

Gouvêa, Raphael Rocha; Schettini, Bernardo Patta

Working Paper

Estimativas econométricas para as importações agregadas com dados das contas nacionais trimestrais: 1996-2010

Texto para Discussão, No. 1683

Provided in Cooperation with:

Institute of Applied Economic Research (ipea), Brasília

Suggested Citation: Gouvêa, Raphael Rocha; Schettini, Bernardo Patta (2011) : Estimativas econométricas para as importações agregadas com dados das contas nacionais trimestrais: 1996-2010, Texto para Discussão, No. 1683, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/91158>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

1683

TEXTO PARA DISCUSSÃO

ESTIMATIVAS ECONOMÉTRICAS PARA AS IMPORTAÇÕES AGREGADAS COM DADOS DAS CONTAS NACIONAIS TRIMESTRAIS – 1996-2010

Raphael Rocha Gouvêa
Bernardo Patta Schettini

ESTIMATIVAS ECONÔMICAS PARA AS IMPORTAÇÕES AGREGADAS COM DADOS DAS CONTAS NACIONAIS TRIMESTRAIS – 1996-2010*

Raphael Rocha Gouvêa**

Bernardo Patta Schettini**

* Os autores gostariam de agradecer a Claudio Hamilton dos Santos pelo estímulo dado ao desenvolvimento deste trabalho, bem como aos participantes do Seminário de Modelagem Macroeconômica da Economia Brasileira, realizado em 11 de agosto de 2011 na sede do Ipea em Brasília, pelos comentários. Os erros remanescentes são de responsabilidade dos autores.

** Técnico de Planejamento e Pesquisa, lotado na Coordenação de Finanças Públicas da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea.

Governo Federal

**Secretaria de Assuntos Estratégicos da
Presidência da República**

Ministro Wellington Moreira Franco

ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada à Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente

Marcio Pochmann

Diretor de Desenvolvimento Institucional

Geová Parente Farias

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais, Substituto

Marcos Antonio Macedo Cintra

Diretor de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia

Alexandre de Ávila Gomide

Diretora de Estudos e Políticas Macroeconômicas

Vanessa Petrelli Corrêa

Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais

Francisco de Assis Costa

Diretor de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação, Regulação e Infraestrutura, Substituto

Carlos Eduardo Fernandez da Silveira

Diretor de Estudos e Políticas Sociais

Jorge Abrahão de Castro

Chefe de Gabinete

Fabio de Sá e Silva

Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação

Daniel Castro

Ouvidoria: <http://www.ipea.gov.br/ouvidoria>

URL: <http://www.ipea.gov.br>

Texto para Discussão

Publicação cujo objetivo é divulgar resultados de estudos direta ou indiretamente desenvolvidos pelo Ipea, os quais, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade do(s) autor(es), não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou da Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

ISSN 1415-4765

JEL: F1, F17, C22, C52.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO	7
2 REVISÃO DA LITERATURA APLICADA.....	8
3 NOTAS SOBRE A EVOLUÇÃO DAS IMPORTAÇÕES TOTAIS E SUA RELAÇÃO COM O CONSUMO DAS FAMÍLIAS E A FORMAÇÃO BRUTA DE CAPITAL FIXO NO PERÍODO AMOSTRAL	13
4 METODOLOGIA E DADOS.....	18
5 RESULTADOS E ANÁLISES	27
6 CONCLUSÕES	39
REFERÊNCIAS	41
ANEXO	44

SINOPSE

Este artigo mostra estimativas econométricas inéditas para a função de importações agregadas brasileiras. Além da relação básica que inclui a renda e o preço relativo e identifica uma equação de demanda (modelo canônico), procurou-se explorar os pronunciados comovimentos entre as importações totais, o consumo das famílias e a formação bruta de capital (modelo alternativo). O trabalho inova também ao utilizar os dados das contas nacionais trimestrais e ao investigar de forma exaustiva, e por técnicas distintas – cointegração com quebra, regressões com alternância entre regimes markovianos e estimações via filtro de Kalman de parâmetros variáveis –, a ocorrência de instabilidade paramétrica. Há evidências de não linearidades tanto nos processos geradores das séries individualmente como nas equações de importações. A evolução das importações está fortemente relacionada com a renda interna e a composição da absorção doméstica, sendo que a influência da taxa de câmbio se mostrou pequena. Cabe notar que, na avaliação fora da amostra, os vetores de longo prazo apresentaram bom desempenho apenas para o modelo alternativo, enquanto as representações de correção de erros do modelo canônico obtiveram os melhores resultados, estando esta diferença possivelmente relacionada às distintas velocidades de ajustamento na direção da solução de longo prazo.

ABSTRACTⁱ

This paper shows new econometric estimates for the Brazilian function of aggregate imports. Besides the basic relation, which includes income and relative price and identifies a demand equation (canonic model), we explore the pronounced co-movements between total imports, household consumption and gross fixed capital formation (alternative model). Using Quarterly National Accounts data is an innovation of the paper, as well as the investigation of parametric instability by different techniques – cointegration with structural breaks, markov-switching regressions, and Kalman filter estimations of varying parameters. There is evidence of nonlinearities in data generating processes for each series as well as in the imports equations. The evolution of imports is strongly related to income and the composition of the domestic absorption, being small the exchange rate impact. It should be noted that, in the out-of-sample assessment, the long-run vectors exhibited good performance only for the alternative model, while the error correction representations for the canonic model obtained the best results, possibly due to the different speeds of adjustment towards the long-run solution.

ⁱ As versões em língua inglesa das sinopses desta coleção não são objeto de revisão pelo Editorial do Ipea. *The versions in English of the abstracts of this series have not been edited by Ipea's editorial department.*

1 INTRODUÇÃO

Este artigo objetiva mostrar novas evidências empíricas para a dinâmica trimestral das importações brasileiras agregadas. Para tanto, foi utilizada uma especificação canônica, encontrada com frequência na literatura aplicada brasileira, assim como uma especificação inovadora que enfatiza a importância da composição da absorção doméstica. Uma contribuição importante consiste na utilização dos dados das contas nacionais trimestrais (CNT), o que permite realizar projeções condicionais para as importações de bens e serviços não fatores diretamente comparáveis à principal base de dados macroeconômicos do país, divulgadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A abordagem econométrica utilizada no trabalho baseia-se no arcabouço de cointegração e procura tratar de maneira exaustiva, e com distintas técnicas, a possibilidade de instabilidade paramétrica. Todos os modelos foram estimados de 1996 ao primeiro trimestre de 2010, de maneira a possibilitar avaliar as especificações em projeções fora da amostra durante quatro trimestres.

A literatura brasileira voltada para a estimação de funções de importações parte da hipótese de país pequeno – preços exógenos, i.é. curvas de oferta perfeitamente elásticas – e estima modelos de uma equação, no caso a função de demanda, em que as importações são uma função da renda, da utilização da capacidade e da taxa de câmbio real (*e.g.* CAVALCANTI; FRISHTAK, 2001; MORAIS; PORTUGAL, 2005). A seção 2 faz uma revisão dessas aplicações, com ênfase nas especificações mais agregadas. Porém, essa versão canônica não apresenta bons resultados no período amostral, notadamente em projeções fora da amostra. Este estudo trabalha com a hipótese de que o fraco desempenho dessa especificação básica decorre da mudança na estrutura das compras externas brasileiras.

Analisando a composição das importações, percebe-se um crescimento acentuado das importações de bens de consumo e de bens de capital no período recente. Essa mudança gradual está relacionada, em nosso entendimento, a dois principais fatores. Por um lado, é resultado da estratégia de crescimento com distribuição de renda voltada para a formação de um mercado de consumo de massa com distribuição de renda – preconizado no Plano Plurianual (PPA) 2004-2007 (BRASIL, 2003). Por outro, deveu-se também ao crescimento do investimento aliado à incompletude do setor produtivo voltado para a fabricação de bens de produção, o que na prática implica crescimento acentuado da importação desta categoria de bens sempre que há

uma aceleração no ritmo de crescimento (FREITAS; DWECK, 2010). À luz dessas constatações, apresentam-se resultados para uma especificação que desagrega a variável de renda interna – que na literatura é usualmente mensurada pelo produto interno bruto (PIB) – em consumo das famílias e formação bruta de capital fixo.

O artigo foi organizado em cinco seções, além desta introdução. A seção 2 consiste de uma revisão da literatura, em que se procurou mostrar os principais trabalhos voltados para a estimação da função de importações, focando nas especificações mais agregadas. A seção 3 mostra a evolução das importações – agregadas e por categoria de uso – *vis-à-vis* a renda interna, a formação de capital e o consumo das famílias. A seção 4 apresenta os dados utilizados na parte aplicada e descreve a metodologia. A seção 5 discute os principais resultados, o que inclui representações para a relação de equilíbrio e a dinâmica de curto prazo, bem como as estatísticas de projeção fora da amostra para modelos selecionados. A seção 6, por fim, sintetiza e conclui.

2 REVISÃO DA LITERATURA APLICADA

A literatura macroeconômica acerca da dinâmica das importações brasileiras é volumosa, tratando-se certamente de um dos agregados macroeconômicos mais bem estudados para a economia brasileira. Isso posto, destaca-se que esta revisão não se pretende exaustiva. Após uma exposição objetiva acerca dos pressupostos dessa literatura, são apresentados os principais trabalhos aplicados.

É interessante observar que parece existir pouca divergência sobre a base teórica para a estimação de funções de importações. Em geral, estima-se uma função de demanda partindo da ideia de país pequeno – preços exógenos, i.é. curvas de oferta infinitamente elásticas –, um pressuposto aparentemente bastante razoável para o caso brasileiro. Essa premissa básica torna possível a estimação da equação de demanda isoladamente – modelo com uma regressão –, em vez do sistema que contém também a equação de oferta.

Na prática, parte-se de um modelo canônico com as seguintes variáveis explicativas. Para captar o efeito renda sobre as importações, adota-se um indicador da produção doméstica – um índice de produção industrial ou o PIB. Para levar em conta

restrições não relacionadas a preços, inclui-se um indicador para o nível de utilização da capacidade produtiva da economia. E, finalmente, o preço relativo entre os bens internacionais – em reais, levando em conta o imposto de importação – e os bens produzidos internamente, supondo que estes sejam substitutos imperfeitos. Um sinal positivo é esperado para a elasticidade-renda e a utilização da capacidade, enquanto que a elasticidade-preço – i.é. com relação à taxa de câmbio real corrigida pela tarifa de importações – deve ser negativa.

Estudos sobre a função de importações anteriores a Portugal (1992) não levavam em conta a ordem de integração das séries (ABREU, 1986; FACHADA, 1990). Portugal aplica a teoria de cointegração aos dados brasileiros de *quantum* de importações agregadas, de bens intermediários e de capital no período de 1975 (1976 para as importações agregadas) a 1988. Os resultados para as importações de bens intermediários pareceram satisfatórios tanto para o longo prazo (vetor de cointegração) quanto para a dinâmica de curto prazo (modelo de correção de erros), estando em linha com estudos anteriores. As estimações para as importações de bens de capital se mostraram muito ruins, chegando a apresentar elasticidade-renda com sinal trocado (negativo).¹ No caso das importações totais, a elasticidade-renda foi estimada em cerca de 0,34, sendo bem menor do que os resultados de estudos anteriores sugeriam (elasticidade próxima à unidade).

Além de atribuir essas distorções ao elevado peso nas importações totais das problemáticas importações de bens de capital, Portugal deixa claro que considerava suas conclusões preliminares também por conta da necessidade de dar maior atenção à instabilidade paramétrica. Este se mostrou um ponto relevante em trabalhos subsequentes e, como discutido mais adiante, recebeu um tratamento exaustivo em nossos exercícios empíricos.

Castro e Cavalcanti (1998) trabalharam com dados anuais, compreendendo o período de 1955 a 1995, visando estimar funções tanto para as importações totais e

1. Portugal nota que o sinal não esperado para a elasticidade-renda das importações pode ser um reflexo das transformações decorrentes do II Plano Nacional de Desenvolvimento (II PND). Além de procurar ajustar um modelo com termo de tendência determinística – alternativa que foi abandonada em face das evidências de não estacionariedade das séries –, o autor propõe estimar uma equação de demanda para os bens de capital como um todo, em vez de apenas os importados.

desagregadas por categorias de uso –bens de capital, intermediários (exclusive petróleo) e bens de consumo – como para as exportações totais e desagregadas por fator agregado – bens manufaturados, semimanufaturados e básicos. Uma inovação em relação à literatura consistiu na aplicação de testes para os diferentes conceitos de exogeneidade. Importante destacar que este trabalho serviu de base para a construção do bloco externo do modelo do Grupo de Análise e Modelagem Macroeconômica (GAMMA) do Ipea (REIS *et al.* 1999) e os autores preferiram usar os valores importados/exportados – em vez do *quantum* – porque isso torna seus resultados diretamente aplicáveis às análises da balança comercial do país e, ademais, proporciona um período amostral mais extenso. Isso é pouco usual porque, em tese, melhor seria projetar os índices de quantidade. Por motivos similares, nas aplicações deste trabalho foram utilizados dados em valores encadeados (tabela 9 das CNT).

As especificações das importações agregadas e de bens de capital mostraram-se satisfatórias, com fortes evidências de cointegração e estimativas plausíveis para os coeficientes tanto nos vetores de cointegração (relações de longo prazo) quanto nos modelos de correção de erros (dinâmicas de curto prazo). Adicionalmente, as variáveis explicativas se mostraram superexógenas em relação aos parâmetros de interesse, implicando na não validade da crítica de Lucas. Para as importações de bens intermediários – exclusive petróleo –, bem como as de bens de consumo, os resultados pareceram indicar que as séries não cointegram. Tais resultados contrastam com os de Portugal (1992).

Muinhos, Alves e Riella (2002) mostram uma especificação agregada para as importações, usada no “modelo estrutural com setor externo” desenvolvido pelo Banco Central do Brasil (BCB), em que foram utilizados dados trimestrais de *quantum* para o período de 1988 ao segundo trimestre de 2001. Este artigo serviu de base para um trabalho mais ambicioso denominado *Medium-Size Macroeconomic Model for the Brazilian Economy* (MUIINHOS; ALVES, 2003). A estimação de uma função agregada visa, neste contexto, diminuir o número de variáveis endógenas no modelo macro como um todo. A regressão estimada pelos autores contém um termo autorregressivo e *dummies* de impulso e nível. Importante notar que essa equação de importações agregadas não leva em conta o grau de utilização da economia, o mesmo sendo adotado neste trabalho diante da constatação de que esta variável piora o desempenho dos modelos na projeção fora da amostra.

Ferreira (1994) é, no melhor de nosso conhecimento, o primeiro trabalho a investigar de forma mais aprofundada a possibilidade de existirem quebras estruturais

nas equações de importações totais. Trabalhando com dados trimestrais de 1973 a 1989, Ferreira permite dinâmica (ajustamento parcial) devido à presença da variável dependente defasada. O autor conclui ter havido uma quebra estrutural em 1981 após aplicar testes de estabilidade nas regressões lineares. Nas reestimações foram estimadas regressões *piece-wise* e constatou-se ter ocorrido aumento da elasticidade-preço e uma redução da elasticidade-renda na data da quebra.

Resende (2001) propõe uma inovação teórica ao mostrar que, em vários períodos históricos, é necessário incluir um termo representativo da “capacidade de importar”. Isso porque na presença de mercados financeiros imperfeitos as importações podem ser restritas pelo nível de reservas da economia. Resende utiliza dados trimestrais de 1978 a 1998 para as importações totais e por categorias de uso para testar empiricamente essa hipótese. Utilizando testes de estabilidade e regressões *piece-wise*, o autor mostra que, para o período anterior ao Plano Real, a omissão da *proxy* para a “capacidade de importar” tende a viesar os parâmetros. Com a inclusão dessa *proxy*, tanto os vetores de longo prazo quanto os modelos de correção de erros pareceram apresentar boas propriedades.

Cavalcanti e Frishtak (2001) aplicam o teste de cointegração com quebra endógena nas equações de importações agregadas e por categoria de uso. Os dados de *quantum* têm frequência trimestral e são referentes ao período de 1980 a 2000. Os autores confirmam resultados anteriores ao reportar quebras estruturais significativas nas funções importações brasileiras no início dos anos 1990.

Azevedo e Portugal (1998) trabalharam com dados de 1980 a 1994 e também encontram, com o auxílio de testes de estabilidade, uma quebra na relação de longo prazo que teria ocorrido logo no início da década de 1990. Utilizando regressões *piece-wise*, concluem que a elasticidade-renda de longo prazo não foi significativa de 1980 a 1989. A partir de 1990, no entanto, as importações teriam se tornado bastante sensíveis à renda, sendo a estimativa de 2,1 para esta variável significativa nesse período.

Silva, Portugal e Cechin (2001) partem de dados trimestrais para as importações totais e de bens intermediários no período de 1978 a 1999 e aplica a metodologia de redes neurais artificiais. Os autores constataram uma ruptura no comportamento dos dados em 1989 e 1994. No que se refere à influência das covariáveis, eles mostraram que a utilização da capacidade produtiva não foi relevante durante a década de 1990,

sendo a renda e a taxa de câmbio real os principais determinantes do *quantum* de importações no período.

Morais e Portugal (2005) trabalharam com dados referentes às importações totais em frequência anual (Índice de Laspayres, de 1947 a 2002) e trimestral (*quantum*, de 1978 até o segundo trimestre de 2002) para estimar modelos de correção de erro com alternância entre regimes markovianos. As estimações para os dois conjuntos de dados objetiva modelar características distintas do processo gerador. Isso porque, enquanto os dados anuais permitem analisar o comportamento das importações por uma ótica estrutural, os dados trimestrais são mais apropriados para se analisar a conjuntura no curto prazo. Com os dados anuais, Moraes e Portugal chegaram a um modelo com três regimes de interceptos distintos. O primeiro descreve momentos de ajuste do setor externo; o segundo compreende os períodos de economia fechada; e o terceiro consiste de fases de liberalização comercial. No caso dos dados trimestrais, os autores concluíram que a melhor representação é uma especificação com alternância não apenas no intercepto, mas também nas elasticidades de curto prazo e na variância. Mas os regimes são caracterizados como sendo de queda e elevação das importações.

Para resumir e permitir a comparação entre as contribuições de cada trabalho revisado nesta seção, as estimativas dos parâmetros relevantes são apresentadas na tabela 1.

TABELA 1
Estimativas das elasticidades da demanda de importações agregadas brasileiras

	Renda	Peço relativo	Utilização da capacidade	Período
Portugal (1992)	0,34	-0,91	3,87	1976q1 a 1988q4
Ferreira (1994)	2,00	-0,11	2,21	1973q1 a 1981q3
	-0,21	-1,32	2,21	1981q4 a 1989q4
Azevedo e Portugal (1998)	na	-0,58	4,55	1980q1 a 1989q4
	2,11	-0,58	-2,01	1990q1 a 1994q4
Castro e Cavalcanti (1998)	0,7257	-2,231	na	1955 a 1995
Resende (2001)	0,54	na	na	1978q3 a 1989q4
	3,31	na	na	1990q1 a 1994q2
	3,31	-1,39	na	1994q3 a 1998q4
Cavalcanti e Frishtak (2001)	0,45	-0,54	na	1980q1 a 1991q3
	5,53	-0,65	na	1991q4 a 2000q4
Silva, Portugal e Cechin (2001)	-0,01	-0,23	0,05	1978q1 a 1989q3
	0,18	-0,91	0,04	1989q4 a 1994q2

(Continua)

(Continuação)

	Renda	Peço relativo	Utilização da capacidade	Período
	1,23	-1,18	0,29	1994q3 a 1999q4
Muinhos, Alves e Riella (2002)	2,71	-0,02	na	1988q1 a 2001q2
Morais e Portugal (2005)	0,82	-0,91	2,62	1978q1 a 2002q2

Fonte: Vários autores.

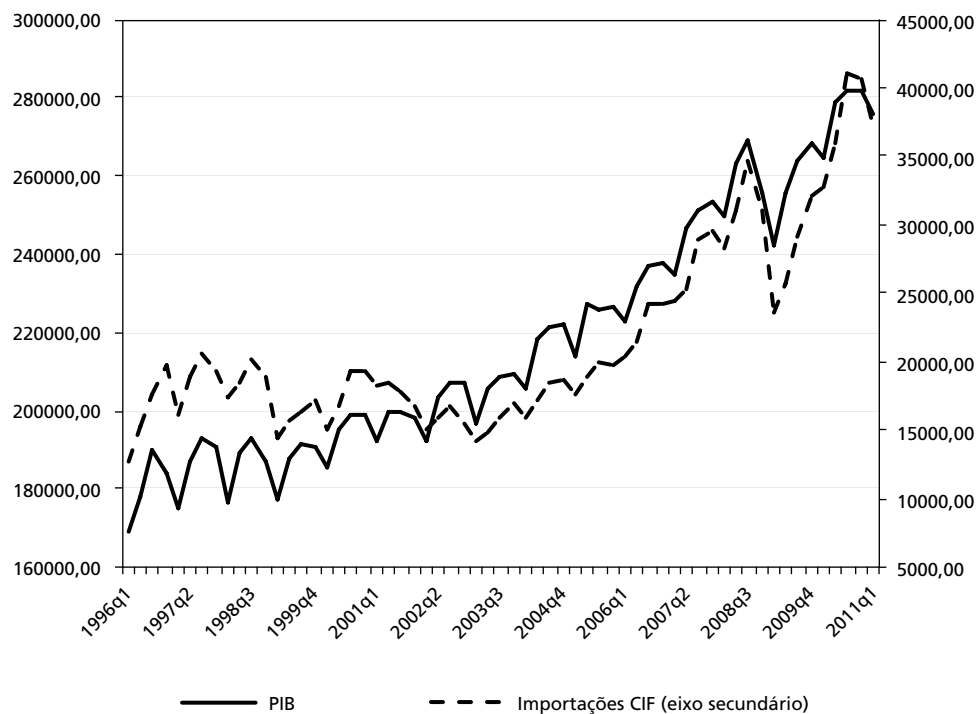
Obs.: na significa *não se aplica*.

Este trabalho, por sua vez, investiga formas bastante gerais de não linearidades na equação de demanda por importações totais. No que se refere aos dados, além da especificação canônica amplamente utilizada na literatura, reportam-se também outros modelos que exibiram melhor desempenho na projeção fora da amostra. A seção 3 mostra a evolução das importações como um todo e realça as mudanças mais claras que ocorreram na pauta no período recente, as quais são a principal motivação para a estimação do modelo alternativo menos convencional.

3 NOTAS SOBRE A EVOLUÇÃO DAS IMPORTAÇÕES TOTAIS E SUA RELAÇÃO COM O CONSUMO DAS FAMÍLIAS E A FORMAÇÃO BRUTA DE CAPITAL FIXO NO PERÍODO AMOSTRAL

Esta breve seção confronta a evolução das importações agregadas com a produção/renda interna, bem como destaca a existência de claros comovimentos entre essa série de referência, o consumo das famílias e, mais notadamente, a formação bruta de capital fixo. Essa constatação pode ser iluminada por dois fatos estilizados do padrão recente de crescimento da economia brasileira, abordados mais adiante.

GRÁFICO 1
Importações e PIB – 1996q1-2011q1
 (Em R\$ milhões de 1995)



O gráfico 1 mostra a trajetória das séries das importações e o PIB, sendo ambas essas grandezas mensuradas em milhões de reais encadeados a preços de 1995, conforme na tabela 9 das CNT. A associação entre essas variáveis em tese deve refletir o efeito renda sobre a demanda de importações.²

Mas há dois aspectos centrais no padrão de crescimento recente da economia brasileira que aparentemente são importantes para explicar a evolução das importações. Primeiro, a concretização dos planos de crescimento com redistribuição de renda e inclusão financeira implica forte demanda por bens de consumo – de produção doméstica

2. Observa-se que tal relação é aparentemente instável durante o período amostral. Essa impressão é confirmada mesmo controlando pela evolução dos preços relativos, conforme procuramos mostrar mais adiante por meio de exercícios econométricos.

e importados –, sobretudo duráveis – que exibem elevada elasticidade-renda e crédito. Segundo, a elevação do investimento se dá mediante um incremento na importação de bens capital, além de matérias-primas e bens intermediários, devido às conhecidas lacunas nas cadeias produtivas nacionais – marcadas por fracos encadeamentos para trás.

A tabela 2 mostra a evolução na composição do valor importado (em dólares) segundo a classificação por categorias de uso nos triênios de 1996 a 2010. Observa-se clara recuperação da importação de bens de consumo (notadamente duráveis) de 2005 em diante, i.é. no período de aceleração do crescimento com distribuição de renda.

TABELA 2
Participação média no valor importado das categorias de uso – 1996-2010
(Em %)

	1996-1998	1999-2001	2002-2004	2005-2007	2008-2010
Bens de consumo	18,51	13,60	11,61	12,63	15,72
Duráveis	9,06	6,27	5,13	6,28	8,89
Não duráveis	9,45	7,32	6,48	6,35	6,83
Matérias-primas e produtos intermediários	45,96	49,77	52,16	50,06	47,00
Bens de capital	26,34	26,19	21,80	20,82	22,20
Combustíveis e lubrificantes	9,19	10,44	14,43	16,50	15,08

Fonte: Fundação Centro de Estudos de Comércio Exterior (Funcex).

Mas isso ocorre a expensas das importações de matérias-primas e produtos intermediários que perdem espaço no valor total importado. As importações de bens de capital só voltam a crescer em participação relativa no fim do período amostral. No entanto, a tabela 3 revela que a quantidade importada de bens de capital cresceu muito acima das importações totais já no triênio 2005-2007. O mesmo ocorreu com as importações de matérias-primas e bens intermediários, que exibiram crescimento compatível com os de bens de consumo entre 2008 e 2010.

Claro está, portanto, que as compras externas dessas categorias de bens já vinham se recuperando e o recuo/estabilidade nas respectivas participações relativas se deveu em parte à evolução dos preços de outros produtos com baixa elasticidade-preço de curto prazo (combustíveis).

TABELA 3
Evolução da quantidade importada (kg) por categoria de uso – 1997-2010
 (Variação % média)

	1997-1998	1999-2001	2002-2004	2005-2007	2008-2010
Bens de consumo	-4,06	-8,08	-6,21	12,80	24,17
Duráveis	10,63	-11,83	-0,61	32,56	13,42
Não duráveis	-6,93	-7,18	-7,52	6,11	6,45
Matérias-primas e produtos intermediários	11,15	1,59	2,46	7,10	23,83
Bens de capital	24,36	0,16	-7,92	26,27	2,15
Combustíveis e lubrificantes	-6,89	0,68	4,79	2,12	5,13
Total	0,84	0,80	3,27	4,98	5,13

Fonte: Funcex.

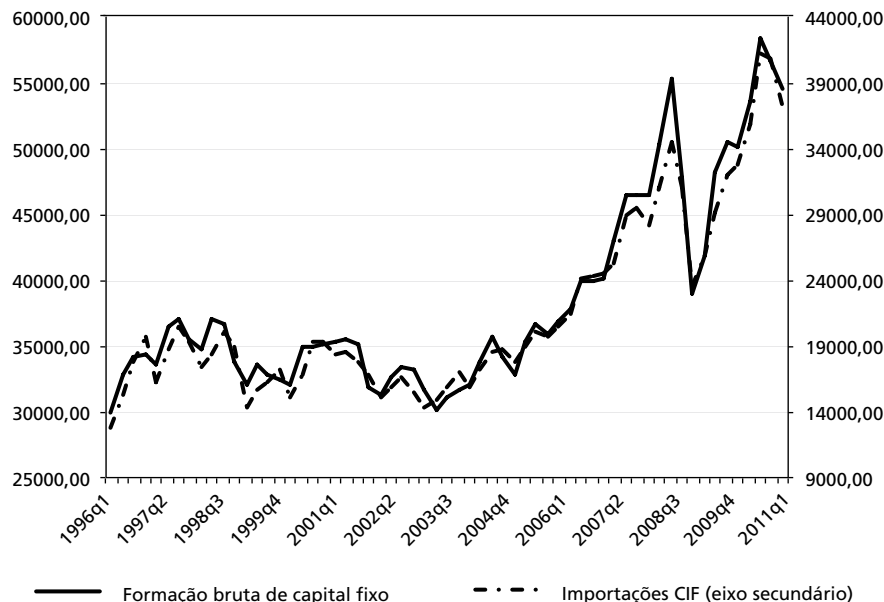
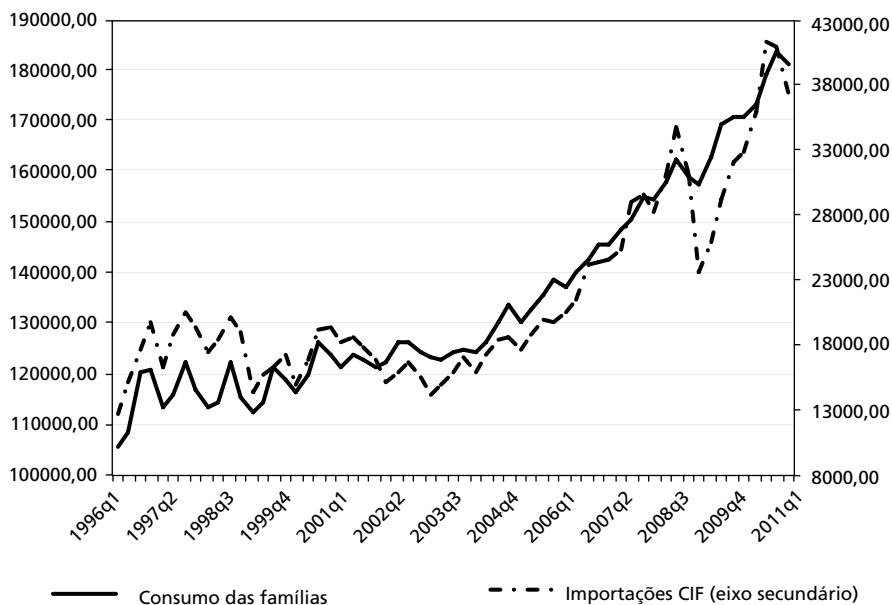
Esses dados parecem corroborar com a ideia de que é promissor investigar os comovimentos entre, de um lado, as importações agregadas, e, de outro, o consumo das famílias e a formação bruta de capital fixo na economia brasileira. O gráfico 2 retrata a evolução conjunta dessas séries – em milhões de reais encadeados a preços de 1995.

A associação entre os dois pares de variáveis é mais clara. As importações agregadas parecem acompanhar o crescimento no consumo das famílias de 2002 a 2003 em diante. Este agregado, que representa cerca de 60% do PIB pela ótica da demanda no Brasil, parece de fato ser um indicador mais apropriado do que a produção/renda interna como um todo para captar uma espécie de efeito renda. Mas os comovimentos entre as importações e a formação bruta de capital fixo são ainda mais pronunciados.

GRÁFICO 2

Importações, consumo e formação de capital – 1996q1-2011q1

(Em R\$ milhões de 1995)



Fonte: IBGE.
Elaboração dos autores.

4 METODOLOGIA E DADOS

Antes de partir para as análises empíricas propriamente ditas, esta seção se propõe a apresentar de maneira resumida a estratégia econométrica adotada e a descrever os dados utilizados nas estimações, bem como mostrar suas principais propriedades estatísticas.

4.1 ESTRATÉGIA ECONOMÉTRICA

Este trabalho utiliza uma estratégia macroeconômica *data-driven*, no sentido de basear-se no entendimento das propriedades estatísticas dos dados (HOOVER; JOHANSEN; JUSELIUS, 2008). Tal abordagem está fortemente referenciada nos conceitos de (não) estacionariedade e cointegração, i.é. no conhecimento da ordem de integração das séries e na existência ou não de relações de longo prazo entre elas. Como quebras estruturais e mudanças de regimes são comuns nos dados brasileiros e a evidência empírica nessa direção está bem documentada na literatura econométrica sobre as importações agregadas, é necessário contemplar a possibilidade de instabilidade paramétrica nas funções estimadas. Diante disso, investigam-se formas distintas e bastante gerais de não linearidades nos dados por meio de distintas técnicas: modelos cointegração linear e com quebras (ver ENGLE; GRANGER, 1987; GREGORY; HANSEN, 1996, respectivamente), modelos de alternância entre regimes markovianos (HAMILTON, 1989; KROLZIG, 1997, 1998) e modelos de espaço-estado (HARVEY, 1989).

A literatura sobre cointegração se desenvolveu a partir dos trabalhos de Granger (1981) e Engle e Granger (1987), evoluindo na direção de modelos com quebras estruturais e outras formas de não linearidades. Segundo o teorema da representação de Granger, um vetor de variáveis integradas de ordem 1 admite uma representação na forma de um modelo de correção de erros (ECM) se, e somente se, for cointegrado. O procedimento em dois passos proposto por Engle e Granger pode então ser utilizado para se estimar separadamente a relação de longo prazo e a dinâmica de curto prazo. No primeiro estágio, o vetor de cointegração é estimado por mínimos quadrados ordinários (MQO). Em seguida, aplica-se o teste Dickey-Fuller aumentado (ADF) para checar a

hipótese nula de raiz unitária nos resíduos, ou seja, que as variáveis não cointegram.³ Caso se rejeite esta hipótese, esses resíduos podem então ser utilizados como o termo de desequilíbrio no segundo estágio que consiste na estimação do ECM por MQO.

Uma fragilidade da abordagem Engle-Granger é o fato de que com n variáveis é possível que existam até $n-1$ vetores de cointegração. Portanto, ao utilizar o teste de Engle-Granger em modelos com mais de duas variáveis, está implícita a hipótese de existência de apenas um vetor. Caso exista mais de uma relação de longo prazo, o vetor de cointegração estimado por MQO representará uma combinação linear dessas relações. Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1990) propuseram uma abordagem para testar a presença de mais de um vetor e estimá-los por máxima verossimilhança (MV). Contudo, o procedimento de Johansen só é válido sob a hipótese de congruência do VAR de partida que requer, entre outras coisas, que não haja quebras estruturais durante o período em análise. Como se observa nos resultados apresentados no anexo, a aplicação de testes de Chow aos VARs de partida estimados com os dados deste trabalho revelou a existência de múltiplas quebras estruturais e, por isso, não se prosseguiu com o procedimento de Johansen.

Gregory e Hansen (1996), por sua vez, desenvolveram uma primeira maneira para lidar com uma quebra estrutural no vetor de cointegração em data desconhecida por meio do uso de variáveis *dummies* em um procedimento dois estágios, análogo ao de Engle e Granger (1987). Posto que a mudança na relação de longo prazo pode assumir diferentes formas, três especificações são consideradas: *i*) mudança de nível; *ii*) mudança de nível com controle para tendência determinística; e *iii*) mudanças nas elasticidades. Em todos os casos, o teste segue a mesma lógica do método Engle-Granger. A diferença reside no procedimento de estimação da data da quebra que consiste em selecionar o período que fornece a menor estatística do teste, de forma a maximizar a chance de se rejeitar a hipótese nula de que as variáveis não cointegram. Essa abordagem é muito parecida com aquela aplicada em testes de raiz unitária com quebra endógena (ver *e.g.* ZIVOT; ANDREWS, 1992). De todo modo, basta testar a estacionariedade dos resíduos utilizando os valores

3. Além do ajuste para o tamanho da amostra, os valores críticos precisam levar em conta a minimização da variância devido à estimação MQO nesse primeiro estágio.

críticos tabelados pelos autores. Caso se rejeite a hipótese nula, é possível então estimar o vetor de cointegração por MQO impondo as quebras na data identificada no teste.

A forma de não linearidade nos dados pode ser generalizada para se admitir alternância entre regimes em vez de uma mudança de uma vez por todas. Para incorporar essa ideia, foi utilizada a metodologia de regressões *markov-switching* (MS) (HAMILTON, 1989).⁴ A família de modelos MS possui dois componentes de natureza estocástica. O primeiro é o mecanismo gerador de dados condicional que é, por hipótese, gaussiano. O segundo é um processo não observável que governa a evolução dos regimes (cadeia de Markov).^{5,6}

É importante destacar que, enquanto a estimação MS de ECMs (partindo de desequilíbrios obtidos por MQO) pode ser realizada de forma análoga a regressões MS estacionárias, as propriedades das regressões com séries integradas – i.é. os vetores de longo prazo – são desconhecidas (KROLZIG, 1997). Esse estudo reporta tanto os resultados dos vetores de cointegração permitindo mudança de regime (regressões MS estáticas) como os resultados para a dinâmica de curto prazo (modelos MS-VECMs), usando os resíduos de uma regressão MQO no primeiro estágio. A seleção desses modelos envolveu a utilização de critérios de informação, amplamente utilizados para se comparar modelos não aninhados, e também o desempenho na projeção fora da amostra.

4. Análises detalhadas dessa classe de modelos podem ser encontradas em Krolzig (1997). Para uma exposição introdutória, ver Krolzig (1998).

5. A cadeia de Markov é, por hipótese, homogênea com tempo e estados discretos, além de ergódica e irredutível. A condição de homogeneidade assegura que as probabilidades de transição são invariantes no tempo. A ergodicidade garante que existe uma distribuição de probabilidade estacionária ou incondicional para os regimes. Já a irredutibilidade significa que o vetor de probabilidades incondicionais é estritamente positivo. Uma cadeia de Markov é ergódica se a matriz de transição P possui um autovalor unitário e os demais se encontram no círculo unitário. Para mais detalhes sobre esses conceitos, ver Hamilton (1994, cap. 22).

6. Note-se que a estimação de modelos MS envolve uma dificuldade devido à necessidade de se estimar os parâmetros do processo gerador de dados condicional e as probabilidades de transição da cadeia de Markov de maneira conjunta, sendo que os regimes são não observáveis. A estimação se dá pelo método de MV, mas a função de verossimilhança adquire uma natureza recursiva porque a inferência ótima em t depende da inferência ótima em $t-1$. Nessas condições, esta não pode ser maximizada pelos procedimentos usuais. Em geral utiliza-se um algoritmo de maximização, *Expectation Maximization* (EM) ou programação quadrática sequencial factível (SQPF), com o filtro BLHK. Para uma descrição detalhada do processo de estimação, ver Krolzig (1997, caps. 5 e 6).

Os modelos de cointegração com quebra e as regressões com alternância entre regimes podem ser considerados versões restritas de uma especificação mais geral que permite que os parâmetros mudem o tempo todo. Tal generalização foi implementada por meio de regressões com parâmetros variáveis, representadas na forma de espaço-estado e estimadas via filtro de Kalman. Essa abordagem se desenvolveu principalmente a partir de Harvey (1989).⁷ Embora inicialmente tenha sido aplicada apenas à modelagem univariada de processos estacionários, mais recentemente as aplicações para o caso multivariado com séries cointegradas têm aumentado.

Os elementos não observáveis de nível, tendência e sazonalidade das séries, bem como as elasticidades relevantes, são tratados de forma estocástica e supõe-se que esses parâmetros evoluam conforme passeios aleatórios, sendo os distúrbios de cada elemento mutuamente independentes.⁸ Do ponto de vista prático, partiu-se de um modelo geral, no qual todos os elementos são variantes no tempo, e foram realizadas análises de diagnóstico para checar principalmente independência, homocedasticidade e normalidade dos termos estocásticos. Modelos mais parcimoniosos foram então estimados conforme as variâncias dos parâmetros pareceram ou não serem diferentes de zero, sendo que critérios de informação e projeções fora da amostra foram também utilizados para se comparar os modelos.

Por fim, vale destacar que se, por um lado, todas essas técnicas são utilizadas com o objetivo de estimar especificações para a dinâmica trimestral das importações que tenham um bom ajuste na amostra, por outro, os modelos são também avaliados em projeções fora da amostra. Isto é crucial, uma vez que o grau de ajuste na amostra sempre pode ser melhorado tornando o modelo mais completo, *e.g.* por meio da inclusão de defasagens das variáveis ou permitindo variabilidade paramétrica.

7. Para uma exposição introdutória aos modelos de espaço-estado, ver Commandeur e Koopman (2007). Para análises mais detalhadas dos modelos com parâmetros variáveis e da estimação por filtro de Kalman, ver Harvey (1989, 2006) e Hamilton (1994).

8. A estimação dessa classe de modelos envolve dificuldades semelhantes às encontradas nas regressões MS. Ver nota 6. Optou-se por não detalhar as técnicas do processo de estimação. Mas note-se que o Filtro de Kalman pode ser entendido como uma versão contínua do filtro BLHK. Aliado a esse filtro, adota-se o algoritmo “*exact score*” para se maximizar a função de MV. Assim como nas regressões MS, a função de densidade de probabilidade não possui um máximo global, com a convergência ocorrendo, em geral, na direção de um máximo local. Ver Hamilton (1994, p. 689).

No entanto, esse não é um bom critério para se avaliar a adequação do modelo, posto que a melhora promovida no ajuste tem como contraparte a perda de graus de liberdade. Modelos sobreparametrizados em geral apresentam bom ajuste na amostra, mas tendem a projetar mal devido a um fenômeno conhecido em econometria como *overfitting*. A avaliação das projeções fora da amostra também é extremamente relevante para os fins do trabalho uma vez que: *i*) uma regressão não deixa de ser espúria apenas porque foi “encontrada” por estimadores diferentes; e *ii*) regressões espúrias têm pequena chance de se comportarem bem em projeções fora da amostra.

4.2 DESCRIÇÃO DOS DADOS

Antes de passar aos resultados, apresentam-se a seguir as séries utilizadas no trabalho. Todos os modelos foram estimados com dados trimestrais no período compreendido entre o primeiro trimestre de 1996 e o primeiro trimestre de 2010. Os quatro último trimestres de disponibilidade de dados (do segundo trimestre de 2010 ao primeiro de 2011) foram utilizados para avaliação dos modelos em projeções fora da amostra.⁹

O quadro 1 descreve as variáveis e mostra a fonte dos dados. Conforme já havíamos destacado, este é, no melhor do nosso conhecimento, o primeiro estudo macroeconômico sobre importações a trabalhar com os dados das CNT, o que exige uma descrição mais detalhada dessa série. Isso porque ainda que as informações referentes às operações com o resto do mundo nas CNT tenham como fonte primária os dados do balanço de pagamentos publicados pelo Banco Central, estes são “alterados, sempre que necessário, por ajustamentos conceituais ou quantitativos dos fluxos considerados” (IBGE, 2008, p. 87).

As importações de bens e serviços não fatores nas CNT são valoradas a preços CIF (*cost, insurance, and freight*), ou seja, incluindo no preço dos bens os custos com seguro e frete. Isto implica adicionar às importações o custo dos serviços de transporte

9. As séries das CNT iniciam em 1995, mas os dados para o primeiro ano são claramente atípicos e por isso foram desconsiderados neste estudo.

e seguros mesmo quando fornecidos por residentes.¹⁰ O valor das importações nas CNT sofre ainda acréscimo de importações realizadas sem emissão de câmbio, tais como a entrada ilegal no país de bens eletrônicos e a importação de energia elétrica de Itaipu. Além disso, a série de importações utilizada no trabalho é aquela divulgada pelo IBGE (tabela 9 das CNT) em milhões de reais encadeados a preços de 1995. Como as estatísticas do balanço de pagamentos são apresentadas em dólares, o IBGE adota o seguinte procedimento para converter os valores para reais: no caso dos bens a conversão é feita pela taxa de câmbio média entre compra e venda mensal e no caso dos serviços pela média trimestral.

QUADRO 1
Descrição e fonte dos dados

Variável	Sigla	Medida	Unidade	Descrição	Fonte	Tabela/Código
Importações brasileiras	<i>M</i>	Importações de bens e serviços não fatores CIF	Em R\$ milhões encadeados a preços de 1995, em logaritmo natural	–	IBGE/SCN, Contas Trimestrais ref. 2000	Tabela 9 das CNT
Preço relativo	<i>TCR</i>	Taxa de câmbio real com relação ao dólar americano corrigida pelo imposto de importação	R\$/US\$, em logaritmo natural	Média entre as taxas de câmbio nominal de compra e venda multiplicada pela razão entre os IPAs americano e brasileiro e pela alíquota média do imposto de importação (quociente entre a arrecadação do imposto e as importações totais)	BCB/SGS (taxa de câmbio nominal e arrecadação do imposto de importação a preços correntes), IBGE (valor das importações a preços correntes) e FMI/IFS (IPAs)	No SGS/BCB, códigos 3697 e 3698 para as taxas de câmbio, e 7635 para a arrecadação do imposto de importação a preços correntes. No IBGE, Tabela 8 das CNT para o valor das importações a preços correntes. No FMI/IFS, códigos 11163...ZF... e 22363...ZF... para os IPAs
Renda interna	<i>PIB</i>	Produto Interno Bruto	Em R\$ milhões encadeados a preços de 1995, em logaritmo natural	–	IBGE/SCN, Contas Trimestrais ref. 2000	Tabela 9 das CNT
Consumo das famílias	<i>CF</i>	Consumo das famílias	Em R\$ milhões encadeados a preços de 1995, em logaritmo natural	–	IBGE/SCN, Contas Trimestrais ref. 2000	Tabela 9 das CNT
Formação bruta de capital fixo	<i>FBCF</i>	Formação bruta de capital fixo	Em R\$ milhões encadeados a preços de 1995, em logaritmo natural	–	IBGE/SCN, Contas Trimestrais ref. 2000	Tabela 9 das CNT

Elaboração dos autores.

Além das importações, os dados do PIB, consumo das famílias e formação bruta de capital fixo são oriundos da tabela 9 das CNT. Na realidade, a única série que não

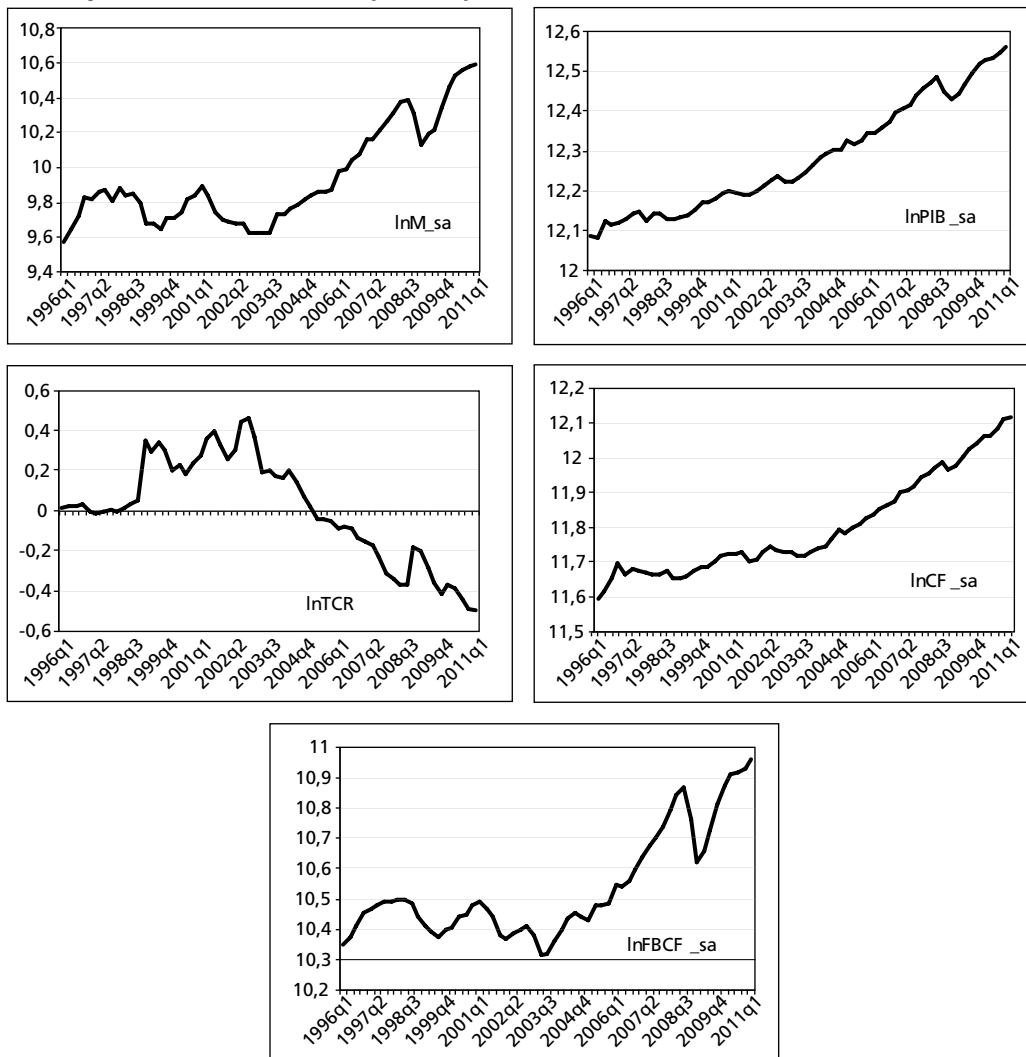
10. Assim, para compensar essa importação fictícia e restabelecer o saldo entre residentes e não residentes, imputa-se o valor destes serviços no valor das exportações (IBGE, 2008).

é proveniente das CNT é a referente à taxa de câmbio real, que foi construída em dois passos para já incorporar o impacto da tributação sobre os preços relativos. Primeiro, multiplicou-se a média no trimestre da taxa de câmbio média entre compra e venda do Sistema Gerenciador de Séries Temporais do Banco Central (SGS/BCB) pela razão entre os índices de preços ao atacado (IPAs) dos Estados Unidos e do Brasil extraídas do *Internacional Financial Statistics* do Fundo Monetário Internacional (IFS/FMI). Segundo, ponderou-se o resultado pela alíquota média do imposto de importação, computada como a razão entre o valor acumulado no trimestre da arrecadação do imposto de importação a preços correntes do SGS/BCB e o valor de importações do trimestre a preços correntes disponibilizada pelo IBGE (tabela 8 das CNT).

O gráfico 3 apresenta a trajetória das séries em logaritmo natural e, afora a taxa de câmbio real, com ajuste sazonal (método X12 multiplicativo).¹¹ Muita informação sobre as variáveis pode ser extraída a partir da simples inspeção visual das trajetórias das séries. O gráfico sugere, por exemplo, a possibilidade de quebras estruturais/mudanças de regime por volta de 2002-2003 para as séries do PIB e seus componentes pela ótica da demanda. A série da taxa de câmbio real apresenta algumas observações aberrantes, em que se destacam as referentes a 1999, 2001, 2003 e 2008. É interessante notar ainda que todas as variáveis, à exceção do consumo das famílias, foram fortemente afetadas pela crise de 2008-2009.

11. As séries sem ajuste sazonal foram utilizadas apenas em modelos de parâmetros variáveis estimados via filtro de Kalman, pois permitem a introdução de um termo de sazonalidade estocástica.

GRÁFICO 3
Trajetória das séries – 1996q1-2011q1



Fontes: IBGE, BCB e FMI.
Elaboração dos autores.

Como a abordagem econométrica deste trabalho está fortemente baseada no conceito de cointegração, é importante investigar a ordem de integração dessas séries. A tabela 4 apresenta os resultados dos testes de raiz unitária pressupondo a existência de no máximo uma raiz – o que é bastante plausível, caso contrário ter-se-ia trajetórias explosivas – e permitindo quebras estruturais – cujas datas estimadas aparecem em colchetes.

Os resultados dos testes ADF indicam que todas as séries utilizadas neste estudo são não estacionárias, uma vez que não é possível rejeitar a hipótese nula de raiz unitária. Porém, esses resultados devem ser vistos com cautela uma vez que na presença de quebras estruturais nos termos deterministas o teste ADF é viesado na direção de não se rejeitar a hipótese nula.

TABELA 4
Testes para a presença de raiz unitária

Teste	lnM_sa	lnPIB_sa	lnTCR	lnCF_sa	lnFBCF_sa
ADF- τ	-1,363	-1,670	na	-0,367	-1,088
ADF- τ _{it}	0,032	0,703	-0,083	1,503	0,415
ADF- τ	na	na	-0,156	na	na
Zivot e Andrews	-4,034 [2001q3]	-4,600 [2003q1]	na	-5,184* [2003q2]	-4,833 [2003q1]
Lee e Strazicich	-4,844 [1998q2; 2004q2]	-5,063 [1998q2; 2005q1]	na	-4,038 [1998q2; 2005q1]	-5,625* [1998q2; 2004q2]

Elaboração dos autores.

Notas: * Rejeita H_0 a 10%.

** Rejeita H_0 a 5%

*** Rejeita H_0 a 1%.

Obs.: na significa não se aplica.

Aplicou-se, então, o teste de Zivot e Andrews (1992) que permite quebra endógena no nível e na inclinação da função tendência – conforme o modelo C de Perron (1989). Neste caso, os resultados também apontam para a não estacionariedade das séries, sendo a única exceção a variável consumo das famílias que rejeita apenas a 10% a hipótese nula. Por fim, foi utilizado o teste de Lee e Strazicich (2003) que permite a ocorrência de duas quebras sob as hipóteses nula e alternativa. Neste caso, somente a série de formação bruta de capital fixo apresenta alguma evidência de rejeição da hipótese nula. Um ponto interessante a ser observado é que este teste tem a vantagem adicional de permitir testar a significância das quebras. Estas sempre se mostraram significantes, sendo que as séries do PIB, da formação bruta de capital e do consumo apresentam uma quebra por volta do segundo trimestre de 1998 e outra entre o segundo trimestre de 2002 e o primeiro de 2005.

A rejeição da hipótese de raiz unitária em um dos testes de raiz unitária aplicados nas séries do consumo das famílias e da formação bruta de capital fixo pode colocar em dúvida a validade das análises baseadas em cointegração. Entretanto, estudos recentes têm demonstrado que regressões com séries “quase-integradas” – i.é.

com raízes próximas, mas menores do que a unidade – também podem gerar problemas de regressão espúria. Dito de outra forma, a estimação de vetores de cointegração com séries estacionárias, mas muito persistentes, encontra respaldo na literatura. O principal problema prático reside na correção da estatística do teste de cointegração para dar conta da incerteza com relação à raiz característica do processo gerador da variável dependente (HJALMARSSON; ÖSTERHOLM, 2007; BEECHEY; HJALMARSSON; ÖSTERHOLM, 2009). Neste trabalho, os testes de cointegração foram interpretados supondo que as séries são integradas. Isso porque desconhecemos uma maneira bem resolvida de lidar com tal incerteza na presença de quebras nas séries individualmente e possivelmente no vetor de longo prazo.

5 RESULTADOS E ANÁLISES

Nesta seção são reportados os resultados das estimações tanto para um modelo canônico quanto para um alternativo. Na equação canônica, as importações agregadas evoluem de forma conjunta com o PIB e a taxa de câmbio real.¹² Na equação alternativa, busca-se explorar as relações aparentemente mais fortes entre, de um lado, as importações totais e, de outro, a formação bruta de capital fixo e o consumo das famílias – em vez da produção/renda como um todo. Para facilitar a exposição, os resultados foram organizados segundo a técnica de estimação. O fim desta seção avalia os modelos selecionados na projeção fora da amostra.

5.1 ESTIMATIVAS POR MÍNIMOS QUADRADOS PARA OS VETORES DE COINTEGRAÇÃO E AS REPRESENTAÇÕES COM CORREÇÃO DE ERRO

Os testes de cointegração indicaram existir uma relação de longo prazo entre importações, taxa de câmbio real e PIB (equação canônica) e uma relação ainda mais forte entre importações, taxa de câmbio real, consumo das famílias e formação bruta de

12. Na realidade, a equação canônica inclui ainda um indicador para o nível de utilização da capacidade instalada na maior parte dos trabalhos aplicados (seção 2). Mas Silva, Portugal e Cechin (2001) mostraram que a utilização da capacidade produtiva não tem sido empiricamente relevante para explicar o comportamento das importações. Seguindo Muinhos, Alves e Riella (2002) – e, após a constatação de que a inclusão dessa variável piora a capacidade preditiva dos modelos –, optou-se por desconsiderar essa variável.

capital fixo (alternativa). As relações de longo prazo estimadas para a equação alternativa mostraram notável desempenho nas projeções, o que constitui evidência adicional de que não se trata de uma relação espúria. Este é um resultado que se mostrou robusto a diferentes técnicas.¹³

Foram estimadas todas as especificações dos testes Engle-Granger – i.é. com constante (EG-C) e com constante e tendência (EG-C/T) – e Gregory-Hansen – com quebra de nível apenas (GH-C), com quebra na constante e controle para tendência determinista (GH-C/T), além da versão com quebra na constante e nas elasticidades (GH-FB). A hipótese nula de que as variáveis não cointegram só não é rejeitada na especificação EG-C do modelo canônico. Em todos os outros casos há evidências de cointegração. A tabela 5 mostra os resultados dos testes de cointegração e das relações estimadas para vetores selecionados.¹⁴

Para o modelo canônico, a especificação GH-FB indica a existência de uma quebra na relação de longo prazo no segundo trimestre de 2002, com uma elevação no nível da função e na elasticidade-renda de longo prazo. A elasticidade-renda teria aumentado de 2,2 para 2,9 a partir de 2002. Vale ressaltar que esses valores estão em patamar similar aos encontrados por outros trabalhos da literatura (tabela 1). Por sua vez, a elasticidade com relação à taxa de câmbio real se aproxima de zero a partir de 2002, tornando as importações pouco sensíveis a mudanças nesta variável.

13. A única exceção a confirmar a regra foi encontrada nas estimações que incluem a dinâmica de curto prazo. Aparentemente, os ECMs projetam muito melhor partindo da relação canônica de equilíbrio. Isso ocorreu possivelmente porque a velocidade de ajustamento é mais lenta no modelo canônico, enquanto que a relação alternativa de longo prazo é muito forte e projeta bem. Mais a esse respeito adiante.

14. Os resultados mencionados ao longo da exposição que não foram reportados podem ser obtidos junto aos autores mediante solicitação.

TABELA 5

Testes de cointegração e estimativas MQO das elasticidades de longo prazo

Variável	Modelo canônico				Modelo alternativo			
	EG-C		GH-FB		GH-C		GH-FB	
	Coef.	Estat. t	Coef.	Estat. t	Coef.	Estat. t	Coef.	Estat. t
Constante	-1,002	-0,613	-16,722	-3,378	-7,603	-8,453	-13,818	-6,338
Du02q2	–	–	-9,218	-1,391	–	–	–	–
Du02q3	–	–	–	–	–	–	10,017	3,733
Du07q3	–	–	–	–	-0,049	-2,301	–	–
Tendência	–	–	–	–	–	–	–	–
lnTCR	-0,532	-7,506	-0,521	-5,473	-0,125	-3,613	-0,105	-1,827
Du02q2*lnTCR	–	–	0,558	3,415	–	–	-0,159	-1,976
lnPIB_sa	0,890	6,694	2,187	5,357	–	–	–	–
Du02q2*lnPIB_sa	–	–	0,722	1,331	–	–	–	–
lnCF_sa	–	–	–	–	0,346	4,508	0,641	2,838
Du02q3*lnCF_sa	–	–	–	–	–	–	-0,419	-1,464
lnFBCF_sa	–	–	–	–	1,278	15,686	1,544	10,038
Du02q3*lnFBCF_sa	–	–	–	–	–	–	-0,489	-2,700
Estatística do teste		-2,932		-5,977***		-6,056***		-6,958***
R2 ajustado	0,872		0,950		0,982		0,986	
Durbin-Watson	0,444		1,345		1,447		1,863	

Elaboração dos autores.

Notas: * Cointegra a 10%.

** Cointegra a 5%.

*** Cointegra a 1%.

No que se refere à equação alternativa, é importante destacar que, mesmo a estimativa da elasticidade-consumo das importações sendo sempre inferior à sensibilidade com relação à formação de capital, essa variável pareceu importante para explicar a dinâmica trimestral das importações, uma vez que sem ela não há evidências de cointegração para nenhuma das especificações consideradas. Isto se deve possivelmente ao elevado peso do consumo das famílias na absorção doméstica.

Foram reportados os resultados dos modelos GH-C e GH-FB. Apesar da quebra de nível no terceiro trimestre de 2007 indicada pelo teste GH-C, os valores estimados não se alteram muito em relação àqueles encontrados não permitindo a quebra, ou seja, na especificação EG-C. Em ambos os casos, os resultados sugerem elasticidades da ordem de -0,12, 0,23 e 1,20 com relação à taxa de câmbio, ao consumo das famílias e à formação bruta de capital fixo, respectivamente. Quando se permite que a quebra se dê tanto no nível quanto nas elasticidades pela especificação GH-FB, há indicação de que a partir do segundo trimestre de 2002 a taxa de câmbio real passou a ter um

impacto maior, mas ainda pequeno, sobre as importações, com a elasticidade saindo de -0,10 para -0,26. Após a quebra, os valores para as demais elasticidades seriam próximas àquelas encontradas nas demais especificações para o modelo alternativo.

Na tabela 6 apresentam-se os resultados para as representações de correção de erros (ECMs) que incluem a dinâmica de curto prazo, partindo dos resíduos dos vetores de cointegração estimados. A estratégia de estimação baseou-se no procedimento do geral para o particular, partindo de no máximo quatro defasagens de cada variável. Dito isso, começamos por destacar que a diferença mais notável entre as estimativas dos modelos canônico e alternativo reside na velocidade de ajustamento dos desequilíbrios. No modelo canônico, a velocidade de ajustamento de 0,41 da especificação ECM GH-FB significa que somente após dois anos ocorre a convergência na direção da solução de longo prazo. No modelo alternativo, estima-se uma velocidade de ajustamento de 0,83 para o ECM GH-FB e de 0,72 para o GH-C que implicam que a correção dos desequilíbrios se dá em um ano – em cerca de dois e quatro trimestres, respectivamente.

Importante notar, ademais, que as estimativas da propensão de impacto da taxa de câmbio para as duas especificações do modelo alternativo se situaram próximas das respectivas elasticidades de longo prazo, o que significa que o impacto completo se dá já no primeiro trimestre, mas as respostas nos trimestres seguintes não são nulas devido à dinâmica porque a variável dependente defasada é significativa.

No que se refere ao modelo canônico, nota-se que a influência da taxa de câmbio é aparentemente transitória, dado que a estimativa do multiplicador de longo prazo é próxima de zero. Afora isso, observa-se que o impacto imediato da renda é também mais expressivo. O mesmo vale para o modelo alternativo, sendo a influência do consumo das famílias e da formação de capital maiores do que a da taxa de câmbio no curto prazo.

TABELA 6
Dinâmica de curto prazo – ECMs

Variável	Modelo canônico		Modelo alternativo			
	ECM GH-FB		ECM GH-C		ECM GH-FB	
	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor
Constante	-0,02	0,01	0,00	0,97	0,00	0,69
Deseq _{t-1}	-0,41	0,00	-0,72	0,00	-0,83	0,00

(Continua)

(Continuação)

Variável	Modelo canônico		Modelo alternativo			
	ECM GH-FB		ECM GH-C		ECM GH-FB	
	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor
$\ln PIB_{sa_t}$	2,25	0,00	–	–	–	–
$\ln TCR_t$	-0,14	0,05	-0,16	0,01	-0,17	0,00
$\ln PIB_{sa_{t-1}}$	1,54	0,00	–	–	–	–
$\ln M_{sa_{t-2}}$	0,19	0,03	0,29	0,01	0,16	0,01
$\ln CF_{sa_t}$	–	–	0,64	0,07	0,76	0,01
$\ln FBCF_{sa_t}$	–	–	0,87	0,00	0,83	0,00
$\ln CF_{sa_{t-1}}$	–	–	0,54	0,08	0,49	0,06
$\ln FBCF_{sa_{t-2}}$	–	–	-0,33	0,04	–	–
$\ln M_{sa_{t-3}}$	–	–	0,22	0,01	0,16	0,01
$\ln CF_{sa_{t-4}}$	–	–	-0,71	0,01	-0,67	0,01
R2 ajustado	0,71	–	0,82	–	0,85	–
Breusch-Godfrey	1,04	0,36	0,29	0,75	0,59	0,56
White	0,42	0,98	0,31	0,97	0,20	1,00
ARCH	0,55	0,58	0,16	0,85	0,43	0,65
Ramsey RESET	1,85	0,18	0,38	0,54	2,59	0,11
Jarque-Bera	1,16	0,56	3,19	0,20	0,57	0,75

Elaboração dos autores.

5.2 MODELOS COM ALTERNÂNCIA ENTRE REGIMES MARKOVIANOS

As regressões markov-switching estáticas, que representam as relações de longo prazo, foram estimadas permitindo alternância no intercepto (MSI), no intercepto e na variância (MSIH), no intercepto e nos regressores estocásticos (MSIA) e em todos esses termos (MSIAH). O mesmo foi feito para a representação com correção de erros, estimando-se MS-VECMs para investigar não linearidades nas relações de curto prazo. Os resultados reportados a seguir concentram-se nas regressões com apenas dois regimes, dado que as estimações com três regimes se mostraram de difícil interpretação e não acrescentaram em termos de projeção. A seleção final das especificações baseou-se nos critérios de informação e nas projeções fora da amostra.

A tabela 7 mostra os principais resultados das regressões MS estáticas, o que inclui as estimativas pontuais das especificações selecionadas para os modelos canônico e alternativo, bem como as probabilidades de transição e a datação dos regimes. Cumpre notar que sempre foi possível rejeitar a hipótese nula no teste de linearidade. Além disso, as especificações selecionadas prevêem mudanças nos parâmetros da função em 2002. Mas, diferentemente das especificações Gregory-Hansen, em algum momento o estado da natureza anterior volta a vigorar.

A melhor representação encontrada para o modelo canônico foi a especificação MSIAH. As estimativas sugerem a ocorrência de um regime persistente (regime 1), com duração média de 21,5 trimestres, que vigorou entre o segundo trimestre de 1996 e o terceiro de 2002, bem como do primeiro trimestre de 2006 em diante. Em 2002, ocorreu a transição para um estado da natureza de menor nível, variância e elasticidade com relação à taxa de câmbio, mas com uma elasticidade-renda maior (regime 0). Mas o regime 1 teria voltado a prevalecer após três anos. A semelhança com a especificação GH-FB se restringe à mudança paramétrica em 2002 e à elevação na elasticidade-renda, mas ainda assim a estimativa pontual é um tanto distinta, sendo que a estimativa MQO tem maior respaldo da literatura aplicada (tabela 1). Além disso, há sinais de autocorrelação e heterocedasticidade condicional, para não mencionar que as propriedades desses modelos são desconhecidas na presença de variáveis integradas. Cabe ressaltar, por fim, que as estimativas via filtro de Kalman passam nos testes de diagnóstico e dão suporte aos resultados encontrados por MQO.

TABELA 7
Alternância entre regimes markovianos nas relações de longo prazo

Variável	Modelo canônico		Modelo alternativo			
	MSIAH(2)		MSI(2)		MSIA(2)	
	Regime 0	Regime 1	Regime 0	Regime 1	Regime 0	Regime 1
Constante	-5,558***	-2,501*	-7,217***	-7,284***	-3,166***	-9,611***
lnTCR	-0,306***	-0,434***	-0,107***	–	-0,261***	0,01
lnPIB_sa	1,251***	1,015***	–	–	–	–
lnCF_sa	–	–	0,282***	–	0,171**	0,452**
lnFBCF_sa	–	–	1,313***	–	1,051***	1,35***
Desvio-padrão	0,024***	0,059***	0,022***	–	0,022***	–
Probabilidades de transição, $p_{ij} = p(j i)$						
$p(0 0)$	0,867***	–	0,929***	–	0,863***	–
$p(0 1)$	0,024	–	0,348**	–	0,218	–
Datação do regime 0	1996(1) - 1996(1); 2002(4) - 2005(4)		1996(2) - 2002(3); 2003(2) - 2007(4); 2008(4) - 2009(2)		1996(4) - 2000(2); 2002(1) - 2005(3); 2007(4) - 2008(3); 2009(3) - 2010(1)	
Teste LR linearidade	42,734***		10,372*		18,578***	
Normalidade	0,305		39,35		0,20	
Teste Portmanteau	28,888***		17,27		11,96	
ARCH F	7,090**		0,004		0,04	

Elaboração dos autores.
Notas: * Rejeita H_0 a 10%.
** Rejeita H_0 a 5%.
*** Rejeita H_0 a 1%.

Para o modelo alternativo, foram selecionadas as especificações MSI e MSIA. Note-se que não há problemas com o diagnóstico dessas regressões e que, além disso, as estimativas das elasticidades de longo prazo são razoavelmente próximas às encontradas nos vetores de cointegração de Gregory-Hansen.

Na especificação MSI, que só permite distinção entre os regimes na constante da função, o regime persistente (regime 0) possui um nível marginalmente maior do que o outro estado da natureza. A duração média deste regime é de 16 trimestres, sendo que a economia teria apenas transitado para o regime 1 em três momentos – na passagem de 2002 para 2003, entre o primeiro e o terceiro trimestres de 2008 e do terceiro trimestre de 2009 em diante, respectivamente. Claro está, portanto, que existem fortes semelhanças entre a especificação MSI e as estimativas GH-C. A principal diferença é referente à datação dos regimes porque a especificação Gregory-Hansen prevê uma mudança de uma vez por todas no terceiro trimestre de 2007 para o regime 1. As estimativas da especificação MSIA, por seu turno, assemelham-se com os resultados encontrados para a regressão GH-FB com quebra nas elasticidades no terceiro trimestre de 2002. As estimativas das elasticidades são novamente semelhantes e a principal diferença reside também na datação. Mas note-se que o modelo MSIA transita no regime 0 do início de 2002 até o terceiro trimestre de 2005 e volta a ocorrer do fim de 2007 ao terceiro trimestre de 2008 e novamente do terceiro trimestre de 2009 em diante, sendo este estado da natureza muito semelhante com a parametrização da especificação GH-FB após a quebra em 2002.

O próximo passo consistiu de estimações MS para a dinâmica de curto prazo partindo dos resíduos estimados via MQO para as relações de longo prazo. Mesmo com apenas uma defasagem de cada variável, há uma notável melhora no ajuste das representações com correção de erros ao se permitir alternância entre regimes. Em algumas experimentações, partindo de um máximo de quatro defasagens, constatou-se que as melhores projeções resultam de especificações com duas defasagens no modelo canônico e uma defasagem no modelo alternativo. As especificações selecionadas foram, respectivamente, a MSIAH e MSIA.

A tabela 8 mostra esses resultados. Em ambos os casos transita-se muito rapidamente entre os estados da natureza. Além disso, a caracterização dos regimes é parecida nesses dois modelos. No regime 1 a taxa de crescimento de equilíbrio – i.é. a constante

na representação de correção de erros – é positiva e a velocidade de ajustamento é bastante elevada. No regime 0 a constante é negativa e os desequilíbrios seriam corrigidos mais lentamente. Além disso, na especificação MSIAH do modelo canônico a variância é maior sob o regime 0. Cabe notar, por último, que os multiplicadores de curto prazo permaneceram nos mesmos patamares das estimativas para os respectivos ECMs lineares.

TABELA 8
Alternância entre regimes markovianos na dinâmica de curto prazo – MS-VECMs

Variável	Modelo canônico		Modelo alternativo	
	GH-FB MSIAH		GH-C MSIA	
	Regime 0	Regime 1	Regime 0	Regime 1
Constante	-0,035***	0,032***	-0,019**	0,034***
Deseq _t	-0,096	-0,842***	-0,39***	-1,348***
dlnM _{sa,t-1}	0,067	-0,245**	-0,269**	0,368***
dlnM _{sa,t-2}	0,299***	0,267***	–	–
dlnPIB _{sa,t}	1,606	0,672	–	–
dlnPIB _{sa,t-1}	1,294	0,727	–	–
dlnPIB _{sa,t-2}	0,176	-0,063	–	–
dlnTCR _t	-0,197***	0,061	-0,159***	-0,017
dlnTCR _{t-1}	-0,313***	0,008	-0,108***	0,503***
dlnTCR _{t-2}	0,090	-0,266***	–	–
dlnCF _{sa,t}	–	–	0,782***	0,143
dlnCF _{sa,t-1}	–	–	1,663***	-0,541**
dlnCF _{t-2}	–	–	–	–
dlnFBCF _{sa,t}	–	–	1,214***	1,373***
dlnFBCF _{sa,t-1}	–	–	-0,331**	-0,744***
dlnFBCF _{t-2}	–	–	–	–
Desvio-padrão	0,0186***	0,009***	0,011***	–
Probabilidades de transição, pij = p (iji)				
p(0 0)	0,583***	–	0,558***	–
p(0 1)	0,767***	–	0,499***	–
Teste LR linearidade	40,284***	–	37,227***	–
Normalidade	14,121*	–	4,397	–
Teste Portmanteau	7,346	–	8,827	–
ARCH F	0,543	–	0,021	–

Elaboração dos autores.

Notas: * Rejeita H₀ a 10%.

** Rejeita H₀ a 5%.

*** Rejeita H₀ a 1%.

5.3 PARÂMETROS VARIÁVEIS VIA FILTRO DE KALMAN

Nesta seção são reportados os resultados dos modelos de espaço-estado estimados por meio do filtro de Kalman. Como já destacado na seção 4, essa metodologia

permite que os parâmetros variem o tempo todo. Sendo assim, inicialmente foram estimados os modelos canônico e alternativo permitindo que todos seus parâmetros fossem estocásticos. Quando a variância estimada para determinado parâmetro foi igual ou muito próxima a zero, a estimação foi realizada fixando-se tal parâmetro. Modelos que não apresentaram boas propriedades em termos de convergência do estimador foram descartados. A tabela 9 descreve os modelos selecionados e as estimativas pontuais dos parâmetros, sendo que os valores do vetor de estado final foram reportados para os termos estocásticos.

No caso do modelo canônico, as variâncias estimadas para as elasticidades e inclinação indicaram que esses parâmetros são fixos no tempo. Ainda que a inclinação tenha se mostrado não significativa, sua eliminação dos modelos faz com que a estatística Box-Ljung indique a rejeição da hipótese de independência dos resíduos, gerando um problema de má especificação. A identificação automática de *outliers* e/ou quebras de nível sugere uma quebra positiva no quarto trimestre de 1996 e outra negativa no primeiro trimestre de 2009. As elasticidades relevantes se situaram em patamares próximos aos obtidos nos modelos estimados por MQO. É interessante observar que, mesmo com uma variância estimada igual a zero, no caso em que se permitiu que a elasticidade-renda fosse variante sua estimativa foi de 2,83 no vetor de estado final – último período –, bem próximo, portanto, ao valor obtido por MQO após a quebra em 2002. Por outro lado, quando essa elasticidade foi fixada desde o princípio, sua estimativa (2,24) se situou próxima àquela obtida por MQO para o período anterior à quebra. Por sua vez, a elasticidade com relação à taxa de câmbio real se mostrou novamente pouco relevante para explicar o comportamento trimestral das importações, fato este que se repete nas estimativas do modelo alternativo.

Nesse modelo todas as especificações estimadas com elasticidades estocásticas não apresentaram convergência do estimador. Assim, os dois modelos reportados na tabela 9 foram estimados fixando-se esses parâmetros. As estimativas da elasticidade com relação ao consumo das famílias foram de 0,75 e 0,84, sendo a única diferença entre as especificações a existência do termo de inclinação. A elasticidade com relação à formação bruta de capital fixo foi de 0,95 em ambos os casos. Portanto, na estimação por filtro de Kalman os valores encontrados para as elasticidades com relação ao consumo das famílias e à formação bruta são mais próximos.

TABELA 9
Parâmetros variáveis nas relações de longo prazo por filtro de Kalman

Variável	Modelo canônico		Modelo alternativo	
	Nível, inclinação e elasticidades estocásticos – sazonalidade fixa.	Nível estocástico. Inclinação e elasticidades fixas – sem termo de sazonalidade	Nível, inclinação e sazonalidade estocásticos – elasticidades fixas	Nível e sazonalidade estocásticos – elasticidades fixas, sem termo de inclinação
	EE-1	EE-2	EE-3	EE-4
lnTCR	-0,2	-0,2**	-0,17***	-0,17***
lnPIB	2,83	2,24***	–	–
lnFBCF	–	–	0,95***	0,95***
lnCF	–	–	0,84***	0,75***
Nível	-25,27***	-17,82***	-10,18***	-9,09***
Inclinação	-0,01	-0,01	0,00	–
Quebra de nível	1996q4	1996q4 e 2009q1	–	–
Outlier	–	–	2008q4	–
Convergência	Muito forte	Muito forte	Muito forte	Muito forte
Teste de sazonalidade	20,297***	–	2,35	2,15
Estatística de Box-Ljung	3,84	9,06	6,51	6,47
Teste de heterocedasticidade	0,77	1,35	1,27	1,12
Teste de normalidade	0,16	3,77	1,94	1,48

Elaboração dos autores.
Notas: * Rejeita H_0 a 10%.
** Rejeita H_0 a 5%.
*** Rejeita H_0 a 1%.

5.4 PROJEÇÃO FORA DA AMOSTRA

A fim de sintetizar os resultados referentes às estimações, elencamos algumas conclusões preliminares: *i*) há fortes evidências de não linearidades na relação de longo prazo; *ii*) enquanto no modelo canônico a instabilidade afetou tanto o nível da função como as elasticidades, no modelo alternativo isto não está tão claro; *iii*) a correção dos desequilíbrio se dá aparentemente em um ano no modelo alternativo, enquanto no canônico o processo de ajustamento é mais lento e pode atingir dois anos; e *iv*) não é evidente se, ao permitir alternância entre regimes nos modelos de correção de erros, a melhora promovida no grau de ajuste da amostra influencia seus resultados de projeções fora da amostra.

Como não existe grande dificuldade em se chegar a um bom ajuste da amostra, bastando para isso incorporar novas variáveis e/ou defasagens e não linearidades, faz-se necessário adotar algum critério para selecionar as melhores representações para a evolução das importações brasileiras agregadas. Com o intuito de evitar sobreparametrização, optou-se neste trabalho por avaliar os modelos em projeções fora da amostra. Além disso, como destacado na seção 4.1, essa análise é importante para se evitar a seleção de regressões espúrias,

dado que essas se comportam mal em projeções fora da amostra. Adicionalmente, pode-se ter uma ideia de o quão útil são os modelos na construção de cenários condicionais.

O horizonte de projeção cobre um ano, indo do segundo trimestre de 2010 ao primeiro de 2011. Tais projeções são do tipo “um passo à frente”, i.é. os valores observados atualizam a equação a cada nova projeção. Os modelos foram avaliados segundo algumas métricas bastante difundidas na literatura. O erro percentual absoluto médio (Mape) pune igualmente erros acima e abaixo do realizado. O erro quadrado médio (MSE), assim como sua raiz quadrada (RMSE), atribui maior peso a erros de projeção maiores. Foi reportada também a decomposição usual do MSE em viés, variância e covariância. A proporção de viés mostra o quanto a média da projeção diverge da média da série no horizonte de previsão. A proporção da variância mostra o quanto a variação da projeção difere da variação na série. Isso permite avaliar o percentual relativo a erros não sistemáticos de previsão, que aparecem na proporção da covariância. O coeficiente de desigualdade de Theil (U de Theil) compara o desempenho de cada especificação com a previsão *naïve*. É desejável que o coeficiente de Theil se situe próximo de zero. Se for igual a 1, então o modelo projeta tão bem quanto um passeio aleatório. Se for maior que 1, então perde para um passeio aleatório.

A tabela 10 mostra as estatísticas fora da amostra das melhores especificações para os vetores de longo prazo dos modelos canônico e alternativo. Observa-se que tanto o Mape quanto o RMSE são bem menores no caso alternativo que possui, ainda, menor percentual de erros sistemáticos já que a proporção da covariância é bem maior. A diferença de desempenho entre as especificações GH-C e MSI do modelo alternativo é sutil, pois apesar de o Mape ser um pouco mais elevado para a especificação GH-C com quebra negativa de nível em 2007q3, essa regressão apresenta melhor desempenho avaliarmos o MSE, que pune com mais severidade erros de projeção maiores. Adicionalmente, nota-se que a proporção dos erros de previsão não sistemáticos é maior para esta especificação, reforçando que o seu desempenho no horizonte de projeção não se deve a um “artefato estatístico”. Portanto, conclui-se que as projeções do modelo alternativo são claramente superiores quando realizadas nas relações de longo prazo.

TABELA 10
Estatística fora da amostra para vetores de longo prazo selecionados

	Observado		Modelo canônico				Modelo alternativo			
	M_sa	M	GH-FB		EE-2		GH-C		MSI	
			Projeção	Erro (%)	Projeção	Erro (%)	Projeção	Erro (%)	Projeção	Erro (%)
2010q2	37.155,0	35.853,2	35948,48703	-3,25	36300,31201	1,25	36858,45888	-0,80	36877,5847	-0,75
2010q3	38.603,4	41.125,7	36149,32226	-6,36	37314,18971	-9,27	37677,08113	-2,40	38053,08928	-1,43
2010q4	39.366,4	40.730,4	37473,46609	-4,81	37527,91586	-7,86	38879,64517	-1,24	39435,90478	0,18
2011q1	39.742,6	37.133,3	39144,96361	-1,50	35411,36238	-4,64	40676,02499	2,35	41442,17085	4,28
Mape				3,98		5,75		1,70		1,66
RMSE				1689,58		2643,33		716,63		904,58
Viés				0,83		0,61		0,07		0,07
Variância				0,03		0,29		0,39		0,61
Covariância				0,14		0,10		0,54		0,32
U de Theil				0,02		0,04		0,01		0,01

Elaboração dos autores.

Porém, deve-se avaliar também a dinâmica de ajustamento de curto prazo. A tabela 11 mostra as estatísticas fora da amostra para essas especificações. No caso alternativo, o modelo de correção de erros linear associado ao vetor de cointegração com melhor desempenho fora da amostra apresenta uma piora em termos de projeção. Uma possível explicação para baseia-se na rápida velocidade de ajustamento estimada para esse ECM e/ou então na presença de não linearidades no curto prazo, de modo que essa informação de frequência mais elevada torna-se irrelevante. Essa explicação também encontra respaldo no fato de que o MS-VECM deste vetor de longo prazo apresenta uma velocidade de ajustamento pequena em um dos regimes e uma projeção melhor que o ECM GH-C e o próprio vetor de longo prazo. Observa-se, ademais, que a melhor projeção do modelo alternativo consiste de um ECM estimado com base no vetor de longo prazo que apresenta quebra de nível e nas elasticidades no terceiro trimestre de 2002.

TABELA 11
Estatística fora da amostra para as representações com correção de erro

	Observado	Modelo canônico				Modelo alternativo						
		M_sa	ECM GH-FB		MS-VECM GH0FB (MSIAH)		ECM GH-C		MS-VECM GH-C (MSIA)		ECM GH-FB	
			Projeção	Erro (%)	Projeção	Erro (%)	Projeção	Erro (%)	Projeção	Erro (%)	Projeção	Erro (%)
2010q2	37.155,0	37514,08818	0,97	37097,29978	-0,16	36710,62	-1,20	36927,0617	-0,61	36345,42925	-2,18	
2010q3	38.603,4	38192,96352	-1,06	38570,77939	-0,08	38846,91	0,63	37713,73678	-2,30	37859,45715	-1,93	
2010q4	39.366,4	38726,02532	-1,63	39525,87876	0,40	40684,93	3,35	38655,65766	-1,81	39428,80874	0,16	
2011q1	39.742,6	39806,8399	0,16	40899,20852	2,91	41710,18	4,95	40142,64732	1,01	39916,8354	0,44	
Mape			0,95		0,89		2,53		1,43		1,18	

(Continua)

(Continuação)

Observado	Modelo canônico				Modelo alternativo					
	ECM GH-FB		MS-VECM GH0FB (MSIAH)		ECM GH-C		MS-VECM GH-C (MSIA)		ECM GH-FB	
	Projeção	Erro (%)	Projeção	Erro (%)	Projeção	Erro (%)	Projeção	Erro (%)	Projeção	Erro (%)
RMSE		421,82		584,70		1211,03		614,15		557,46
Viés		0,14		0,27		0,41		0,34		0,35
Variância		0,13		0,46		0,57		0,11		0,55
Covariância		0,73		0,27		0,03		0,55		0,10
U de Theil		0,01		0,01		0,02		0,01		0,01

Elaboração dos autores.

Por sua vez, o caso do modelo canônico torna notável a relevância da dinâmica de curto prazo nas projeções quando há um lento processo de ajustamento. A especificação MS-VECM passa a apresentar o menor Mape, mas é superada pela especificação ECM GH-FB quando avaliado o RMSE e se leva em conta a proporção de erros não sistemáticos de previsão.

Apesar dos comovimentos claros entre, de um lado, as importações agregadas e, de outro, o consumo das famílias e a formação bruta de capital fixo, e o consequente bom desempenho do modelo estático (vetor de longo prazo) que leva em conta essas duas covariáveis na projeção fora da amostra, não se deve desconsiderar as representações com correção de erros para o modelo canônico que identifica a função de demanda de importações propriamente dita.

6 CONCLUSÕES

O entendimento da dinâmica das importações sempre foi um tema de grande interesse por parte dos macroeconomistas aplicados brasileiros. Isto se reflete na existência de grande número de trabalhos que se propuseram a estimar uma função, em geral a função de demanda, para as importações do país. Como apresentado na seção 2, a maior parte dos trabalhos estima uma forma canônica, que possui uma variável de renda interna e *proxies* do nível de utilização da capacidade e da taxa de câmbio real ajustada pela alíquota de importação como variáveis explicativas. Assim, uma primeira inovação deste trabalho consistiu na estimação também de uma especificação que desagrega a variável de renda interna – que na literatura é usualmente mensurada pelo PIB – em consumo das famílias e formação bruta de capital fixo. Vale destacar, ainda, que este é o primeiro trabalho a realizar as estimações utilizando a série de importações divulgada nas CNT, o

que permite realizar projeções condicionais para as importações de bens e serviços não fatores diretamente comparáveis à principal base de dados macroeconômicos do país.

Entre os principais resultados deste trabalho, destaca-se que os testes de cointegração indicaram existir uma relação de longo prazo entre importações, taxa de câmbio real e PIB (equação canônica) e uma relação ainda mais forte entre importações, taxa de câmbio real, consumo das famílias e formação bruta de capital fixo (alternativa). Há, ainda, fortes evidências de não linearidades nessas relações, indicadas tanto por modelos de cointegração com quebra, quando por modelos de alternância de regimes markovianos e de parâmetros variáveis estimados por filtro de Kalman.

No modelo canônico, a instabilidade teria afetado tanto o nível da função como as elasticidades, não estando claro se o mesmo teria ocorrido no caso do modelo alternativo. De maneira resumida, pode-se dizer que a evolução das importações está fortemente relacionada com a renda interna e com a composição da absorção doméstica, sendo pequena a influência da taxa de câmbio.

Em relação ao ajustamento a desequilíbrios de curto prazo, os resultados sugerem a existência de dinâmicas bem distintas entre os modelos canônico e alternativo. No primeiro caso, o ajustamento se dá lentamente, com a eliminação completa do desequilíbrio podendo atingir dois anos. No segundo caso, essa correção acontece muito rápido, ocorrendo entre dois e quatro trimestres. Relaciona-se essa diferença entre os modelos aos diferentes resultados para análise do grau de ajuste em projeções fora da amostra.

As projeções foram avaliadas pelos critérios de erro absoluto percentual médio, erro quadrático médio e sua decomposição em média, variância e covariância, que indica a proporção de erros não sistemáticos. Esses resultados sugerem que as representações de curto prazo são melhores para se projetar as importações no caso do modelo canônico e que, no caso alternativo, melhores projeções obtidas com as relações de longo prazo. Por isso, apesar dos comovimentos mais claros entre as importações agregadas, o consumo das famílias e a formação bruta de capital fixo, não se deve desconsiderar as representações com correção de erros para o modelo canônico, que identifica a função de demanda de importações propriamente dita.

Dado que os resultados aqui reportados apontam a relevância da composição da absorção doméstica na determinação das importações agregadas, destacamos que uma possível e importante extensão deste trabalho consiste na estimação de modelos para as importações desagregadas por categoria de uso que tratem de maneira exaustiva a questão da instabilidade paramétrica das funções.

REFERÊNCIAS

- ABREU, M. **Equações de demanda de importações revisitadas**: Brasil, 1960-1985. Rio de Janeiro: PUC, 1986 (Texto para Discussão, n. 148).
- AZEVEDO, A. F. Z.; PORTUGAL, M. S. Abertura comercial brasileira e instabilidade da demanda por importações. **Nova Economia**, v. 8, n. 1, p. 37-63, 1998.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL (BCB). **Sistema gerenciador de séries temporais**. Disponível em: <<http://www4.bcb.gov.br/?SERIETEMP>>. Acesso em: 8 jun. 2011.
- BRASIL. Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão (MPOG). **Plano Plurianual 204-2007**: mensagem presidencial. Brasília: Secretaria de Planejamento e Investimentos Estratégicos, 2003.
- BEECHEY, M.; HJALMARSSON, E.; ÖSTERHOLM, P. Testing the expectations hypothesis when interest rates are near integrated. **Journal of Banking & Finance**, v. 33, n. 5, p. 934-943, 2009.
- CANDELON, B.; LÜTKEPOHL, H. On the reliability of Chow-type tests for parameter constancy in multivariate dynamic models. **Economic Letters**, v. 73, n. 2, p. 155-160, 2001.
- CASTRO, A. S.; CAVALCANTI, M. A. F. Estimação de Equações de exportação e importação para o Brasil – 1955-1995. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 28, n. 1, Rio de Janeiro, p. 1-68, 1998.
- CAVALCANTI, M. A. F. H.; FRISCHTAK, C. R. **Crescimento econômico, balança comercial e a relação câmbio-investimento**. Rio de Janeiro: Ipea, setembro de 2001. 39 p. (Texto para Discussão, n. 821).
- COMMANDEUR, J. J. F.; KOOPMAN, S. J. **An introduction to state space time series analysis**. Oxford: Oxford University Press, 2007. 174p.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica**, v. 55, n.2, p. 251-76, 1987.
- FACHADA, J. **Um estudo econométrico da balança comercial brasileira**: 1975-1988. Dissertação (Mestrado) – Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, PUC-RIO, 1990.
- FERREIRA, A. H. B. Testes de estabilidade para a função demanda de importações. **Revista Brasileira de Economia**, v. 48, n. 3, p. 355-370, 1994.

FREITAS, F; DWECK, E. Matriz de absorção de investimento e análise de impactos econômicos. *In*: KUPFER, D.; LAPLANE, M. F.; HIRATUKA, C. (Coord.). **Perspectivas do investimento no Brasil**: temas transversais. Rio de Janeiro: Synergia: UFRJ, Instituto de Economia; Campinas: UNICAMP, Instituto de Economia, 2010.

FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL (FMI). **International Financial Statistics**. Disponível em: <<http://www.imfstatistics.org/imf/>>. Acesso em: 8 jun. 2011.

GRANGER, C. W. J. Some properties of time series data and their use in econometric model specification. **Journal of Econometrics**, v. 16, n.1, p. 121-30, 1981.

GREGORY, A. W.; HANSEN, B. E. Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. **Journal of Econometrics**, v. 70, n.1, p. 99-126, 1996.

HAMILTON, J. D. A New approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. **Econometrica**, v. 57, n. 2, p. 357-384, 1989.

———. **Time series analysis**. Princeton, New Jersey: Princeton University Press, 1994. 799p.

HARVEY, A. C. **Forecasting, structural time series models and the Kalman filter**. Cambridge, UK: Cambridge University Press, 1989. 555 p.

———. Forecasting with unobserved components time series models. *In*: ELIOTT, G.; GRANGER, C.; TIMMERMANN, A. (Ed.). **Handbook of economic forecasting**. Amsterdam: North-Holland, 2006. cap. 7.

HJALMARSSON, E.; ÖSTERHOLM, P. **A Residual-based test for near unit root variables**. Board of Governors of the Federal Reserve System, Oct., 2007. 31 p. (International Finance Discussion Papers, n. 907).

HOOVER, K. D.; JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Allowing the data to speak freely: the macroeconometrics of the cointegrated vector autoregression. **American Economic Review**, v. 98, n. 2, p. 251-55, 2008.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Contas Nacionais Trimestrais**. Série Relatórios Metodológicos, n. 28, 2. ed. Rio de Janeiro, 2008. 64p.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, n. 2-3, p. 231-254, 1988.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration: with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 52, n. 2, p. 169-210, 1990.

KOOPMAN, S. J. *et al.* **STAMP 8.0**: Structural time series analyzer, modeler and prediction. London: Timberlake Consultants, 2007.

KROLZIG, H. M. **Markov-Switching vector autoregressions**: modelling, statistical inference, and application to business cycle analysis. Berlin: Springer-Verlag, 1997. 357 p.

———. **Econometric modelling of markov-switching vector autorregressions using MSVAR for Ox**. 1998. 26 p. (Working Paper). Disponível em: <<http://fmwww.bc.edu/ec-p/software/ox/msvardoc.pdf>>.

LEE, J.; STRAZICICH, M. C. Minimum LM unit root test with two structural breaks. **The Review of Economics and Statistics**, v. 84, n. 4, p. 1082-89, 2003.

LÜTKEPOHL, H. **A new introduction to multiple time series analysis**. Berlin: Springer-Verlag, 2005. 764 p.

MORAIS, I. A. C.; PORTUGAL, M. S. A Markov-Switching model for the Brazilian demand for imports: analyzing the import substitution process in Brazil. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 25, n. 2, p. 173-218, 2005.

MUINHOS, M. K.; ALVES, S. A. L.; RIELLA, G. **Modelo estrutural com setor externo**: endogenização do prêmio de risco e do câmbio. Brasília: BCB, fev. 2002. 49 p. (Working Paper, n. 42).

MUINHOS, M. K.; ALVES, S. A. L. **Medium-Size macroeconomic model for the Brazilian economy**. Brasília: BCB, fev. 2003. 49 p. (Working Paper, n. 64).

PERRON, P. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. **Econometrica**, v. 57, n. 6, p. 1361-1401, 1989.

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

REIS, E. *et al.* **Model for projections and simulations of the Brazilian economy**. Rio de Janeiro: Ipea, jan. 1999. 77 p. (Texto para Discussão, n. 619).

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

SILVA, A. B. M.; PORTUGAL, M. S.; CHECHIN, A. L. Redes neurais artificiais e análise de sensibilidade: uma aplicação à demanda de importações brasileira. **Revista de Economia Aplicada**, v. 5, n. 4, p. 645-693, 2001.

ZIVOT, E.; ANDREWS, D. W. K. Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 10, n. 3, p. 251-270, 1992.

ANEXO

Este anexo objetiva mostrar que a hipótese de congruência do VAR de partida, necessária para validade da abordagem de Johansen, não é atendida para os dados utilizados neste trabalho. Os resultados apresentados a seguir referem-se somente à especificação alternativa, isto porque os resultados para a especificação canônica são qualitativamente semelhantes e não foram reportados por questões de espaço.¹⁵ Todos os testes e estimações foram realizados no *software* J-Multi 4.24.

Partiu-se de um VAR com 1 defasagem, conforme indicado pelo critério de informação de Schwarz, e somente com a constante como termo determinista. Como os testes Breusch-Godfrey e Portmanteau indicaram presença de autocorrelação serial e os testes de normalidade indicaram não normalidade dos resíduos, foi estimado também o VAR com 2 defasagens, o que não gerou melhora nesses resultados (tabela 1A).

TABELA 1A
Testes de autocorrelação e normalidade para o VAR de partida – especificação alternativa

	Testes para a presença de autocorrelação ¹					Testes de normalidade ¹		
	h = 1	h = 2	h = 3	h = 4	h = 5	Teste Conjunto	Assimetria	Curtose
<i>1 defasagem no VAR</i>						<i>1 defasagem no VAR</i>		
Teste LMF de Breusch-Godfrey ²	1,74 (0,05)	1,13 (0,31)	1,12 (0,31)	1,67 (0,01)	1,38 (0,06)	Doornik-Hansen 68,76 (0,00)	29,83 (0,00)	39,93 (0,00)
Teste Portmanteau ³	–	31,0 (0,01)	52,1 (0,01)	76,2 (0,01)	93,1 (0,01)	Lütkepohl 29,81 (0,00)	17,34 (0,00)	12,47 (0,01)
<i>2 defasagens no VAR</i>						<i>2 defasagens no VAR</i>		
Teste LMF de Breusch-Godfrey ²	0,41 (0,98)	0,91 (0,60)	1,60 (0,02)	1,73 (0,01)	1,43 (0,05)	Doornik-Hansen 50,64 (0,00)	23,52 (0,00)	27,11 (0,00)
Teste Portmanteau ³	–	–	24,1 (0,09)	45,6 (0,06)	61,4 (0,09)	Lütkepohl 14,13 (0,08)	9,92 (0,04)	4,21 (0,38)

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Tanto as estatísticas do teste quanto os respectivos *p*-valores (entre parênteses) levam em conta uma correção para amostras finitas.

² Ausência de autocorreção na defasagem *h*.

³ Ausência de autocorreção até a defasagem *h*.

15. Esses resultados podem ser obtidos junto aos autores mediante solicitação.

A tabela 2A mostra os resultados dos testes de estabilidade de Chow “ponto de quebra” (*break-point*) e de “previsão” (*forecast*). Os resultados apontam claramente para instabilidade paramétrica em ambos os VARs de partida. Sendo assim, conclui-se dos resultados apresentados neste anexo que é inviável a aplicação do procedimento de Johansen aos dados em questão.

TABELA 2A
Testes de estabilidade do VAR de partida – especificação alternativa¹

Período	1 defasagem no VAR				2 defasagens no VAR			
	<i>Break-point</i>		<i>Forecast</i>		<i>Break-point</i>		<i>Forecast</i>	
	Estatística	p-valor	Estatística	p-valor	Estatística	p-valor	Estatística	p-valor
1998:4	108,53	0,06	3,1190	0,11	na	na	na	na
1999:4	77,17	0,12	1,4057	0,39	138,66	0,54	1,1820	0,69
2000:4	81,40	0,05	1,7633	0,11	125,46	0,10	1,7550	0,17
2001:4	98,98	0,00	1,9944	0,05	123,42	0,03	1,6546	0,13
2002:4	96,06	0,00	1,5732	0,11	117,11	0,03	1,2734	0,29
2003:4	76,89	0,05	1,0951	0,45	108,05	0,09	1,1484	0,40
2004:4	109,12	0,00	1,1940	0,33	128,10	0,03	1,1716	0,35
2005:4	104,63	0,00	1,2739	0,29	172,83	0,01	1,1968	0,28
2006:4	108,48	0,00	1,6084	0,09	na	na	1,3572	0,15
2007:4	159,64	0,02	2,1809	0,02	na	na	1,7856	0,03
2008:4	na	na	3,2706	0,00	na	na	2,3923	0,00
2009:4	na	na	1,1169	0,32	na	na	1,1447	0,35

Fonte: Elaboração dos autores

Nota: ¹ Na tabela foram apresentados somente os resultados dos testes para quebras no quarto trimestre. Porém, os testes foram aplicados buscando-se endogenamente o período da quebra em todos os pontos possíveis – a depender do número de defasagens e tamanho da amostra. Por economia de espaço, preferiu-se essa apresentação mais enxuta, já que a apresentação completa não alteraria em nada as implicações dos resultados. A tabela completa pode ser obtida mediante solicitação.

Obs.: Os *p-valores* são baseados no método de bootstrap proposto por Candelson e Lütkepohl (2001). *na* significa que o teste *não se aplica* naquele período por motivo de tamanho da amostra.

EDITORIAL

Coordenação

Cláudio Passos de Oliveira

Njobs Comunicação

Supervisão

Cida Taboza

Inara Vieira

Thayse Lamera

Revisão

Ângela de Oliveira

Cristiana de Sousa da Silva

Lizandra Deusdarã Felipe

Regina Marta de Aguiar

Editoração

Larita Arêa

Capa

Luís Cláudio Cardoso da Silva

Projeto gráfico

Renato Rodrigues Bueno

Livraria do Ipea

SBS – Quadra 1 - Bloco J - Ed. BNDES, Térreo.

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Tiragem: 500 exemplares

Missão do Ipea

Produzir, articular e disseminar conhecimento para aperfeiçoar as políticas públicas e contribuir para o planejamento do desenvolvimento brasileiro.



Ministério da
Integração Nacional

ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

SAE

SECRETARIA DE
ASSUNTOS ESTRATÉGICOS
DA PRESIDÊNCIA DA REPÚBLICA

