada de subsídios etc., como consequência do nível da capacidade para importar, introduzimos na especificação da equação de demanda por importações a variável capacidade de importação como *proxy* da influência conjunta de todas essas práticas sobre o *quantum* importado. Essa equação toma, então, a seguinte forma:¹³

$$\ln M = a_0 + a_1 \cdot \ln(\lambda \cdot Pm / Pd) + a_2 \cdot \ln Y + a_3 \cdot \ln U + a_4 \cdot \ln CM + u \quad (2)$$

onde:

CM = capacidade de importação; e

12 Hemphill (1974, p. 642) chama a atenção para o fato de que a inclusão da variável receita líquida de divisas como argumento na função de demanda de importação, juntamente com as variáveis renda e preços relativos, é tanto menos problemática quanto mais se admite que as políticas de equilíbrio externo são voltadas unicamente para variações nas restrições quantitativas das importações — se mudanças no nível das variáveis preço e renda excluem inteiramente as influências das variações na receita líquida de divisas.

13 É comum em estimativas da demanda de importação no Brasil a inclusão da alíquota de importação no preço relativo das importações. Contudo, essas estimativas tratam com negligência os efeitos das barreiras não-tarifárias sobre as importações, largamente adotadas no Brasil. É verdade que no início dos anos 90 esse tipo de barreira às importações foi eliminado. Todavia, um pouco mais da primeira metade do período contemplado neste estudo (1978-1/1998-4) foi marcada pela adoção de barreiras não-tarifárias às importações. Ademais, essa prática voltou a partir de meados dos anos 90. Conforme o *Boletim de Política Industrial* (1998, n. 4, p. 12-13), em 1995 verificou-se, por exemplo, o condicionamento da emissão de guias de importação à exigência do pagamento à vista pelo importador de arroz e de produtos têxteis; em 1996 aplicou-se salvaguarda comercial para produtos têxteis por meio de quotas de importação; em 1997 verificou-se a ampliação da lista de produtos sujeitos à licença de importação não-automática, entre outros. Portanto, o uso da variável capacidade de importação neste estudo visa suprir essa falha dos modelos de importação ao ser adotada como *proxy* da influência conjunta das barreiras tarifárias e não-tarifárias sobre o *quantum* importado.

$$CM^{14} = (X + FLC + EO) / PmT$$

sendo:

X = receita de exportações;

FLC = fluxo líquido de capitais = soma das seguintes rubricas do balanço de pagamentos: juros, lucros e dividendos, investimento direto líquido, empréstimos e financiamentos de médio e longo prazos e amortizações;

EO = erros e omissões (balanço de pagamentos); e

PmT = índice de preços das importações totais.

Para a equação (2) a CM será mensurada a partir da média aritmética entre seus valores presente e pretérito(s) (média móvel), supondo que a resposta da demanda de importações a variações na capacidade de importar está ligada à tendência dessa última e não ao seu nível observado em cada período. Essa hipótese baseia-se na presença de custos de ajustamento para alterações tanto na política comercial quanto no nível de importações. Nesse sentido, supõe-se que o governo está sempre revendo a evolução da capacidade de importar passada e presente para, posteriormente, adotar as medidas de política econômica necessárias. Sendo assim, são as variações médias na capacidade de importação que afetam a direção dessas medidas. A escolha do número de defasagens para o cálculo da média aritmética baseou-se em experimentos econométricos nos quais se utilizaram médias aritméticas entre os valores presente e passado(s) da CM até o ponto onde o nível de significância estatística do coeficiente da CM média, assim obtida, deixasse de apresentar melhoras significativas. Há, aqui, uma restrição importante. Admite-se, por definição, que as defasagens sejam distribuídas com pesos iguais entre os períodos presente e passado(s).

14 A CM foi assim mensurada até o início do ano de 1982. Entre 1982-3 e 1989-4 foram expurgadas dessa mensuração as rubricas “empréstimos e financiamentos de médio e longo prazos” e “amortizações”. Esse procedimento se deveu ao colapso dos fluxos de capitais de médio e longo prazos entre a comunidade financeira internacional e os países semi-industrializados que ostentavam vultosas dívidas externas, no início dos anos 80. Nessa época o Brasil foi excluído do mercado internacional de capitais e sua dívida externa foi reestruturada por meio de quatro projetos que constituíram o “empréstimo jumbo”, então realizado. Portanto, por quase 10 anos houve um congelamento desses fluxos de capitais, enquanto nessa época os substanciais lançamentos observados nas rubricas citadas se deveram a razões contábeis. Justifica-se, assim, sua exclusão do cômputo da capacidade de importação. Além disso, em 1994-2 houve uma renegociação da dívida externa com organismos internacionais, acarretando uma renovação do contrato da dívida. O procedimento contábil do Banco Central foi dar baixa na dívida anterior por meio de sua inclusão na rubrica “amortizações a médio e longo prazos” (US\$ -37,9 bilhões) e contabilizar o novo contrato da dívida “abaixo da linha”, isto é, na rubrica “operações de regularização” que consta do item “demonstrativo do resultado”. Da mesma forma, em 1998-4, no âmbito das negociações com o FMI, o Banco Central contabilizou abaixo da linha, na rubrica “operações de regularização”, os recursos externos enviados pelo Fundo. Em ambos os casos, 1994-2 e 1998-4, a rubrica operações de regularização foi considerada para a mensuração da CM. Essas informações foram obtidas diretamente com a Divisão de Balanço de Pagamentos (Dibap) do Banco Central.

No Anexo são apresentados gráficos do *quantum* das importações totais e por categoria de uso e da capacidade de importar — CM_{12} = média aritmética entre os valores presente e defasado(s) em até 12 trimestres da CM: $CM_{12} = (CM_t + CM_{t-1} + \dots + CM_{t-12}) / 13$. Note-se que é flagrante a correlação existente entre a CM_{12} e o *quantum* das importações totais e por categoria de uso, no período 1978-1/1994-2. A partir de 1994-3, essa correlação parece se reduzir, principalmente nos casos de bens de consumo duráveis e não-duráveis.

3 - Metodologia

Visando estimar a demanda de importação brasileira pelo método do mecanismo de correção de erros de Engle-Granger, foram testadas, inicialmente, as séries para a ordem de integração a partir dos testes de Dickey-Fuller (DF) e de Dickey-Fuller Ampliado (ADF). Os testes foram realizados em três versões: sem constante, com constante e com constante e tendência. O número de defasagens utilizadas nos testes foi escolhido segundo estratégia sugerida em Doornik e Hendry (1994, p. 94-95), enquanto os valores críticos baseiam-se em Mackinnon (1991).¹⁵ A metodologia empregada está descrita em Enders (1995), assim como os valores críticos dos testes.

Os testes DF e ADF mostram que todas as variáveis usadas são não-estacionárias e integradas de ordem 1 a um nível de significância estatística de, pelo menos, 5%, à exceção da variável capacidade de importar (CM_{12}), como mostra a Tabela 1. No caso específico da CM_{12} , inicialmente não foi rejeitada a hipótese de não-estacionariedade para sua série, como também para a série formada por suas primeiras diferenças. Todavia, a análise gráfica dessa série sugeriu uma mudança dos parâmetros na função *trend*, havendo uma alteração no intercepto dessa função e outra na inclinação da tendência, em 1985-1. Portanto, novo teste de raiz unitária foi realizado seguindo os procedimentos adotados em Perron (1989), de onde também foram extraídos os valores críticos. Nesse caso, a série da CM_{12} revelou-se não-estacionária e integrada de ordem 1. Testes de raiz unitária seguindo o procedimento adotado em Perron (1989) também foram realizados para as demais variáveis (Tabela 1A).¹⁶

As variáveis PIB e UBK apresentaram estatísticas-t acima dos valores críticos de Perron (1989) para ambas as séries em nível e em primeira diferença dessas variáveis, tornando o teste de raiz unitária não-conclusivo. As variáveis QMT, QMBK, QMBI, QMBCD, PMBCD, UBC e UBI não constam na Tabela 1A visto que, para suas séries, as variáveis *dummies* usadas para a realização do teste

15 Quer dizer, a estratégia seguida para a escolha do número de defasagens dos testes ADF foi selecionar o maior *lag* cujo *p-value* apontasse para sua significância a, pelo menos, 10%.

16 A análise gráfica das séries sugere uma quebra em 1985-1. Além disso, a abertura comercial no início da década de 90 e a estabilização dos preços em 1994 serviram de base para a hipótese de quebras das séries em 1990-1 e 1994-3.

TABELA 1

Resultados dos testes de raiz unitária

Variável	t-ADF (sem constante)	Número de defasagens	t-ADF (com tendência e constante)	Número de defasagens
PIB	1,3012	4	-2,7054	4
DPIB	-3,7479**	3	-4,1923**	3
UMT	-1,8214	2	-2,3767	2
DUMT	-8,2544**	2	-8,2544**	2
UBC	-1,6849	3	-2,4473	3
DUBC	-9,6333**	2	-9,0672**	2
UBK	-1,6139	4	-1,8347	3
DUBK	-10,485**	2	-9,3259**	2
UBI	-2,3228*	2	-2,6161	2
DUBI	-11,009**	1	-10,185**	1
PMT	0,356981	3	-3,3820	3
DPMT	-6,4751**	2	-6,7870**	2
QMT	0,417891	4	-1,4821	4
DQMT	-3,6449**	3	-4,3461**	3
QMBK	-0,580953	5	-1,4363	2
DQMBK	-3,0920**	4	-11,144**	1
QMBI	0,161789	4	-1,8192	4
DQMBI	-4,0567**	3	-10,226**	1
QMBCD	-0,554260	4	-2,1849	5
DQMBCD	-4,1112**	4	-4,2963**	4
QMBCND	0,0514342	2	-3,1550	4
DQMBCND	-4,7025**	5	-5,1300**	6
PMBK	-1,0567	0	-1,9176	0
DPMBK	-7,4353**	0	-7,2685**	0
PMBI	-0,596746	1	-2,4819	1
DPMBI	-5,6478**	0	-5,5525**	0
PMBCD	-1,7101	0	-1,9952	0
DPMBCD	-7,9803**	0	-6,8674**	1
PMBCND	0,115882	0	-2,1516	0
DPMBCND	-2,7794**	6	-7,2215**	0

FORNTE: Elaboração própria.

OBS.: A letra D no início das variáveis refere-se à primeira diferença. ** e * são as significâncias das estatísticas aos níveis de 1% e 5%, respectivamente. Os testes de raiz unitária na versão com constante podem ser obtidos diretamente com o autor e apresentam os mesmos resultados das versões acima apresentadas: todas as variáveis são I(1).

sugerido em Perron (1989), supondo quebras em 1985-1, 1990-1 e 1994-3, não foram significativamente diferentes de zero a 10%. Uma vez analisadas as ordens de integração das variáveis, examinou-se a existência de um vetor de co-integração através do procedimento de Engle-Granger. Os valores críticos, nesse caso, foram extraídos de Engle e Yoo (1987).

O passo seguinte foi a estimação das equações em defasagens auto-regressivas distribuídas (ADL), seguida da determinação da solução estática de longo prazo.¹⁷ A melhor especificação de cada equação estimada foi estabelecida por meio de testes de significância de cada variável e de cada período de defasagem — nesse último caso, através dos menores valores de três critérios de informação: Schwarz (SC), Hannan-Quinn (HQ) e Final Prediction Error (FPE). Segundo Inder [*apud* Carvalho e Parente (1999, p. 10)], esse procedimento fornece estimativas precisas dos vetores de longo prazo, além de testes-t válidos. Nesse caso, pode-se utilizar a tabela de distribuição normal padronizada, mesmo na presença de variáveis endógenas do lado direito. Uma vez estimados os vetores de longo

TABELA 1A

Resultados dos testes de raiz unitária

Variável	t-Perron	Modelo de Perron ^a	Período da quebra	Número de defasagens
PMT	-0,016	C	1994-3	12
DPMT	-4,37 ⁺	C	1994-3	11
PMBK	-5,16 ^{**}	C	1985-1	9
PMBI	-4,67 ^{**}	C	1985-1	1
PMBCND	-3,82 [*]	A	1985-1	13
QMBCND	-4,53 ⁺	C	1985-1	5
PIB	-4,32 ^{**}	A	1990-1	8
UMT	-6,69 ^{**}	C	1990-1	12
UBK	-5,78 ^{**}	A	1990-1	12
CM12 ^b	-1,647	C	1985-1	19
DCM12 ^b	-4,750 ⁺	C	1985-1	12

FONTE: Elaboração própria.

OBS.: A letra D no início das variáveis refere-se à primeira diferença. **, * e + são as significâncias das estatísticas aos níveis de 1%, 2,5% e 5%, respectivamente.

^a Os modelos A e C estão em Perron (1989, p. 1.364). Modelo A: $y_t = \mu_1 + \beta_1 t + (\mu_2 - \mu_1) DU_t + e_t$. Modelo C: $y_t = \mu_1 + \beta_1 t + (\mu_2 - \mu_1) DU_t + (\beta_2 - \beta_1) DT_t + e_t$, onde $DU_t = 1$ se $t > T_B$ e 0, caso contrário; $DT_t = t$ se $t > T_B$ e 0, caso contrário; T_B é o período no qual houve mudança(s) dos parâmetros da função *trend*.

^b Para as variáveis CM12 e DCM12, adotaram-se séries mais extensas (1977-2 a 1998-4 e 1975-3 a 1998-4, respectivamente). O início da série da CM12 corresponde a 1972-1, visto que os dados referentes a balanço de pagamentos com periodicidade trimestral só estão disponíveis a partir de 1969-1. Conforme Perron (1989, p. 1.365-1.368), a potência dos testes de raiz unitária aumenta quando a série da variável testada é mais extensa.

17 A implementação desse procedimento é imediata em pacotes como o PcGive.

prazo, realizaram-se estimações dos mecanismos de correção de erro para modelar as dinâmicas de curto prazo.

Quando se trabalha com mais de uma variável explicativa há a possibilidade de existência de mais de um vetor de co-integração. Nesse caso, o vetor encontrado através do método de Engle-Granger corresponde a uma combinação linear de diferentes vetores de co-integração. Portanto, as relações de longo prazo também foram identificadas por meio de estimadores de máxima verossimilhança, como propostos por Johansen [Harris (1995, Cap. 5)], objetivando, também, conhecer o *rank* de co-integração.¹⁸ Ademais, visando realizar inferências relativas aos parâmetros de interesse a partir do modelo condicional, a hipótese de exogeneidade fraca foi testada por meio da imposição de restrições lineares sobre o coeficiente de ajustamento α .

3.1 - Dados utilizados

Todas as especificações apresentam dados com periodicidade trimestral, sem ajuste sazonal, uma vez que a inclusão de *dummies* sazonais nas estimativas de longo prazo para todas as categorias de uso, quando da adoção do procedimento de Engle-Granger, não gerou coeficientes significativos para essas *dummies*. Ademais, as elasticidades estimadas se alteravam apenas marginalmente quando se incluía *dummies* sazonais no modelo. Todavia, nas estimativas realizadas através do procedimento de Johansen as *dummies* sazonais são contempladas. De modo geral, os parâmetros de longo prazo estimados por meio desse último procedimento apresentam valores muito próximos daqueles estimados, quando da adoção do procedimento de Engle-Granger, para todas as equações contempladas. O período das estimativas está entre o primeiro trimestre de 1978 — quando se inicia a série de comércio exterior da Funcex — e o quarto trimestre de 1998. Utilizou-se o logaritmo natural dos valores de cada variável como base para as estimações.

¹⁸ Partiu-se da representação das séries como um processo vetor auto-regressivo (VAR) envolvendo k defasagens de Z_t :

$$Z_t = A_1 Z_{t-1} + \dots + A_k Z_{t-k} + u_t \quad u_t \sim IN(0, \Sigma) \quad (1)$$

onde Z_t é um vetor ($n \times 1$) e cada A é uma matriz ($n \times n$) dos parâmetros. O modelo (1) pode ser reparametrizado na forma de um vetor de correção de erros (VECM):

$$\Delta Z_t = \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Z_{t-k+1} + \Pi Z_{t-k} + u_t \quad (2)$$

onde $\Gamma_i = -(I - A_1 - \dots - A_i)$, ($i = 1, \dots, k-1$) e $\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k)$. Como os resíduos u_t são estacionários, o posto r da matriz Π determina o número de combinações lineares do vetor Z_t que são estacionárias. Quando $0 < r < p$, existem r vetores de co-integração e a matriz Π pode ser escrita como $\Pi = \alpha\beta$, onde β é a matriz dos vetores de co-integração e α é a matriz dos coeficientes de ajustamento. Para maiores detalhes, ver Harris (1995, Cap. 5).

Os índices de quantidade (Q) e de preço (P) das importações totais e por categoria de uso foram extraídos da Funcex, a taxa de câmbio nominal foi retirada do *Boletim do Banco Central*, enquanto os índices de preços por atacado (IPA), referentes aos setores correspondentes às séries de importação, foram extraídos da Fundação Getúlio Vargas (FGV). O índice de renda doméstica foi medido pelo Produto Interno Bruto (PIB) fornecido pela FGV a partir de 1980-1 (fonte primária: IBGE). Entre 1978-1 e 1979-4, essa variável foi obtida em Resende (1995), que estendeu para trás a série do IBGE. O índice do nível de utilização da capacidade instalada (U) para a indústria de transformação e para os setores de bens de capital, intermediários e de consumo foram calculados com base nas informações da FGV.¹⁹ O índice da capacidade de importar (CM) foi construído a partir das informações extraídas do *Boletim do Banco Central*. As categorias de uso são denominadas bens de capital (BK), bens intermediários (BI), bens de consumo duráveis (BCD) e bens de consumo não-duráveis (BCND).

3.2 - Estabilidade temporal da equação de demanda por importação

A hipótese de parâmetros fixos para a equação de demanda de importações totais, para o Brasil, foi rejeitada em Azevedo e Portugal (1998), para o período 1980-1/1995-4.²⁰ Segundo esses autores, houve uma mudança nos coeficientes do PIB e do U no primeiro trimestre de 1990, associada, provavelmente, à abertura comercial dos anos 90.²¹

Inicialmente, as equações de demanda de importações totais e por categoria de uso foram estimadas recursivamente, visando avaliar a hipótese de estabilidade dos parâmetros associados às variáveis. Além disso, foram realizados, também, testes de Chow e de Chow um passo à frente para os resíduos com o mesmo objetivo. Por meio desse procedimento, foram sugeridas rupturas dos parâmetros das equações estimadas a partir do primeiro trimestre de 1990 e do terceiro trimestre de 1994. No primeiro caso, a explicação econômica estaria associada à abertura comercial dos anos 90. No segundo, esse comportamento dos coeficien-

19 Não há, segundo os dados divulgados pela FGV, informações desagregadas para bens de consumo duráveis e não-duráveis.

20 Conforme Azevedo e Portugal (1998, p. 56): "A maioria dos trabalhos que empregam a metodologia de co-integração não incorpora a idéia de mudança estrutural dos parâmetros (...) apenas recentemente tem começado a surgir uma literatura a respeito de testes de co-integração na presença de mudanças estruturais (...)."

21 Até 1990-1, a estimativa desses autores apresenta uma elasticidade-renda das importações que não é estatisticamente diferente de zero. A partir de 1990, essa elasticidade torna-se significativa e assume um valor de longo prazo de 2,1. Da mesma forma, o coeficiente do U estimado é positivo e significativamente diferente de zero nos anos 80: 4,55. Nos anos 90, ele continua significativo mas declina para 2,54. A elasticidade-preço de longo prazo das importações totais estimada em Azevedo e Portugal (1998) é significativamente diferente de zero, estável e da ordem de -0,58.

tes seria causado pela estabilização de preços ocorrida no âmbito do Plano Real, lançado em meados de 1994.

A instabilidade dos parâmetros das equações implica estimativas tendenciosas e inconsistentes dos coeficientes e dos seus desvios-padrão. Dessa forma, visando corrigir as especificações das equações estimadas, as funções de demanda de importações totais e por categoria de uso foram estimadas por meio de regressões *piece-wise*. A especificação da equação de regressão *piece-wise* considerou, em um primeiro momento, a possibilidade de instabilidade em todos os parâmetros. A partir daí, procedeu-se a sucessivas reestimações da equação, eliminando, a cada passo, o termo destinado a captar mudanças nas elasticidades que tivessem apresentado menor significância estatística na especificação imediatamente anterior, até que apenas aqueles termos contendo variáveis *dummies* que apresentassem coeficientes estatisticamente significativos permanecessem na equação.²²

4 - Estimação das equações de demanda de importação

Conforme citado na Seção 3, a existência de um vetor de co-integração para cada uma das equações estimadas foi testada por meio do procedimento de Engle-Granger. Partiu-se de uma regressão estática da variável *quantum* importado da equação em consideração contra as variáveis explicativas, secundada por um teste ADF de presença de raiz unitária na série de resíduos (Res_1) 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, FPE).

Com exceção das equações de BCND e de BCD, ao ser feita a comparação da estimativa do parâmetro da variável (Res_1) na regressão do ADF com os valores críticos da tabela de Engle e Yoo (1987), rejeitou-se a hipótese nula de não-co-integração para as funções de importação totais e por categoria de uso, a um nível de significância de pelo menos 10%. Os parâmetros estimados para os resíduos defasados (Res_1) nas regressões do ADF referentes às equações de BCND e de BCD foram, respectivamente, da ordem de -3,08 e de -3,49, enquanto o valor crítico da tabela de Engle e Yoo (1987), com quatro variáveis explicativas e 50 observações, é de -3,85, a um nível de 10%. Os demais parâmetros da variável (Res_1) estimados foram: -8,54 (importações totais), -4,27 (BK) e -4,25 (BI). Todavia, a hipótese nula de não-co-integração para as funções de importação totais e de todas as categorias de uso foi rejeitada a um nível de significância de pelo menos 5%, quando adotado o procedimento de Johansen (testes do maior autovalor e do traço). Ademais, a significância do termo de correção de erros,

22 Esse procedimento é mostrado em Ferreira (1994). Uma descrição da técnica *piece-wise* pode ser encontrada em Pindyck e Rubinfeld (1981, p. 126-127).

nos modelos de correção de erros estimados adiante, parece justificar a opção pela existência de uma relação de longo prazo estacionária entre as variáveis analisadas.

4.1 - Importações totais

Nas tabelas apresentadas a seguir, as variáveis precedidas das letras PW (*piece-wise*) correspondem aos termos contendo variáveis *dummies* incluídos para testar a hipótese de instabilidade dos parâmetros da equação. Além disso, essas variáveis são seguidas da data em que se presume ter ocorrido a ruptura do parâmetro em questão.

Para se obter os coeficientes de longo prazo da equação de importações totais estimou-se um ADL (2) (Tabela 2). Foram incluídas *dummies* de impulso em 1986-4 (D86-4), 1989-1 (D89-1) e 1994-3 (D94-3), sugeridas pela análise gráfica dos resíduos da equação.

O coeficiente da variável U não é estatisticamente diferente de zero. A elasticidade-renda da demanda de importação estimada até 1989-4 é pequena (0,54), mas, a partir de 1990-1, verifica-se uma ruptura nesse coeficiente: essa elasticidade torna-se bastante elevada, 3,85. Isso quer dizer que, com o processo de abertura comercial na década de 90, a demanda por importações no Brasil tornou-se bem mais sensível às oscilações da renda *vis-à-vis* o período anterior. A elasticidade-preço relativo da demanda de importação não se mostrou estatisticamente diferente de zero até 1994-3. Após esse período, verifica-se uma mudança nessa elasticidade, que se torna significativa e da ordem de $-1,39$, sugerindo que a estabilização monetária ocorrida após meados de 1994 elevou a sensibilidade dos agentes econômicos em relação às mudanças de preços relativos das importações. No período anterior, em função das elevadas taxas de inflação, essas mudanças eram constantes, inviabilizando a formação de um quadro de parâmetros relativamente estáveis para a tomada de decisão dos agentes entre importar ou demandar a produção doméstica.

O coeficiente da variável CM12 é estatisticamente diferente de zero e apresenta-se instável ao longo do período estudado, tendo em vista sua ruptura em 1994-3. Até essa data, a elasticidade da demanda de importação em relação à CM12 estimada é de 0,63, ou seja, até então alterações de 10% na capacidade de importar estavam associadas a alterações da ordem de 6,3% do *quantum* importado. Após o lançamento do Plano Real, essa elasticidade torna-se cerca de $-0,03$. A explicação econômica para isso relaciona-se à estratégia de acúmulo de reservas externas do Banco Central visando sustentar a âncora cambial adotada no período 1994-3/1998-4.

Nas Tabelas 3, 5, 7, 9 e 11, a sigla AR oferece os valores relativos ao teste do multiplicador de Lagrange para autocorrelação, enquanto a sigla ARCH mostra

TABELA 2

Estimação do vetor de longo prazo para importações totais: 1978-3/1998-4

QMT = -0,031078	+0,54298 PIB	+0,63055 CM12	
(0,039794)	(0,13717)	(0,036956)	
+3,312 PWPIB/90-1	-0,66275 PWCM12/94-3	-1,391 PWP/94-3	
(0,44689)	(0,081288)	(0,49361)	
+0,40356 D86-4	-0,1561 D89-1	-0,24327 D94-3	
(0,086301)	(0,074306)	(0,085884)	

OBS.: Os valores entre parênteses correspondem aos desvios-padrão dos coeficientes estimados das variáveis em cima.

os valores para o teste de Engle para resíduos ARCH, RSS e $\hat{\alpha}$ correspondem à soma dos quadrados e ao desvio-padrão dos resíduos, enquanto DW refere-se à estatística de Durbin-Watson. Nos termos normalidade 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 χ^2 indica os valores para o teste de validade funcional e/ou heterocedasticidade.

Os resultados referentes à equação de correção de erros são bastante razoáveis (Tabela 3). O modelo apresenta ótima especificação em relação aos testes de diagnóstico. O parâmetro de ajustamento do mecanismo de correção de erros apresenta sinal negativo, conforme esperado, e seu valor mostra que, a cada período, os agentes compensam em torno de 74% do desequilíbrio do período anterior. Portanto, a correção do desequilíbrio, a cada trimestre, é extremamente rápida. Na estimativa de Azevedo e Portugal (1998), o desequilíbrio em relação à solução de longo prazo da demanda de importações totais é ajustado em 46%, a cada trimestre.²³

Chama a atenção o *overshooting* do coeficiente de curto prazo relacionado ao PIB observado até 1990-1, que atinge 2,25 em três períodos, enquanto até essa data a elasticidade-renda de longo prazo estimada é da ordem de 0,54. Resultado semelhante é encontrado em Azevedo e Portugal (1998). A partir de 1994-3, a elasticidade de impacto relacionada à variável preço relativo é de -1,20, ficando apenas -0,19 para ser explicado posteriormente. Portanto, 86% do ajuste total ocorrem no primeiro trimestre. Por fim, note-se que a elasticidade da demanda de importação em relação à CM12 a curto prazo apresenta um comportamento cíclico.

²³ Observe-se que na estimativa de Azevedo e Portugal (1998) as importações de petróleo e trigo foram excluídas da série das importações totais, procedimento que diverge do adotado neste trabalho. Ademais, esses autores não contemplam a CM12 como variável explicativa das importações, entre outras diferenças existentes entre o modelo estimado e aquele encontrado em Azevedo e Portugal (1998).

TABELA 3

Mecanismo de correção de erros para importações totais — 1979-1/1998-4

Variável	Coefficiente	Desvio-padrão	Estatística-t	T-prob
Constante	-0,00312683	0,00620249	-0,504	0,6159
D86-4	0,269979	0,0503002	5,367	0,0000
D94-3	-0,214676	0,0513640	-4,180	0,0001
D87-1	-0,304510	0,0489394	-6,222	0,0000
D89-1	-0,0798211	0,0503695	-1,585	0,1180
ECM-MT_1	-0,735093	0,0952842	-7,715	0,0000
DPIB	0,649250	0,131522	4,936	0,0000
DPIB_1	1,0366	0,149717	6,924	0,0000
DPIB_2	0,561691	0,127252	4,414	0,0000
DPWPB/90-1	2,2031	0,230333	9,565	0,0000
DPWPB/90-1_1	-0,650904	0,232587	-2,799	0,0068
DPWP/94-3	-1,1976	0,231091	-5,182	0,0000
DPWCM12/94-3	0,601232	0,282544	2,128	0,0372
DPWCM12/94-3_3	-0,717398	0,298849	-2,401	0,0193
DCM12_1	-0,234850	0,145832	-1,610	0,1122
DCM12_2	0,351998	0,157913	2,229	0,0293

$R^2 = 0,9058822$ $F(15, 64) = 41,067$ [0,0000] $\hat{a} = 0,04793177$ $DW = 1,94$
 RSS = 0,14703706531 para 16 variáveis e 80 observações
 AR 1- 5F(5, 59) = 0,343808 [0,8842]
 ARCH 4 F(4, 56) = 0,337992 [0,8512]
 Normalidade $\chi^2(2) = 3,0976$ [0,2125]
 χ^2 F(26, 37) = 0,292158 [0,9992]
 RESET F(1, 63) = 0,0296743 [0,8638]

OBS.: A letra D no início das variáveis refere-se à primeira diferença.

A Tabela 3A apresenta os resultados relativos aos testes de Johansen para a análise de co-integração para a demanda de importações totais. Testes de exogeneidade fraca das variáveis em relação aos parâmetros do modelo condicional para o logaritmo *quantum* importado total também foram conduzidos.

Considerando o critério de informação de Schwarz e testes-F para exclusão de variáveis, as estimações foram iniciadas com um VAR de oito defasagens, sendo o modelo final reduzido para um VAR de ordem 3. A constante participou de modo irrestrito no modelo devido à constatação de uma tendência determinística para suas séries. Os resultados sugerem a existência de um vetor de co-integração,

TABELA 3A

Resultado dos testes de co-integração para importações totais

H_0 :posto = p	Testes do maior autovalor			Testes do traço		
	$-T \log (1 - \gamma)$	$-(T - nm) \log (1 - \gamma)$	95%	$-T \sum \log (1 - \gamma)$	$-(T - nm) \sum \log (1 - \gamma)$	95%
$p = 0$	53,84**	43,87**	33,5	80,83**	65,86	68,5
$p \leq 1$	19,69	16,05	27,1	26,98	21,99	47,2
$p \leq 2$	5,924	4,827	21,0	7,292	5,942	29,7
$p \leq 3$	1,357	1,105	14,1	1,368	1,115	15,4
$p \leq 4$	0,01194	0,00973	3,8	0,01194	0,00973	3,8
Vetor de co-integração (normalizado)						
	QMT	PIB	CM12	PWPIB/90-1	PWCM12/94-3	
	1,000	-0,3918	-0,6107	-3,387	0,6708	
Vetor de ajustamento (normalizado)						
	QMT	PIB	CM12	PWPIB/90-1	PWCM12/94-3	
	-0,6262	-0,04808	0,09456	0,01422	0,06698	
Teste de exogeneidade fraca de PIB, CM12, PWPIB/90-1 e PWCM12/94-3 para os parâmetros de longo prazo — 1978-4/1998-4						
Restrições sobre o vetor de ajustamento $\alpha_1 = (\alpha_{11}, \alpha_{21}, \alpha_{31}, \alpha_{41}, \alpha_{51})$: $\alpha_{21} = 0$; $\alpha_{31} = 0$; $\alpha_{41} = 0$; $\alpha_{51} = 0$						
Vetor de co-integração restrito (normalizado)						
	QMT	LPIB	LCM12	PWPIB/90-1	PWCM12/94-3	
	1,000	-0,4884	-0,6218	-3,419	0,7141	
Vetor de ajustamento restrito (normalizado)						
	QMT	LPIB	LCM12	PWPIB/90-1	PWCM12/94-3	
	-0,6920	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	
Teste LR: $\chi^2 (4) = 6,1346 [0,1893]$						

** Indica significância ao nível de 1%.

a um nível de significância de 1%, no que se refere aos testes do maior autovalor. Apenas a estatística do teste do traço com correção de Reimers (1991) não é significativa a 5%.

Para se obter a rejeição da hipótese de não-co-integração, foi necessário excluir do modelo a variável PWP/94-3 e incluir *dummies* sazonais, de impulso (1994-4) e de escada (supondo uma mudança no intercepto da função em 1985-1 e outra em 1994-3). “Se variáveis *dummies* entram na parte determinística do modelo multivariado, então os valores críticos (usados nos testes para o *rank* de co-integração) são apenas indicativos” [Harris (1995, p. 88)].²⁴ Todavia, embora o modelo tenha sido alterado, as elasticidades estimadas estão muito próximas daquelas encontradas a partir da estimativa realizada pelo procedimento de Engle-Granger.

As magnitudes dos parâmetros do vetor de ajustamento sugerem que o vetor de co-integração para o maior autovalor parece afetar apenas a equação para a variável logaritmo do *quantum* importado total. De acordo com o teste da razão de verossimilhança (LR), a hipótese de que os coeficientes de ajustamento das equações PIB, CM12, PWPIB/90-1 e PWCM12/94-3 são nulos não pode ser rejeitada. Sendo essas variáveis consideradas exógenas fracas, pode-se restringir a análise ao modelo condicional das importações totais para estimar a relação de longo prazo.

4.2 - Importações de bens de capital

Os coeficientes de longo prazo da equação de importação de BK foram obtidos com a estimação de um ADL (4) (Tabela 4). Foram incluídas *dummies* de impulso em 1983-3 (D83-3) e 1987-3 (D87-3), sugeridas pela análise gráfica dos resíduos da equação.

A elasticidade-renda da demanda de importação de BK não foi significativamente diferente de zero a 10%, até 1990-1. Após esse período, há uma ruptura nesse coeficiente que se torna significativamente diferente de zero a 1%, e da ordem de 3,45. A elevada magnitude desse coeficiente deve estar relacionada à liberalização comercial que sucedeu um longo período de estagnação do investimento nos anos 80. Conforme Bielschowsky (1999), verificou-se após 1990 um miniciclo de modernização na indústria, o que deve ter contribuído para elevar a elasticidade-renda da demanda de importação de BK nesse período. Os

24 A utilização de variáveis *dummies* na parte determinística do modelo também foi feita para as estimativas da demanda de importação relativas às categorias de uso.

TABELA 4

*Estimação do vetor de longo prazo para importações
de bens de capital — 1978-1/1998-4*

QMBK = +0,044928	+1,222	CM12	+3,446	PWPIB/90-1
(0,047842)	(0,08584)		(1,074)	
-0,85173	PWCM12/94-3	-0,43015	D83-3	+0,56858
(0,25697)		(0,20501)		(0,22776)

OBS.: Os valores entre parênteses correspondem aos desvios-padrão dos coeficientes estimados.

coeficientes das variáveis PBK e UBK não se mostraram estatisticamente diferentes de zero.²⁵

A elasticidade da demanda de importação de bens de capital em relação a CM12 é significativamente diferente de zero e da ordem de 1,22. Quer dizer, o nível médio da disponibilidade de divisas da economia é extremamente relevante para explicar o *quantum* importado de bens de capital. A referida elasticidade se alterou a partir de 1994-3, reduzindo-se para cerca de 0,37. Essa redução deve estar relacionada com a política cambial adotada entre 1994-3 e 1998-4.

Os resultados encontrados para os coeficientes estimados da capacidade de importar e dos demais argumentos da equação estão de acordo com aqueles sugeridos em Resende (1997a e b). Segundo esses estudos:

“(...) para a economia brasileira, o setor de bens de capital teria sua dinâmica caracterizada por um coeficiente de importação bastante volátil frente a oscilações da capacidade de importar da economia, refletindo uma necessidade sistemática da indústria nacional em se apoiar em importações de bens de capital, principalmente nos segmentos desse setor que incorporam tecnologia de ponta” [Resende (1997b, p. 8-9)].

Esses resultados também se coadunam com aqueles encontrados em Resende e Anderson (1999), ou seja, em função do baixo grau de sofisticação tecnológica que apresenta a produção brasileira de bens de capital, sempre que possível — isto é, quando há disponibilidade de divisas externas — a indústria nacional se

25 A princípio, esperava-se que a elasticidade-preço da demanda de importação de BK fosse significativa, pelo menos, após a estabilização monetária iniciada em 1994-3. Conforme Resende e Anderson (1999), o coeficiente de importação de BK cresce vigorosamente após 1990, contudo sua taxa de crescimento é bastante exacerbada a partir de 1994, período em que se verificou significativa apreciação da taxa de câmbio real. Desse modo, foram incluídas na equação cinco *dummies* de impulso em 1983-3, 1984-1, 1984-2, 1984-4 e 1987-3. Nesse segundo modelo, a partir de 1994-3, o coeficiente do preço relativo mostrou-se significativo a 10%, enquanto as demais elasticidades estimadas apresentaram alterações marginais e permaneceram estatisticamente diferentes de zero. Contudo, no modelo de curto prazo as variáveis presente e pretérita da primeira diferença do preço relativo (DPWP/94-3) não apresentaram coeficientes estatisticamente diferentes de zero. Além disso, nesse modelo de curto prazo a hipótese nula de ausência de heterocedasticidade foi rejeitada a 3%. Desse modo, optou-se pelo modelo que exclui o preço relativo (PWP/94-3) da demanda de importação de BK (Tabela 4).

apóia na importação desses bens, principalmente aqueles que incorporam tecnologia de ponta. Bens de capital importados (mais sofisticados) aumentam a produtividade nacional, provocando reduções na relação capital/produto e estimulando o investimento. Sendo assim, não causa surpresa o resultado encontrado para a equação de BK: até 1990-1, data em que ganha maior ímpeto o processo de liberalização comercial iniciado em 1988, apenas a CM12 explicava as importações de BK, com um coeficiente estimado relativamente alto: 1,22.²⁶

Note-se que, devido ao elevado coeficiente estimado da capacidade de importar, a disponibilidade de divisas da economia afeta o desempenho da taxa de investimento no Brasil. Isso ocorre, inclusive, tendo em vista o aumento recente da participação das importações de máquinas e equipamentos na formação bruta de capital fixo na economia brasileira [ver Laplane e Sarti (1998)].

No que se refere à equação com correção de erros, o modelo apresenta ótima especificação em relação aos testes de diagnóstico (Tabela 5). O coeficiente do vetor de correção de erros aponta para um ajustamento de cerca de 64% do desequilíbrio em relação à solução de longo prazo, a cada trimestre. Trata-se de um ajuste bastante rápido que, em princípio, não seria esperado para o setor de BK. Contudo, dada a natureza do investimento nos anos 80 e 90, é possível que o referido ajuste tenha tido sua velocidade aumentada no período em tela, ou seja, o último grande ciclo de investimentos pesados no Brasil se verificou no final dos anos 70, no âmbito do II Plano Nacional de Desenvolvimento. Nas décadas de 80 e 90, os investimentos destinados à ampliação da capacidade instalada foram marginais, *vis-à-vis* aqueles observados nos anos 70. Estimando a equação de demanda de BK para o período 1975-1/1987-4, Portugal (1992, p. 524) encontra uma velocidade de ajustamento de 18%. Além de serem diferentes os períodos estimados, Portugal (1992, p. 521-524) estimou uma equação de demanda de BK para o Brasil (em vez de uma equação de demanda de importação de BK — usando as séries de produção e de importação de BK e tratando a importação desses bens como residual).

A partir de 1994-3, a sensibilidade da demanda de importação em relação à CM12 eleva-se a curto prazo, enquanto a longo prazo essa sensibilidade diminui, embora o coeficiente relacionado à CM12 permaneça com o sinal positivo. No que diz respeito à elasticidade-renda, a partir de 1990-1 a elasticidade de impacto é 1,84. Portanto, 53% do ajustamento total ocorrem no primeiro trimestre, deixando o restante desse ajuste para ser realizado subsequente. Note-se que em três trimestres o coeficiente de curto prazo do PIB apresenta um *overshooting*, atingindo 4,26. A longo prazo, esse coeficiente foi estimado em 3,45.

26 Até o período da liberalização comercial dos anos 90, havia no Brasil um sistema de barreiras à importação dos bens de capital que apresentavam similares produzidos domesticamente. Porém, esse sistema de barreiras inexistia para a importação dos bens de capital que não apresentavam similares produzidos internamente — normalmente com maior sofisticação tecnológica. Ver, por exemplo, Resende e Anderson (1999).

TABELA 5

*Mecanismo de correção de erros para importações
de bens de capital — 1979-1/1998-4*

Variável	Coefficiente	Desvio-padrão	Estatística-t	T-prob
Constante	-0,00439018	0,0190211	-0,231	0,8182
DQMBK_1	-0,224770	0,0990773	-2,269	0,0265
DQMBK_2	-0,221286	0,0819605	-2,700	0,0088
DCM12_1	1,0589	0,429961	2,463	0,0164
DCM12_3	-0,844487	0,474555	-1,780	0,0797
DPWPIB/90-1	1,8444	0,787825	2,341	0,0222
DPWPIB/90-1_2	2,4240	0,813326	2,980	0,0040
DPWCM12/94-3	2,1277	0,685175	3,105	0,0028
D83-3	-0,381837	0,161512	-2,364	0,0210
D87-3	0,572119	0,152059	3,762	0,0004
ECM-BK_1	-0,641713	0,116341	-5,516	0,0000
D83-4	0,517850	0,160078	3,235	0,0019
D84-1	-0,402678	0,160829	-2,504	0,0147

$R^2 = 0,7138043$ $F(12, 67) = 13,925$ [0,0000] $\hat{\alpha} = 0,1495942$ $DW = 2,17$
 RSS = 1,499354507 para 13 variáveis e 80 observações
 AR 1- 5F(5, 62) = 1,2079 [0,3160]
 ARCH 4 F(4, 59) = 0,562123 [0,6910]
 Normalidade $\chi^2(2) = 0,437103$ [0,8037]
 Xi^2 F(20, 46) = 0,759482 [0,7443]
 RESET F(1, 66) = 0,100253 [0,7525]

OBS.: A letra D no início das variáveis refere-se à primeira diferença.

Testes de co-integração através do procedimento de Johansen, como também para a hipótese de exogeneidade fraca das variáveis em relação aos parâmetros do modelo condicional para o logaritmo do *quantum* importado de bens de capital, foram realizados (Tabela 5A).

Considerando o critério de informação de Schwarz e testes-F para exclusão de variáveis, as estimações foram iniciadas com um VAR de oito defasagens, sendo o modelo final reduzido para um VAR de ordem 3. A constante participou de modo irrestrito no modelo devido à constatação de uma tendência determinística para suas séries. Os resultados sugerem a existência de um vetor de co-integração, a um nível de significância de pelo menos 5%, no que se refere aos testes do maior autovalor. Apenas a estatística do teste do traço com correção de Reimers (1991) não é significativa a 5%.

TABELA 5A

Resultado dos testes de co-integração para importações de bens de capital

H_0 : posto = p	Testes do maior autovalor			Testes do traço		
	$-T \log(1 - \gamma)$	$-(T - nm) \log(1 - \gamma)$	95%	$-T \sum \log(1 - \gamma)$	$-(T - nm) \sum \log(1 - \gamma)$	95%
$p = 0$	34,13**	29,07*	27,1	53,58*	45,64	47,2
$p \leq 1$	14,08	11,99	21,0	19,45	16,57	29,7
$p \leq 2$	5,325	4,536	14,1	5,375	4,579	15,4
$p \leq 3$	0,04976	0,04239	3,8	0,04976	0,04239	3,8
Vetor de co-integração (normalizado)						
	QMBK	CM12	PWPIB/90-1	PWCM12/94-3		
	1,000	-1,215	-3,503	1,064		
Vetor de ajustamento (normalizado)						
	QMBK	CM12	PWPIB/90-1	PWCM12/94-3		
	-0,7687	0,05792	-0,0009417	0,04146		
Teste de exogeneidade fraca de CM12, PWPIB/90-1 e PWCM12/94-3 para os parâmetros de longo prazo — 1978-4/1998-4						
Restrições sobre o vetor de ajustamento $\alpha_1 = (\alpha_{11}, \alpha_{21}, \alpha_{31}, \alpha_{41})$: $\alpha_{21} = 0$; $\alpha_{31} = 0$; $\alpha_{41} = 0$						
Vetor de co-integração restrito (normalizado)						
	QMBK	CM12	PWPIB/90-1	PWCM12/94-3		
	1,000	-1,204	-4,315	1,340		
Vetor de ajustamento restrito (normalizado)						
	QMBK	CM12	PWPIB/90-1	PWCM12/94-3		
	-0,7791	0,0000	0,0000	0,0000		
Teste LR: $\chi^2(3) = 5,4165 [0,1437]$						

*Indica significância ao nível de 5%.

**Indica significância ao nível de 1%.

Todavia, para se obter a rejeição da hipótese de não-co-integração foi necessário incluir *dummies* sazonais e de impulso (1985-4), (1986-1) e (1997-3). A despeito da inclusão dessas *dummies*, as elasticidades estimadas estão muito próximas daquelas encontradas na estimativa realizada através do procedimento de Engle-Granger.

Assim como no caso das importações totais, o vetor de co-integração afeta predominantemente a equação de QMBK, sendo possível aceitar a exogeneidade fraca de CM12, PWPIB/90-1 e PWCM12/94-3 para os parâmetros de longo prazo.

4.3 - Importações de bens intermediários

Os coeficientes de longo prazo da equação de importações de BI foram obtidos a partir da estimação de um ADL (4) (Tabela 6). Foram incluídas *dummies* de impulso em 1986-4 (D86-4) e em 1994-3 (D94-3), sugeridas pela análise gráfica dos resíduos da equação.

Mais uma vez o coeficiente do UBI não foi significativamente diferente de zero a 10%. A elasticidade-preço da demanda de importação de BI também não difere significativamente de zero a 10%.²⁷

TABELA 6

Estimação do vetor de longo prazo para importações de bens intermediários — 1979-1/1998-4

QMI =	-0,096592	+0,99114	PIB	+0,69073	CM12	+2,483	PWPIB/90-1
	(0,089526)	(0,2984)		(0,071422)		(0,85683)	
	-0,75124	PWCM12/94-3	+0,23954	D86-4	-0,48203	D94-3	
	(0,18996)		(0,13429)		(0,18476)		

OBS.: Os valores entre parênteses correspondem aos desvios-padrão dos coeficientes estimados.

27 Em geral, as estimativas para a equação de BI encontram coeficientes significativos para as variáveis preço relativo, renda e utilização da capacidade. Usando dados trimestrais, Fachada (1990) relata -0,87, 1,16 e 2,88 para o período 1976/88; Abreu (1987) apresenta -0,74, 1,13 e 1,87 para o período 1976/85, enquanto Portugal (1992), usando dados de 1975/87, obteve -0,91, 0,97 e 3,67. Desse modo, foi estimada outra equação de demanda de importação de BI para o período 1978-1/1998-4, supondo a estabilidade de seus parâmetros, conforme procedimento adotado por esses autores. Quer dizer, a nova equação de importação de BI não foi modelada para quebras estruturais dos coeficientes, por meio de equação *piece-wise*. Obtiveram-se os coeficientes de longo prazo a partir da estimação de um ADL (4). Revelaram-se significativamente diferentes de zero a 1% os coeficientes das variáveis preço relativo e renda: -1,57 e 3,33, respectivamente. Contudo, os coeficientes da CM12 e do UBI não se mostraram significativos a 10%. Visto que foi rejeitada por meio de testes de Chow a hipótese de parâmetros constantes para a equação de BI para o período 1978-1/1998-4, as estimativas para esse período que não consideram as prováveis rupturas dos parâmetros podem estar viesadas. Portanto, a despeito de os resultados apresentados na Tabela 6 sugerirem que as variáveis PBI e UBI não explicam as importações de BI, eles parecem ser mais confiáveis do que aqueles obtidos a partir da hipótese de parâmetros fixos da equação.

A elasticidade-renda da demanda de importação dessa categoria de bens é estimada em 0,99 até 1990-1 e eleva-se para cerca de 3,47 a partir dessa data. Sua elevada magnitude após 1990-1 deve estar relacionada à liberalização comercial que sucedeu o período de estagnação da economia brasileira nos anos 80. Verificou-se, também, uma ruptura no coeficiente estimado da CM12 em 1994-3. Até essa data, esse coeficiente é estimado em 0,69, enquanto a partir de 1994-3 ele se torna negativo, da ordem de -0,06, como decorrência provável da política cambial então adotada.

No que se refere à equação com correção de erros (Tabela 7), o modelo apresenta boa especificação em relação aos testes de diagnóstico. O coeficiente do vetor de correção de erros aponta para um ajustamento de cerca de 45% do desequilíbrio em relação à solução de longo prazo, a cada trimestre. Isso significa que

TABELA 7

Mecanismo de correção de erros para importações de bens intermediários — 1979-1/1998-4

Variável	Coefficiente	Desvio-padrão	Estatística-t	T-prob
Constante	-0,00434446	0,0104355	-0,416	0,6785
DQMI_1	-0,224843	0,0911264	-2,467	0,0162
DQMI_2	-0,135521	0,0899135	-1,507	0,1364
DPIB	1,4876	0,242793	6,127	0,0000
DPIB_1	1,9547	0,259143	7,543	0,0000
DPIB_2	1,3398	0,304891	4,394	0,0000
DPIB_3	0,582461	0,245741	2,370	0,0207
DCM12_2	0,870876	0,191941	4,537	0,0000
DPWPIB/90-1	1,6741	0,350118	4,781	0,0000
DPWCM12/94-3	0,911046	0,359745	2,532	0,0137
D86-4	0,128716	0,0786949	1,636	0,1066
D94-3	-0,269187	0,0806978	-3,336	0,0014
ECM-MBI_1	-0,449340	0,0954059	-4,710	0,0000

$R^2 = 0,7907836$ $F(12, 67) = 21,104$ [0,0000] $\hat{\alpha} = 0,07442377$ $DW = 2,00$
 RSS = 0,3711061739 para 13 variáveis e 80 observações
 AR 1- 5F(5, 62) = 1,763 [0,1337]
 ARCH 4 F(4, 59) = 0,354104 [0,8402]
 Normalidade $\chi^2(2) = 3,2289$ [0,1990]
 Xi^2 F(22, 44) = 0,574111 [0,9189]
 RESET F(1, 66) = 0,328843 [0,5683]

OBS.: A letra D no início das variáveis refere-se à primeira diferença.

o desequilíbrio em cada trimestre é corrigido com relativa rapidez, de modo que todo o ajuste ocorre dentro do período de um ano. Em Portugal (1992, p. 519), o coeficiente do vetor de correção de erros estimado para a equação de BI é $-0,54$.

Conforme ocorreu nos casos anteriores, verifica-se o *overshooting* do coeficiente de curto prazo relacionado à variável renda. Por fim, a partir de 1994-3, o coeficiente da CM12 eleva-se a curto prazo, permanecendo positivo, enquanto a longo prazo esse coeficiente torna-se negativo, $-0,06$, a partir de meados de 1994.

Foram realizados testes de co-integração por intermédio do procedimento de Johansen, como também para a hipótese de exogeneidade fraca das variáveis em relação aos parâmetros do modelo condicional para o logaritmo do *quantum* importado de bens intermediários (Tabela 7A).

Considerando o critério de informação de Schwarz e testes-F para exclusão de variáveis, as estimações foram iniciadas com um VAR de oito defasagens, sendo o modelo final reduzido para um VAR de ordem 3. A constante participou de modo irrestrito no modelo devido à constatação de uma tendência determinística para suas séries. Para os testes do maior autovalor e do traço, os resultados sugerem a existência de um vetor de co-integração a um nível de significância de 5% sem a correção de Reimers (1991). Todavia, para se obter a rejeição da hipótese de não-co-integração, foi necessário incluir *dummies* sazonais, de impulso (1979-2), (1990-3), (1991-1) e de escada (supondo mudança no intercepto da função em 1994-3). As estimativas das elasticidades do *quantum* importado de bens intermediários em relação às variáveis PIB e CM12 ficaram próximo daquelas encontradas a partir das estimativas realizadas através do procedimento de Engle-Granger. Entretanto, os parâmetros estimados para as variáveis PWPIB/90-1 e PWCM12/94-3 não apresentaram essa semelhança.

O vetor de co-integração afeta predominantemente a equação de QMBI, sendo possível aceitar a exogeneidade fraca de CM12, PIB, PWPIB/90-1 e PWCM12/94-3 para os parâmetros de longo prazo.

TABELA 7A

Resultado dos testes de co-integração para importações de bens intermediários

H_0 : posto = p	Testes do maior autovalor			Testes do traço		
	$-T \log(1 - \gamma)$	$-(T - nm) \log(1 - \gamma)$	95%	$-T \sum \log(1 - \gamma)$	$-(T - nm) \sum \log(1 - \gamma)$	95%
$p = 0$	35,98*	29,32	33,5	69,83*	56,9	68,5
$p \leq 1$	23,51	19,16	27,1	33,85	27,58	47,2
$p \leq 2$	9,589	7,813	21,0	10,34	8,425	29,7
$p \leq 3$	0,7209	0,5874	14,1	0,7515	0,6123	15,4
$p \leq 4$	0,03061	0,02494	3,8	0,03061	0,02494	3,8
Vetor de co-integração (normalizado)						
	QMI	PIB	CM12	PWPIB/90-1	PWCM12/94-3	
	1,000	-0,7722	-0,6891	-1,320	0,4807	
Vetor de ajustamento (normalizado)						
	QMI	PIB	CM12	PWPIB/90-1	PWCM12/94-3	
	-0,5616	-0,03491	0,1076	-0,01646	0,03836	
Teste de exogeneidade fraca de PIB, CM12, PWPIB/90-1 e PWCM12/94-3 para os parâmetros de longo prazo — 1978-4/1998-4						
Restrições sobre o vetor de ajustamento $\alpha_1 = (\alpha_{11}, \alpha_{21}, \alpha_{31}, \alpha_{41}, \alpha_{51})$: $\alpha_{21} = 0$; $\alpha_{31} = 0$; $\alpha_{41} = 0$; $\alpha_{51} = 0$						
Vetor de co-integração restrito (normalizado)						
	QMI	PIB	CM12	PWPIB/90-1	PWCM12/94-3	
	1,000	-1,136	-0,6776	-1,516	0,5425	
Vetor de ajustamento restrito (normalizado)						
	QMI	PIB	CM12	PWPIB/90-1	PWCM12-94-3	
	-0,5546	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	
Teste LR: $\chi^2(4) = 5,4 [0,2487]$						

* Indica significância ao nível de 5%.

4.4 - Importações de bens de consumo não-duráveis

Os coeficientes de longo prazo da equação de importações de BCND foram obtidos a partir da estimação de um ADL (2) (Tabela 8). Foram incluídas *dummies* de impulso em 1986-3 (D86-3) e em 1986-4 (D86-4), sugeridas pela análise gráfica dos resíduos da equação.

Os resultados da regressão *piece-wise* sugerem uma quebra estrutural dos parâmetros das variáveis PBCND e UBCND no primeiro trimestre de 1990. Essa ruptura provavelmente está associada à abertura comercial ocorrida nesse período. A elasticidade-preço da demanda de importação de BCND é estimada em -0,67, até 1990-1. A partir dessa data, ela se altera para -2,18. O coeficiente do nível da capacidade instalada estimado é muito elevado: 6,14 até 1990-1. A partir daí, ele se torna negativo, cerca de -1,51, o que não faz sentido econômico. Em Azevedo e Portugal (1998), o coeficiente dessa variável relacionada à equação de demanda de importações totais também é elevado, da ordem de 4,55 até o início dos anos 90, reduzindo-se para 2,54 a partir de 1990-1. Em Carvalho e Parente (1999), o coeficiente da capacidade instalada estimado na equação de importação de BCND para o período 1978-1/1996-11 também foi muito elevado: 7,15.

A elasticidade-renda da demanda de importação de BCND estimada é da ordem de 1,5 e apresenta-se estável ao longo do período estudado. Com relação ao coeficiente da CM12, não foi significativamente diferente de zero. Esse resultado sugere que a disponibilidade de divisas não afeta o *quantum* importado de BCND, mesmo depois de ocorrida a liberalização comercial dos anos 90. Isso resulta, provavelmente, da presença no Brasil de uma indústria de BCND competitiva em vários de seus segmentos. Nesse caso, as variáveis tradicionais — preço relativo, produto real e utilização da capacidade instalada — é que são relevantes para a explicação do *quantum* importado.

TABELA 8

Estimação do vetor de longo prazo para importações de bens de consumo não-duráveis — 1978-3/1998-4

QBCND =	-0,18765	+1,5 PIB	-0,67461	PBCND		
	(0,18709)	(0,6687)	(0,29844)			
	+6,144	UBC	-7,629	PWUBC/90-1	-1,508	PWPBCND/90-1
	(1,04)		(1,693)		(0,569)	
	+1,201	D86-3	+0,94347	D86-4		
	(0,45369)		(0,42254)			

OBS.: Os valores entre parênteses correspondem aos desvios-padrão dos coeficientes estimados.

Quanto à equação com correção de erros (Tabela 9), o modelo apresenta boa especificação em relação aos testes de diagnóstico. O coeficiente do VECM aponta para um ajustamento de cerca de 67% do desequilíbrio em relação à solução de longo prazo, a cada trimestre. O coeficiente de curto prazo do preço relativo apresenta-se, até 1990-1, com o sinal trocado, ou seja, positivo. A partir daí, esse sinal torna-se negativo. O coeficiente de curto prazo do UBCND apresenta um comportamento cíclico, enquanto a elasticidade-renda de curto prazo apresenta um *overshooting* em um espaço de três períodos.

Foram realizados testes de co-integração por meio do procedimento de Johansen, como também para a hipótese de exogeneidade fraca para as variáveis do modelo condicional referente ao logaritmo do *quantum* importado de bens de consumo não-duráveis (Tabela 9A).

TABELA 9

Mecanismo de correção de erros para importações de bens de consumo não-duráveis — 1978-4/1998-4

Variável	Coefficiente	Desvio-padrão	Estatística-t	T-prob
Constante	-0,00553477	0,0285899	-0,194	0,8471
DPBCND_2	0,642120	0,333270	1,927	0,0581
DUBCND	3,8595	1,1547	3,342	0,0013
DUBCND_1	-0,924189	0,531511	-1,739	0,0865
DUBCND_2	-1,8504	1,1294	-1,638	0,1059
DPWUBCND/90-1	-4,3730	1,2135	-3,604	0,0006
DPWUBCND/90-1_2	1,2896	1,1522	1,119	0,2669
DPWPBCND/90-1	-0,884340	0,497863	-1,776	0,0801
DPIB_1	1,4022	0,643680	2,178	0,0328
DPIB_2	1,2638	0,538564	2,347	0,0218
D86-3	0,856085	0,256458	3,338	0,0014
ECM-BCND_1	-0,669348	0,101955	-6,565	0,0000

$R^2 = 0,6505619$ $F(11, 69) = 11,678$ $[0,0000]$ $\hat{\alpha} = 0,2425331$ $DW = 1,72$
 RSS = 4,058740427 para 12 variáveis e 81 observações
 AR 1- 5F(5, 64) = 1,0235 [0,4114]
 ARCH 4 F(4, 61) = 1,3095 [0,2766]
 Normalidade $\chi^2(2) = 6,3119$ [0,0426]*
 Xi^2 F(21, 47) = 0,351872 [0,9943]
 RESET F(1, 68) = 0,0617056 [0,8046]

OBS.: A letra D no início das variáveis refere-se à primeira diferença.

* Indica significância ao nível de 5%.

TABELA 9A

Resultado dos testes de co-integração para importações de bens de consumo não-duráveis

H_0 : posto = p	Testes do maior autovalor			Testes do traço		
	$-T \log(1 - \gamma)$	$-(T - nm) \log(1 - \gamma)$	95%	$-T \sum \log(1 - \gamma)$	$-(T - nm) \sum \log(1 - \gamma)$	95%
$p = 0$	49,85**	42,55*	39,4	101,4*	86,6	94,2
$p \leq 1$	25,17	21,49	33,5	51,6	44,05	68,5
$p \leq 2$	13,63	11,64	27,1	26,43	22,57	47,2
$p \leq 3$	8,244	7,038	21,0	12,8	10,93	29,7
$p \leq 4$	3,993	3,408	14,1	4,557	3,89	15,4
$p \leq 5$	0,5645	0,4819	3,8	0,5645	0,4819	3,8
Vetor de co-integração (normalizado)						
	QBCND	PIB	PBCND	UBC	PWUBC/90-1	PWPBCND/90-1
	1,000	-0,3013	0,9596	-6,520	8,584	1,618
Vetor de ajustamento (normalizado)						
	QBCND	PIB	PBCND	UBC	PWUBC/90-1	PWPBCND/90-1
	-0,6984	-0,004125	-0,03802	-0,005345	-0,003258	0,01067
Teste de exogeneidade fraca de PIB, PBCND, UBC, PWUBC/90-1 e PWPBCND/90-1 para os parâmetros de longo prazo — 1978-3/1998-4						
Restrições sobre o vetor de ajustamento $\alpha_1 = (\alpha_{11}, \alpha_{21}, \alpha_{31}, \alpha_{41}, \alpha_{51}, \alpha_{61})$: $\alpha_{21} = 0$; $\alpha_{31} = 0$; $\alpha_{41} = 0$; $\alpha_{51} = 0$; $\alpha_{61} = 0$						
Vetor de co-integração restrito (normalizado)						
	QBCND	PIB	PBCND	UBC	PWUBC/90-1	PWPBCND/90-1
	1,000	-0,5670	0,8561	-6,325	8,365	1,688
Vetor de ajustamento restrito (normalizado)						
	QBCND	PIB	PBCND	UBC	PWUBC/90-1	PWPBCND/90-1
	-0,6889	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Teste LR: $\chi^2(5) = 3,2764 [0,6575]$						

* Indica significância ao nível de 5%.

** Indica significância ao nível de 1%.

Considerando o critério de informação de Schwarz e testes-F para exclusão de variáveis, as estimações foram iniciadas com um VAR de oito defasagens, sendo o modelo final reduzido para um VAR de ordem 2. A constante participou de modo irrestrito no modelo devido à constatação de uma tendência determinística para suas séries. Os resultados sugerem a existência de um vetor de co-integração a um nível de significância de pelo menos 5%. Apenas a estatística do teste do traço com correção de Reimers (1991) não é significativa a 5%.

Todavia, para se obter a rejeição da hipótese de não-co-integração, foi necessário incluir *dummies* sazonais e de impulso (1989-2), (1989-3) e (1990-4). As estimativas das elasticidades do *quantum* importado de bens de consumo não-duráveis em relação às variáveis UBC, PWUBC/90-1 e PWPBCND/90-1 ficaram próximo daquelas encontradas a partir das estimativas realizadas através do procedimento de Engle-Granger. Entretanto, os parâmetros estimados para as variáveis PIB e PBCND não apresentaram essa semelhança.

Analisando as magnitudes dos parâmetros do vetor de ajustamento, nota-se que o vetor de co-integração para o maior autovalor parece afetar substancialmente apenas a equação para o QBCND. De acordo com o teste da razão de verossimilhança (LR), a hipótese de que os coeficientes de ajustamento das equações PIB, PBCND, UBC, PWUBC/90-1 e PWPBCND/90-1 são nulos não pode ser rejeitada. Nesse caso, essas variáveis são consideradas exógenas fracas, podendo-se restringir a análise ao modelo condicional das importações de bens de consumo não-duráveis para estimar a relação de longo prazo.

4.5 - Importações de bens de consumo duráveis

Os coeficientes de longo prazo da equação de importação de BCD foram obtidos a partir da estimação de um ADL (2) (Tabela 10). Foram incluídas *dummies* de impulso em 1994-4 (D94-4), em 1995-3 (D95-3) e em 1996-1 (D96-1), sugeridas pela análise gráfica dos resíduos da equação.

Os termos contendo variáveis *dummies* adotados para modelar a quebra estrutural dos coeficientes em 1990-1, referentes aos preços relativos e ao PIB, foram eliminados do modelo. Embora fosse significativamente diferente de zero a 1%, o coeficiente da variável *dummy* estimado, relacionado ao preço relativo, apresentou sinal positivo, enquanto se esperava um sinal negativo, e mostrou-se extremamente elevado, da ordem de 5,0. O coeficiente da variável *dummy* relacionado ao PIB mostrou-se positivo, porém com uma magnitude descabida: cerca de 19,0.

Os resultados da regressão *piece-wise* sugerem uma quebra estrutural dos parâmetros da variável CM12 no primeiro trimestre de 1990 e no terceiro trimestre de 1994. Entre 1990-1 e 1994-3, o coeficiente estimado da CM12 é elevado, da ordem de 3,98. A partir de 1994-3 ele se reduz a praticamente zero: -0,14. Essas

rupturas devem estar associadas à abertura comercial nos anos 90 e à estabilização de preços verificada a partir de meados de 1994, respectivamente.

Até 1990-1, a CM12 não é significativamente diferente de zero, sugerindo que o sistema de proteção à indústria dos BCDs nos anos 80, concomitantemente à presença de uma produção doméstica já bastante diversificada desses bens, viabilizava a satisfação da demanda por meio da oferta interna de BCD.

A elasticidade-renda da demanda de importação de BCD é estimada em 2,40, enquanto a elasticidade-preço é da ordem de -2,19. O coeficiente do nível da capacidade instalada não foi significativamente diferente de zero a 10%.

No que se refere à equação com correção de erros (Tabela 11), o modelo apresenta boa especificação em relação aos testes de diagnóstico. O coeficiente do VECM aponta para um ajustamento extremamente lento, de aproximadamente 14% do desequilíbrio em relação à solução de longo prazo, a cada trimestre. A elasticidade-preço de impacto é -0,41. Portanto, apenas 18% do ajustamento total ocorrem no primeiro trimestre, deixando para depois os restantes 82%. Para o PIB, a elasticidade de impacto é 0,89, de modo que 36,7% do ajustamento total ocorrem no primeiro trimestre. Visto que a primeira diferença da variável PWCM12/94-3 não apresenta um coeficiente significativamente diferente de zero a 10%, a curto prazo o coeficiente relacionado à CM12 não declina a partir de 1994-3, conforme é sugerido na equação de longo prazo.

A Tabela 11A apresenta os resultados relativos aos testes de Johansen para a análise de co-integração para a demanda de importações de bens de consumo duráveis. Testes de exogeneidade fraca das variáveis em relação aos parâmetros do modelo condicional para o QBCD também foram apresentados.

Considerando o critério de informação de Schwarz e testes-F para exclusão de variáveis, as estimações foram iniciadas com um VAR de oito defasagens, sendo o modelo final reduzido para um VAR de ordem 4. A constante participou de

TABELA 10

Estimação do vetor de longo prazo para importações de bens de consumo duráveis: 1978-3/1998-4

QBCD =	-0,99147	+2,396	PIB	-2,192	PBCD
	(0,38635)	(1,128)		(0,49685)	
	+3,977	PWCM12/90-1	-4,118	PWCM12/94-3	+2,222
	(1,109)		(1,627)		(1,138)
	-2,818	D95-3	-2,308	D96-1	
	(1,35)		(1,052)		

OBS.: Os valores entre parênteses correspondem aos desvios-padrão dos coeficientes estimados.

TABELA 11

Mecanismo de correção de erros para importações de bens de consumo duráveis — 1978-3/1998-4

Variável	Coefficiente	Desvio-padrão	Estatística-t	T-prob
Constante	0,0605555	0,0313096	1,934	0,0571
DPBCD	-0,411600	0,221571	-1,858	0,0674
DPIB	0,887718	0,472036	1,881	0,0642
DPIB_1	0,797433	0,466782	1,708	0,0920
DPWCM12/90-1	2,0694	0,654670	3,161	0,0023
D81-4	0,636107	0,196188	3,242	0,0018
D82-3	-0,371999	0,190331	-1,954	0,0546
D95-3	-0,996855	0,192764	-5,171	0,0000
D96-1	-0,547241	0,192543	-2,842	0,0059
D94-4	0,531589	0,196340	2,707	0,0085
ECM-BCD_1	-0,138602	0,0391106	-3,544	0,0007
Sazonal	-0,246953	0,0632698	-3,903	0,0002

$R^2 = 0,6921008$ $F(11, 70) = 14,304$ [0,0000] $\hat{\alpha} = 0,1840889$ $DW = 1,86$
 RSS = 2,372210512 para 12 variáveis e 82 observações
 AR 1- 5 $F(5, 65) = 0,157537$ [0,9770]
 ARCH 4 $F(4, 62) = 0,782122$ [0,5411]
 Normalidade $\chi^2(2) = 3,0568$ [0,2169]
 $\chi^2 F(16, 53) = 0,877295$ [0,5970]
 RESET $F(1, 69) = 0,709646$ [0,4025]

OBS.: A letra D no início das variáveis refere-se à primeira diferença.

modo irrestrito no modelo devido à constatação de uma tendência determinística para suas séries. Os resultados sugerem a existência de um vetor de co-integração, a um nível de significância de 5%, no que se refere aos testes do maior autovalor e do traço sem correção de Reimers (1991).

Todavia, para se obter a rejeição da hipótese de não-co-integração, foi necessário incluir *dummies* sazonais, de impulso (1981-4), (1995-4), (1996-1) e de escada (supondo uma mudança no intercepto da função em 1990-1 e outra em 1994-3). As estimativas das elasticidades do *quantum* importado de bens de consumo duráveis em relação às variáveis PIB e PBCD ficaram próximo daquelas encontradas nas estimativas realizadas através do procedimento de Engle-Granger. Entretanto, os parâmetros estimados para as variáveis PWCM12/90-1 e PWCM12/94-3 não apresentaram essa semelhança. Além disso, o sinal da variável PWCM12/94-3 é oposto àquele esperado.

TABELA 11A

Resultado dos testes de co-integração para importações de bens de consumo duráveis

H_0 :posto = p	Testes do maior autovalor			Testes do traço		
	$-T \log (1 - \gamma)$	$-(T - nm) \log (1 - \gamma)$	95%	$-T \sum \log (1 - \gamma)$	$-(T - nm) \sum \log (1 - \gamma)$	95%
$p = 0$	37,57*	28,18	33,5	68,91*	51,69	68,5
$p \leq 1$	18,67	14	27,1	31,34	23,51	47,2
$p \leq 2$	11,62	8,715	21,0	12,68	9,507	29,7
$p \leq 3$	0,8934	0,67	14,1	1,056	0,7924	15,4
$p \leq 4$	0,1631	0,1223	3,8	0,1631	0,1223	3,8
Vetor de co-integração (normalizado)						
	QBCD	PIB	PBCD	PWCM12/90-1	PWCM12/94-3	
	1,000	-2,049	1,702	-0,5276	-0,5915	
Vetor de ajustamento (normalizado)						
	QBCD	PIB	PBCD	PWCM12/90-1	PWCM12/94-3	
	-0,3782	0,008176	0,03471	0,01052	0,001635	
Teste de exogeneidade fraca de PIB, PBCD, PWCM12/90-1 e PWCM12/94-3 para os parâmetros de longo prazo — 1979-1/1998-4						
Restrições sobre o vetor de ajustamento $\alpha_1 = (\alpha_{11}, \alpha_{21}, \alpha_{31}, \alpha_{41}, \alpha_{51})$: $\alpha_{21} = 0$; $\alpha_{31} = 0$; $\alpha_{41} = 0$; $\alpha_{51} = 0$						
Vetor de co-integração restrito (normalizado)						
	QBCD	PIB	PBCD	PWCM12/90-1	PWCM12/94-3	
	1,000	-1,920	1,611	0,3215	-1,433	
Vetor de ajustamento restrito (normalizado)						
	QBCD	PIB	PBCD	PWCM12/90-1	PWCM12/94-3	
	-0,4287	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	
Teste LR: $\chi^2 (4) = 3,5597 [0,4689]$						

* Indica significância ao nível de 5%.

As magnitudes dos parâmetros do vetor de ajustamento sugerem que o vetor de co-integração para o maior autovalor parece afetar apenas a equação para a variável QBCD. De acordo com o teste da razão de verossimilhança (LR), a hipótese de que os coeficientes de ajustamento das equações PIB, PBCD, PWCM12/90-1 e PWCM12/94-3 são nulos não pode ser rejeitada. Sendo essas variáveis consideradas exógenas fracas, pode-se restringir a análise ao modelo condicional das importações de bens de consumo duráveis para estimar a relação de longo prazo.

4.6 - Síntese dos resultados das elasticidades estimadas

A Tabela 12 apresenta as elasticidades de longo prazo estimadas através do procedimento de Engle-Granger para as equações de demanda de importações totais e por categoria de uso, neste trabalho.

Além deste estudo, o único de que se tem notícia que reporta estimativas da demanda por importação no Brasil em período recente, corrigindo o modelo estimado para quebras estruturais dos parâmetros da equação, é o de Azevedo e Portugal (1998). Assim, pode-se comparar as elasticidades estimadas neste trabalho e no desses autores, embora nesses últimos se tenha estimado, apenas, a equação de importações totais, excluindo petróleo e trigo. As elasticidades estimadas por esses autores estão citadas na Subseção 3.2. As diferenças encontradas entre estas e

TABELA 12

Elasticidades de longo prazo para as equações de importação — 1978-1/1998-4

Variável	BK	BI	BCND	BCD	Total
P	-	-	-0,67	-2,19	-
PWP/90-1	-	-	-1,51	-	-
PWP/94-3	-	-	-	-	-1,39
PIB	-	0,99	1,50	2,40	0,54
PWPIB/90-1	3,45	2,48	-	-	3,31
PWPIB/94-3	-	-	-	-	-
U	-	-	6,14	-	-
PWU/90-1	-	-	-7,63	-	-
PWU/94-3	-	-	-	-	-
CM12	1,22	0,69	-	-	0,63
PWCM12/90-1	-	-	-	3,98	-
PWCM12/94-3	-0,85	-0,75	-	-4,12	-0,66

FONTE: Elaboração própria.

aquelas estimadas neste trabalho eram esperadas, dado que há divergências entre os dois estudos quanto ao período estimado, às variáveis utilizadas etc. Todavia, há pontos em comum entre essas estimativas. Em ambos os casos, verificou-se a ruptura de algumas elasticidades em 1990-1. Visto que em Azevedo e Portugal (1998) o período estimado correspondeu a 1980-1/1995-4, provavelmente não foi possível identificar a quebra estrutural dos parâmetros em 1994-3, neste trabalho. Esse é mais um fator que concorre para as diferenças entre as elasticidades estimadas em um e em outro trabalho. Outro ponto em comum entre as estimativas em questão refere-se ao coeficiente do PIB estimado na equação de importação total. Em ambos os estudos esse coeficiente apresenta uma ruptura em 1990-1 e mostra-se elevado a partir daí.

5 - Conclusão

Neste estudo testou-se a hipótese de que a disponibilidade de divisas externas é relevante para explicar as importações na economia brasileira. Essa hipótese tem uma implicação básica: a importância da disponibilidade de divisas só é significativa na função de demanda de importação quando o seu controle pela política econômica é pequeno. Nos momentos de escassez de divisas, para alcançar o equilíbrio das contas externas, os *policymakers* só lançam mão do controle das importações quando não conseguem afetar a contento os demais fluxos de divisas do balanço de pagamentos, tendo em vista os transtornos micro e macroeconômicos causados por esse controle. Nesse caso, os ciclos dos mercados de comércio e financeiro internacionais teriam papel relevante na determinação da disponibilidade de divisas externas da economia, evidenciando sua vulnerabilidade externa. Todavia, quando o problema da escassez de divisas externas pode ser solucionado por outra via que não a do controle das importações, a disponibilidade de divisas poderá oscilar, sem causar variações na demanda por importações. Nesse caso, ela não seria relevante para explicar a demanda por importações.

Desse modo, postulou-se que, nos períodos de elevada disponibilidade de divisas externas, o controle sobre as importações seria reduzido, estimulando seu incremento. Nos períodos de redução da disponibilidade de divisas verificar-se-ia a intensificação desse controle, no Brasil. Quer dizer, argumentou-se que as importações são determinadas residualmente na economia brasileira: há uma tendência para que seu nível se aproxime daquele que seria suficiente para equilibrar o balanço de pagamentos, dados os saldos das contas de capital, de serviços de fatores e das exportações sobre os quais o grau de manobra da política macroeconômica seria ainda pequeno.

No que concerne aos aumentos da disponibilidade de divisas externas durante o período estudado (1978/98), até 1994 a adequação das importações à disponibilidade de divisas teria sido realizada, principalmente, por meio da redução de barreiras comerciais, na economia brasileira. Entre 1994 e 1998, as elevações veri-

ficadas na disponibilidade de divisas externas serviram à estratégia de sustentação da âncora cambial através do acúmulo de reservas externas. Com relação às reduções na disponibilidade de divisas externas, o controle das importações por meio de aumento das barreiras comerciais ocorreu até o final dos anos 80.²⁸ A partir daí, os graus de liberdade do governo para a elevação de barreiras comerciais reduziram-se bastante, visto que o Brasil tornou-se signatário de acordos comerciais, principalmente daqueles celebrados no âmbito da Organização Mundial do Comércio e do Mercosul. Isso teria resultado na troca dos instrumentos adotados para adequar as importações à disponibilidade de divisas quando estas voltaram a se reduzir no final da década de 90: nos últimos anos o controle das importações recaiu sobre as variáveis renda e preços relativos. Isso significa que, atualmente, alterações na disponibilidade de divisas não resultam, como acontecia antes, em ação direta do governo sobre os mecanismos de controle das importações correspondentes às barreiras tarifárias e não-tarifárias. Recentemente, mudanças na disponibilidade de divisas afetaram as importações por meio de variações na renda e na taxa de câmbio — nesse último caso, a partir da adoção do regime de taxas de câmbio flexíveis, em 1999.²⁹

Os resultados das estimativas econométricas para o período 1978/98 não permitem a rejeição da hipótese de que as importações são explicadas pela disponibilidade de divisas externas, no Brasil, até o terceiro trimestre de 1994. No período 1994-3/1998-4 a política de acúmulo de reservas cambiais provocou um descolamento entre as oscilações da disponibilidade de divisas e das importações. Contudo, se até 1994 a vulnerabilidade externa da economia brasileira não era desprezível, vale dizer, se não se pode rejeitar a hipótese de que as importações foram determinadas de modo residual desde 1978-1 até 1994-3, então são fortes os indícios de deficiência competitiva da economia brasileira. De fato, o *market share* das exportações brasileiras permanece estagnado em torno de 1% há mais de 20 anos. Sendo assim, a vulnerabilidade externa brasileira é um problema estrutural que, segundo Lemos (1988) e Bruton (1998), decorre do processo pelo qual a economia se industrializou: a substituição de importações. Portanto, não se pode descartar, *a priori*, a hipótese de que atualmente a relação disponibilidade de divisas externas/importações permaneça significativa, no Brasil.

A comprovação dessa hipótese dificilmente seria alcançada a partir do exercício econométrico desenvolvido neste trabalho: após 1998, as principais variáveis de ajuste do balanço de pagamentos passaram a ser a política monetária e a taxa de câmbio real. Visto que a renda e os preços relativos também estão contemplados como argumento na equação estudada, deve ter ocorrido significativa eleva-

28 Ao longo do período estudado (1978/98), as reduções significativas na disponibilidade de divisas externas foram observadas na década de 80 e no final dos anos 90.

29 Contudo, há limites para o ajuste externo através da contração da renda e da variação cambial. No primeiro caso, o limite encontra-se, principalmente, na esfera política. No segundo, grandes oscilações da taxa de câmbio afetam a trajetória inflacionária e expectativas do mercado. Ademais, há que se considerar, também, questões relacionadas ao *passtrough* da taxa de câmbio.

ção do grau de multicolinearidade entre essas variáveis e a disponibilidade média de divisas externas (CM12).

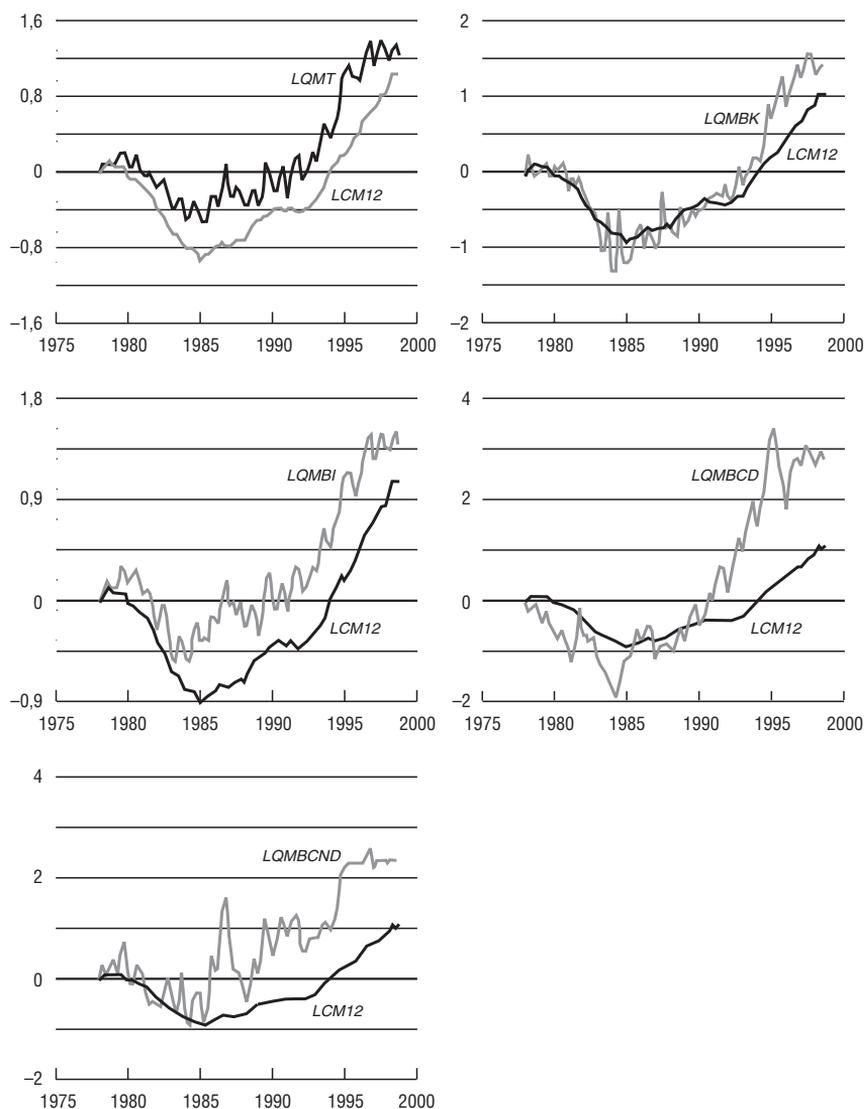
As elasticidades da demanda de importação total, de bens de capital, intermediários e consumo duráveis, em relação à variável CM12 estimada, foram, respectivamente, 0,63, 1,22, 0,69 e 3,98 até 1994-3. Esses resultados sugerem que o crescimento da economia brasileira mostra-se atrelado à disponibilidade de divisas externas (e não o contrário), cujo controle pela política econômica doméstica parece ser pequeno. Ademais, na medida em que o incremento da participação das importações de bens de capital na formação bruta de capital fixo foi significativo nos anos 90, as taxas de investimento (e de crescimento) da economia ficam condicionadas, em grau não-desprezível, aos ciclos dos mercados de comércio e financeiros internacionais [ver Resende e Anderson (1999)].

A significativa elevação da elasticidade-renda da demanda de importação total, estimada para o período posterior ao primeiro trimestre de 1990, aumentou ainda mais a relevância da disponibilidade de divisas externas para o crescimento econômico no Brasil — após 1990-1 essa elasticidade atingiu a ordem de 3,85. Quer dizer, a quebra e elevação desse parâmetro, concomitantemente à estabilidade do coeficiente da CM12 na virada da década de 80 para a de 90, sugere que, após esse período, a vulnerabilidade externa da economia brasileira aumentou.

Portanto, foram colhidas neste estudo evidências de que a restrição externa ao crescimento econômico brasileiro pode se impor com intensidade ainda não-desprezível. É claro que a industrialização da economia como também outras intensas mudanças verificadas nas últimas décadas reduziram o grau da sua vulnerabilidade externa. Segundo Moreira (1999), a realocação de recursos decorrente da abertura da economia nos anos 90 teria induzido ganhos substanciais em termos de eficiência técnica e alocativa, o que teria contribuído para reduzir a vulnerabilidade da sua inserção internacional. Contudo, os resultados obtidos sugerem que essa vulnerabilidade ainda é elevada a ponto de a economia brasileira estar sujeita a ter estancados seus ciclos de crescimento a partir das vicissitudes dos mercados de comércio e financeiros internacionais.

Anexo

Logaritmos do *quantum* importado (LQM) e da capacidade de importar (LCM12): importações totais e por categoria de uso — 1978-1/1998-4



Abstract

This paper is based on the hypothesis that, in Brazil, imports are a function of the availability of foreign exchange. In such conditions, the balance of payments adjustments have to be done through import controls, affecting the economic growth. To test this hypothesis this paper shows an alternative specification of the demand functions of total imports and by group of goods, for Brazil, using quarterly data from 1978 to 1998. The set up is based on the assumption that a variable expressing the availability of foreign exchange should be included in these import functions. The Engle-Granger and Johansen procedures were adopted and the econometric results do not reject the above hypothesis.

Bibliografia

- ABREU, M. P. *Equações de demanda de importações revisitadas: Brasil, 1960-1985*. Rio de Janeiro: PUC, 1987 (Texto para Discussão, 148).
- AZEVEDO, A. F. Z., PORTUGAL, M. S. Abertura comercial brasileira e instabilidade da demanda de importações. *Nova Economia*, Belo Horizonte, v. 8, n.1, p. 37-63, jul. 1998.
- BAI, J., PERRON, P. Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica*, v. 66, n. 1, p. 47-78, Jan. 1998.
- BIELSCHOWSKY, R. *Investimentos na indústria brasileira depois da abertura e do real: o miniciclo de modernizações, 1995-97*. Santiago do Chile: Cepal, 1999 (Série Reformas Econômicas, 44)
- BOLETIM DE POLÍTICA INDUSTRIAL*. Publicação quadrimestral do IPEA, n. 4 e 5, 1998.
- BRUTON, H. J. A reconsideration of import substitution. *Journal of Economic Literature*, v. XXXVI, June 1998.
- CARVALHO, A., PARENTE, M. A. *Estimação de equações de demanda de importação por categoria de uso para o Brasil (1978/1996)*. Brasília: IPEA, abr. 1999 (Texto para Discussão, 636).
- CASTRO, A. S., CAVALCANTI, M. A. F. Estimação de equações de exportação e importação para o Brasil — 1955/95. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 28, n. 1, p. 1-68, abr. 1998.
- CHAMI BATISTA, J. *A inserção das exportações brasileiras no comércio internacional de mercadorias: uma análise setorial*. Rio de Janeiro: BNDES/Depec, set. 1993. (Estudos BNDES, 23)
- DIB, M. F. S. P. Importações brasileiras: políticas de controle e determinantes da demanda. *8º Prêmio BNDES de Economia, 1985*. Rio de Janeiro: BNDES, 1985.
- DOORNIK, J. A., HENDRY, D. F. *PcGive 8.0 — an interactive econometric modelling system*. Oxford: Oxford University/Institute of Economics and Statistics, 1994.

- ENDERS, W. *Applied econometric time series*. Jonh Willey & Sons, Inc., 1995.
- ENGLE, R. F., YOO, B. S. Forecasting and testing in co-integrated systems. *Journal of Econometrics*, n. 35, p. 143-159, 1987.
- FACHADA, M. S. J. F. *Um estudo econométrico da balança comercial brasileira: 1975-1988*. Rio de Janeiro: PUC, 1990 (Dissertação de Mestrado).
- FERREIRA, A. H. B. Testes de estabilidade para a função demanda de importações. *Revista Brasileira de Economia*, v. 48, n. 3, p. 355-370, jul./set. 1994.
- HARRIS, R. I. D. *Using cointegration analysis in econometric modelling*. Prentice Hall/Harvester Wheatsheaf, University of Portsmouth, 1995.
- HEMPHILL, W. L. The effect of foreign exchange receipts on imports of less developed countries. *IMF Staff Papers*, v. 21, p. 637-677, 1974.
- KHAN, M. Import and export demand in developing countries. *IMF Staff Papers*, v. 21, p. 678-693, 1974.
- LAPLANE, M., SARTI, F. *Investimento direto estrangeiro e o impacto na balança comercial nos anos 90*. Campinas, maio 1998, mimeo.
- LEMONS, M. B. *Espaço e capital: um estudo sobre a dinâmica centro x periferia*. Campinas: Unicamp, 1988 (Tese de Doutorado).
- LÓPEZ, J. G., CRUZ, A. B. Thirlwall's law and beyond: the Latin American experience. *Journal of Post Keynesian Economics*, 2000.
- MACKINNON, J. G. Critical values for co-integration tests. In: ENGLE, R. F., GRANGER, C. W. J. *Long run economic relationships*. Oxford University Press, p. 267-276, 1991.
- MORAES, P. B. *Uma nota sobre as importações brasileiras de manufaturados*. Rio de Janeiro: PUC, 1985 (Texto para Discussão, 114).
- MOREIRA, M. M. *A indústria brasileira nos anos 90. O que já se pode dizer?* Rio de Janeiro: BNDES, jul. 1999, mimeo.
- PERRON, P. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, v. 57, n. 6, p. 1.361-1.401, nov. 1989.
- PINDYCK, R., RUBINFELD, D. *Econometric models and economic forecast*. 2ª ed. New York: McGraw-Hill, 1981.
- PORTUGAL, M. S. Um modelo de correção de erros para a demanda por importações brasileiras. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 22, n. 3, dez. 1992.
- REIMERS, H. E. *Comparisons of tests for multivariate co-integration*. Christian-Albrechts University, Kiel, 1991 (Discussion Paper, 58).

RESENDE, M. F. C. *Industrialização periférica e dinâmica das importações de bens de capital: um estudo econométrico do caso brasileiro*. Belo Horizonte: Cedeplar, 1995 (Dissertação de Mestrado).

———. Dinâmica das importações de bens de capital no Brasil: um estudo econométrico. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, FGV, v. 51, n. 2, p. 219-238, abr./jun. 1997a.

———. *Disponibilidade cambial e especificação da função de demanda de importações para o Brasil*. IPEA, ago. 1997b (Texto para Discussão, 506).

RESENDE, M. F. C., ANDERSON, P. Mudanças estruturais recentes na indústria de bens de capital. *Nova Economia*, v. 9, n. 2, dez. 1999.

ZINI Jr., A. A. Funções de exportação e de importação para o Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 18, n. 3, dez. 1988.

(Originais recebidos em novembro de 1999. Revistos em agosto de 2001.)