

Schettini, Bernardo Patta; Squeff, Gabriel Coelho; Gouvêa, Raphael Rocha

Working Paper

Estimativas da função de exportações brasileiras agregadas com dados das contas nacionais trimestrais (1995-2009)

Texto para Discussão, No. 1598

Provided in Cooperation with:

Institute of Applied Economic Research (ipea), Brasília

Suggested Citation: Schettini, Bernardo Patta; Squeff, Gabriel Coelho; Gouvêa, Raphael Rocha (2011) : Estimativas da função de exportações brasileiras agregadas com dados das contas nacionais trimestrais (1995-2009), Texto para Discussão, No. 1598, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/91069>

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.

1598

TEXTO PARA DISCUSSÃO

**ESTIMATIVAS DA FUNÇÃO DE
EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS
AGREGADAS COM DADOS DAS CONTAS
NACIONAIS TRIMESTRAIS (1995-2009)**

**Bernardo Patta Schettini
Gabriel Coelho Squeff
Raphael Rocha Gouvêa**

**Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada**

1598

TEXTO PARA DISCUSSÃO

Brasília, março de 2011

ESTIMATIVAS DA FUNÇÃO DE EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS AGREGADAS COM DADOS DAS CONTAS NACIONAIS TRIMESTRAIS (1995-2009)

Bernardo Patta Schettini*
Gabriel Coelho Squeff*
Raphael Rocha Gouvêa*

* Técnico de Planejamento e Pesquisa 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

Fernando Ferreira

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais

Mário Lisboa Theodoro

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

José Celso Pereira Cardoso Júnior

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas

João Sicsú

Diretora de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais

Liana Maria da Frota Carleial

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

Márcio Wohlers de Almeida

Diretor de Estudos e Políticas Sociais

Jorge Abrahão de Castro

Chefe de Gabinete

Persio Marco Antonio Davison

Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação

Daniel Castro

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

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

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 de 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 ANÁLISE DESCRITIVA DAS EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS DE BENS E SERVIÇOS	8
3 REVISÃO DA LITERATURA	18
4 METODOLOGIA	22
5 DESCRIÇÃO E ANÁLISE PRELIMINAR DOS DADOS	31
6 RESULTADOS E ANÁLISES	35
7 CONCLUSÃO	47
REFERÊNCIAS	49

SINOPSE

Este texto apresenta novas especificações econométricas para as exportações brasileiras no período 1995-2009, utilizando dados das *Contas Nacionais Trimestrais* do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e permitindo não linearidades. No vetor de cointegração, há evidências de uma mudança de nível, mas as elasticidades não variaram significativamente. A elasticidade-renda permaneceu próxima à unidade e o multiplicador da taxa de câmbio real se mostrou pequeno. Na dinâmica de curto prazo, a renda mundial exerce influência não desprezível e o impacto da taxa de câmbio é não significativo. Estima-se que a correção dos desequilíbrios ocorre dentro de três trimestres. Afora isto, destaca-se que modelos selecionados exibiram bom desempenho na projeção fora da amostra.

ABSTRACTⁱ

This paper presents new econometric specifications for the Brazilian exports in the period 1995-2009 using data from the Quarterly Accounts and allowing for nonlinearities. In the cointegrating vector, there is evidence of a level shift, but the elasticities have not changed significantly. The income-elasticity remained close to the unity, and the real exchange rate multiplier was small. In the short-run dynamics, the world income exerts a nonnegligible influence, and the exchange rate is not significant. We estimate the correction of disequilibria occurs within three quarters. In addition, we underscore selected models exhibited a good performance in the out-of-sample one-step-ahead forecast.

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

1 INTRODUÇÃO

O objetivo central deste trabalho é estimar uma função para as exportações brasileiras permitindo formas distintas de não linearidades. Além disso, uma contribuição deste estudo reside na utilização de dados das *Contas Nacionais Trimestrais*, pois a maior parte dos trabalhos em econometria aplicada ao setor externo tem sido direcionada para a estimação de especificações desagregadas. Os modelos foram estimados de 1995 ao segundo trimestre de 2009. As especificações selecionadas foram avaliadas na projeção fora da amostra – até o segundo trimestre de 2010 –, tendo em vista que existe um interesse crescente na construção de cenários condicionais no atual contexto das contas externas.

Uma breve análise da evolução recente das contas externas brasileiras evidencia a existência de algumas fases distintas para o período pós-estabilização macroeconômica, o que justifica a adoção das técnicas empregadas neste trabalho, que buscam captar possíveis não linearidades nos dados. Embora seja bastante razoável imaginar que as exportações agregadas brasileiras tenham sido influenciadas pelas mudanças em curso, não parece claro se a relação entre este agregado e seus determinantes básicos foi alterada e, ademais, qual teria sido a natureza desta mudança.

Durante o período de vigência do regime de ancoragem cambial o país conviveu com persistentes déficits comerciais e em transações correntes. Apesar disto, com a adoção do câmbio flutuante no início de 1999, as exportações, embora tenham apresentado uma ligeira melhora, permaneceram inferiores às importações. Este quadro só se alterou no final de 2001, quando o resultado da balança comercial passou a apresentar saldos positivos recorrentes, em decorrência, sobretudo, do maior dinamismo do comércio mundial. A partir do terceiro trimestre de 2002, as exportações brasileiras passaram a crescer num ritmo acelerado. Paralelamente, o maior crescimento da economia a partir de 2006 fez com que as importações crescessem também a elevadas taxas, de tal sorte que o saldo comercial, após marcar resultado positivo recorde de US\$ 46,4 bilhões neste ano, apresentou uma sensível redução nos anos subsequentes, totalizando US\$ 25,3 bilhões em 2009.

O texto está estruturado em seis seções, além desta introdução. Na seção 2 são apresentadas algumas estatísticas descritivas sobre a evolução e composição das exportações brasileiras de bens e serviços. Na seção 3 é feita uma breve resenha da literatura

econométrica acerca das exportações agregadas do Brasil. A metodologia é apresentada na seção 4. Uma breve discussão dos dados utilizados é desenvolvida na seção 5. Na seção 6 são reportados os resultados das estimações e projeções. A seção seguinte conclui o trabalho.

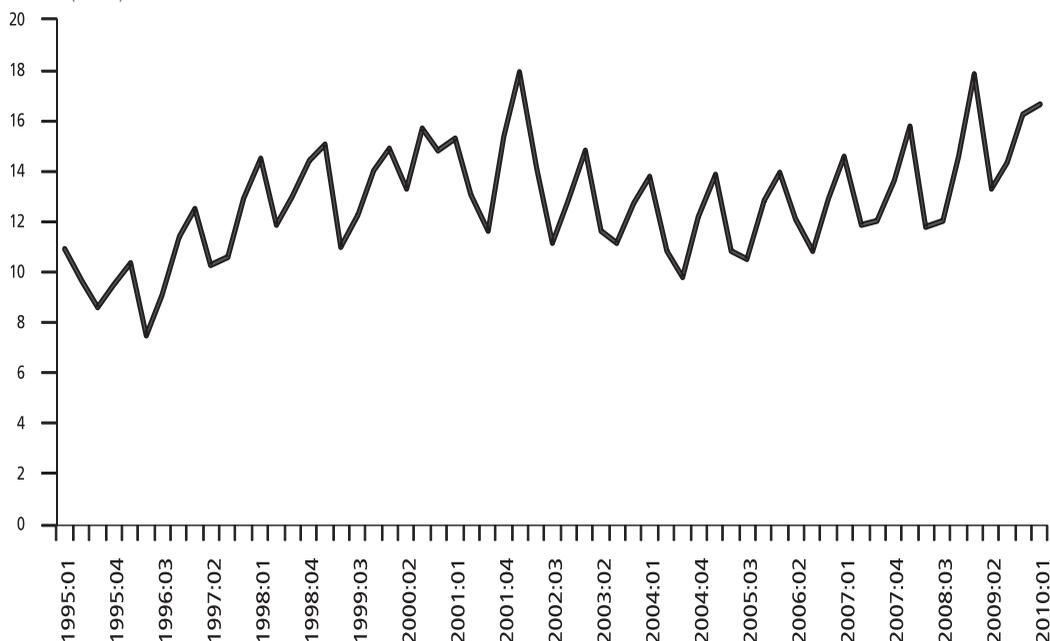
2 ANÁLISE DESCRITIVA DAS EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS DE BENS E SERVIÇOS

O Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) calcula o produto interno bruto (PIB) brasileiro a partir de três diferentes óticas. Pela ótica da demanda o PIB é igual à despesa de consumo final mais a formação bruta de capital fixo, mais a variação de estoques, mais as exportações de bens e serviços, menos as importações de bens e serviços. Para o cômputo da variável de interesse deste estudo, o IBGE obtém os dados das exportações de bens junto à Secretaria de Comércio Exterior do Ministério de Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (Secex/MDIC) em dólares correntes dos Estados Unidos (EUA) e em quantidade (quilogramas). Por sua vez, os dados relativos aos serviços são fornecidos pela Divisão de Balanço de Pagamentos do Banco Central do Brasil (DIBAP/BCB).¹

Como pode ser visto no gráfico 1, a participação das exportações de serviços como proporção das exportações totais (de bens e serviços), a despeito de uma elevada sazonalidade, apresenta uma tendência de elevação. Com efeito, este indicador passa de um valor próximo a 10%, em média, no ano de 1995, para 15% em 2009 e em 2010.

1. Adicionalmente, o IBGE utiliza como medida de preço a razão entre o valor em dólares e o peso em quilogramas. O cálculo da variação de preços é realizado segundo a formulação de Paasche e a variação em volume é determinada implicitamente. Um critério de "crítica" é então aplicado aos valores unitários por produto e agrupamento (pela Nomenclatura Comum do Mercosul ou a classificação nível 110 do Sistema de Contas Nacionais) e o valor trimestral, em moeda nacional, é obtido convertendo o valor mensal das exportações pela taxa de câmbio média mensal da média de compra e venda (IBGE, 2008, p. 20-21 e 23). Daí decorre que a soma das exportações de bens e serviços acumuladas no trimestre, convertidas para reais, resulta num valor diferente da estatística apurada pelo IBGE nas *Contas Nacionais Trimestrais*.

GRÁFICO 1
Participação das exportações de serviços no total de exportações de bens e serviços
(Em %)



Fonte: Banco Central do Brasil (BCB).
Elaboração dos autores.

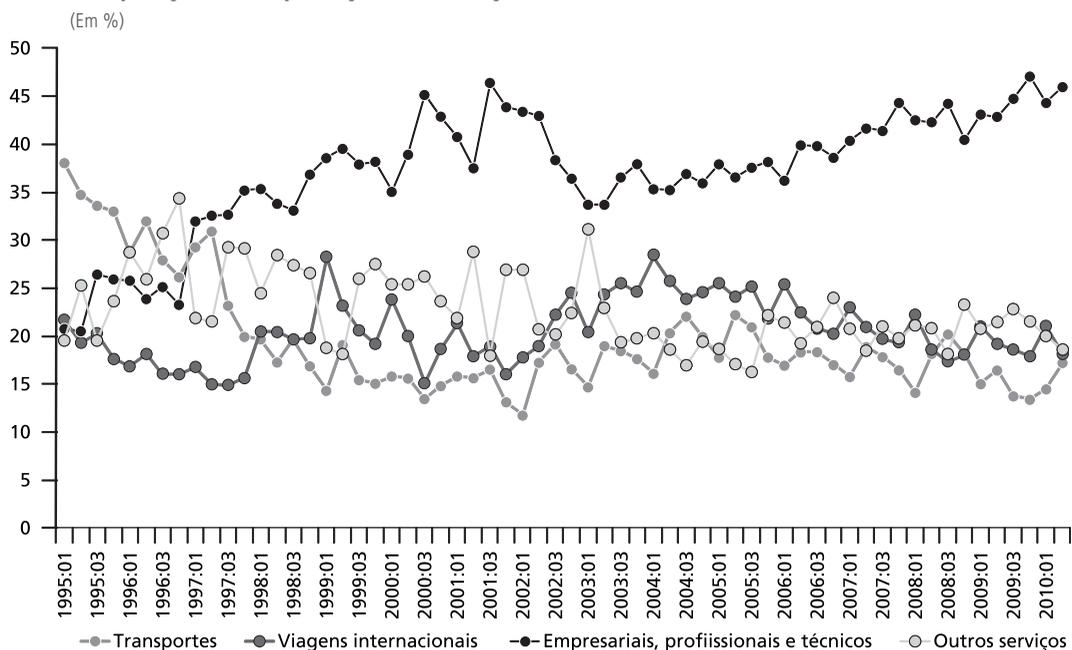
A rubrica de serviços é composta por 14 itens, dos quais apenas três – *transportes*, *viagens internacionais*, e *empresariais, profissionais e técnicos* – respondem, em média, por 77% do total. Deste modo, é interessante avaliar a composição das exportações de serviços no período de acordo com este agrupamento.

Os itens *transportes* e *outros serviços*² apresentaram tendência de queda em suas respectivas participações no total de serviços exportados, havendo no primeiro uma queda mais evidente. Concomitantemente, verificou-se um leve aumento do item *viagens internacionais* e, sobretudo, uma forte elevação da receita com exportação

2. O item *outros serviços* agrupa os seguintes componentes dos serviços: seguros, serviços financeiros, computação e informação, *royalties* e licenças, aluguel de equipamentos, governamentais, comunicações, construção, relativos ao comércio, pessoais, culturais e recreação e, por fim, serviços diversos.

de serviços *empresariais, profissionais e técnicos*. Neste último merecem destaque os subitens *honorário de profissional liberal e serviços de arquitetura, engenharia e outros técnicos*, que apresentaram um forte aumento no período sob análise, visto que suas participações no total de serviços subiram de 0 e 5% no início de 1995 para 9 e 18%, respectivamente, no início de 2010.

GRÁFICO 2
Composição das exportações de serviços



Fonte: Secex/MDIC e Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior (Funcex).

Elaboração dos autores.

Por seu turno, no que concerne às exportações de bens, destaque-se, inicialmente, que no período compreendido entre o primeiro trimestre de 1995 e o primeiro trimestre de 2010, as exportações brasileiras cresceram 303% *vis-à-vis* uma variação positiva de 192% das exportações mundiais. Em dólares correntes, isto representou um salto de US\$ 9,7 para US\$ 39,2 bilhões no caso brasileiro, e de US\$ 1.168 para US\$ 3.414 bilhões no total das vendas externas mundiais. Entretanto, apesar de a variação acumulada brasileira ter sido superior à taxa de expansão mundial, a participação das exportações do Brasil nas exportações totais aumentou pouco no período, passando de 0,8 para 1,1%.

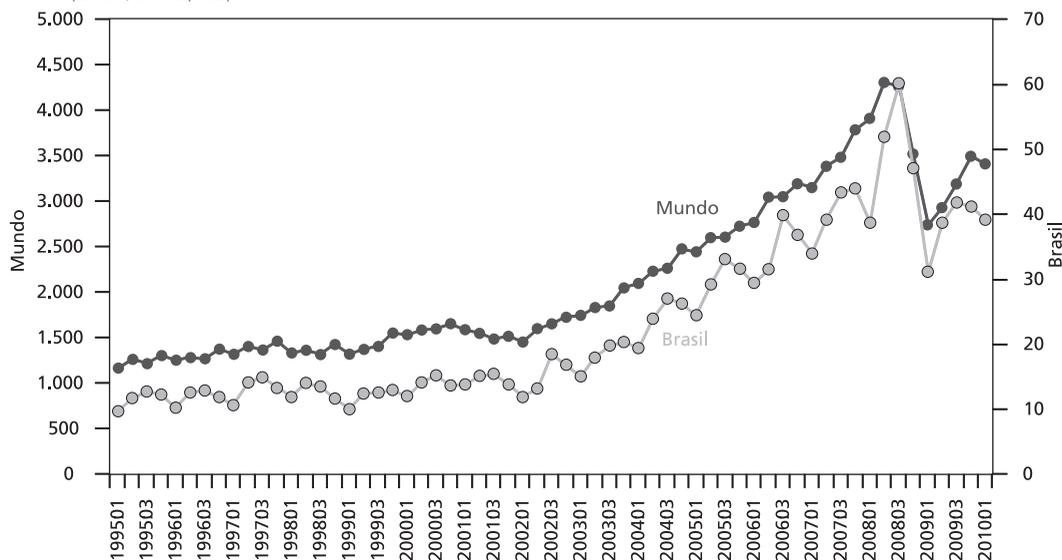
Pela análise do gráfico 3 podem-se verificar, ao menos, dois fatos estilizados. Em primeiro lugar, nota-se que tanto as exportações brasileiras quanto as exportações mundiais apresentam uma forte taxa de crescimento a partir do início de 2002. Somente a título ilustrativo: enquanto as taxas de crescimento das exportações brasileiras e mundiais foram de 43% e 30% nos sete primeiros anos do período sob análise – *i.e.*, entre o primeiro trimestre de 1995 e o quarto trimestre de 2001 –, entre o primeiro trimestre de 2002 e o terceiro trimestre de 2008 estas séries aumentaram 406% e 193%, respectivamente.

Adicionalmente, merece destaque o forte impacto, para o comércio mundial, da crise financeira deflagrada nos EUA, em que pese a queda das exportações brasileiras ter sido mais acentuada do que a verificada para as exportações mundiais.

Esses dois pontos mostram a forte semelhança entre a trajetória de expansão das exportações brasileiras e a das exportações mundiais. Tal comportamento evidencia a dificuldade do Brasil em ganhar competitividade no setor externo, tendo em vista que as vendas externas brasileiras apenas têm acompanhado, de maneira geral, a dinâmica do comércio internacional.

GRÁFICO 3
Exportações de bens – Brasil e mundo

(Em US\$ bilhões, FOB)¹



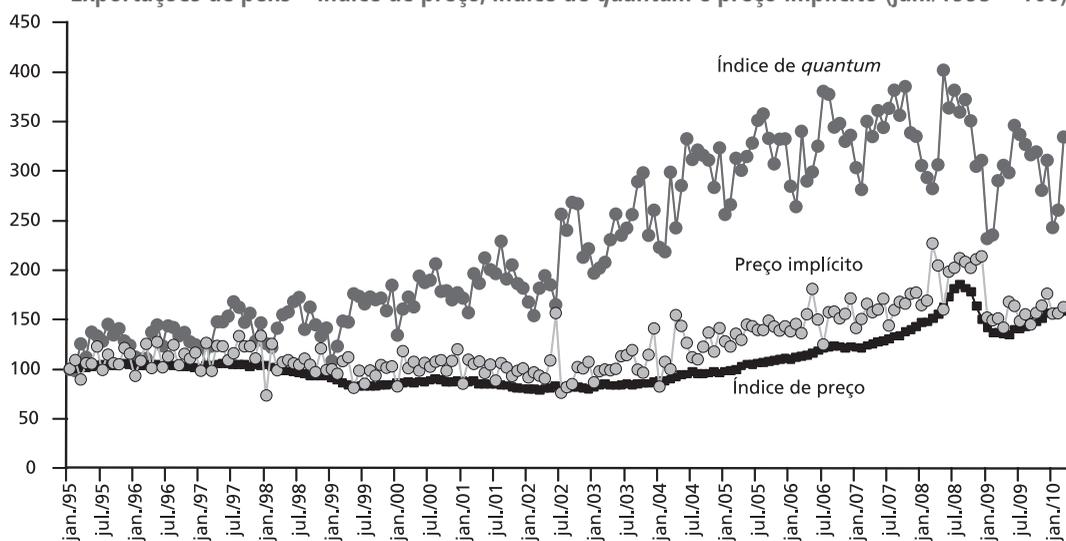
Fonte: Estatísticas Financeiras Internacionais/Fundo Monetário Internacional (IFS/IMF)

Nota: ¹ *Free on board*, ou seja, sem pagamento de frete.

Todavia, mais importante do que avaliar a evolução das exportações brasileiras em dólares é decompor estes valores em preço e quantidade. Uma possibilidade reside na apuração do preço implícito das exportações, haja vista que a Secex/MDIC, órgão oficial de geração de estatísticas de comércio exterior no Brasil, divulga as exportações totais (e por fator agregado) tanto em dólares correntes quanto em quilogramas. No cálculo do preço implícito propriamente dito, portanto, basta dividir esta primeira série pela segunda, utilizando-se, para facilitar a visualização deste indicador, o peso em toneladas (*t*) – ou seja, preço implícito = US\$/*t*.

Alternativamente, pode-se avaliar a evolução dos índices de *quantum* e de preços das exportações calculados pela Funcex, com base nos dados da Secex. No caso do índice de preço foi utilizado um índice de Fisher, e para o *quantum* foi utilizado um índice implícito, deflacionando-se a série de exportações pelo referido índice de preço.³

GRÁFICO 4

Exportações de pens – índice de preço, índice de *quantum* e preço implícito (jan./1995 = 100)

Fonte: Secex/MDIC e Funcex.
Elaboração dos autores.

3. Para mais detalhes, ver Guimarães *et al.* (1997) e Markwald *et al.* (1998).

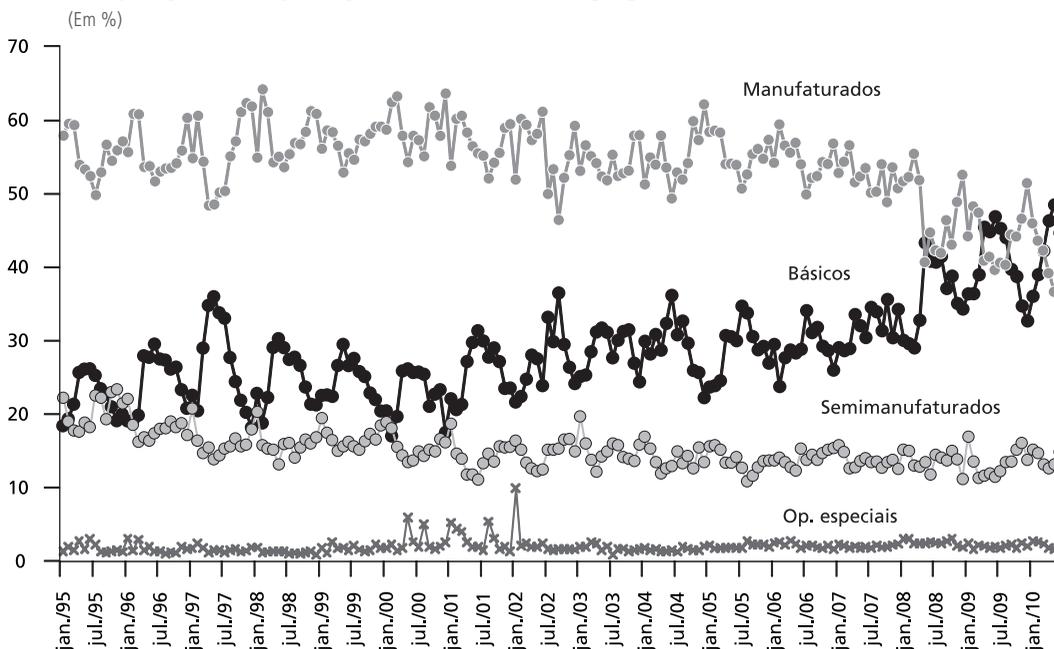
Como era de se esperar, o índice de preço e o preço implícito das exportações brasileiras têm um comportamento similar. O que chama atenção no gráfico 4, contudo, é o fato de que durante quase todo o período sob análise o índice de *quantum* cresceu a uma taxa superior às medidas de preços, sendo este deslocamento ainda mais evidente a partir de meados de 2002.

Em que pese não haver uma correspondência clara entre as *Contas Nacionais Trimestrais* e as fontes primárias – pois, como dito anteriormente, o IBGE submete os dados a um critério de “crítica” com o objetivo de se expurgar o efeito de observações atípicas e devido ainda ao procedimento de *benchmark* aplicado para a consolidação com os dados anuais – e, adicionalmente, o fato de apenas os dados agregados terem sido objeto de análise deste estudo, é instrutivo analisar a evolução da composição das exportações brasileiras para identificar as mudanças na pauta que possivelmente impactaram as estimativas a serem apresentadas mais adiante.

As desagregações usualmente utilizadas são o recorte por fator agregado (ou classe de produtos), categoria de uso e intensidade tecnológica, sendo as duas primeiras apuradas pela Secex e a última pela Funcex. A classificação por fator agregado contempla as seguintes tipologias: produtos básicos, produtos industrializados (semimanufaturados e manufaturados), transações especiais, consumo de bordo e reexportação.⁴ As exportações de bens segundo categoria de uso são agrupadas em bens de capital, bens de consumo (não duráveis e duráveis), combustíveis e lubrificantes, matérias-primas e produtos intermediários e operações especiais. Por fim, a avaliação das exportações segundo intensidade tecnológica agrega as exportações brasileiras de mercadorias em produtos não industriais e de baixa, média-baixa, média-alta e alta intensidade tecnológica, além das operações especiais.

4. Tendo em vista a pequena relevância das transações especiais, consumo de bordo e reexportações, optou-se por agrupá-las juntamente com as operações especiais.

GRÁFICO 5
Composição das exportações de bens – fator agregado



Fonte: Secex/MDIC.

Elaboração dos autores.

Como se pode ver, há relativa estabilidade na participação das operações especiais no total exportado. Deste modo, é possível afirmar que houve redução da participação dos produtos semimanufaturados e manufaturados em prol do aumento dos produtos básicos. Enquanto os dois primeiros reduziram suas respectivas participações em algo próximo a 50%, os produtos básicos e, portanto, de menor valor agregado, aumentaram sua participação em quase 60% entre janeiro de 1995 e junho de 2010.

A raiz desse processo pode ser aferida pelas tabelas 1 e 2, nas quais se reporta à variação dos índices de preço e *quantum* e do preço implícito das exportações brasileiras, segundo fator agregado, em períodos selecionados. Em primeiro lugar, como já apontado, verifica-se que o aumento das exportações brasileiras decorreu, sobretudo, da elevação da quantidade exportada: em quase todos os períodos e para todos os tipos de produtos exportados a variação dos índices de *quantum* foi superior aos índices de preços. Todavia, os produtos básicos apresentaram elevação superior aos demais produtos, tanto em *quantum* como em preço.

Nesse mesmo sentido, a evolução do preço implícito dos semimanufaturados e manufaturados foi muito inferior à taxa de crescimento dos básicos em qualquer um dos recortes temporais aqui propostos. No acumulado entre janeiro de 1995 e junho de 2010 o preço implícito dos produtos básicos aumentou 322% *vis-à-vis* 38% nos semimanufaturados e 55% nos manufaturados.

Esses indicadores, portanto, mostram que o predomínio de produtos de baixo valor agregado na pauta de exportações decorreu, principalmente, do forte aumento do preço e da quantidade exportada deste produto frente a taxas inferiores de crescimento, porém predominantemente positivas, dos demais tipos de produtos exportados.

TABELA 1
Índice de preço e *quantum* – exportações de bens – fator agregado
(Em %)

Período	Básicos		Semimanufaturados		Manufaturados	
	Preço	<i>Quantum</i>	Preço	<i>Quantum</i>	Preço	<i>Quantum</i>
Jan./95 e dez./01	-31	141	-35	73	-11	68
Jan./02 e ago./09	124	215	82	57	56	74
Set./09 e jun./10	18	18	30	4	5	1
Jan./95 e jun./10	93	546	64	157	46	159

Fonte: Funcex.

Elaboração dos autores.

TABELA 2
Preço implícito das exportações de bens – fator agregado
(Em %)

Período	Básicos	Semimanufaturados	Manufaturados	Op. especiais	Total
Jan./95 e dez./01	31	-41	-5	85	0
Jan./02 e ago./09	224	77	54	-49	70
Set./09 e jun./10	43	35	26	0	28
Jan./95 e jun./10	322	38	55	433	86

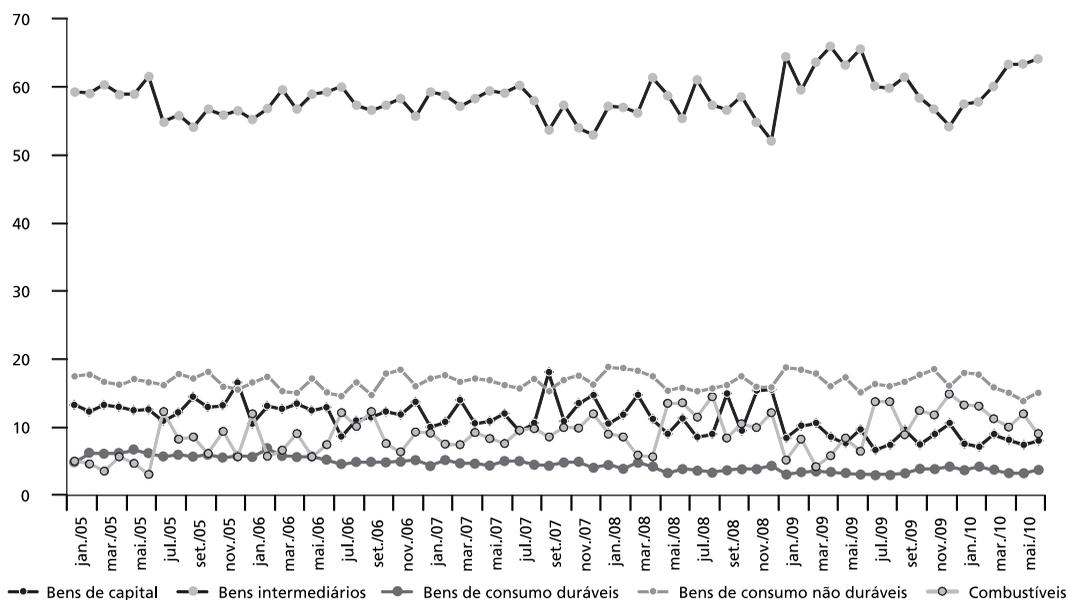
Fonte: Secex/MDIC.

Elaboração dos autores.

No que concerne ao recorte segundo categoria de uso, a despeito de não se verificarem trajetórias evidentemente ascendentes ou descendentes, é importante destacar a leve tendência de redução da participação dos bens de capital no total exportado, assim como o fato de que desde outubro de 2009 as exportações destes produtos são inferiores às vendas de combustíveis no mercado externo.

GRÁFICO 6
Composição das exportações de bens – categoria de uso

(Em %)



Fonte: Funcex.

Elaboração dos autores.

Vale a pena também avaliar a variação dos índices de *quantum* e de preço dos bens exportados classificados por categoria de uso, segundo os mesmos recortes temporais utilizados anteriormente.⁵ Analogamente ao resultado verificado para as exportações por fator agregado, a variação da quantidade exportada foi superior à variação dos preços em quase todos os períodos e tipos de bens. No que diz respeito à avaliação somente do índice de preços, merecem destaque os bens intermediários e, sobretudo, os combustíveis. No concernente ao *quantum* cumpre destacar o elevado aumento dos bens de consumo duráveis e bens de capital, cujos índices aumentaram 442% e 316%, respectivamente, entre janeiro de 1995 e junho de 2010.⁶

5. A Funcex, responsável pelo cálculo dessa desagregação, não divulga as exportações segundo categoria de uso em quilogramas, de modo que não é possível calcular o preço implícito das exportações de bens de capital, bens intermediários, bens de consumo duráveis e não duráveis, e combustíveis.

6. Os combustíveis podem ser considerados como um *outlier*, haja vista que a variação de mais de 1 mil por cento do índice de *quantum* entre janeiro de 1995 e junho de 2010 decorreu do fato de que o país praticamente não exportava este

Esse fato, vale dizer, reforça o argumento de que não é possível inferir evidências de desindustrialização a partir das exportações desagregadas segundo categoria de uso – no caso, a variação positiva do índice de *quantum* das exportações de bens de capital sinaliza para o oposto.

TABELA 3

Índice de preço e *quantum* – exportações de bens – categoria de uso

(Em %)

Período	Bens de capital		Bens intermediários		Bens de consumo duráveis		Bens de consumo não duráveis		Combustíveis	
	Preço	<i>Quantum</i>	Preço	<i>Quantum</i>	Preço	<i>Quantum</i>	Preço	<i>Quantum</i>	Preço	<i>Quantum</i>
Jan./95 e dez./01	24	133	-25	61	-18	184	-25	83	-8	440
Jan./02 e ago./09	14	19	93	94	38	106	84	60	261	355
Set./09 e jun./10	-1	4	21	7	-1	43	8	4	6	15
Jan./95 e jun./10	39	316	76	205	17	442	49	204	292	1008

Fonte: Funcex.

Elaboração dos autores.

Por fim, a última desagregação das vendas externas a ser apresentada neste trabalho especifica as exportações segundo intensidade tecnológica.⁷ Verifica-se que desde 1999 há uma evidente tendência de aumento da participação dos produtos não industriais no total exportado *vis-à-vis* uma redução dos produtos de maior conteúdo tecnológico. O aumento de quase duas vezes na participação média deste primeiro grupo entre os anos de 1999 e 2010 decorreu de uma redução em todos os outros tipos de produtos, exceto *demais produtos*. Com efeito, os produtos de baixa, média-baixa, média-alta e alta intensidade tecnológica reduziram suas participações no total exportado nos mesmos anos, verificando-se para este último tipo o menor percentual no período.

produto em meados dos anos 1990. Pode-se aplicar raciocínio análogo, embora de menor relevância, quanto à variação do índice de preço dos combustíveis em comparação aos demais tipos de bens exportados.

7. A Funcex não calcula índices de preços e *quantum* das exportações segundo intensidade tecnológica. Adicionalmente, à semelhança do que ocorre segundo categoria de uso, a Funcex não divulga as exportações por grau de intensidade tecnológica em quilogramas, o que inviabiliza a apuração da evolução dos preços implícitos.

TABELA 4
Composição das exportações de bens - intensidade tecnológica
 (Médias anuais em %)

Média	Não industriais	Baixa	Média-baixa	Média-alta	Alta	Demais produtos
1999	18,2	32,5	16,3	24,2	7,1	1,7
2000	16,4	29,2	16,9	24,7	10,9	1,9
2001	17,8	31,3	15,4	22,9	10,5	2,1
2002	18,8	31,2	16,1	22,8	9,3	1,8
2003	19,8	31,5	16,9	23,8	6,3	1,7
2004	19,9	30,0	18,1	24,3	6,2	1,5
2005	20,2	27,8	17,6	25,7	6,9	1,8
2006	21,7	26,6	18,1	25,4	6,3	1,9
2007	23,9	26,2	18,0	24,0	6,0	1,9
2008	27,5	24,9	17,4	22,2	5,6	2,4
2009	31,4	27,6	14,5	19,1	5,5	1,8
2010 ¹	34,1	26,4	13,7	19,2	4,5	2,1

Fonte: Funcex.

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Entre janeiro e junho.

Esta seção objetivou demonstrar algumas peculiaridades das exportações brasileiras no período 1995-2010. Neste sentido, verificou-se que: *i*) o aumento das vendas externas do Brasil teve um comportamento muito semelhante às exportações mundiais; *ii*) o efeito preço, isoladamente, não responde pela maior parte do aumento das exportações, haja vista que se verificou uma variação positiva e predominantemente superior do índice de *quantum*, se comparado ao índice de preço, para todas as desagregações em que esta variável é mensurada; *iii*) o preço dos produtos básicos, por sua vez, aumentou consideravelmente entre 2002 e meados de 2009, elevando sobremaneira a participação destes produtos no total exportado, concomitantemente com a intensificação do comércio internacional; e *iv*) houve uma redução da parcela de produtos de alta intensidade tecnológica e, em menor medida, de bens de capital nas vendas externas totais.

3 REVISÃO DA LITERATURA

A literatura econométrica acerca dos determinantes das exportações para a economia brasileira é ampla e variada, cobrindo aspectos micro e macroeconômicos, análise setorial e de competitividade e estimativas de forma agregada e desagregada. Em face dos propósitos deste texto, são discutidos sucintamente os trabalhos que estimam as exportações de maneira agregada.

É importante notar que existe mais de uma maneira de se estimar uma função para as exportações. Isto é crucial, porque cada tipo de aproximação envolve um conjunto de pressupostos alternativos. A primeira consiste em estimar uma equação de oferta, partindo da hipótese de “país pequeno”, que implica que as exportações do país são incapazes de influenciar o nível de preços internacional, isto é, há demanda externa por exportações infinitamente preço-elástica. A equação de oferta envolve, do lado direito da regressão, medidas para a taxa de câmbio real, para o custo dos insumos e/ou fatores de produção, utilização da capacidade e produto potencial. A segunda aproximação é voltada para a estimação de uma função de demanda por exportações, supondo elasticidade-preço finita e oferta perfeitamente elástica. É razoável supor elasticidade-preço finita se o país detém parcela significativa das exportações mundiais ou se existe diferenciação de produtos. A função de oferta perfeitamente elástica pode ser racionalizada a partir da existência de capacidade ociosa na indústria ou de uma função de produção que exhibe retornos constantes ou crescentes de escala. A estimação de uma equação de demanda é tipicamente realizada com base em medidas para o preço relativo e para a renda mundial (CAVALCANTI e RIBEIRO, 1998, p. 17-19).

A estimação de equações de oferta ou demanda por meio de modelos uniequacionais é, no caso das exportações brasileiras agregadas, pouco consensual, porque em geral não parece claro se as hipóteses de identificação são satisfeitas durante todo o período amostral. Uma alternativa é estimar as duas equações de forma conjunta, supondo elasticidades-preço finitas em um sistema em que preços e quantidades são determinados de maneira simultânea. Mas, aparentemente, a estratégia de estimação que se tornou mais difundida na literatura foi a de se combinar, em uma única equação, variáveis que aparecem em equações de oferta e demanda, ou seja, partir para a estimação de uma forma reduzida. Destaca-se que a seleção das variáveis depende principalmente do grau de agregação adotado, e daí a importância de se analisarem os principais trabalhos com foco parecido.

Castro e Cavalcanti (1997) estimaram uma equação para as exportações, em dólares deflacionados pelo índice de preços no atacado (IPA) dos EUA, como uma função da taxa de câmbio real (taxa de câmbio nominal multiplicada pelo índice de incentivos às exportações e pelo IPA dos EUA dividido pelo IPA doméstico), da renda mundial (importações mundiais em valor real) e do nível de atividade doméstica (taxa de utilização da capacidade produtiva total, medida pela razão entre o PIB realizado e o potencial). O recorte temporal utilizado foi de 1955 a 1995 e as estimativas foram

realizadas com dados anuais. A análise de cointegração pelo método de Johansen (1988), partindo de um modelo de vetores autorregressivos (VAR), sugeriu a existência de um vetor, cuja elasticidade, normalizada pelas exportações, foi de 0,61 para a taxa de câmbio e de 0,93 para as importações mundiais. Testes de exogeneidade fraca indicaram não ser preciso modelar os processos marginais. Além disso, as elasticidades mudaram muito pouco no modelo restrito.

Para avaliar a relação entre as variáveis no curto prazo foi estimado um modelo de correção de erros (*error correction model* – ECM). A taxa de câmbio não foi significativa, de modo que o resultado final reportado excluiu esta variável. A elasticidade com relação à renda mundial foi estimada em 0,65 e a velocidade de ajustamento em 0,39. Por fim, Castro e Cavalcanti (1997) realizaram algumas simulações para o período 1996-2000 sob três cenários distintos, correspondentes a diferentes hipóteses de crescimento do PIB e da taxa de câmbio real. O modelo apresentou bom desempenho na projeção das exportações para o ano de 1996 e para o acumulado em quatro períodos. Os erros se situaram, respectivamente, entre -1,1% e 1,3% e 2,1% e 3,3%.

Em Cavalcanti e Ribeiro (1998), novamente foi estimada uma relação de cointegração e um ECM, agora com dados mensais entre 1977 e 1996. Adicionalmente, também foram testadas especificações autorregressivas de defasagens distribuídas (*autoregressive distributed lag* – ADL). Todavia, estes procedimentos econométricos não apresentaram resultados significantes ou de acordo com a expectativa teórica. Segundo os autores, “a dificuldade de obter uma especificação adequada para as exportações totais está, evidentemente, associada à tentativa de proporcionar uma única representação para a evolução de um agregado econômico composto por setores que (...) apresentam comportamentos bastante diferenciados” (CAVALCANTI e RIBEIRO, 1998, p. 28). Foram estimadas formas reduzidas na desagregação por fator agregado. Além de índices de preços e *quantum*, das vendas domésticas em dólares, das importações dos países industrializados e das importações dos países industrializados em valor real, foram também considerados o índice da produção da indústria geral, o PIB, um índice de produto potencial e de utilização da capacidade produtiva.

Em Cavalcanti e Frischtak (2001) também são apresentadas estimativas das exportações para a economia brasileira por meio de dois modelos, ambos para dados trimestrais coletados junto à Funcex. Um modelo autorregressivo integrado de médias

móveis (*autoregressive integrated moving average* – Arima), estimado com dados das exportações para o período compreendido entre os primeiros trimestres de 1980 e 2001, resultou num erro de 2,8% para o ano de 2001 e de 1,2% no triênio 2001-2003. Adicionalmente, os autores estimaram as relações de longo prazo entre as exportações e as variáveis explicativas do modelo, quais sejam, taxa de câmbio real (utilizando-se o IPA), importações mundiais e capacidade produtiva instalada (extraída pela aplicação do filtro Hodrick-Prescott às séries de produção física da indústria), para o período que vai do primeiro trimestre de 1980 ao quarto trimestre de 2000. A presença de quebras estruturais foi avaliada pelo método de Gregory e Hansen (1996), mas não foram encontradas evidências neste sentido. As elasticidades encontradas foram 0,61 para o câmbio real, 1,01 para as importações mundiais e 0,73 para a capacidade produtiva. No que concerne às projeções, foi adotado um modelo ADL que resultou em erros de projeção para 2001, 2002 e 2003 de 3,8%, 9,4% e -2,6%, respectivamente.

Reis *et al.* (1999), Cavalcanti (2000) e Cavalcanti, Kai e Carvalho (2002) apresentam estimativas de modelos macroeconômicos para a economia brasileira que contêm um bloco de setor externo.⁸ Apesar de serem estimadas apenas as equações de exportações desagregadas, é importante destacar a aderência das projeções do total exportado apresentadas por Cavalcanti, Kai e Carvalho (*op. cit.*) obtidas por meio da soma das exportações por fator agregado. O erro de projeção para o segundo trimestre de 2002 foi de apenas -2,1% e o erro acumulado em quatro períodos atingiu -14,5%. Do ponto de vista metodológico, cumpre destacar que estes trabalhos utilizaram cointegração e ECMs, estimando-se as exportações desagregadas como função da taxa de crescimento das importações mundiais, da taxa de câmbio real (ajustada por um índice de subsídio às exportações) e da utilização da capacidade doméstica, além de diversas *dummies*.

Em Muinhos e Alves (2003) é estimada uma função para as exportações para o período que vai do primeiro trimestre de 1988 até o segundo trimestre de 2001. O *quantum* de exportações foi regredido contra um componente autorregressivo,

8. Cavalcanti (2000) apresenta sucintamente a estrutura e o modelo desenvolvido em Reis *et al.* (1999). Ademais, foram apresentadas estimativas de longo prazo com base em dados trimestrais também reportadas em Cavalcanti (2000).

as importações mundiais, a taxa de câmbio real defasada em um período e o índice de preços das exportações, além de *dummies* sazonais e uma *dummy* para o terceiro trimestre de 1991. As elasticidades encontradas para a taxa de câmbio e para a renda mundial se mostraram significantes e iguais a 0,14 e 0,45, respectivamente.

Por fim, vale destacar a contribuição de Portugal (1993), ainda que o autor tenha utilizado a série de exportações industriais e não as exportações totais. Este trabalho também difere dos demais por estimar tanto a função de demanda como a função de oferta de exportações em um arcabouço de modelos de correção de erros. Porém, é importante sua apresentação, uma vez que, mesmo sendo o trabalho mais antigo desta breve resenha, nele o autor enfatiza a relevância de se considerar a possibilidade de mudanças paramétricas nas equações de exportações brasileiras. Os modelos são estimados com dados anuais, para o período de 1950 a 1988, e trimestrais, no período que se estende do primeiro trimestre de 1975 ao último de 1988.

Primeiramente, Portugal (*op. cit.*) estimou ECMs com coeficientes fixos para as equações de exportações industriais brasileiras. Os resultados sugeriram um rápido processo de ajustamento, dado o elevado coeficiente do termo de correção de erro. Para tratar da possibilidade de mudança paramétrica, o autor utilizou técnicas de parâmetros variáveis mediante estimações por filtro de Kalman. Os resultados desta técnica, no entanto, não produziram coeficientes variáveis, o que levou o autor a investigar mais profundamente a questão por meio de técnicas bayesianas e de *switching regressions*. Em geral, os resultados destas três técnicas distintas sugeriram que, na verdade, houve pequena variação nos coeficientes das equações de exportações industriais no período analisado.

4 METODOLOGIA

Com o objetivo de estimar uma forma reduzida para as exportações, partiu-se da hipótese de que existe uma relação de equilíbrio (possivelmente sujeita a mudanças de regimes) entre o valor das exportações agregadas brasileiras, a renda mundial e a

taxa de câmbio real.⁹ Esta hipótese é empiricamente testável e permite, ademais, obter estimativas para as elasticidades relevantes. O que é crucial notar é que o pressuposto de estabilidade paramétrica pode não ser satisfeito diante, por exemplo, de mudanças na pauta exportadora, na legislação, no regime de política cambial e na própria metodologia das séries.

Colocado de outra forma, é possível que determinada relação de equilíbrio e a própria dinâmica de curto prazo sejam válidas durante certo período e então ocorra uma mudança. Outra possibilidade é a de que exista alternância entre regimes. Esta ideia está estreitamente relacionada com a possibilidade de existência de equilíbrios múltiplos. No limite encontra-se a situação em que os coeficientes mudam o tempo todo. Nesse sentido, foram então considerados três métodos de estimação que admitem formas distintas de não linearidades, sempre partindo da teoria sobre cointegração em modelos uniequacionais. A seguir, apresenta-se uma breve revisão dos métodos utilizados neste trabalho.

4.1 COINTEGRAÇÃO, ECM E QUEBRA ESTRUTURAL

Se uma variável x_t precisa ser diferenciada d vezes para se tornar estacionária, então é dita integrada de ordem d e a notação $x_t \sim I(d)$ é empregada. Se existe uma combinação linear entre variáveis $I(d)$ que seja $I(d-b)$ para $b > 0$, então estas séries são cointegradas de ordem d, b . Formalmente, se $x_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})'$ com $x_{1t}, \dots, x_{nt} \sim I(d)$ e $\beta x_t = \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_n x_{nt} \sim I(d-b)$, então $x_t \sim CI(d, b)$.

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.

9. As regressões foram também estimadas incluindo medidas para o nível de utilização da capacidade na indústria (medido pela Confederação Nacional da Indústria – CNI) e na economia como um todo (extraído por meio do filtro Hodrick-Prescott). Estas variáveis aparecem tipicamente em equações de oferta, assim como em algumas formas reduzidas, porque as exportações podem representar uma alternativa à demanda interna para evitar aumentos na capacidade ociosa. A parte tendencial do PIB (também extraída via filtro Hodrick-Prescott), usada em alguns trabalhos como uma medida de trajetória da capacidade produtiva, foi também considerada de início. Aparentemente, estas variáveis não foram importantes para explicar as exportações brasileiras agregadas no período. Por isso, optou-se por apresentar os resultados sem estes controles adicionais.

Para tornar a exposição mais concreta, suponha-se que o logaritmo natural do volume de exportações ($\ln X$), da renda mundial ($\ln Y^w$) e da taxa de câmbio real ($\ln TCR$) sejam $I(1)$ e que existe uma relação estável de longo prazo entre estas variáveis tal que $z_t = (\ln X_t, \ln Y_t^w, \ln TCR_t)' \sim CI(1,1)$.¹⁰

Nesse caso, normalizando o vetor de cointegração pelo peso de $\ln X$ e supondo que existe apenas uma relação de longo prazo com a constante sendo o único componente determinístico nessa equação, então:

$$\ln X_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y_t^w + \alpha_2 \ln TCR_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

onde $\varepsilon_t \sim I(0)$ representa os desvios com relação ao equilíbrio, a constante α_0 representa o nível da função e as inclinações α_1 e α_2 são, respectivamente, as elasticidades de longo prazo das exportações com relação à renda mundial e a taxa de câmbio.

Segundo o teorema da representação de Granger, um vetor de variáveis $I(1)$ admite uma representação na forma de um ECM se, e somente se, for cointegrado. Sob a hipótese de exogeneidade fraca das demais variáveis explicativas,¹¹ é possível estimar e realizar inferência no seguinte modelo uniequacional:

$$\Delta \ln X_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_{1i} \Delta \ln X_{t-i} + \sum_{j=1}^{p-1} \delta_{2j} \Delta \ln Y_{t-j}^w + \sum_{k=1}^{p-1} \delta_{3k} \Delta \ln TCR_{t-k} - \lambda_x (\ln X_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 \ln Y_{t-1}^w - \alpha_2 \ln TCR_{t-1}) + v_t \quad (2)$$

em que δ são os coeficientes de impacto ou elasticidades de curto prazo, $\lambda_x > 0$ é a velocidade de ajustamento de $\ln X$ com relação à solução de longo prazo e $v_t \sim i.i.d. (0, \sigma_v^2)$.

10. Com n variáveis, é possível que existam até $n-1$ vetores de cointegração. É possível testar para a presença de mais de um vetor e estimá-los por máxima verossimilhança, conforme Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1990). Contudo, os testes (do traço e do autovalor máximo) de Johansen são válidos sob a hipótese de que o VAR de partida é congruente. Como destacado mais adiante, esta condição não é satisfeita para o caso em análise. Ver nota 28.

11. Essa hipótese requer que todo ajuste na direção da solução de longo prazo seja realizado por meio de mudanças em $\ln X$. Ou seja, exige que as velocidades de ajustamento de $\ln Y^w$ (λ_y) e de $\ln TCR$ (λ_{TCR}) sejam nulas, i.e., $\lambda_y = \lambda_{TCR} = 0$ e $\lambda_x > 0$. Esta hipótese é empiricamente testável no modelo VECM, mas exige que o modelo esteja bem especificado sob a hipótese nula.

O procedimento em dois passos proposto por Engle e Granger (1987) pode então ser utilizado para se estimarem separadamente a relação de longo prazo e a dinâmica de curto prazo. No primeiro estágio, o vetor de cointegração em (1) 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, isto é, de que as variáveis não cointegram.^{12,13} Caso se rejeite esta hipótese, estes resíduos podem então ser utilizados como o termo de desequilíbrio no segundo estágio que consiste na estimação do ECM em (2) por MQO.¹⁴

Importante notar que até o momento se supõe que a relação de cointegração é invariante no tempo. Gregory e Hansen (1996) desenvolveram uma maneira para lidar com uma quebra estrutural no vetor de cointegração em data desconhecida. Seja $T_B = \gamma T$ a data da quebra e defina a seguinte variável *dummy*:

$$\varphi_{t\gamma} = \begin{cases} 0 & \text{se } t \leq \gamma \\ 1 & \text{se } t > \gamma T \end{cases} \quad (3)$$

Posto que a mudança na relação de longo prazo pode assumir diferentes formas, três especificações são consideradas. Primeiro, permite-se uma mudança de nível:

$$\ln X_t = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{t\gamma} + \alpha_1 \ln Y_t^w + \alpha_2 \ln \text{TCR}_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

Dessa forma, o intercepto muda de μ_1 para $\mu_1 + \mu_2$ a partir de T_B . Segundo, é introduzido um controle para tendência determinística:

$$\ln X_t = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{t\gamma} + \theta t + \alpha_1 \ln Y_t^w + \alpha_2 \ln \text{TCR}_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

12. Considera-se a especificação mais simples (sem termos determinísticos) do teste ADF. Além do ajuste para o tamanho da amostra, os valores críticos precisam levar em conta a minimização da variância devido à estimação MQO no primeiro estágio.

13. O estimador MQO com variáveis cointegradas é superconsistente, no sentido de que a convergência ocorre mais rapidamente do que em regressões com variáveis estacionárias (Stock, 1987).

14. Não obstante pareça razoável admitir um efeito contemporâneo de $\Delta \ln Y^w$ e $\Delta \ln \text{TCR}$ em $\Delta \ln X$, a utilização de regressores predeterminados busca superar o problema de endogeneidade para se atingir identificação. Na prática, os termos contemporâneos são introduzidos na regressão com o objetivo de melhorar o desempenho preditivo do modelo.

Terceiro, possíveis mudanças nas inclinações são consideradas:

$$\ln X_t = \mu_1 + \mu_2 \phi_{ty} + \eta_1 \ln Y_t^w + \eta_2 \phi_{ty} \ln Y_t^w + \psi_1 \ln TCR_t + \psi_2 \phi_{ty} \ln TCR_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

Além da mudança no nível, a partir de T_B as inclinações η_1 e ψ_1 mudam para η_{1+} , η_2 e ψ_{1+} , ψ_2 , respectivamente. 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 γ que fornece a menor estatística do teste, de forma a maximizar chances de se rejeitar a hipótese nula de que as variáveis não cointegram. Na verdade, a distribuição da estatística do teste também muda de forma a considerar este algoritmo de seleção. Esta abordagem é muito parecida com aquela aplicada em testes de raiz unitária com quebra endógena. De todo modo, basta testar a estacionariedade de ε_t utilizando os valores 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.

4.2 ALTERNÂNCIA ENTRE REGIMES MARKOVIANOS

A forma como a não linearidade foi aqui abordada pode ser generalizada para se admitir alternância nos parâmetros e não apenas uma mudança de uma vez por todas, isto é, do tipo *once and for all*. Isto foi realizado com referência à contribuição seminal de Hamilton (1989) e os desenvolvimentos subsequentes que resultaram na metodologia de regressões *Markov-Switching* (MS).

A família de modelos MS possui dois componentes cruciais devido à sua natureza duplamente estocástica. O primeiro, representativo dos dados, corresponde ao mecanismo gerador de dados condicional que é, por hipótese, gaussiano. O segundo, por seu turno, é um processo não observável que indica o estado da natureza. Postula-se uma cadeia de Markov como o processo que governa a evolução dos regimes.¹⁵

15. Para uma exposição introdutória sobre modelos MS, ver Krolzig (1998).

Como este trabalho é voltado para aplicações com base na teoria da cointegração, a exposição foi realizada considerando o modelo MS autorregressivo de ordem p com posto r de cointegração e M regimes ou MSCI(M,r)-VAR(p) na terminologia de Krolzig (1997, cap. 13), também conhecido como MS(M)-VECM($p-1$).

Com referência às variáveis consideradas neste trabalho, a forma mais geral para esse modelo é a seguinte:

$$\Delta \ln X_t = \delta_0(s_t) + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_{1i}(s_t) \Delta \ln X_{t-i} + \sum_{j=1}^{p-1} \delta_{2j}(s_t) \Delta \ln Y_{t-j}^w + \sum_{k=1}^{p-1} \delta_{3k}(s_t) \Delta \ln TCR_{t-k} + \\ - \lambda_X(s_t) (\ln X_{t-1} - \alpha_0(s_t) - \alpha_1(s_t) \ln Y_{t-1}^w - \alpha_2(s_t) \ln TCR_{t-1}) + v_t \quad (7)$$

em que $v_t \sim n.i.d. (0, \sigma_v^2(s_t))$ e $s_t \in \{1, \dots, M\}$.

Esse modelo irrestrito é classificado como MSIAH(M)-VECM($p-1$), I , A e H indicando, respectivamente, que o intercepto, as inclinações e a matriz de covariância dependem do estado da natureza s_t . Além disso, é preciso também definir um processo gerador para os regimes, de tal modo que seja possível inferir sobre a evolução da variável não observável por meio dos dados.

Em modelos MS, a evolução da variável s_t obedece a uma cadeia de Markov homogênea com tempo e estados discretos:

$$\Pr(s_t = j | s_{t-1} = i, s_{t-2} = k, \dots) = \Pr(s_t = j | s_{t-1} = i) = p_{ij}, \sum_{j=1}^M p_{ij} = 1 \\ \text{para todo } i, j \in \{1, \dots, M\}. \quad (8)$$

Importante notar que a condição de homogeneidade assegura que os p_{ij} são invariantes no tempo. Com M regimes, há $M \times M$ probabilidades e é útil reuni-las em uma matriz de transição P , tal que:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & \dots & p_{1M} \\ p_{21} & p_{22} & \dots & p_{2M} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{M1} & p_{M2} & \dots & p_{MM} \end{bmatrix} \quad (9)$$

Admite-se, ademais, que a cadeia de Markov seja ergódica e irredutível. A condição de ergodicidade garante que existe uma distribuição de probabilidade estacionária ou incondicional para os regimes. Por sua vez, a irredutibilidade significa que o vetor de probabilidades incondicionais é estritamente positivo.¹⁶

A estimação de modelos MS envolve uma dificuldade importante devido à necessidade de se estimarem os parâmetros do processo gerador de dados condicional e as probabilidades de transição da cadeia de Markov de maneira conjunta, sendo os regimes não observáveis. A estimação se dá pelo método da máxima verossimilhança (MV), mas a função de verossimilhança adquire uma natureza recursiva porque a inferência ótima em t depende da inferência ótima em $t-1$. Nestas condições, a função de verossimilhança não pode ser maximizada pelos procedimentos usuais.

Em geral, utiliza-se o algoritmo EM juntamente com o filtro BLHK.¹⁷ Este algoritmo corresponde a uma técnica de estimação iterativa por MV. O processo é iniciado com um valor arbitrário para o vetor de parâmetros. Cada iteração do algoritmo EM envolve uma passagem pelo filtro BLHK, seguida da atualização das condições de primeira ordem e das estimativas dos parâmetros, o que produz um incremento na função de verossimilhança. Este processo é repetido até que se atinja convergência.¹⁸

Com relação especificamente ao modelo MS-VECM, Krolzig (1997, p. 311) ressalta que os coeficientes da dinâmica de curto prazo e a velocidade de ajustamento em (7) podem ser estimados de forma análoga a regressões MS estacionárias. As implicações de mudanças na relação de cointegração, por seu turno, não parecem claras.

16. Uma cadeia de Markov é ergódica se a matriz de transição P possui um autovalor unitário e os demais se encontram dentro do círculo unitário. Para mais detalhes sobre estes conceitos, ver Hamilton (1994, cap. 22).

17. EM é uma sigla para *Expectation Maximization*. Cada rodada do processo iterativo envolve um passo de "expectativas" e outro de "maximização" com o auxílio do filtro e suavizador BLHK, assim denominado devido às importantes contribuições de Baum, Lindgren, Hamilton e Kim para o seu desenvolvimento. Para uma descrição detalhada deste processo, ver Krolzig (1997, cap. 5 e 6).

18. A função de densidade de probabilidade não possui um máximo global. (Hamilton, 1994, p. 689). Em geral, a convergência se dá na direção de um máximo local razoável. Krolzig (1997, p. 126) destaca que, nestas condições, é importante realizar estimações partindo de valores iniciais alternativos.

Com isso, duas estratégias de estimação foram consideradas. Primeiro, reportaram-se resultados do vetor de cointegração permitindo mudança de regime. Segundo, estimou-se o modelo MS-VECM pelo procedimento em dois estágios utilizando os resíduos da estimação por MQO da relação de longo prazo.

Uma última questão relevante é o procedimento empregado para a seleção de modelos. A determinação do número de regimes e de quais coeficientes podem mudar entre estados da natureza é não trivial. Testes para a determinação do número de regimes possuem distribuição assintótica não normal devido à presença de parâmetros *nuisance* sob a hipótese nula (KROLZIG, 1997, p. 144-47). Com isso, em geral considera-se um número pequeno de estados da natureza (dois ou três). Importante notar que o número de parâmetros a serem estimados cresce de forma quadrática com o número de regimes.

Isso posto, resta esclarecer como se dá a escolha dos parâmetros que podem estar sujeitos a não linearidades. Krolzig (1997, cap. 7) propõe uma estratégia *bottom-up* para a seleção de modelos em que inicialmente se restringem os efeitos de alternância de regimes a um número limitado de parâmetros, e então se testa este modelo contra especificações mais gerais. Contudo, para selecionar especificações para o vetor de longo prazo, seguiu-se Morais e Portugal (2005), ao utilizarem-se critérios de informação, dado que são amplamente aceitos como forma de seleção entre modelos não aninhados.¹⁹ Para a dinâmica de curto prazo, a seleção dos modelos foi realizada com base no desempenho na projeção fora da amostra.

4.3 PARÂMETROS VARIÁVEIS EM MODELOS DE ESPAÇO-ESTADO

Os modelos lineares e de cointegração com quebra e por MS apresentados podem ser considerados versões restritas de uma especificação mais geral. Nesse sentido, apresentam-se também neste trabalho os resultados de especificações para a relação de cointegração com parâmetros variáveis estimadas conforme a modelagem estrutural ou de espaço-estado.²⁰

19. Morais e Portugal (2005), ao estimarem modelos MS-VECMs para as importações brasileiras, estimam inicialmente modelos mais gerais (com três regimes e todos os parâmetros variando) e então testam estas especificações contra modelos mais restritos (com dois regimes e número mais limitado de parâmetros sujeitos a não-linearidades).

20. Importante notar que virtualmente todas as especificações econométricas admitem uma representação na forma de um modelo de espaço-estado restrito.

Essa abordagem se desenvolveu principalmente a partir de Harvey (1989). 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.

No caso da relação de longo prazo para as exportações, a especificação mais geral assume a seguinte forma:

$$\ln X_t = \alpha_{0,t} + \alpha_{1,t} \ln Y_t^w + \alpha_{2,t} \ln TCR_t + \chi_{1,t} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim \text{n.i.d. } (0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (10)$$

onde ε_t é o componente irregular e χ_t é a sazonalidade.

A sazonalidade pode ser tratada de forma estocástica e, no caso de dados trimestrais, evolui conforme as seguintes relações:

$$\begin{aligned} \chi_{1,t+1} &= -\chi_{1,t} - \chi_{2,t} - \chi_{3,t} + \omega_t, \quad \omega_t \sim \text{n.i.d. } (0, \sigma_\omega^2) \\ \chi_{2,t+1} &= \chi_{1,t}, \\ \chi_{3,t+1} &= \chi_{2,t}, \end{aligned} \quad (11)$$

em que as perturbações ω_t permitem que a sazonalidade mude no tempo.

Todos os demais parâmetros foram indexados por t com o objetivo de se ressaltar que também podem não ser tempo-invariantes. A definição do mecanismo gerador dos dados fica então completa ao se definir como o nível e as elasticidades evoluem:

$$\begin{aligned} \alpha_{0,t+1} &= \alpha_{0,t} + \xi_t, \quad \xi_t \sim \text{n.i.d. } (0, \sigma_\xi^2) \\ \alpha_{1,t+1} &= \alpha_{1,t} + \zeta_t, \quad \zeta_t \sim \text{n.i.d. } (0, \sigma_\zeta^2) \\ \alpha_{2,t+1} &= \alpha_{2,t} + \varsigma_t, \quad \varsigma_t \sim \text{n.i.d. } (0, \sigma_\varsigma^2) \end{aligned} \quad (12)$$

Como fica claro nessas equações, esses parâmetros são modelados como passeios aleatórios. Importante ressaltar que se pressupõe que o componente irregular (ε_t), as perturbações da sazonalidade (ω_t), do nível (ξ_t), e das inclinações (ζ_t e ς_t) são serialmente e mutuamente independentes.

Neste método, a estimação se dá por MV com o auxílio do filtro de Kalman. O procedimento é semelhante àquele utilizado na maximização da função de verossimilhança em modelos MS.²¹

A estratégia de estimação consistiu em partir de um modelo geral na forma de (10) e realizar análises de diagnóstico para checar principalmente normalidade, independência e homocedasticidade dos termos estocásticos. Modelos mais parcimoniosos foram então estimados conforme as variâncias dos parâmetros pareceram ou não diferir de zero, tendo sido também utilizados critérios de informação para se compararem os modelos. Destaca-se que o desempenho dos modelos na projeção fora da amostra foi também avaliado.

5 DESCRIÇÃO E ANÁLISE PRELIMINAR DOS DADOS

A análise empírica foi realizada com base em dados trimestrais para o período compreendido entre o primeiro trimestre de 1995 e o segundo de 2010, totalizando 62 observações. No entanto, as regressões foram estimadas com a amostra truncada no segundo trimestre de 2009 porque um dos objetivos deste trabalho é identificar modelos de projeção para as exportações agregadas brasileiras.

QUADRO 1
Descrição e fonte dos dados

Variável	Sigla	Medida	Unidade	Descrição	Fonte	Tabela/Código
Exportações brasileiras	X	Exportações de bens e serviços não-fatores FOB.	R\$ milhões encadeados a preços de 1995, em logaritmo natural.	-	IBGE/SCN, Contas Trimestrais ref. 2000.	Tabela 9
Renda do resto do mundo	Yw	Importações mundiais, CIF.	US\$ bilhões a preços constantes de 1995, em logaritmo natural.	Série em US\$ bilhões correntes deflacionada pelo índice de valor unitário das importações mundiais em termos do dólar norte-americano.	FMI/IFS.	Códigos 00175..DZF... e 00171..DZF...
Taxa de câmbio	TCR	Taxa de câmbio real com relação ao dólar norte-americano.	R\$/US\$, em logaritmo natural.	Média entre as taxas de câmbio nominal de compra e venda (médias no trimestre) multiplicada pela razão entre os IPAs americano e brasileiro.	BCB/SGS (taxa de câmbio nominal) e FMI/IFS (IPAs).	Códigos 3697 e 3698 para as taxas de câmbio e 11163...ZF... e 22363...ZF... para os IPAs

Elaboração dos autores.

21. Para mais detalhes, ver Commandeur e Koopman (2007, p. 84-89).

Além de uma medida para as *exportações brasileiras*, foram consideradas as variáveis *renda do resto do mundo* e *taxa de câmbio real*. O quadro 1 apresenta uma descrição sumária dos dados.

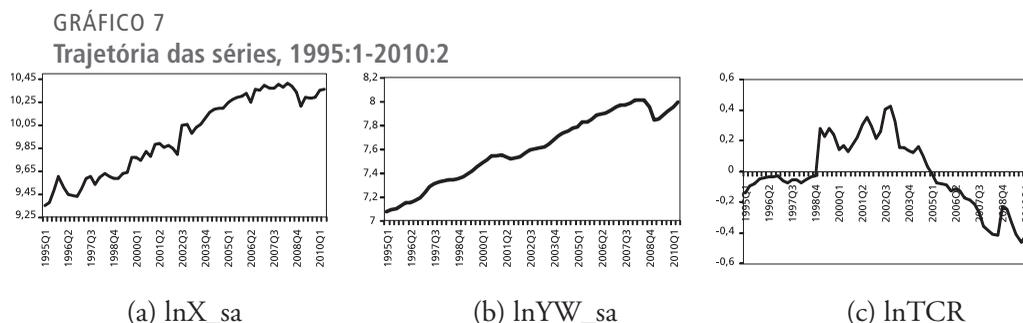
Como medida do volume das exportações foram utilizados dados das *exportações de bens e serviços não fatores FOB (free on board)* em milhões de reais encadeados a preços de 1995 da nova série (referência 2000) das *Contas Nacionais Trimestrais*, divulgadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Entende-se que a utilização dos dados das *Contas Nacionais* é uma contribuição importante deste trabalho. Em geral, são utilizados dados da Secex/MDIC obtidos da Funcex ou do BCB, que são, na verdade, as fontes primárias dos dados do IBGE.²²

Como *proxy* para a renda do resto do mundo, foi utilizado o *volume de importações mundiais*, definido como o valor das importações mundiais em bilhões de dólares correntes deflacionado pelo valor unitário das importações mundiais em termos do dólar a preços de 1995. Ambas as séries são divulgadas pelo Fundo Monetário Internacional (FMI) na base de dados *International Financial Statistics (FMI/IFS)*. A medida de taxa de câmbio utilizada foi a *taxa de câmbio real com relação ao dólar*. Esta série foi construída multiplicando-se a taxa de câmbio nominal média trimestral (divulgada em BCB/SGS) pela razão entre os IPAs dos Estados Unidos e do Brasil (disponíveis em FMI/IFS).

A transformação logarítmica foi realizada nessas três séries com o objetivo de se estabilizarem as variâncias e torná-las estacionárias no segundo momento de suas distribuições. Isto possibilita, ademais, interpretar as inclinações como elasticidades. Uma vez que foram utilizadas técnicas não lineares de econometria de séries temporais, isto não necessariamente acarreta a imposição de elasticidades constantes, tal como no caso linear.

22. As fontes primárias e a metodologia utilizadas para obtenção da série de exportações de bens e serviços foram descritas em mais detalhes na seção 2 deste trabalho.

Diante do mercado padrão sazonal observado para as exportações brasileiras e para a *proxy* da renda do resto do mundo, optou-se por dessazonalizá-las pelo procedimento X12.²³ O gráfico 7 apresenta a evolução das séries utilizadas neste trabalho.



A inspeção visual das séries permite identificar algumas de suas características básicas. A possibilidade de quebras estruturais se apresenta com maior clareza nas séries das exportações brasileiras e das importações mundiais, notadamente em 2001. A série da taxa de câmbio apresenta alguns picos com observações aberrantes, em que se destacam aquelas de 1999, 2001 e 2003. Importante notar ainda que todas as séries foram, de alguma maneira, impactadas pela crise em 2008/2009.

Testes para a presença de raiz unitária foram realizados, pressupondo no máximo uma raiz sobre ou fora do círculo unitário. Devido às características específicas de cada série, diferentes testes foram utilizados. A tabela 5 adiante – na qual se procurou tornar claro o comportamento das séries sugerido pelas hipóteses nula e alternativa – apresenta estes resultados.²⁴

23. Não se trabalhou com integração ou cointegração sazonal neste estudo. As séries sem ajuste sazonal somente são utilizadas em modelos de espaço-estado que modelam diretamente o termo de sazonalidade (seção 6.1)

24. O teste ADF foi realizado no *software* E-views versão 6.0. Os testes Zivot-Andrews e Lee-Strazichich foram realizados no *software* WinRats versão 7.0, por meio dos procedimentos zivot.src e lsunit.src, disponíveis em <<http://www.estima.com>>.

TABELA 5
Testes para a presença de raiz unitária

Teste	Hipóteses nula (H_0) e alternativa (H_A)		Estatísticas do teste (do tipo τ)		
	H_0	H_A	$\ln X_{sa}$	$\ln Y^w_{sa}$	$\ln TCR$
ADF- τ_t	Passeio aleatório com tendência quadrática	Estacionária em torno de uma tendência	-2,455	-2,828	-
ADF- τ_μ	Passeio aleatório com deslocamento	Estacionária em nível	-1,374	-1,181	-0,500
ADF- τ	Passeio aleatório puro	Estacionária em nível	-	-	-0,477
Zivot-Andrews (modelo C)	Passeio aleatório com deslocamento	Estacionária em nível	-4,666	-4,540	-
	(sem quebra)	(com uma quebra)	[2006:3]	[2005:4]	-
Lee-Strazicich (modelo C)	Passeio aleatório com deslocamento	Estacionária	-6,470 ¹	-6,303 ²	-
	(com duas quebras)	(com duas quebras)	[2003:3; 2008:3]	[2001:2; 2008:2]	-

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Rejeita H_0 a 1%.

² Rejeita H_0 a 5%.

Obs.: 1. O número de defasagens da primeira diferença nas regressões dos testes foram selecionadas pelo critério de Schwarz.

2. As datas estimadas para as quebras pelos procedimentos de Zivot-Andrews e Lee-Strazicich encontram-se em colchetes.

Dado que pelo teste ADF não foi possível rejeitar a hipótese nula de raiz unitária em nenhum dos casos, o teste de Zivot e Andrews (1992) foi realizado, permitindo quebra endógena no nível e na inclinação da função tendência conforme o modelo C de Perron (1989). Neste caso, também não foi possível rejeitar que as séries evoluem conforme passeios aleatórios. Em seguida foi realizado o teste de Lee e Strazicich (2003), que permite duas quebras sob as hipóteses nula e alternativa. Por este teste, conclui-se que as séries das exportações e da renda mundial são estacionárias, observando-se que as quebras pareceram significantes na regressão do teste.²⁵

A não unanimidade entre os resultados dos testes de raiz unitária com quebra para a série de exportações e renda mundial coloca em dúvida a validade das análises baseadas em técnicas de cointegração, dado que testes do tipo Engle-Granger tendem a rejeitar a hipótese nula de não cointegração mais vezes do que o indicado pelo nível de significância selecionado quando as séries são estacionárias.

25. Note-se que os testes de Zivot-Andrews e Lee-Strazicich não se aplicam no caso da série da taxa de câmbio porque esta variável não exibe uma trajetória decididamente crescente ou decrescente.

Importante notar, contudo, que a estimação de relações de cointegração com séries “quase-integradas” é bem estabelecida na literatura, dado que séries persistentes que revertem à média podem gerar regressões espúrias. 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 e ÖSTERHOLM, 2007; BEECHEY, HJALMARSSON e ÖSTERHOLM, 2009). Tendo em vista que os autores deste Texto para Discussão desconhecem uma maneira bem resolvida de lidar com tal incerteza na presença de quebras nas séries individualmente, e possivelmente no vetor de longo prazo, os testes de cointegração foram interpretados supondo que as séries são integradas.

6 RESULTADOS E ANÁLISES

Esta seção apresenta especificações econométricas para as exportações agregadas que envolvem estimativas para as elasticidades de longo prazo e a dinâmica de curto prazo. A melhor aproximação para a relação de cointegração foi investigada por meio de modelos lineares e regressões estáticas com alternância entre regimes e parâmetros variáveis. A dinâmica de curto prazo foi analisada por meio de ECMs lineares e de modelos dinâmicos de alternância de regime, denominados MS-VECMs. Em todas as regressões, o recorte temporal foi de 1995 até o segundo trimestre de 2009. Ao final desta seção apresentam-se algumas notas com relação à projeção fora da amostra com base em modelos selecionados.

6.1 CARACTERIZAÇÃO DA RELAÇÃO DE LONGO PRAZO

Os testes de cointegração de Engle-Granger e Gregory-Hansen indicaram que existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as exportações brasileiras, a renda do resto do mundo e a taxa de câmbio real.²⁶ Não foi possível rejeitar a hipótese nula apenas na

26. Os testes Engle-Granger e Gregory-Hansen foram realizados no *software* WinRats 7.0 por meio dos procedimentos `egtest.src`, `gregoryhansen.src` e `mackinnoncv.src`, disponíveis em <<http://www.estima.com>>.

especificação do teste Engle-Granger com tendência determinística. A tabela 6 mostra os resultados dos testes de cointegração e os vetores estimados conforme cada especificação.^{27,28}

TABELA 6
Elasticidades de longo prazo por MQO

Variável	EG		GH-C		GH-C/T		GH-FB	
	Equação (1)		Equação (4)		Equação (5)		Equação (6)	
	Coef.	Estat. t	Coef.	Estat. t	Coef.	Estat. t	Coef.	Estat. t
Constante	0,843	3,299	2,388	6,468	2,800	2,742	4,660	4,713
Du99q2	-	-	-	-	-	-	-7,449	-5,922
Du02q2	-	-	0,139	5,107	-	-	-	-
Du02q4	-	-	-	-	0,153	5,407	-	-
Tendência	-	-	-	-	0,000	0,334	-	-
lnY ^w _sa	1,193	35,585	0,981	19,660	0,924	6,452	0,668	4,930
Du99q2*lnY ^w _sa	-	-	-	-	-	-	0,992	5,887
lnTCR	0,009	0,204	0,007	0,197	0,053	1,457	-0,021	-0,131
Du99q2*lnTCR	-	-	-	-	-	-	0,378	2,082
Estatística do teste	- 3,676 ¹		- 5,589 ³		- 5,581 ³		-5,750 ²	
R2 ajustado	0,962		0,974		0,976		0,977	
Durbin-Watson	0,784		1,426		1,424		1,446	

Elaboração dos autores

Notas: ¹ Cointegra a 10%.

² Cointegra a 5%.

³ Cointegra a 1%.

A especificação linear de Engle-Granger, indicada por EG, sugere que as exportações agregadas são pouco sensíveis à taxa de câmbio no longo prazo, respondendo primordialmente às variações na renda mundial. As elasticidades foram estimadas em 0,01 e 1,19, respectivamente. Este resultado se manteve

27. Reportam-se as estatísticas-t na tabela 6, mas ressalta-se que a distribuição assintótica dos coeficientes apenas segue uma distribuição normal em casos especiais porque os erros-padrão não são consistentes. (Enders, 2010, p. 425-27).

28. Note-se que se pressupôs a existência de apenas um vetor de longo prazo e que a renda do resto do mundo e a taxa de câmbio são variáveis fracamente exógenas. O passo seguinte consistiu em uma tentativa de se testar para a presença de mais de um vetor de cointegração e checar se a hipótese de exogeneidade fraca das variáveis explicativas é satisfeita. Contudo, o VAR de partida pareceu claramente não congruente com os dados. O VAR se mostrou muito persistente, necessitando de até cinco defasagens para tornar o resíduo não autocorrelacionado e normal. Os testes de cointegração de Johansen indicaram para a presença de mais de dois vetores em especificações plausíveis – isto é, com constante apenas no vetor de cointegração e com constante no vetor e no VAR –, o que não é possível com apenas três variáveis. Além disso, os testes Chow *forecast* e CUSUM, realizados no *software* JMulTi, indicaram instabilidade no VAR.

nas especificações Gregory-Hansen com quebra de nível com e sem tendência, denominadas GH-C e GH-C/T. As elasticidades foram, respectivamente, de 0,01 e 0,05 com relação à taxa de câmbio. Ambas as especificações indicam uma elasticidade-renda menor com uma mudança de nível positiva em 2002, quando houve uma intensificação nas relações comerciais. No modelo GH-C, a data da quebra foi estimada para o segundo trimestre e a elasticidade-renda foi de 0,98. Segundo o modelo GH-C/T, a quebra teria ocorrido no quarto trimestre, sendo a elasticidade-renda de 0,92.

Os resultados do modelo denominado GH-FB, com mudança na constante e nas inclinações, sugerem uma mudança nas elasticidades no segundo trimestre de 1999, logo após a mudança no regime cambial, quando também teria ocorrido uma mudança negativa no nível da relação de longo prazo. A elasticidade-renda teria passado de 0,67 para 1,66, enquanto a elasticidade com relação à taxa de câmbio teria saído de algo em torno de 0 para 0,36.

Não é possível afirmar, de saída, qual a melhor representação para a relação de longo prazo.²⁹ Para checar se há não linearidades na relação de longo prazo e quais as suas principais propriedades, foram estimadas regressões estáticas com alternância entre regimes e modelos de espaço-estado com parâmetros variáveis.³⁰

As regressões Markov-Switching foram estimadas com dois e três regimes, permitindo-se alternância apenas no intercepto (MSI), no intercepto e na variância (MSIH), no intercepto e nos regressores estocásticos (MSIA) e no intercepto, na

29. Em particular, não é possível concluir que houve quebra na relação de longo prazo. O teste de cointegração com quebra não constitui evidência com relação à existência ou não de mudança de regime, posto que a hipótese alternativa contém como caso especial uma relação de cointegração invariante. Com isso, a data da quebra é identificável somente se não se rejeita a hipótese nula pelo procedimento de Engle-Granger, conforme destacam Gregory e Hansen (1996, p. 177). Avaliar a significância das *dummies* como evidência de cointegração não é prudente, dado que é possível fazer inferência no vetor de cointegração apenas em casos especiais.

30. As regressões MS e de espaço-estado foram estimadas com uso dos pacotes PcGive 13.0 e STAMP 8.2, respectivamente, no *software* Oxmetrics 6.01.

variância e nos regressores estocásticos (MSIAH).³¹ Os modelos foram estimados também com tendência determinística, mas destaca-se que tais especificações tiveram desempenho muito ruim na projeção fora da amostra e, por isso, foram descartadas.

A tabela 7 mostra os resultados das regressões MS estáticas para as especificações MSIA(2) e MSIH(3), selecionados como os melhores modelos pelos critérios de Schwarz e Akaike, respectivamente. Além das estimativas para os coeficientes e desvios-padrão, foram apresentados alguns testes de diagnóstico nos modelos. Entre estes, cumpre destacar que sempre foi possível rejeitar linearidade. Este resultado se manteve para todas as especificações estimadas, indicando fortemente a presença de não linearidade nos dados.

TABELA 7
Elasticidades de longo prazo por regressões MS estáticas

Variável	Modelo MSIA(2)				Modelo MSIH(3)					
	Regime 0		Regime 1		Regime 0		Regime 1		Regime 2	
	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor
Constante	2,242	0,001	2,133	0,000	2,222	0,000	2,320	0,000	2,397	0,000
lnYw_sa	0,999	0,000	1,033	0,000	1,001	0,000	-	-	-	-
lnTCR	0,073	0,360	0,069	0,058	-0,044	0,011	-	-	-	-
Desvio-padrão	0,035	0,000	-	-	0,031	0,000	0,012	0,000	0,027	0,000
Probab. de transição, $p_{ij}=p(i j)$										
p(0 0)	0,929	0,000			0,874	0,000				
p(0 1)	0,035	0,313			0,179	0,124				
p(1 0)	-	-			0,082	0,154				
p(1 1)	-	-			0,561	0,001				
p(1 2)	-	-			0,145	0,096				
Datação dos regimes	1995:1-1995:2/ 1996:2-2002:2		1995:3-1996:1/ 2002:3-2009:2		1995:1-1995:2/ 1996:2-2000:4/ 2002:1-2002:2		1995:3/ 1996:1/ 2001:1-2001:4/ 2006:2/ 2008:1- 2009:1		1995:4/ 2002:3- 2006:1/ 2006:3- 2007:4/ 2009:2	
Teste LR linearidade	41,334	0,000			53,594	0,000				
Normalidade	1,318	0,517			1,517	0,468				
Teste Portmanteau	1,364	0,506			0,191	0,909				
ARCH F	0,152	0,860			0,128	0,880				

Elaboração dos autores.

Nota: O teste de normalidade é uma versão modificada do teste Jarque-Bera. O teste de autocorrelação Portmanteau e o teste ARCH foram realizados com duas defasagens.

31. Alguns modelos não convergem através do procedimento EM. Nestes casos, foi preciso utilizar a função programação quadrática sequencial factível (SQPF) após algumas iterações iniciais via EM.

A elasticidade-renda se situou sempre próxima de 1,0 e a elasticidade com relação à taxa de câmbio se manteve próxima de 0, tanto no modelo MSIH(3) quanto nos dois regimes da especificação MSIA(2). O nível da função se situou no mesmo patamar indicado pelas regressões Gregory-Hansen com quebra na constante e elasticidades fixas. Com relação à datação dos regimes, destaca-se sempre a ocorrência de um regime persistente a partir do terceiro trimestre de 2002.

Segundo a especificação MSIA(2), o nível e a elasticidade das exportações com relação à taxa de câmbio teriam tido uma pequena redução, enquanto a elasticidade-renda foi ligeiramente maior mas ainda muito próxima de 1,0. Este regime (regime 1) se estende até o final do período amostral no segundo trimestre de 2009, sendo a probabilidade de transição na direção do outro estado da natureza (regime 0) muito baixa, cerca de 0,03. É fundamental destacar que este modelo aparentemente não tem muita semelhança com a estimativa MQO com mudança nas inclinações, seja no tocante à data predita para a mudança paramétrica, seja à magnitude para as elasticidades e o próprio nível da relação de longo prazo.

No modelo MSIH(3), o regime persistente a partir de 2002 (regime 2) é caracterizado pelo nível mais elevado para a relação de longo prazo e uma variância um pouco menor, comparada com a que foi estimada para o regime de menor nível (regime 0) e de maior ocorrência antes da mudança no terceiro trimestre de 2002. A partir de então, a alternância se dá entre um regime de nível intermediário e variância mínima (regime 1) e o regime de nível mais elevado e volatilidade superior (regime 2), que teria sido interrompido brevemente no segundo trimestre de 2006 e então se estendido até o final de 2007, voltando a ocorrer somente no último trimestre do período amostral. Os níveis nos dois regimes são bastante parecidos, de modo que a alternância entre estes estados da natureza parece ter sido predita principalmente devido a mudanças na volatilidade.

A seguir apresentam-se os resultados das estimações dos modelos de espaço-estado, também conhecidos como estruturais. Esta metodologia permite tratar todos os parâmetros como variáveis no tempo, sendo possível inclusive modelar a sazonalidade das séries como estocástica ou fixa. A tabela 8 mostra os resultados das especificações selecionadas tanto com o uso de séries dessazonalizadas quanto com as séries originais – e, portanto, modelando diretamente a sazonalidade.

TABELA 8
Elasticidades de longo prazo segundo Modelos de Espaço-Estado

Variável	Modelo EE-1:	Modelo EE-2:	Modelo EE-3:
	Com nível, sazonalidade e elasticidades fixos e tendência estocástica	Com nível, sazonalidade e elasticidades fixos e tendência estocástica + análise de intervenção	Com nível estocástico e elasticidades fixas e sem o termo de tendência + análise de intervenção
lnY ^{w+}	0,98 ³	0,96 ³	0,96 ³
lnTCR ⁺	0,11	0,10	0,03
Nível ⁺	2,54	2,71 ¹	entre 2.52 e 2.61
Inclinação ⁺	entre -0.005 e 0.015	entre 0 e 0.1	NA
Quebra no nível	NA	-	0.15 ³ (2002:3)
Quebra na inclinação	NA	-	-
Outlier	NA	-0.16 ³ (2002:2)	0.17 ³ (1995:4)
Teste sazonalidade	81,68 ³	115,53 ³	NA
Convergência	muito forte	muito forte	muito forte
Q(9)	8,58	12,64	4,97
H(17)	0,47	0,44	0,65
N(2)	4,49	5,53 ¹	1,19
AIC	-5,47	-5,63	-6,24
BIC	-5,18	-5,31	-6,03

Notas: ¹, ², ³ indicam rejeição da hipótese nula a 10%, 5% e 1%, respectivamente. NA significa "não se aplica". + indica valores para o vetor de estado final (2009:2). O teste Q de independência se baseia na estatística de Box-Ljung de correlação dos resíduos. A hipótese nula é que os resíduos não são autocorrelacionados. No teste H, a hipótese nula é a de homocedasticidade. O teste N baseia-se na estatística Jarque-Bera e tem como hipótese nula que os resíduos seguem uma distribuição normal. Em modelos de espaço-estado estes testes são realizados nos resíduos de previsão padronizados. Para mais detalhes, ver Commandeur e Koopman (2007, cap. 8) e Koopman *et al.* (2007).

Obs.: O teste de sazonalidade foi aplicado nos modelos estimados com as variáveis sem ajuste sazonal. Neste caso, a sazonalidade é tratada no próprio processo de estimação. Quando utilizadas variáveis com ajuste sazonal, o termo de sazonalidade é excluído do modelo e o teste não se aplica (NA).

Como se pode observar, um resultado importante que se infere do uso dessa metodologia é que a dessazonalização das séries não parece ter alterado significativamente os resultados, uma vez que os parâmetros obtidos são semelhantes independentemente da maneira como se trata a questão da sazonalidade.³²

Os resultados das estimações de espaço-estado sugerem que a maior parte da alteração paramétrica da função exportações no período ocorre no nível da função, cuja magnitude é muito parecida com aquelas obtidas com os modelos de alternância de regime e de cointegração com quebra. Todos os modelos em que se utilizou a opção de identificação automática de *outliers* e/ou mudanças na constante indicaram ao menos

32. Esse fenômeno também foi verificado nos demais modelos estimados e não reportados. A única exceção se refere ao modelo com nível, sazonalidade e elasticidades estocásticos e sem o termo de tendência, no qual a elasticidade com relação à taxa de câmbio sem ajuste sazonal foi de 0,01 contra 1,07 com o ajuste.

uma alteração no nível da equação a partir de 2002. Além disso, no que concerne às elasticidades, os resultados parecem corroborar as ordens de grandeza obtidas anteriormente. A elasticidade-renda se manteve muito próxima a 1,0 e o coeficiente da taxa de câmbio foi sempre muito pequeno e não significativo em todos os modelos.

Assim, salienta-se que existem fortes evidências de que ocorreu uma mudança de nível positiva na relação de longo prazo entre as exportações agregadas, a renda mundial e a taxa de câmbio real, possivelmente influenciada pela maior intensidade nas relações comerciais a partir de 2002. Aparentemente, não houve mudança significativa na magnitude das elasticidades. A introdução de um termo de tendência determinística também não parece ser apropriado com base nas análises realizadas, o que implicaria, ademais, tendência quadrática nos dados. Destarte, a melhor representação para a relação de equilíbrio entre as variáveis consideradas parece ser o vetor de cointegração de Gregory-Hansen com uma quebra na constante no segundo trimestre de 2002. Contudo, para investigar a dinâmica de curto prazo, não se descarta a especificação mais simples, ou seja, o modelo Engle-Granger.

6.2 ESTIMAÇÕES PARA A DINÂMICA DE CURTO PRAZO

O passo seguinte consistiu então na estimação de representações para a dinâmica de curto prazo com base nas relações de cointegração selecionadas, partindo do mesmo recorte temporal usado nas estimações das relações de longo prazo. Mais adiante, as projeções das regressões estáticas e dos modelos dinâmicos, realizadas para o período do terceiro trimestre de 2009 ao segundo trimestre de 2010, são confrontadas.

A estratégia de estimação envolveu o procedimento do geral para o particular, partindo de no máximo quatro defasagens de cada regressor e para os termos de dinâmica, isto é, da variável dependente defasada. Este procedimento forneceu dois modelos (ECM_EG1 e ECM_GH1), um para cada vetor de cointegração. Estas especificações, no entanto, não apresentaram bom desempenho na projeção fora da amostra. Depois de várias experimentações, concluiu-se que a representação de curto prazo que melhor projeta as exportações agregadas, como se verá adiante, é uma regressão pela origem e apenas com a diferença da renda mundial defasada (ECM_EG2 e ECM_GH2).

TABELA 9
Dinâmica de curto prazo, ECMs por MQO

Variável	ECM_EG1		ECM_EG2		ECM_GH1		ECM_GH2	
	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor
Constante	-0,001	0,885	-	-	0,000	0,953	-	-
$d\ln Y^w_{sa_t}$	1,292	0,000	-	-	1,193	0,000	-	-
$d\ln Y^w_{sa_{t-1}}$	-	-	0,612	0,042	-	-	0,581	0,028
$d\ln TCR_{t-1}$	0,121	0,282	-	-	0,098	0,306	-	-
$Deseq_{t-1}$	-0,381	0,001	-0,359	0,005	-0,685	0,000	-0,685	0,000
R2 ajustado	0,332		NA		0,515		NA	
Breusch-Godfrey	0,847	0,435	2,471	0,094	3,403	0,041	1,393	0,257
White	0,783	0,633	5,141	0,001	0,477	0,882	1,894	0,112
ARCH	0,872	0,424	0,180	0,835	0,534	0,589	0,280	0,757
Ramsey RESET	0,021	0,886	6,413	0,014	2,135	0,150	6,863	0,011
Jarque-Bera	9,589	0,008	5,205	0,074	7,756	0,021	3,880	0,144

Elaboração dos autores.

Obs.: Os testes Breusch-Godfrey e ARCH foram realizados com duas defasagens. O teste de White contém termos cruzados. Nas regressões pela origem, o R2 ajustado não se aplica (NA).

Esses resultados constam da tabela 9. As quatro especificações mostram que a dinâmica de curto prazo é simples e que a taxa de crescimento de equilíbrio das exportações agregadas (a constante nestas regressões) é nula. Nota-se, ademais, que a correção dos desequilíbrios na direção da solução de longo prazo ocorre em cerca de cinco trimestres quando o vetor de cointegração subjacente é linear, posto que as velocidades de ajustamento se situaram em torno de 0,38 e 0,36. Para o vetor de longo prazo com quebra de nível no segundo trimestre de 2002, as velocidades de ajustamento foram estimadas em aproximadamente 0,69, indicando que a correção dos desequilíbrios se dá em aproximadamente três trimestres.

Os resultados sugerem também que o impacto da taxa de câmbio no curto prazo é sempre pequeno e virtualmente não significante, assim como nas especificações estáticas. Nos modelos ECM_EG1 e ECM_GH1, a propensão de impacto da renda mundial foi estimada em 1,29 e 1,19, respectivamente. Dado que as elasticidades de longo prazo foram estimadas, respectivamente, em 1,19 e 0,98 – revelando-se, portanto, menores –, isto sugere uma dinâmica do tipo *overshooting* diante de choques na renda mundial. Mas este resultado não se mantém nas especificações ECM_EG2 e ECM_GH2, nas quais a elasticidade-renda de curto prazo pareceu bem menor, da ordem de 0,61 e 0,58, respectivamente.

Com relação aos testes de diagnóstico, convém destacar existirem sinais de pelo menos algum tipo de erro de especificação em todas as regressões. Com isso, pareceu apropriado permitir não linearidades nas relações de curto prazo, por meio de especificações do tipo MS-VECM. O primeiro passo da estratégia de estimação consistiu,

neste caso, em se definir o número de defasagens a serem incluídas na dinâmica de curto prazo. Em algumas experimentações, constatou-se que os modelos com valores contemporâneos dos regressores e uma defasagem de cada variável conciliam um bom ajuste dentro da amostra com uma projeção razoável.³³ Em seguida, foram estimadas diferentes especificações, alterando a forma da não linearidade. Os modelos selecionados com base no desempenho na projeção fora da amostra, a ser discutida mais adiante, estão reportados na tabela 10 adiante.

A especificação selecionada para o vetor de cointegração linear foi a MSIH(2), com alternância na constante e na variância, mas com dois regimes bastante persistentes. O regime 0 apresenta uma taxa de crescimento de equilíbrio negativa, em torno de -2%. Para este estado da natureza, a datação estimada cobre dois períodos, do início de 1996 ao segundo trimestre de 2002 e do quarto trimestre de 2006 ao segundo trimestre de 2009. O regime 1, por sua vez, exibe taxa de crescimento positiva de cerca de 4% e maior volatilidade. Além do terceiro e do quarto trimestre de 1995, estima-se a ocorrência deste regime para o período do terceiro trimestre de 2002 ao terceiro trimestre de 2006. Com relação às elasticidades de curto prazo, destaca-se que os resultados confirmam, em grande medida, a análise com base nos modelos lineares. Ou seja, o impacto da taxa de câmbio é aparentemente pequeno e não significativo, enquanto a propensão de impacto da renda mundial supera a sua elasticidade de longo prazo. Uma diferença com relação ao ECM linear com base nos mesmos desequilíbrios diz respeito à velocidade de ajustamento. A estimativa de 0,6 sugere que a correção dos desequilíbrios de curto prazo se dá em aproximadamente três trimestres.

Para a relação de cointegração com uma quebra no segundo trimestre de 2002, a especificação selecionada foi a MSIAH(3), com todos os parâmetros alternando entre três regimes. Os regimes 0 e 1 são muito intermitentes, com duração média de 1,2 e 1,3 trimestre, respectivamente. O modelo é, ademais, instável no regime 0, com velocidade de ajustamento superior à unidade. O modelo pareceu, no entanto, estável sob os regimes 1 e 2. As velocidades de ajustamento são ainda particularmente elevadas – tendo sido estimadas em 0,81 e 0,87, respectivamente –, mas a correção se dá ainda entre dois e três trimestres.

33. Com mais de uma defasagem, os modelos se tornam sobreparametrizados e as projeções erram muito. Quando não se usam defasagens, o ajuste fica bastante prejudicado e as projeções também não apresentam bom desempenho.

No regime 1, a taxa de crescimento de equilíbrio foi estimada em 0,3% e o impacto da renda mundial em dois trimestres é praticamente igual à sua elasticidade de longo prazo. A taxa de câmbio, por sua vez, apresentou sinal negativo, conforme sugerido pela curva J. No regime 2, a taxa de crescimento de equilíbrio é de 6%. Este estado da natureza apresenta, ademais, a maior volatilidade. Todos os regressores pareceram não significantes, excusive a taxa de câmbio com elasticidade de curto prazo de 0,44, sugerindo um *overshooting* das exportações diante de desvalorizações cambiais. Estima-se que este estado da natureza tenha ocorrido entre o quarto trimestre de 2003 e o terceiro trimestre de 2007.

TABELA 10
Dinâmica de curto prazo, MS-VECMs

Variável	Modelo MSIH(2)_EG				Modelo MSIAH(3)_GH-C						
	Regime 0		Regime 1		Regime 0		Regime 1		Regime 2		
	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	Coef.	p-valor	
Constante	-0,021	0,028	0,047	0,030	-0,049	0,000	0,003	0,000	0,030	0,062	
dlnX_sa _{t-1}	-0,019	0,878	-	-	0,535	0,000	0,170	0,000	0,209	0,219	
dlnYw_sa _t	1,270	0,000	-	-	1,323	0,000	1,197	0,000	0,661	0,295	
dlnYw_sa _{t-1}	-0,376	0,193	-	-	-1,428	0,000	-0,376	0,000	-0,276	0,651	
dlnTCR _t	-0,042	0,616	-	-	-0,039	0,261	-0,075	0,000	0,039	0,830	
dlnTCR _{t-1}	0,093	0,281	-	-	-0,064	0,066	-0,071	0,000	0,443	0,042	
Deseq _{t-1}	-0,601	0,001	-	-	-1,306	0,000	-0,813	0,000	-0,871	0,000	
Desvio-padrão	0,034	0,000	0,056	0,000	0,006	0,000	0,002	0,000	0,040	0,000	
Probab. de transição, pij=p(i j)											
p(0 0)	0,963	0,000			0,249	0,057					
p(0 1)	0,104	0,166			0,836	0,000					
p(1 0)	-	-			0,396	0,012					
p(1 2)	-	-			0,149	0,027					
Datação dos regimes	1996:1-2002:2/ 2006:4-2009:2		1995:3-1995:4/ 2002:3-2006:3		1997:4/ 1998:3- 1999:2/ 2000:4/ 2002:2/ 2003:1/ 2003:3/ 2008:1/ 2008:3/ 2009:1		1997:2-1997:3/ 1998:1-1998:2/ 2000:3/ 2002:1/ 2002:4/ 2003:2/ 2007:4/ 2008:2/ 2008:4/ 2009:2		1995:3-1997:1/ 1999:3-2000:2/ 2001:1-2001:4/ 2002:3/ 2003:4- 2007:3		
Teste LR linearidade	10,802	0,053			67,199	0,000					
Normalidade	1,370	0,504			5,493	0,064					
Teste Portmanteau	1,690	0,194			1,405	0,496					
ARCH F	0,253	0,778			0,239	0,789					

Elaboração dos autores.

Obs.: O teste de normalidade é uma versão modificada do teste Jarque-Bera. O teste de autocorrelação Portmanteau e o teste ARCH foram realizados com duas defasagens.

Ressalte-se, por fim, que o ajuste dentro da amostra torna-se mais acurado ao permitir-se alternância paramétrica. No entanto, este não é um bom critério para se avaliar a adequação do modelo, posto que a melhora no ajuste promovida tem

como contraparte a perda de graus de liberdade, ou seja, o modelo torna-se menos parcimonioso. Modelos sobreparametrizados em geral apresentam bom ajuste dentro da amostra, mas tendem a projetar mal devido a um fenômeno conhecido em econometria como *overfitting*. Na seção seguinte, confrontam-se os principais modelos estimados com base no desempenho na projeção fora da amostra.

6.3 PROJEÇÃO FORA DA AMOSTRA

Foram realizadas projeções fora da amostra durante quatro trimestres, do terceiro trimestre de 2009 ao segundo trimestre de 2010. Estas projeções estáticas são do tipo “um passo à frente”: os valores observados atualizam a equação a cada nova projeção. Além do erro percentual em cada trimestre, foram utilizadas três métricas para avaliar estas projeções. O erro percentual absoluto médio (*mean absolute percentage error* – MAPE) pune igualmente erros acima e abaixo do realizado. O erro quadrado médio (*mean square error* – MSE), assim como a sua raiz quadrada (*root mean square error* – RMSE), atribui maior peso a erros de projeção maiores. Reporta-se 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. Isto permite avaliar o percentual relativo a erros não sistemáticos de previsão, que aparecem na proporção da covariância. O coeficiente de Theil, também conhecido como “U de Theil”, compara o desempenho de cada especificação com a previsão *naïve*, isto é, com a de um passeio aleatório.

A tabela 11 compara as projeções dentro da classe de modelos que retratam a dinâmica de curto prazo. Não foram reportadas as projeções do ECM_EG1 e ECM_GH1, pois, além do MSE ser muito grande, a proporção de viés é muito elevada. Apesar das evidências de não linearidade na forma de uma mudança de nível na relação de longo prazo, a melhor projeção entre os modelos dinâmicos, avaliando tanto pelo MAPE quanto pelo MSE, vem do ECM com desequilíbrios do vetor de cointegração linear. Afora isso, destaca-se que a não linearidade no curto prazo melhora o ajuste, mas gera um *overfitting*, o que prejudica a capacidade de projeção dos modelos da classe MS-VECM.

TABELA 11

Projeções nos “modelos de curto prazo” selecionados, 2009:3-2010:2

Período	Observado	ECM_EG2		ECM_GH2		MSIH(2)_EG		MSIAH(3)_GH	
		Proj.	Erro %	Proj.	Erro %	Proj.	Erro %	Proj.	Erro %
2009:3	29.338,33	29.230,51	-0,37	29.117,07	-0,75	29.324,26	-0,05	29.698,64	1,23
2009:4	29.492,17	29.905,98	1,40	30.100,89	2,06	29.683,08	0,65	30.113,79	2,11
2010:1	31.388,60	30.920,17	-1,49	31.036,83	-1,12	30.640,33	-2,38	31.081,01	-0,98
2010:2	31.581,92	31.702,39	0,38	32.031,66	1,42	31.984,71	1,28	32.409,39	2,62
Média	30.450,26	30.439,76	-	30.571,61	-	30.408,10	-	30.825,71	-
Desvio-padrão	1.038,68	945,02	-	1.082,29	-	1.029,56	-	1.042,87	-
Correlação	-	0,951	-	0,925	-	0,912	-	0,916	-
MAPE	-	-	0,91	-	1,34	-	1,09	-	1,73
RMSE	-	322,80	-	431,71	-	435,54	-	569,11	-
Viés	-	0,001	-	0,079	-	0,009	-	0,435	-
Variância	-	0,084	-	0,010	-	0,000	-	0,000	-
Covariância	-	0,915	-	0,911	-	0,990	-	0,565	-
U de Theil	-	0,005	-	0,007	-	0,007	-	0,009	-

Elaboração dos autores.

Obs.: Dados para as exportações em R\$ milhões dessazonalizados pelo procedimento X12.

Os modelos dinâmicos usualmente projetam melhor do que as regressões estáticas. Os resultados na tabela 12, que reporta à avaliação das projeções com base nos vetores de cointegração selecionados, mostram que os menores MAPEs e MSEs são dos modelos de espaço-estado. Isto ocorreu possivelmente porque foram particularmente elevadas as velocidades de ajustamento nos modelos dinâmicos com quebra na relação de longo prazo subjacente. Adicionalmente, isto se deveu ao fato de estes modelos darem conta das não linearidades nos dados e ao mesmo tempo serem relativamente parcimoniosos. Importante destacar, contudo, que a proporção de erros de projeção não sistemáticos foi bem menor do que a observada nos demais modelos – sendo esta discrepância explicada principalmente pela diferença da variância da projeção com relação à dos dados –, o que não é desejável.

Com relação aos vetores de cointegração Engle-Granger e Gregory-Hansen, optou-se por não se reportarem as projeções, por estas serem muito destoantes. As regressões Markov-Switching, por seu turno, apresentaram desempenho compatível com as especificações de curto prazo. Além disso, vale destacar que o desempenho de todos os modelos é muito superior à projeção *naïve*.

TABELA 12
Projeções nos “vetores de longo prazo” selecionados, 2009:3-2010:2

Período	Observado - com ajuste sazonal	MSIA(2)		MSI(3)		Observado - sem ajuste sazonal	EE-1		EE-2	
		Proj.	Erro %	Proj.	Erro %		Proj.	Erro %	Proj.	Erro %
2009:3	29.338,33	29.202,22	-0,46	28.738,70	-2,04	31.634,86	31.987,88	1,12	31.886,38	0,80
2009:4	29.492,17	29.911,55	1,42	29.466,23	-0,09	29.674,72	29.569,83	-0,35	29.475,71	-0,67
2010:1	31.388,60	30.884,20	-1,61	30.212,17	-3,75	28.118,37	27.806,32	-1,11	27.680,23	-1,56
2010:2	31.581,92	32.048,32	1,48	31.445,15	-0,43	32.230,07	32.102,93	-0,39	32.280,86	0,16
Média	30.450,26	30.511,57	-	29.965,56	-	30.414,51	30.366,74	-	30.330,80	-
Desvio-pad.	1.038,68	1.069,45	-	1.000,56	-	1.628,27	1.791,18	-	1.869,44	-
Correlação		0,927	-	0,902	-		0,994	-	0,998	-
MAPE	-	-	1,24	-	1,58	-	-	0,74	-	0,80
RMSE	-	408,15	-	663,88	-	-	249,58	-	272,68	-
Viés	-	0,023	-	0,533	-	-	0,037	-	0,094	-
Variância	-	0,006	-	0,003	-	-	0,426	-	0,782	-
Covariância	-	0,972	-	0,464	-	-	0,537	-	0,123	-
U de Theil	-	0,007	-	0,011	-	-	0,004	-	0,004	-

Elaboração dos autores.

Obs.: Dados em R\$ milhões. Para o ajuste sazonal, foi utilizado o procedimento X12.

Concluindo a análise, resalte-se que este trabalho mostra especificações econométricas inéditas para as exportações agregadas brasileiras que permitem, além de análises estruturais – pois admitem várias formas de não linearidades nos dados –, realizar boas projeções para os dados das *Contas Nacionais Trimestrais*.

7 CONCLUSÃO

Este texto apresenta diversas especificações para as exportações brasileiras agregadas no período compreendido entre 1995 e o segundo trimestre de 2009. Optou-se por trabalhar com modelos uniequacionais e estimar uma forma reduzida para as exportações, conforme se tornou lugar-comum na literatura, utilizando-se a renda mundial e a taxa de câmbio real como variáveis explicativas. A análise econométrica foi baseada na teoria da cointegração. A utilização de técnicas que permitem formas distintas de não linearidades nos vetores de longo prazo e na dinâmica de curto prazo se justifica diante da percepção de existirem diferentes fases para as contas externas no período pós-estabilização. Afora isso, uma contribuição importante deste texto reside na utilização de dados das *Contas Nacionais*. A projeção fora da amostra, além de consistir em uma ferramenta para seleção de modelos, indica quais especificações melhor projetam os dados para as *exportações de bens e serviços FOB* divulgados pelo IBGE. Isto é importante, dado o atual cenário para as contas externas.

Entre os principais resultados deste trabalho, destaca-se existirem fortes evidências de uma mudança positiva no nível da relação de longo prazo entre as exportações agregadas, a renda mundial e a taxa de câmbio real em 2002. As elasticidades de longo prazo apresentaram pequena variação entre os procedimentos econométricos utilizados, o que indica robustez. A elasticidade-renda oscilou entre 0,92 e 1,2 e a elasticidade-preço variou entre -0,04 e 0,11. Mas, como em uma mesma especificação as elasticidades não variaram muito, aparentemente não houve mudança significativa nas elasticidades.

Com relação à dinâmica de curto prazo, os resultados sugerem que o impacto da taxa de câmbio real é pequeno ou nulo, sendo que a elasticidade pareceu inclusive negativa em algumas especificações. A renda mundial, por sua vez, pareceu exercer influência significativa, mostrando-se a propensão de impacto, em vários casos, maior do que a elasticidade-renda de longo prazo, o que sugere a existência de um *overshooting* das exportações diante de choques na renda mundial. A correção dos desequilíbrios na direção da solução de longo prazo, partindo-se da melhor aproximação para o vetor de cointegração, foi estimada sempre em menos de três trimestres.

As projeções fora da amostra foram avaliadas de acordo com várias métricas. Os modelos de espaço-estado, ou modelos estruturais, apresentaram o melhor desempenho, nas avaliações pelo erro absoluto percentual médio, erro quadrado médio e coeficiente de Theil. Ou seja, esta especificação de longo prazo se mostrou a mais apropriada para a construção de cenários condicionais para a economia brasileira. O resultado não era esperado, dado que, em geral, modelos que levam em conta a dinâmica de curto prazo tendem a projetar melhor. Há fatores que concorrem para explicar tal resultado. Primeiro, as velocidades de ajustamento pareceram bastante elevadas nos modelos dinâmicos com quebra na relação de longo prazo subjacente. Segundo, os modelos de espaço-estado dão conta de grande parte da não linearidade nos dados sem para isso produzirem um *overfitting*. Mas, na realidade, como a proporção de erros de projeção não sistemáticos foi bem menor nos modelos de espaço-estado, não parece claro se o desempenho no horizonte de previsão deste trabalho, mensurado pelas medidas supracitadas, pode ser interpretado como evidência suficiente para que se abandonem, em particular, os modelos dinâmicos lineares.

É natural e desejável que esta pesquisa seja aprofundada em diversas direções. No que diz respeito ao desempenho das projeções, saliente-se que é importante a

investigação do desempenho das regressões identificadas como equações de oferta, demanda e, possivelmente, com base em um sistema cointegrado. Com relação às análises propriamente ditas, um entendimento mais aprofundado do que tem ocorrido com as exportações como um todo exige que se entenda como seus componentes individuais têm evoluído. Com efeito, é crucial partir para análises mais desagregadas, *e.g.* no corte por categorias de uso ou fator agregado. Isto deve permitir que várias das questões levantadas neste estudo sejam esclarecidas.

REFERÊNCIAS

- BANCO CENTRAL DO BRASIL (BCB). **Sistema Gerenciador de Séries Temporais**. Disponível em: <<http://www4.bcb.gov.br/?SERIETEMP>>. Acesso em: 01 out. 2010.
- 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. 934-43, 2009.
- CASTRO, A. S.; CAVALCANTI, M. A. F. **Estimação de equações de exportação e importação para o Brasil - 1955/95**. Rio de Janeiro: Ipea, março de 1997. 53p. (Texto para Discussão, 469).
- CAVALCANTI, M. A. F. H.; KAI, H.; CARVALHO, L. Principais características do modelo macroeconômico do Ipea. Rio de Janeiro: Ipea, 68 p., junho de 2002. (**Mimeo**).
- CAVALCANTI, M. A. F. H.; FRISCHTAK, C. R. **Crescimento econômico, balança comercial e a relação câmbio-investimento**. Rio de Janeiro: Ipea, setembro de 2001. 39p. (Texto para Discussão, 821).
- CAVALCANTI, M. A. F. H.; RIBEIRO, F. J. **As exportações brasileiras no período 1977/96: desempenho e determinantes**. Rio de Janeiro: Ipea, 46p., fevereiro de 1998. (Texto para Discussão, 545).
- CAVALCANTI, M. A. F. H. Um modelo macroeconômico trimestral para o Brasil: possibilidades, limitações e resultados preliminares. Rio de Janeiro: Ipea, 16p., junho de 2000. (**Mimeo**).
- COMMANDEUR, J. J. F.; KOOPMAN, S. J. **An introduction to state space time series analysis**. Oxford: Oxford University Press, 174p., 2007.
- ENDERS, W. **Applied econometric time series**. 3ª ed., New Jersey: Wiley, 2010. 517p.
- 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.
- FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL (FMI). **International Financial Statistics**. Disponível em: <<http://www.imfstatistics.org/imf/>>. Acesso em: 01 out. 2010.

GUIMARÃES, E. A.; FALCÃO, C.; POURCHET, H.; PINHEIRO, A.C.; MARKWALD, R. A. **Índices de preço e quantum das exportações brasileiras**. Texto para Discussão n. 121. Rio de Janeiro: FUNCEX, julho de 1997. 94 p.

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.

HAMILTON, J. D. **Time series analysis**. Princeton, New Jersey: Princeton University Press, 799p., 1994.

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

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

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Contas Nacionais Trimestrais**: indicadores de volume e valores correntes. 41p., abril/junho, 2010. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/pib/defaultcnt.shtm>>. Acesso em: 01 out. 2010.

_____. **Contas Nacionais Trimestrais**. Série Relatórios Metodológicos, n. 28, 64p., 2ª ed. Rio de Janeiro, 2008.

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.; HARVEY, A. C.; DOORNIK, J. A.; SHEPARD, N. **Structural time series analyzer, modeler and prediction**. London: Timberlake Consultants, STAMP 8.0, 2007.

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

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

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.

MARKWALD, R. A.; PINHEIRO, A.C.; FALCÃO, C.; POURCHET, H. **Índices de preço e quantum do comércio exterior**. Texto para Discussão n. 134. Rio de Janeiro: FUNCEX, março de 1998. 29 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. **Medium-Size macroeconomic model for the Brazilian economy**. Brasília: Banco Central do Brasil, 49 p., fevereiro de 2003. (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. A instabilidade dos parâmetros nas equações de exportação brasileiras. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 23, n. 2, p. 313-48, 1993.

REIS, E.; CAVALCANTI, M. A. F. H.; CASTRO, A. S.; ROSSI, J. L.; RILDO, E.; HERNÁNDEZ, B. C. M. **Model for projections and simulations of the Brazilian economy**. Rio de Janeiro: Ipea, janeiro de 1999. 77p. (Texto para Discussão, 619).

STOCK, J. H. Asymptotic properties of least-squares estimators of cointegrating vectors. **Econometrica**, v. 55, n. 5, p. 1035-56, 1987.

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. 251-70, 1992.

EDITORIAL

Coordenação

Cláudio Passos de Oliveira

Supervisão

Marco Aurélio Dias Pires

Everson da Silva Moura

Revisão

Luciana Dias Jabbour

Reginaldo da Silva Domingos

Andressa Vieira Bueno (estagiária)

Leonardo Moreira de Souza (estagiário)

Editoração

Aline Rodrigues Lima

Bernar José Vieira

Cláudia Mattosinhos Cordeiro

Jeovah Herculano Szervinsk Junior

Luís Cláudio Cardoso da Silva

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



Ipea – Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada



SECRETARIA DE
ASSUNTOS ESTRATÉGICOS
DA PRESIDÊNCIA DA REPÚBLICA

