ISSN 1415-4765

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 714

# Crescimento Econômico, Disponibilidade de Divisas e Importações Totais e por Categoria de Uso no Brasil: Um Modelo de Correção de Erros

Marco Flávio C. Resende

Brasília, março de 2000

ISSN 1415-4765

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 714

# Crescimento Econômico, Disponibilidade de Divisas e Importações Totais e por Categoria de Uso no Brasil: Um Modelo de Correção de Erros*

Marco Flávio C. Resende**

Brasília, março de 2000

* *O autor agradece a Renato Baumann e Honório Kume, pelos comentários e sugestões feitos a uma versão preliminar deste estudo, e a Luiz Bahia e Francisco G. Carneiro, pela discussão e elucidação de alguns pontos referentes ao modelo econométrico, eximindo-os de responsabilidade pelos erros e omissões porventura remanescentes.*

** *Da Diretoria de Estudos Setoriais do IPEA e professor do Departamento de Economia do UNICEUB.*

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

**Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada**

Presidente
*Roberto Borges Martins*

DIRETORIA

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

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

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

Tiragem: 130 exemplares

COORDENAÇÃO EDITORIAL

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

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

SERVIÇO EDITORIAL
Rio de Janeiro – RJ:
Av. Presidente Antonio Carlos, 51, 14º andar
CEP 20020-010
Fone: (21) 804-8118 – Fax: (21) 220 5533
E-mail: editrj@ipea.gov.br

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

# SUMÁRIO

SINOPSE

1 INTRODUÇÃO **5**

2 FUNÇÕES DE IMPORTAÇÕES **8**

3 METODOLOGIA **13**

4 ESTIMAÇÃO DAS EQUAÇÕES DE DEMANDA DE IMPORTAÇÃO **17**

5 CONCLUSÃO **31**

ANEXO **34**

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS **35**

A produção editorial deste volume contou com o apoio financeiro do Banco Interamericano de Desenvolvimento, BID, por intermédio do Programa Rede de Pesquisa e Desenvolvimento de Políticas Públicas, Rede-IPEA, operacionalizado pelo Projeto BRA/97/013 de Cooperação Técnica com o PNUD.

## SINOPSE

Neste artigo, testa-se a hipótese de que atualmente, no Brasil, o grau de controle dos fluxos de divisas do balanço de pagamentos (à exceção das importações) pela política econômica seria ainda pequeno. Como conseqüência, seria inevitável o ajuste do balanço de pagamentos por meio do controle das importações, decorrente de alterações na disponibilidade de divisas externas, o que afeta 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, para o período 1978.1/1998.4. Foi utilizada como variável explicativa em tais funções uma variável de disponibilidade de divisas (capacidade de importação), além daquelas variáveis tradicionalmente observadas na literatura. O modelo econométrico foi baseado no método de correção de erros de Engle-Granger. Nele, percebeu-se a existência de rupturas da estabilidade dos parâmetros associados às diversas variáveis do modelo em 1990.1 (primeiro trimestre) e em 1994.3 (terceiro trimestre). Os resultados encontrados não rejeitam a hipótese de fraca capacidade de controle da disponibilidade de divisas por meio da política econômica, no Brasil



*Palavras-chave:* demanda de importação, capacidade de importação, crescimento econômico.

## 1 INTRODUÇÃO

A industrialização da economia brasileira determinou mudanças quantitativas e qualitativas em sua inserção internacional. Todavia, o setor externo ainda se constitui em importante foco de restrição ao crescimento. Mesmo nos dias atuais, o grau de controle da política econômica sobre a disponibilidade de divisas externas ainda se revela fraco, enquanto os ciclos dos mercados de comércio e financeiro internacionais parecem ser relevantes em sua determinação.

Para alguns autores, a flexibilidade da política de controle das importações em relação à disponibilidade de divisas externas é muito estreita, no Brasil. Conforme Dib (1985, p. 13-14), "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".

Da mesma forma, Fachada (1990, p. 1) argumenta que "de fato, o hiato de recursos (balança comercial e de serviços não-fatores) tende a ser determinado residualmente a partir do saldo da conta de capitais mais serviços de fatores, sobre os quais *não se manifesta qualquer efeito da política macroeconômica brasileira*" (grifo nosso).[1]

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. Porém, a magnitude das alterações na intensidade da restrição externa ao seu crescimento é que se modifica de economia para economia.[2]

---

1 A rigor, a política macroeconômica brasileira afeta o saldo da conta de capitais, principalmente no que tange 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 Lemos (1988) desenvolve, com primazia, argumento para a vulnerabilidade externa inerente às economias que se industrializaram pela via da substituição de importações.

Recentemente, após a obtenção de megasuperávits 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.[3] 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 quinze anos em torno de 1%.[4] A dificuldade de se obter incrementos continuados e significativos das exportações brasileiras 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.[5]

Portanto, além dos poucos graus de liberdade da política macroeconômica brasileira para afetar os saldos da conta de capitais e dos serviços de fatores do balanço de pagamentos, o incremento consistente das exportações também não tem-se revelado tarefa trivial. A alavancagem destas últimas é um objetivo nem sempre alcançado pela política econômica: as exportações brasileiras são preço-inelásticas e a elasticidade-renda da demanda por nossas exportações são elevadas, se comparadas às elasticidades estimadas para as economias mais desenvolvidas [Zini Jr., 1988, p. 645-648].[6] Além disso, boa parte das exportações brasileiras está associada a mercados de baixo dinamismo, fortes ciclos de preços e elevado número de concorrentes potenciais [Lapalne e Sarti, 1998; Chami Batista, 1993, p. 33].

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.

---

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

4 Entre as medidas adotadas na busca de incremento do saldo exportador brasileiro, desde 1995, destacam-se aquelas de natureza fiscal, creditícia e de redução dos custos de operação dos serviços de infra-estrutura. Para maiores detalhes, ver Boletim de Política Industrial/IPEA (agosto de 1998, nº 5).

5 Recentemente, surgiram sinais positivos para o desempenho exportador brasileiro em 2000: os preços de *commodities* exportadas pelo Brasil vêm apresentando sinais de recuperação, assim como também o nível de atividade das economias do leste asiático e da Europa.

6 Para uma estimativa recente das elasticidades de longo e de curto prazo das exportações brasileiras, ver Castro e Cavalcanti (1997).

Em Hemphill (1974), é desenvolvido e estimado um modelo econométrico no qual postula-se que, nos países não desenvolvidos, as importações são fortemente influenciadas por suas receitas de divisas. Ou seja, o nível destas últimas corresponderia a um indicativo do rigor dos controles tarifários e não tarifários sobre as importações. O citado autor testou essa hipótese para os seguintes países: Argentina, Burma, Chile, China, Colômbia, El Salvador, Índia e Tailândia. Seus testes rejeitam a hipótese de que as receitas de divisas não influenciam as importações, nesses países.

A intensidade da relação receita de divisas/importações pode ser sugerida pela magnitude das elasticidades estimadas em seu modelo. Quanto maior é a elasticidade do *quantum* importado em relação à receita de divisas, menor deve ser a capacidade de controle da disponibilidade de divisas por meio da política econômica. Nesse caso, a disponibilidade (receita) de divisas é determinada, preponderantemente, pelos ciclos dos mercados de comércio e financeiro internacionais. Ou seja, um país com baixa capacidade de controle sobre os fluxos do balanço de pagamentos (à exceção das importações) apresentaria alterações na intensidade da restrição externa ao seu crescimento bastante atreladas a mudanças e ciclos dos mercados de comércio e de finanças internacionais, se comparado a outro país que apresentasse maior autonomia da política econômica sobre esses fluxos do balanço de pagamentos.

Portanto, será especificada e estimada, neste trabalho, uma função de demanda por importações que contempla, entre suas variáveis explicativas, 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. Ou seja, postula-se que o aumento da disponibilidade de divisas externas provoca a redução de barreiras tarifárias e não tarifárias (o que estimula as importações), enquanto a redução da disponibilidade de divisas resulta na intensificação do uso de barreiras às importações, na economia brasileira. Este estudo se baseou na demanda de importações totais e desagregada por categoria de uso.

Frise-se que, em uma economia na qual a política econômica apresenta relativo controle sobre os fluxos do balanço de pagamentos, nos momentos de redução da disponibilidade de divisas, seu governo ajustaria o balanço de pagamentos por meio da alavancagem da receita de divisas, ao invés de fazê-lo por meio do controle das importações. Simetricamente, na medida em que, nessa economia, não existe demanda de importação reprimida, nos momentos de elevada disponibilidade de divisas não se verifica 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 capítulos, a partir desta introdução. No capítulo 2 apresenta-se a especificação adotada para a função de demanda de importação. Em seguida, apresenta-se a metodologia adotada, os dados utilizados e questões relacionadas à estabilidade temporal dos parâmetros da equação de demanda de importação no Brasil. No capítulo 4 estão os resultados das estimativas das equações

de demanda de importações totais e por categoria de uso. O quinto capítulo contém os comentários finais do trabalho.

## 2 FUNÇÕES DE IMPORTAÇÕES

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 Goldstein e Khan(1985), Portugal (1992), Ferreira (1994), Carvalho e Parente (1999), entre outros. Os diversos autores adotam diferentes combinações da seguinte especificação:

$$\ln M = a0 + a1.\ln[(e.Pm)/Pd] + a2.\ln Y + a3.\ln U + u \qquad [1]$$

em que ln é a função logarítmica; a0 é uma constante; a1 e a2 são as elasticidade-preço e renda da demanda de importações, respectivamente; a3 é o coeficiente do nível de utilização da capacidade instalada; M é o *quantum* importado; e é a taxa de câmbio nominal; Pm é o preço das importações em dólares; Pd 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, um distúrbio aleatório. Conforme é usual na literatura, para estimarem-se as equações de demanda de importação (totais e por categoria de uso), partiu-se da hipótese de exogeneidade estrita das variáveis do lado direito das equações.

### 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 das elasticidades-preço e renda. Tal variável corresponde às restrições quantitativas às importações, tão comuns àquela categoria de países. Porém, o uso de restrições quantitativas como argumento na equação de demanda por importações tem sido geralmente justificado na literatura apenas a partir de noções econômicas e percepções intuitivas, ao invés de se basear em um arcabouço teórico propriamente dito.[7]

[7] A rigor, tal justificativa praticamente se baseia, de um lado, no reconhecimento de recorrentes problemas (crises cambiais) no balanço de pagamentos das economias em desenvolvimento que, por seu turno, se expressam em restrições externas ao seu crescimento, e, de outro lado, no uso intensivo e comum, pelos governos dessas economias, de diversas formas de controles quantitativos das importações. À exceção de Hemphill (1974), ver Khan (1974), Leamer e Stern (1970), Dib (1985), Moraes (1985), entre outros.

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

Visto 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. Tal relação não está, portanto, confinada, em nível conceitual, apenas aos países em desenvolvimento, nem é aplicável apenas 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 intensidade em que estas utilizam o controle das importações como 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 via empréstimos externos é determinado pelos ciclos do capital financeiro global e, em menor escala, pela *performance* interna e externa de cada uma dessas economias; os 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.[8] Ou seja, à exceção das importações, os demais fluxos de divisas do balanço de pagamentos dessas economias tendem 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 industrializadas, em contraposição ao maior *status* dessa relação no balanço de pagamentos das demais economias.

Nesse contexto de ajuste do balanço de pagamentos, 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.

Dias Alejandro (1965), como também Moraes (1985), propuseram a utilização do nível de reservas externas como um indicativo do rigor dos controles quantitativos sobre as importações. Khan (1974) tentou aproximar o efeito das restrições, quando

[8] Os capitais de curto prazo, além de serem extremamente voláteis, geralmente só são atraídos pelas economias em desenvolvimento por intermédio de um elevado diferencial entre as taxas de juros domésticas e externas, o que afeta sobremaneira o equilíbrio fiscal do setor público.

supôs, para a equação de demanda, a presença de um processo auto-regressivo de primeira ordem no termo de erro, e considerou o coeficiente de autocorrelação como um indicador das restrições. Weiskoff (1979), ao estudar a economia brasileira, buscou representar no preço relativo das importações uma estrutura de proteção por ele denominada *taxa de proteção compreensiva*. Hemphill (1974) 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 denominada capacidade de importação), que seria contemplada como argumento em sua equação de demanda de importação.[9]

A utilização do nível de reservas externas líquidas como *proxy* da capacidade de importação verificada em Diaz Alejandro (1965) e Moraes (1985) não é adequada. É comum a suposição de que, no curto prazo, o comportamento da política externa tem sido dominado pela meta de restauração das reservas em algum nível de longo prazo. Essa visão é incompleta. As autoridades têm, pelo menos, dois objetivos conflitantes, relacionados ao equilíbrio externo:

*(1)* Elas desejam restaurar o estoque de reservas a um nível desejado (R*t), o que requer Rt - Rt-1 = R*t - Rt-1.

*(2)* Elas desejam suavizar as variações do nível de importações – para reduzir os grandes impactos sôbre esse nível: Mt = M*t. M*t é o nível desejado de importações no tempo t; e Mt, a média das importações no tempo t.

Portanto, admite-se, nesse último caso, a queda repentina do nível de reservas para financiarem-se as importações e evitar um estancamento elevado e abrupto de parcela destas ou, caso contrário, admite-se uma elevação das reservas acima do nível desejado, para garantir o *quantum* almejado de importações, ao invés de gastar o *excesso de divisas* em políticas que facilitem as importações.

Por outro lado, e mais importante do que essa consideração, o nível desejado de reservas é dado de forma subjetiva. Variações nesse nível resultam em estimativas tendenciosas e inconsistentes de seus parâmetros. Porém, vários fatores explicariam alterações no nível desejado de reservas, tais como mudanças de governo, implementação de um plano anti-inflacionário ou de desenvolvimento econômico, ou, ainda, mudança no regime cambial.[10] Já a mensuração da capacidade para importar na linha proposta por Weiskoff (1979) é algo imprecisa, conforme se argumenta em Resende (1995, p. 99).

---

9 Hemphill (1974, p. 642) chama 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 assume 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 receita líquida de divisas.

10 A crítica relativa ao uso das reservas externas líquidas como *proxy* das restrições quantitativas às importações, na equação de demanda de importações, está em Hemphill (1974).

Da discussão anterior, conclui-se que a capacidade de importação deve ser mensurada a partir dos principais fluxos do balanço de pagamentos, à exceção das importações. Além disso, as variáveis tradicionais *preço relativo das importações* e *renda real* devem ser, juntamente com tal capacidade, consideradas na equação de demanda de importações. Por fim, supõe-se, ainda, que os controles quantitativos das importações são flexíveis e relacionam-se de modo inverso às alterações na capacidade de importação.

Se práticas de política de comércio exterior como a incidência sobre importações de tarifas, depósitos compulsórios, impostos vinculados, atrasos na liberação de guias de importação, restrições quantitativas às importações, retirada de subsídios ligados às importações, etc. são consideradas como conseqüência direta do nível da capacidade para importar e admitindo-se, ainda, uma relação inversa entre esta e aquelas políticas, 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:[11]

$$n\,M = a0 + a1 \cdot \ln(e.Pm/Pd) + a2 \cdot \ln Y + a3 \cdot \ln U + a4 \cdot \ln CM + u \qquad [2]$$

em que

CM = capacidade de importação;

CM[12] = (X + FLC + EO) / PmT

---

11 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 desta década. Conforme o nº 4 do Boletim de Política Industrial (1998, 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.

12 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 prazo* e *amortizações*. Esse procedimento deveu-se ao colapso dos fluxos de capitais de médio e longo prazo 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 intermédio de quatro projetos que constituíram o *empréstimo jumbo*, então realizado. Portanto, por quase dez anos houve um congelamento desses fluxos de capitais, enquanto, nessa época, os substanciais lançamentos observados nas rubricas antes 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, e esta acarretou 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 prazo* (US$ -37,9 bilhões), e contabilizar o novo contrato da dívida

em que

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); supõe-se que a resposta da demanda de importações a variações na capacidade de importar está ligada à tendência desta 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. 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 utilizaram-se médias aritméticas entre os valores presente e passados da CM até o ponto no qual o nível de significância estatística 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).

No anexo deste texto, são apresentados gráficos do *quantum* das importações totais e por categoria de uso e da capacidade de importar (CM12 = média aritmética entre os valores presente e defasados em 12 trimestres da CM). Note-se que é flagrante a correlação existente entre a CM12 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 bastante, principalmente nos casos de bens de consumo duráveis e não duráveis.

*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 DIBAP (Divisão de Balanço de Pagamentos) do Banco Central.

## 3 METODOLOGIA

Para estimar a demanda de importação brasileira pelo método do mecanismo de correção de erros de Engle-Granger, testaram-se, inicialmente, as séries para a ordem de integração a partir dos testes de Dickey-Fuller (DF) e de Dickey-Fuller Ampliado (ADF).[13] Os testes foram realizados em três versões: sem constante, com constante e com constante e tendência. A metodologia empregada está descrita em Enders (1995), assim como os valores críticos dos testes. Os testes de raízes unitárias mostram que todas as variáveis usadas nesse estudo são não estacionárias e são integradas de ordem 1 a um nível de significância estatística de, pelo menos, 5% (ver tabela 1). No caso específico da variável de capacidade de importar (CM 12), inicialmente não foi rejeitada a hipótese de não-estacionaridade 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*, e houve uma alteração no intercepto dessa função e outra na inclinação da tendência, em 1985.1. Portanto, novo teste de raiz unitária foi realizado seguindo-se os procedimentos adotados em Perron (1989), do qual também foram extraídos os valores críticos. Nesse caso, a série da CM 12 revelou-se não estacionária e integrada de ordem 1. Uma vez analisadas as ordens de integração das variáveis, examinou-se a existência de um vetor de cointegração via procedimento de Engle-Granger. Os valores críticos, nesse caso, foram extraídos de Engle e Yoo (1987).

[13] Assumiu-se, neste trabalho, a posição de Azevedo e Portugal (1998, p. 25): "quando se trabalha com mais de uma variável explicativa há a possibilidade de existência de mais de um vetor de cointegração. Nesse caso, o procedimento de Johansen é o processo mais indicado para a obtenção desses vetores, por se tratar de um processo de máxima verossimilhança, sendo o vetor encontrado através do método de Engle-Granger uma combinação linear de diferentes vetores de cointegração. Entretanto, Portugal (1992), para uma especificação e um período semelhantes aos utilizados neste trabalho, não encontrou evidências de vetores multicointegrados. Dessa forma, partindo-se da premissa da existência de apenas um vetor cointegrado, optou-se pelo método de Engle-Granger." Ademais, a presença de quebras estruturais nos parâmetros das equações em 1990.1 e em 1994.3 exigiu a inclusão de variáveis *dummies* nessas equações. Portanto, mesmo que o procedimento de Johansen seja assintoticamente mais eficiente, para pequenas amostras, a necessidade de estimação conjunta de diversos parâmetros pode comprometer a sua superioridade em relação a estimações uniequacionais. Além disso, a perda de graus de liberdade com a parametrização elevada pode acarretar a perda de potência dos testes de cointegração. Portanto, optou-se pelo método de Engle-Granger.

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 |
| CM12 | – | – | -1 647 | 19 |
| DCM12 | – | – | -4 750♣ | 12 |

Fonte: Todas as tabelas deste texto foram elaboradas pelo autor.

Obs.: A letra D, no início das variáveis, refere-se à primeira diferença. Para as variáveis CM12 e DCM12, adotaram-se séries mais extensas (1977.2 a 1998.4 e 1975.3 a 1998.4, respectivamente) e, também, o procedimento sugerido em Perron (1989), devido à constatação de uma alteração no intercepto da função *trend* e outra na sua inclinação, em 1985.1. O início da série da CM 12 corresponde a 1972.1, visto que os dados referentes ao balanço de pagamentos com periodicidade trimestral só estão disponíveis a partir de 1969.1. Conforme Perron ( 1989, p. 1365-68), a potencia dos testes de raiz unitária aumenta quando a série da variável testada é mais extensa. **, ♣ e * são as significâncias das estatísticas aos níveis de 1%, 2,5% 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 antes apresentadas: todas as variáveis são I(1).

O passo seguinte foi a estimação das equações em defasagens auto-regressivas distribuídas (ADL), seguida da determinação da solução estática de longo prazo.[14] 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, por meio dos menores valores de três critérios de informação: Schwarz (SC), Hannan-Quinn (HQ) e Final Prediction Error (FPE). Segundo Inder (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

[14] A implementação desse procedimento é imediata em pacotes como o PC-GIVE.

normal padronizada, mesmo na presença de variáveis endógenas do lado direito. Uma vez estimados os vetores de longo prazo, realizaram-se estimações dos mecanismos de correção de erros, para modelar as dinâmicas de curto prazo.

### 3.1 Dados Utilizados

Todas as especificações apresentam dados com periodicidade trimestral, sem ajuste sazonal, e abrangem o período entre o primeiro trimestre de 1978 – trimestre em que 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. As variáveis foram transformadas em índice com base igual a 1 em 1978.1.

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, e 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 pelo IBGE a partir de 1980.1. 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.[15] 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 por BK (bens de capital), BI (bens intermediários), BCD (bens de consumo duráveis) e BCND (bens de consumo não duráveis).

### 3.2 Estabilidade Temporal da Equação de Demanda por Importação

A hipótese de existência de parâmetros fixos para a equação de demanda de importações totais entre 1980.1/1995.4 foi rejeitada em Azevedo e Portugal (1998).[16] Segundo esses autores, houve mudança nos coeficientes do PIB e do U no primeiro trimestre de 1990. Essa ruptura da estabilidade dos parâmetros da equação estaria associada, provavelmente, à abertura comercial dos anos 90. Até 1990.1, a estimativa desses autores apresenta uma elasticidade-renda das importações cujo coeficiente 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 im-

[15] Não há, segundo os dados divulgados pela FGV, informações desagregadas para bens de consumo duráveis e não duráveis.

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

portações totais estimada em Azevedo e Portugal (1998) é significativamente diferente de zero, estável e da ordem de –0,58.

Portanto, para este estudo, as equações de demanda de importações totais e por categoria de uso foram estimadas inicialmente recursivamente, para avaliar a hipótese de estabilidade dos parâmetros associados às variáveis. Além disso, foram também realizados 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 coeficientes seria provocado 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 a partir da utilização do método MQO. Dessa forma, para 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*, dado que, após alguma experimentação, constatou-se que a imposição da restrição de que a linha estimada não fosse descontínua tendia a melhorar a *performance* das equações. A especificação da equação de regressão *piece-wise* considerou, em um primeiro momento, a possibilidade de instabilidade em todos os parâmetros. A partir de então, foram feitas sucessivas reestimações da equação, e eliminou-se, a cada passo, o termo destinado a captar mudanças nas elasticidades que tivesse apresentado menor significância estatística na especificação imediatamente anterior, até que apenas aqueles termos contendo variáveis *dummy* que apresentassem coeficientes estatisticamente significativos permanecessem na equação.[17]

## 4 ESTIMAÇÃO DAS EQUAÇÕES DE DEMANDA DE IMPORTAÇÃO

Conforme citado no capítulo 3, a existência de um vetor de cointegração para cada uma das equações estimadas foi testada via o 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).

[17] Esse procedimento está descrito em Ferreira (1994). Uma descrição da técnica *piece-wise* pode ser encontrada em Pindyck e Rubinfeld (1981, p. 126-127).

À 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-cointegração para as funções de importação totais e por categoria de uso, em 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 cinqüenta observações, é de -3,85, em um nível de 10%. Contudo, na estimativa do mecanismo com correção de erros para os setores de BCND e de BCD, o coeficiente estimado do resíduo defasado, obtido do vetor de longo prazo, em ambas as equações, é negativo e significativamente diferente de zero a 1%, o que permite a rejeição da hipótese nula de não-cointegração para a demanda de importação de BCND e de BCD, segundo o Teorema de Representação de Granger [Charemza e Deadman, 1997, p. 131]. Os demais parâmetros da variável (Res_1) estimados foram: -8,54 (importações totais), -4,27 (BK) e –4,25 (BI).

**4.1 Importações Totais**

Nas tabelas apresentadas a seguir, as variáveis precedidas das letras PW correspondem aos termos que contêm variáveis *dummies*, incluídos para testar-se 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.

Os coeficientes de longo prazo da equação de importações totais foram obtidos a partir da estimação de um ADL (2), e estão reportados na 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. Ou seja, 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. Isso sugere 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 e inviabilizavam a formação de um quadro de parâmetros relativamente estáveis para a tomada de decisão dos agentes entre *importar* ou *demandar* da indústria doméstica.

TABELA 2

Estimação do Vetor de Longo Prazo para Importações Totais – 1978.3-1998.4

Solved Static Long Run Equation

| | | | |
|---|---|---|---|
| QMT = (SE) | 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.

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.

Desse modo, 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 aproximou-se de –0,03. A explicação econômica para isso relaciona-se à estratégia de acúmulo de reservas externas do Banco Central para sustentar a âncora cambial adotada entre 1994.3/1998.4. Após a mudança da política cambial em janeiro de 1999, provavelmente o coeficiente da capacidade de importar deve ter-se elevado até o nível verificado antes de 1994.3.

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 os valores para o teste de Engle para resíduos ARCH. RSS e å correspondem à soma dos quadrados e ao desvio-padrão dos resíduos, enquanto DW refere-se à estatística de Durbin-Watson. Nos termos Normality e RESET estão contidos os valores do teste de Jarque-Bera para a normalidade dos resíduos e do teste de Ramsey para má especificação, respectivamente; e o símbolo $Xi^2$ indica os valores para o teste de validade funcional e/ou heterocedasticidade.

Os resultados referentes à equação de correção de erros são bastante razoáveis (ver 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 indica que, a cada período, os agentes compensam perto 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.[18] Chama 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, e resta apenas –0,19 para ser explicado posteriormente. Portanto, 86% do ajuste total ocorre no primeiro trimestre. Por fim, note-se que a elasticidade da demanda de importação em relação à CM12, a curto prazo, apresenta comportamento cíclico.

TABELA 3
Mecanismo de Correção de Erros para Importações Totais

EQ(69) Modelling DLQMT by OLS
The present sample is: 1979 (1) to 1998 (4)

| Variable | Coefficient | Std.Error | t-value | t-prob | PartRý |
|---|---|---|---|---|---|
| Constant | -0 00312683 | 0 00620249 | -0 504 | 0 6159 | 0 0040 |
| D86.4 | 0 269979 | 0 0503002 | 5 367 | 0 0000 | 0 3104 |
| D94.3 | -0 214676 | 0 0513640 | -4 180 | 0 0001 | 0 2144 |
| D87.1 | -0 304510 | 0 0489394 | -6 222 | 0 0000 | 0 3769 |
| D89.1 | -0 0798211 | 0 0503695 | -1 585 | 0 1180 | 0 0378 |
| ECM-MT_1 | -0 735093 | 0 0952842 | -7 715 | 0 0000 | 0 4819 |
| DPIB | 0 649250 | 0 131522 | 4 936 | 0 0000 | 0 2758 |
| DPIB_1 | 1 0366 | 0 149717 | 6 924 | 0 0000 | 0 4283 |
| DPIB_2 | 0 561691 | 0 127252 | 4 414 | 0 0000 | 0 2334 |
| DPWPIB/90.1 | 2 2031 | 0 230333 | 9 565 | 0 0000 | 0 5884 |
| DPWPIB/90.1_1 | -0 650904 | 0 232587 | -2 799 | 0 0068 | 0 1090 |
| DPWP/94.3 | -1 1976 | 0 231091 | -5 182 | 0 0000 | 0 2956 |
| DPWCM12/94.3 | 0 601232 | 0 282544 | 2 128 | 0 0372 | 0 0661 |
| DPWCM12/94.3_3 | -0 717398 | 0 298849 | -2 401 | 0 0193 | 0 0826 |
| DCM12_1 | -0 234850 | 0 145832 | -1 610 | 0 1122 | 0 0389 |
| DCM12_2 | 0 351998 | 0 157913 | 2 229 | 0 0293 | 0 0720 |

$R^2$ = 0.9058822 F(15, 64) = 41.067 [0.0000] å = 0.04793177 dw = 1.94

RSS = 0.14703706531 for 16 variables and 80 observations

AR 1- 5F( 5, 59) = 0.343808 [0.8842]

ARCH 4 F( 4, 56) = 0.337992 [0.8512]

Normality $Chi^2(2)$= 3.0976 [0.2125]

$Xi^2$ 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. validade funcional e/ou heterocedasticidade.

[18] Note-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 em relação ao modelo aqui estimado.

**4.2 Importações de Bens de Capital**

Os coeficientes de longo prazo da equação de importações de BK foram obtidos a partir da estimação de um ADL (4), e estão reportados na 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 salientado em Bielschowsky (1998), após 1990, houve um miniciclo de modernização na indústria, o que deve ter contribuído para elevar a elasticidade-renda da demanda de importação de BK no período. Os coeficientes das variáveis PBK e UBK não se mostraram estatisticamente diferentes de zero.[19]

A elasticidade da demanda de importação de bens de capital em relação à CM12 é significativamente diferente de zero e da ordem de 1,22. Ou seja, 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, quando reduziu-se a 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 os sugeridos em Resende (1997a e 1997b). Segundo esses estudos, "(...) a debilidade do sistema nacional de inovações, característica de uma economia que se industrializou pela via da substituição de importações, limita a dinâmica dos investimentos em seu espaço econômico, afetando, de um lado, sua capacidade de competir via preços, inovação e diferenciação de produtos, e, de outro lado, engendrando a necessidade sistemática de diversos segmentos dessa economia em se apoiar em importações de maior conteúdo tecnológico para superação (ou atenuação) destas limitações internas. Essas limitações se expressariam na debilidade estrutural do setor de bens de capital de

[19] 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 pretéritas 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).

uma economia industrializada por substituição de importações, visto ser esse setor o portador material do progresso técnico e seu principal canal de difusão. Dessa forma, para a economia brasileira, o setor de bens de capital teria sua dinâmica caracterizada por um coeficiente de importações 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. 08-09].

Esses resultados também se coadunam com aqueles encontrados em Resende e Anderson (1999). Ou seja, em função do baixo grau de sofisticação tecnológica que sempre marcou a produção brasileira de bens de capital, sempre que é possível – isto é, quando há disponibilidade de divisas externas –, a indústria nacional se apóia na importação desses bens, principalmente aqueles que incorporam tecnologia de ponta. Bens de capital importados (mais sofisticados) aumentam a produtividade da produção nacional, provocam reduções na relação *capital/produto* e estimulam o investimento. 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.[20]

Note-se que, dado o 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 recente aumento da participação das importações de máquinas e equipamentos na Formação Bruta de Capital Fixo na economia brasileira [Laplane e Sarti, 1998].

TABELA 4
Estimação do Vetor de Longo Prazo para Importações
de Bens de Capital:1978.1/1998.4

| | | | |
|---|---|---|---|
| Solved Static Long Run Equation | | | |
| LQMBK = | +0.044928 | +1.222 LCM12 | +3.446 PWPIB/90.1 |
| (SE) | (0.047842) | (0.08584) | (1.074) |
| | -0.85173 PWCM12/94.3 | -0.43015 D83.3 | +0.56858 D87.3 |
| | (0.25697) | (0.20501) | (0.22776) |

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

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

[20] 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).

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, a 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 verificou-se no final dos anos 70, no âmbito do II Plano Nacional de Desenvolvimento (II PND). Nas décadas de 80 e 90, os investimentos destinados à ampliação da capacidade instalada foram marginais, *vis-à-vis* os observados nos anos 70. Quando estimou a equação de demanda de BK para o período 1975.1/1987.4, Portugal (1992, p. 524) encontrou uma velocidade de ajustamento de 18%. Além de serem diferentes os períodos estimados, Portugal (1992, p. 521-24) estimou uma equação de demanda de BK para o Brasil (ao invés de uma equação de demanda de *importação* de BK); este utilizou as séries de produção e de importação de BK e tratou a importação desses bens como residual.

TABELA 5
Mecanismo de Correção de Erros para Importações de Bens de Capital

EQ(65) Modelling DLQMBK by OLS
The present sample is: 1979 (1) to 1998 (4)

| Variable | Coefficient | Std.Error | t-value | t-prob | PartRý |
|---|---|---|---|---|---|
| Constant | -0 00439018 | 0 0190211 | -0 231 | 0 8182 | 0 0008 |
| DLQMBK_1 | -0 224770 | 0 0990773 | -2 269 | 0 0265 | 0 0713 |
| DLQMBK_2 | -0 221286 | 0 0819605 | -2 700 | 0 0088 | 0 0981 |
| DLCM12_1 | 1 0589 | 0 429961 | 2 463 | 0 0164 | 0 0830 |
| DLCM12_3 | -0 844487 | 0 474555 | -1 780 | 0 0797 | 0 0451 |
| DPWPIB/90.1 | 1 8444 | 0 787825 | 2 341 | 0 0222 | 0 0756 |
| DPWPIB/90.1_2 | 2 4240 | 0 813326 | 2 980 | 0 0040 | 0 1171 |
| DPWCM12/94.3 | 2 1277 | 0 685175 | 3 105 | 0 0028 | 0 1258 |
| D83.3 | -0 381837 | 0 161512 | -2 364 | 0 0210 | 0 0770 |
| D87.3 | 0 572119 | 0 152059 | 3 762 | 0 0004 | 0 1744 |
| ECM-bk_1 | -0.641713 | 0.116341 | -5.516 | 0.0000 | 0.3123 |
| D83.4 | 0.517850 | 0.160078 | 3.235 | 0.0019 | 0.1351 |
| D84.1 | -0.402678 | 0.160829 | -2.504 | 0.0147 | 0.0856 |

$R^2$ = 0.7138043 F(12, 67) = 13.925 [0.0000] å = 0.1495942 dw = 2.17

RSS = 1.499354507 for 13 variables and 80 observations

AR 1- 5F( 5, 62) = 1.2079 [0.3160]

ARCH 4 F( 4, 59) = 0.562123 [0.6910]

Normality $Chi^2(2)$= 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.

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 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 ocorre no primeiro trimestre, e o restante desse ajuste deve ser realizado subseqüentemente. Note-se que, em três trimestres, o coeficiente de curto prazo do PIB apresenta um *overshooting*, quando atinge 4,26. A longo prazo, esse coeficiente foi estimado em 3,45.

**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), e estão reportados na 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%.[21]

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 econômica que marcou o Brasil nos anos 80. Verificou-se, também, uma ruptura no coeficiente estimado da CM12 em 1994.3. Até essa data, esse coeficiente era estimado em 0,69, enquanto, a partir de 1994.3, este torna-se negativo, da ordem de –0,06, como provável decorrência da política cambial então adotada.

No que se refere à equação com correção de erros, o modelo apresenta boa especificação em relação aos testes de diagnóstico. O coeficiente do vetor de correção de

[21] Em geral, as estimativas para a equação de BI encontram coeficientes significativos para as variáveis *preço relativo*, *renda* e *utilização da capacidade*. Com o uso de dados trimestrais, Fachada (1990) relata –0,87, 1,16 e 2,88 para o período 1976/1988; Abreu (1987) apresenta –0,74, 1,13 e 1,87 para o período 1976/1985, enquanto Portugal (1992), com dados de 1975/1987, 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-se a estabilidade de seus parâmetros, conforme procedimento adotado pelos autores supracitados. Isto é, a nova equação de importação de BI não foi modelada para quebras estruturais dos coeficientes, por meio de equação *piece-wise*. Os coeficientes de longo prazo foram obtidos 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 dos resultados apresentados na tabela 6 sugerirem que as variáveis PBI e UBI não explicam as importações de BI, esses resultados parecem ser mais confiáveis do que aqueles obtidos a partir da hipótese de parâmetros fixos da equação.

erros aponta para um ajustamento de cerca de 45% do desequilíbrio em relação à solução de longo prazo, a cada trimestre. Isso significa que o desequilíbrio, em cada trimestre, é corrigido com relativa rapidez, de modo que todo o ajuste ocorre em um 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.

TABELA 6
Estimação do Vetor de Longo Prazo para Importações
de Bens Intermediários:1979.1/1998.4

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

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

TABELA 7
Mecanismo de Correção de Erros para Importações de Bens Intermediários

EQ(58) Modelling DLQMI by OLS
The present sample is: 1979 (1) to 1998 (4)

| Variable | Coefficient | Std.Error | t-value | t-prob | PartRý |
|---|---|---|---|---|---|
| Constant | -0 00434446 | 0 0104355 | -0 416 | 0 6785 | 0 0026 |
| DQMI_1 | -0 224843 | 0 0911264 | -2 467 | 0 0162 | 0 0833 |
| DQMI_2 | -0 135521 | 0 0899135 | -1 507 | 0 1364 | 0 0328 |
| DPIB | 1 4876 | 0 242793 | 6 127 | 0 0000 | 0 3591 |
| DPIB_1 | 1 9547 | 0 259143 | 7 543 | 0 0000 | 0 4592 |
| DPIB_2 | 1 3398 | 0 304891 | 4 394 | 0 0000 | 0 2237 |
| DPIB_3 | 0 582461 | 0 245741 | 2 370 | 0 0207 | 0 0774 |
| DCM12_2 | 0 870876 | 0 191941 | 4 537 | 0 0000 | 0 2350 |
| DPWPIB/90.1 | 1 6741 | 0 350118 | 4 781 | 0 0000 | 0 2544 |
| DPWCM12/94.3 | 0 911046 | 0 359745 | 2 532 | 0 0137 | 0 0874 |
| D86.4 | 0 128716 | 0 0786949 | 1 636 | 0 1066 | 0 0384 |
| D94.3 | -0 269187 | 0 0806978 | -3 336 | 0 0014 | 0 1424 |
| ECM-MBI_1 | -0 449340 | 0 0954059 | -4 710 | 0 0000 | 0 2487 |

$R^2$ = 0.7907836 F(12, 67) = 21.104 [0.0000] Å = 0.07442377 DW = 2.00
RSS = 0.3711061739 for 13 variables and 80 observations
AR 1- 5F( 5, 62) = 1.763 [0.1337]
ARCH 4 F( 4, 59) = 0.354104 [0.8402]
Normality $CHI^2(2)$ = 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.

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 e permanece positivo, enquanto, a longo prazo, este torna-se negativo (-0,06), a partir de meados de 1994.

**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) e estão reportados na 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 nos anos 90. A elasticidade-preço da demanda de importação de BCND é estimada em –0,67, até 1990.1. A partir dessa data, ela altera-se para -2,18. O coeficiente do nível da capacidade instalada estimado é muito elevado: 6,14 até 1990.1. A partir de então, ele torna-se negativo, cerca de -1,51, o que não faz sentido economicamente. 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, e 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 jan./1978 a nov./1996 também foi muito elevado: 7,15.

TABELA 8
Estimação do Vetor de Longo Prazo para Importações de Bens de Consumo Não Duráveis: 1978.3/1998.4

| | | | |
|---|---|---|---|
| Solved Static Long Run Equation | | | |
| QBCND = | -0 18765 | +1 5 PIB | -0 67461 PBCND |
| (SE) | (0 18709) | (0 6687) | (0 29844) |
| | +6 144 UBC | 7 629 PWUBC/90 1 | --1 508 WPBCND/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.

A elasticidade-renda da demanda de importação de BCND estimada é da ordem de 1,5. Esta apresenta-se estável ao longo do período estudado. Com relação ao coeficiente da CM12, não foi significativamente diferente de zero. Tal resultado sugere que a disponibilidade de divisas não afeta o *quantum* importado de BCND, mesmo após a ocorrência da liberalização comercial dos anos 90. Isso é resultado, provavelmente, da presença 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 – são fundamentais na explicação do *quantum* importado.

No que se refere à equação com correção de erros, 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 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 sinal trocado: positivo. A partir de então, esse sinal torna-se negativo. O coeficiente de curto prazo do UBCND apresenta comportamento cíclico, enquanto a elasticidade-renda de curto prazo apresenta *overshooting* em um espaço de três períodos.

TABELA 9
Mecanismo de Correção de Erros para Importações
de Bens de Consumo Não Duráveis

EQ(24) Modelling DLQBCND by OLS
The present sample is: 1978 (4) to 1998 (4)

| Variable | Coefficient | Std.Error | t-value | t-prob | PartRý |
|---|---|---|---|---|---|
| Constant | -0 00553477 | 0 0285899 | -0 194 | 0 8471 | 0 0005 |
| DPBCND_2 | 0 642120 | 0 333270 | 1 927 | 0 0581 | 0 0511 |
| DUBCND | 3 8595 | 1 1547 | 3 342 | 0 0013 | 0 1393 |
| DUBCND_1 | -0 924189 | 0 531511 | -1 739 | 0 0865 | 0 0420 |
| DUBCND_2 | -1 8504 | 1 1294 | -1 638 | 0 1059 | 0 0374 |
| DPWUBCND/90.1 | -4 3730 | 1 2135 | -3 604 | 0 0006 | 0 1584 |
| DPWUBCND/90.1_2 | 1 2896 | 1 1522 | 1 119 | 0 2669 | 0 0178 |
| DPWPBCND/90.1 | -0 884340 | 0 497863 | -1 776 | 0 0801 | 0 0437 |
| DPIB_1 | 1 4022 | 0 643680 | 2 178 | 0 0328 | 0 0643 |
| DPIB_2 | 1 2638 | 0 538564 | 2 347 | 0 0218 | 0 0739 |
| D86.3 | 0 856085 | 0 256458 | 3 338 | 0 0014 | 0 1390 |
| ECM-BCND_1 | -0 669348 | 0 101955 | -6 565 | 0 0000 | 0 3845 |

$R^2$ = 0.6505619 F(11, 69) = 11.678 [0.0000] Å = 0.2425331 DW = 1.72

RSS = 4.058740427 for 12 variables and 81 observations

AR 1- 5F( 5, 64) = 1.0235 [0.4114]

ARCH 4 F( 4, 61) = 1.3095 [0.2766]

Normality $CHI^2(2)$= 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.

**4.5 Importações de Bens de Consumo Duráveis**

Os coeficientes de longo prazo da equação de importação de bens de BCD foram obtidos a partir da estimação de um ADL (2), e estão reportados na 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 que continham variáveis *dummies*, adotados para modelar a quebra estrutural das elasticidades em 1990.1 e referentes aos preços relativos e ao PIB, foram eliminados do modelo. Embora fosse significativamente diferente de zero a 1%, o coeficiente estimado para a variável *dummie* relacionada ao preço relativo apresentou sinal positivo (esperava-se um sinal negativo), e mostrou-se extremamente elevado: 5,0. O coeficiente da variável *dummie* relacionada 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, este reduz-se 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.

TABELA 10
Estimação do Vetor de Longo Prazo para Importações de Bens de Consumo Duráveis: 1978.3/1998.4

Solved Static Long Run Equation

| | | | |
|---|---|---|---|
| LQBCD = | -0 99147 | +2.396 PIB | -2.192 PBCD |
| (SE) | (0 38635) | (1.128) | (0.49685) |
| | +3 977 PWCM12/90 1 | -4.118 PWCM12/94.3 | +2.222 D94.4 |
| | (1 109) | (1 627) | (1 138) |
| | -2.308 D96.1 | -2.818 D95.3 | |
| | (1 35) | (1.052) | |

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

Até 1990.1, a CM12 não é significativamente diferente de zero. Isso sugere que o sistema de proteção à indústria dos BCD, nos anos 80, somado à presença de uma produção doméstica já bastante diversificada desses bens, viabilizavam 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 de –2,19. O coeficiente do nível da capacidade instalada não foi significativamente diferente de zero a 10%.

Ao que se refere à equação com correção de erros, o modelo apresenta boa especificação em relação aos testes de diagnóstico. O coeficiente do vetor de correção de erros aponta para um ajustamento extremamente lento, de cerca de 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; os restantes 82% ocorreriam posteriormente. 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.

TABELA 11
Mecanismo de Correção de Erros para Importações de Bens de Consumo Duráveis

EQ(17) Modelling DLQBCD by OLS
The present sample is: 1978 (3) to 1998 (4)

| Variable | Coefficient | Std.Error | t-value | t-prob | PartRý |
|---|---|---|---|---|---|
| Constant | 0 0605555 | 0 0313096 | 1 934 | 0 0571 | 0 0507 |
| DLPBCD | -0 411600 | 0 221571 | -1 858 | 0 0674 | 0 0470 |
| DLPIB | 0 887718 | 0 472036 | 1 881 | 0 0642 | 0 0481 |
| DLPIB_1 | 0 797433 | 0 466782 | 1 708 | 0 0920 | 0 0400 |
| DPWCM12/90.1 | 2 0694 | 0 654670 | 3 161 | 0 0023 | 0 1249 |
| D81.4 | 0 636107 | 0 196188 | 3 242 | 0 0018 | 0 1306 |
| D82.3 | -0 371999 | 0 190331 | -1 954 | 0 0546 | 0 0517 |
| D95.3 | -0 996855 | 0 192764 | -5 171 | 0 0000 | 0 2764 |
| D96.1 | -0 547241 | 0 192543 | -2 842 | 0 0059 | 0 1035 |
| D94.4 | 0 531589 | 0 196340 | 2 707 | 0 0085 | 0 0948 |
| ECM-BCD_1 | -0 138602 | 0 0391106 | -3 544 | 0 0007 | 0 1521 |
| Seasonal | -0 246953 | 0 0632698 | -3 903 | 0 0002 | 0 1787 |

$R^2$ = 0.6921008 F(11, 70) = 14.304 [0.0000] å = 0.1840889 dw = 1.86
RSS = 2.372210512 for 12 variables and 82 observations
AR 1- 5F( 5, 65) = 0.157537 [0.9770]
ARCH 4 F( 4, 62) = 0.782122 [0.5411]
Normality $Chi^2(2)$= 3.0568 [0.2169]
$Xi^2$ 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.

### 4.6 Síntese dos Resultados das Elasticidades Estimadas

A tabela 12 apresenta as elasticidades de longo prazo estimadas para as equações de demanda de importações totais e por categoria de uso, neste trabalho.

TABELA 12
Elasticidades de Longo Prazo para as Equações de Importação – 1978.1/1998.4

| Variáveis | BK | BI | BCND | BCD | **Totais** |
|---|---|---|---|---|---|
| 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** |

O único estudo conhecido 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), além deste. Assim, podem-se comparar as elasticidades estimadas neste trabalho e em Azevedo e Portugal (1998), embora nestes últimos tenha sido estimada apenas a equação de importações totais, exclusive petróleo e trigo. As elasticidades estimadas por esses autores estão citadas na seção 3.2. As diferenças encontradas entre estas e as estimadas neste trabalho eram esperadas, visto que há divergências entre os dois estudos quanto ao período estimado, as variáveis utilizadas, etc. Todavia, há pontos em comum entre as 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 verificada em 1994.3, no citado trabalho. Esse é mais um fator que concorre para as diferenças entre as elasticidades estimadas em um e no outro trabalho. Contudo, um dos pontos em comum entre as estimativas em questão refere-se ao coeficiente estimado do PIB na equação de importação total, que, em ambos os estudos, apresenta uma ruptura em 1990.1, e mostra-se elevado a partir de então.

## **5** CONCLUSÃO

Este estudo visou testar a hipótese de que, atualmente, a despeito das intensas mudanças verificadas nas últimas décadas na economia brasileira, o grau de controle da política econômica sobre a disponibilidade de divisas externas ainda seria pequeno, e os ciclos dos mercados de comércio e financeiro internacionais teriam papel relevante em sua determinação. Como conseqüência, seria recorrente na economia brasileira o ajuste do balanço de pagamentos por meio do controle das importações, com efeitos diretos sobre seus ciclos de crescimento.

Assim, postulou-se, neste trabalho, que, nos períodos de elevada disponibilidade de divisas externas, o controle das importações seria reduzido, o que resultaria no incremento das importações e na absorção de poupança externa. Nos períodos de redução da disponibilidade de divisas, verificar-se-ia a intensificação do uso de barreiras tarifárias e não tarifárias às importações, no Brasil. Deve estar claro que tais instrumentos de controle das importações são adotados concomitantemente às alterações em variáveis cruciais na determinação da demanda de importação, tais como a taxa de câmbio real e a renda.[22]

A adequação das importações à disponibilidade de divisas afeta os níveis relativos das macrovariáveis da economia brasileira, causando transtornos nos níveis macro e microeconômico, com efeitos alternados sobre os estímulos à substituição de importações por produção doméstica e de substituição desta por importações.

Chama-se atenção, contudo, para o fato de que aumentos na intensidade da restrição externa ao crescimento, expressos no ajuste do balanço de pagamentos por meio do controle das importações, podem ocorrer, a princípio, em qualquer economia. Porém, a magnitude das suas alterações mostra-se relevante para a compreensão da dinâmica macroeconômica de um país, pois fornece subsídios para a elaboração de políticas econômicas.

Para avaliar o grau de capacidade de controle dos fluxos do balanço de pagamentos (à exceção das importações) pela política econômica brasileira, estimaram-se equações de demanda de importações totais e por categoria de uso. Tais equações contemplaram, como variável explicativa, uma *proxy* para a disponibilidade média de divisas (capacidade de importar) da economia, além das variáveis tradicionalmente consideradas na literatura. O nível da capacidade de importar (CM) corresponderia a um indicativo do rigor dos controles tarifários e não tarifários sobre as importações. Tenta-se, dessa maneira, superar a negligência com que é tratado o efeito das barreiras não tarifárias nas estimativas de demanda de importação para o Brasil, largamente empregadas no país durante o período em análise.[23] Testes de raiz unitária foram realizados e as variáveis utilizadas mostraram ser I(1). O método do mecanismo de correção de erros foi empregado para a estimação das equações, e as especificações finais foram obtidas a partir do modelo *general to specific*.

A hipótese de existência de parâmetros fixos para as equações de demanda de importação, estimadas para o período 1978.1/1998.4, foi rejeitada a partir de testes

---

22 Nos últimos anos, os graus de liberdade do governo para adoção de barreiras tarifárias e não tarifárias às importações reduziram-se bastante, aumentando a importância relativa da renda e da taxa de câmbio real na determinação do *quantum* importado. Em boa parte dos anos 90, o incremento da disponibilidade de divisas externas observado caminhou ao lado da trajetória de redução das barreiras às importações, o que corrobora a hipótese básica deste trabalho. Contudo, o ajuste recente do desequilíbrio externo verificou-se por meio da política cambial e do controle da taxa de crescimento do PIB. Portanto, cada vez mais variações na disponibilidade de divisas externas resultarão em variações da renda e/ou da taxa de câmbio real, com efeitos diretos sobre a taxa de crescimento da economia brasileira.

23 Ver nota de rodapé nº 11.

de *Chow e Chow* um passo à frente para os resíduos. Todas as equações estimadas apresentaram rupturas em alguns de seus parâmetros em 1990.1 e/ou 1994.3. Essas datas coincidem com o início da abertura comercial e da estabilização dos preços na economia brasileira, respectivamente. No intuito de corrigirem-se as especificações das equações, as funções de demanda de importação total e por categoria de uso foram estimadas por meio de regressões *piece-wise*.

Os preços relativos das importações explicam a demanda de importação de bens de consumo duráveis e não duráveis e, após a estabilização monetária iniciada em 1994.3, também explicam as importações totais.

Em todas as equações estimadas, a elasticidade-renda da demanda de importação revelou-se importante para explicar o *quantum* importado; houve uma ruptura e uma elevação, a partir de 1990.1, para as equações de importações totais, de bens de capital e de bens intermediários. Para a equação da demanda de importação total, a elasticidade-renda estimada mostrou-se muito elevada após 1990: 3,85. Tal resultado indica que a taxa de aumento das importações que decorre do crescimento da economia elevou-se a partir de 1990. Assim, a retomada do crescimento econômico, em 2000, deve resultar em pressões bastante elevadas na balança comercial que, se não forem compensadas por vigoroso crescimento das exportações, podem comprometer a viabilidade de obterem-se taxas de crescimento econômico mais elevadas em relação às verificadas nos últimos anos.

Para importações totais e de bens intermediários e, principalmente, de bens de capital e de consumo duráveis, a variável *capacidade de importar* mostrou-se extremamente relevante para explicar o *quantum* importado. A magnitude do coeficiente estimado da capacidade de importar na equação de demanda de bens de capital é muito elevada até 1994.3: 1,22. Entre 1994.4 e 1998.4, esse coeficiente se reduz para 0,37. A ruptura e queda desse coeficiente, após o terceiro trimestre de 1994, deve estar relacionada à estratégia de acúmulo de divisas externas para sustentar-se o regime de âncora cambial adotado em meados de 1994.[24] Entretanto, com a mudança na política cambial em janeiro de 1999, provavelmente esse coeficiente deve elevar-se para o patamar no qual se encontrava até 1994.3. Tal resultado sugere que o desempenho da taxa de investimento no Brasil está associado à disponibilidade de divisas da economia. Isso ocorre, inclusive, tendo em vista o recente aumento da relevância das importações de máquinas e equipamentos na composição da Formação Bruta de Capital Fixo brasileira.

Esses resultados indicam que a variável *capacidade de importar* (CM) é uma boa *proxy* para a influência conjunta das barreiras tarifárias e não tarifárias sobre as importações, no Brasil. Sua omissão da equação de demanda de importação pode resultar em estimativas viesadas dos seus parâmetros. Ademais, os resultados encontrados não permitem rejeitar-se a hipótese de fraca capacidade de controle da disponibilidade de divisas (capacidade de importar) por meio da política econômica, no Brasil. Nesse

[24] A queda desse coeficiente também foi verificada nas equações de demanda de importações de bens intermediários, de consumo durável e totais (ver tabela 12).

caso, nossa disponibilidade de divisas decorre, em boa medida, das oscilações (ou ciclos) dos mercados comerciais e financeiros internacionais.

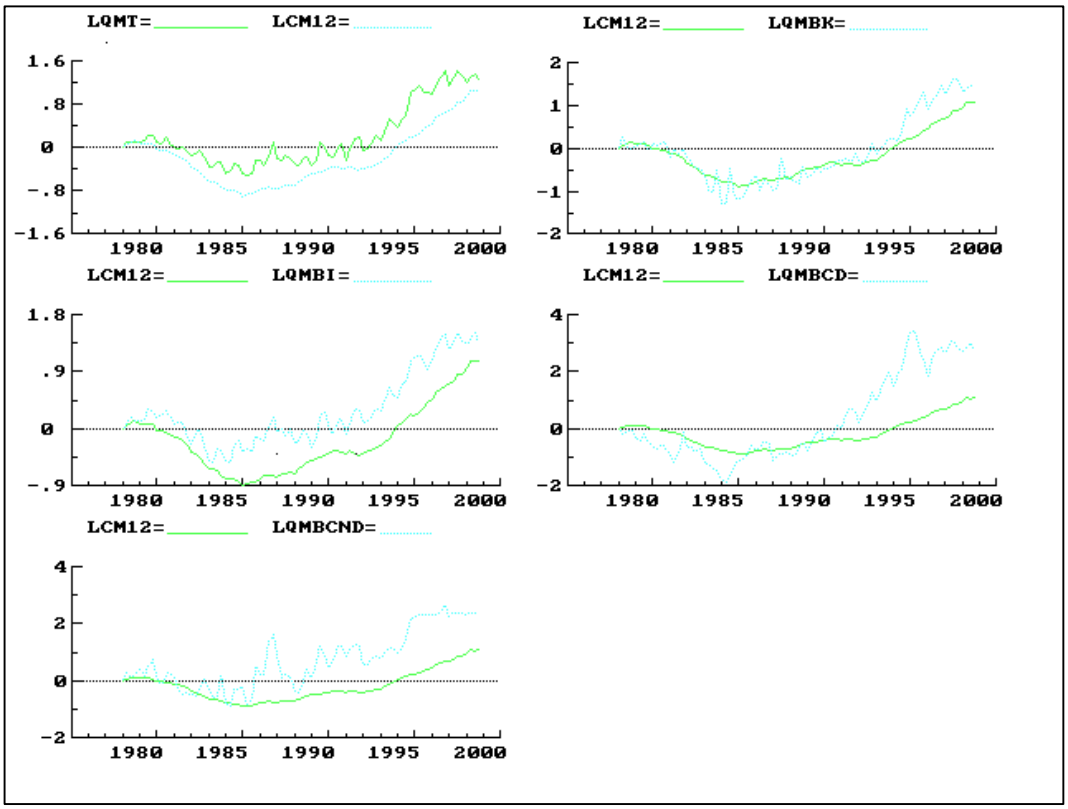
O coeficiente da utilização da capacidade estimado só mostrou-se relevante na equação de bens de consumo não duráveis até 1990.1. Uma provável explicação para esse resultado é a elevada correlação que parece existir entre as variáveis CM12 e U. Nos momentos de aumento da disponibilidade de divisas, é reduzida a intensidade da restrição externa ao crescimento, e isso viabiliza o crescimento de U. O elevado grau de multicolinearidade entre CM12 e U infla os desvios-padrão dos coeficientes dessas variáveis e afeta a significância estatística desses coeficientes. De fato, a matriz de covariância dos regressores das equações estimadas apresenta elevada correlação entre as variáveis U e CM12 e, principalmente, entre PWCM12/90.1 e PWU/90.1, *vis-à-vis* as demais correlações verificadas nessa matriz.

Portanto, foram colhidas, neste estudo, evidências de que a restrição externa ao crescimento econômico brasileiro pode impor-se com intensidade ainda não desprezível. É claro que a industrialização da economia brasileira, como também outras intensas mudanças verificadas nas últimas décadas no Brasil, reduziram o grau da sua vulnerabilidade externa. Recentemente, segundo Moreira (1999), a realocação de recursos decorrente da abertura da economia, nos anos 90, induziu ganhos substanciais em termos de eficiência técnica e alocativa, o que contribui 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.[25]

[25] De qualquer modo, estudos futuros sobre as estimativas de demanda de importação para as principais economias industrializadas são requeridos para se avaliar em que medida as restrições externas ao crescimento tendem a se impor com maior intensidade no Brasil, *vis-à-vis* essas economias.

ANEXO

Gráficos dos Logaritmos do *Quantum* Importado (LQM) e da Capacidade de Importar (LCM12). Importações Totais e por Categoria de Uso – 1978.1/1998.4.



## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABREU, M.P. *Equações de Demanda de Importações Revisitadas*: Brasil, 1960-1985. Rio de Janeiro, PUC-RJ, Texto para Discussão n. 148, 1987.

AZEVEDO, A. F.Z, PORTUGAL, M.S. *Abertura Comercial Brasileira e Instabilidade da Demanda de Importações*. Nova Economia, Belo Horizonte, v. 8, n. 1, julho, 1998, p.37-63.

BAI, J, PERRON, P. *Estimating and Testing Linear Models with Multiple Estructural Changes*. Econometrica, v. 66, n. 1, janeiro, 1998, p. 47-78.

BATISTA, J. CHAMI. *A Inserção das Exportações Brasileiras no Comércio Internacional de Mercadorias*: uma análise setorial. BNDES/DEPEC, Rio de Janeiro,1993.

BIELSCHOWSKY, R. *Os Investimentos na Indústria Brasileira depois da Abertura e do Real*: o miniciclo de modernizações, 1998, 1995/97, mimeo.

BOLETIM DE POLÍTICA INDUSTRIAL, publicação quadrimestral do IPEA, vários números.

BROWN, R., DURBIN, J, EVANS. J. *Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships Over Time*. Journal of the Royal Statistical Society, séries B, 37, 1975, p.149-63.

CARNEIRO, F. G. *Especificação de Modelos e Cointegração*. Brasília, Universa, UCB, Série Texto Didático, n. 4, abril de 1999.

CARNEIRO, F.G., MELLO, L. R., TEIXEIRA, J.R. *Temporal Causality between the Exchange Rate and the Trade Balance*: the case of Brazil. Universidade de Brasília, Série NECEMA, n. 03/98, junho, 1998.

CARVALHO, A., PARENTE, M. A. *Estimação de Equações de Demanda de Importação por Categoria de Uso para o Brasil* (1978/1996). Brasília, IPEA, Texto para Discussão n. 636, abril de 1999.

CASTRO, A. S., CAVALCANTI, M.A. F. *Estimação de Equações de Exportação e de Importação para o Brasil* – 1955/1995. Rio de Janeiro, IPEA, Texto para Discussão n. 469, março de 1997.

CHAREMZA, W.W., DEADMAN, F.D. *New Directions in Econometric Practice*. 2 ed., U.K., Edward Elgar Publishing , Inc., 1997.

CONTADOR, C., SANTOS FILHO, A. *Produto Interno Bruto Trimestral*: bases metodológicas e estimativas. Pesquisa e Planejamento Econômico, Rio de Janeiro, 17(3), 1987, p. 711-742.

COUTINHO, L., SUZIGAN. W. *Desenvolvimento Tecnológico da Indústria e a Constituição de um Sistema Nacional de Inovação no Brasil*. Relatório Síntese/versão preliminar, Campinas, UNICAMP/Instituto de Economia, 1990.

DEYAK; T., SAWYER, C., SPRINKLE. R. *An Empirical Examination of the Estructural Stability of Disaggregated U.S. Import Demand*. The Review of Economics and Statistcs, 71(2), 1989.

DIAZ ALEJANDRO, C. *Exchange Rate Devaluation in a Semi Industrialized Economics*. MIT Press, 1965.

DIB, M.F.S.P. *Importações Brasileiras*: políticas de controle e determinantes da demanda. Rio de Janeiro, BNDES, 1985.

DEYAK, D. *Seazonal, Cyclical and Secular Stability of Canadian Aggregate Demand for Merchandise Imports*, 1957/1982. Applied Economics 21, 1989, p. 449-459.

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, 1987, p. 143-59.

FACHADA, M.S.J. F. *Um Estudo Econométrico da Balança Comercial Brasileira*: 1975-1988. Dissertação de mestrado apresentada à Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, 1990.

FERREIRA, A.H.B. *Testes de Estabilidade para a Função Demanda de Importações*. Revista Brasileira de Economia, 48(3): julho/setembro, 1994, p. 355-70.

FRITSCH W., FRANCO. *Import Repression, Productivity Slowdown and Manufactured Export Dynamism*: Brazil, 1975-1990. Rio de Janeiro, PUC-RJ, Texto para Discussão n. 287, 1992.

GOLDSTEIN, M., KHAN. M. *Income and Price Effects in Foreign Trade, in Handbook of International Economics*. Jones, Kenen, v.2, Amsterdam,Elsevier Publishers, 1985.

GUJARATI, D. *Basic Econometrics*. 3 ed., McGraw-Hill, 1995.

HARRIS,R.I.D. *Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling*. Prentice Hall/Harvester Wheatsheafe, 1995.

HEMPHILL, W.L. *The Effect of Foreign Exchange Receipts on Imports of Less Developed Countries*. IMF Staff Papers, 21, 1974, p. 637-677.

KHAN, M. *Import and Export Demand in Developing Countries*. IMF Staff Papers, 21, 1974, p. 678-693.

KUME, H. *A Política de Importação no Plano Real e a Estrutura de Proteção Efetiva*. Rio de Janeiro, IPEA, Texto para Discussão n. 423, maio de 1996.

LAPLANE, M., SARTI. F. *Investimento Direto Estrangeiro e o Impacto na Balança Comercial nos Anos 90*. Campinas, maio, 1998, mimeo.

LEAMER. E., STERN, R. *Quantitative International Economics*. Boston, Allyn and Bacon, 1970.

LEMGRUBER, A.C. *O Balanço de Pagamentos do Brasil*: uma análise quantitativa. Pesquisa e Planejamento Econômico, 6(2), agosto, 1976, p. 313-352.

LEMOS, M. B. *Espaço e Capital*: um estudo sobre a dinâmica centro x periferia. Campinas, tese de doutoramento apresentada ao Instituto de Economia da Universidade Estadual de Campinas, 1988.

MORAES, P. B. *Uma Nota sobre as Importações Brasileiras de Manufaturados*. Rio de Janeiro, PUC-RJ, Texto para Discussão n. 114, 1985.

MOREIRA, M. M. *A Indústria Brasileira nos anos 90*. O que já se pode dizer? Rio de Janeiro, BNDES, julho, 1999, mimeo.

PERRON, P. *The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis.* Econometrica, v. 57, n. 6, novembro, 1989, p. 1361-1401.

PINDYCK, R., RUBINFELD., D. *Econometric Models and Economic Forecast*. 2 ed., McGraw-Hill, 1981.

PORTUGAL, M.S. *Um Modelo de Correção de Erros para a Demanda por Importações Brasileiras*. Pesquisa e Planejamento Econômico, 22(3), dezembro, 1992.

RESENDE, M.F.C. *Industrialização Periférica e Dinâmica das Importações de Bens de Capital*: um estudo econométrico do caso brasileiro. Dissertação de mestrado apresentada ao CEDEPLAR-UFMG, 1995.

_____. *Dinâmica das Importações de Bens de Capital no Brasil*: um estudo econométrico. Revista Brasileira de Economia, Rio de Janeiro, FGV, 51(2), abril/junho, 1997a, p. 219-38.

_____ *Disponibilidade Cambial e Especificação da Função de Demanda de Importações para o Brasil*. IPEA, Texto Para Discussão n. 506, agosto, 1997b.

RESENDE, M.F.C., ANDERSON, P. *Mudanças Estruturais Recentes na Indústria de Bens de Capital*. Nova Economia, UFMG, Belo Horizonte, 1999, no prelo.

RIBEIRO, M.B., TEIXEIRA, J.R. *Determinantes do Investimento Privado no Brasil no Período 1956-1996*: testes de estacionaridade, cointegração e exogeneidade. 1999, mimeo.

THURSBY J., THURSBY. M. *How Reliable are Single Equation Specification of Import Demand*?. The Review of Economics and Estatistics, 66 (1), 1984.

WEISSKOFF, R. *Trade, Protection and Import Elasticities for Brazil*. The Review of Economics and Estatistics, 51 (1), 1979.

ZINI JUNIOR, A. A. *Funções de Exportação e de Importação para o Brasil*. In: Pesquisa e Planejamento Econômico, 18(3), dezembro, 1988.