1968
TEXTO PARA DISCUSSÃO

ipea

ESTIMANDO A INFLUÊNCIA DA TAXA DE CÂMBIO SOBRE OS FLUXOS DE COMÉRCIO EXTERIOR BRASILEIROS

Flavio Lyrio Carneiro

ipea

1968
TEXTO PARA DISCUSSÃO
Brasília, maio de 2014

ESTIMANDO A INFLUÊNCIA DA TAXA DE CÂMBIO SOBRE OS FLUXOS DE COMÉRCIO EXTERIOR BRASILEIROS

Flavio Lyrio Carneiro*

* Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais (Dinte) do Ipea.

Governo Federal

Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República
Ministro Marcelo Côrtes Neri

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, Substituto
Sergei Suarez Dillon Soares

Diretor de Desenvolvimento Institucional
Luiz Cezar Loureiro de Azeredo

Diretor de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia
Daniel Ricardo de Castro Cerqueira

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas
Cláudio Hamilton Matos dos Santos

Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais
Rogério Boueri Miranda

Diretora de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação, Regulação e Infraestrutura
Fernanda De Negri

Diretor de Estudos e Políticas Sociais
Sergei Suarez Dillon Soares

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais
Renato Coelho Baumann das Neves

Chefe de Gabinete
Bernardo Abreu de Medeiros

Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação
João Cláudio Garcia Rodrigues Lima

Ouvidoria: http://www.ipea.gov.br/ouvidoria
URL: http://www.ipea.gov.br

Texto para Discussão

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

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2014

Texto para discussão / Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.- Brasília : Rio de Janeiro : Ipea , 1990-

ISSN 1415-4765

1.Brasil. 2.Aspectos Econômicos. 3.Aspectos Sociais. I. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

CDD 330.908

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

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

JEL: F10; F31.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO 7

2 MODELANDO OS DETERMINANTES DO DESEMPENHO COMERCIAL 8

3 METODOLOGIA 25

4 ESTIMAÇÃO E RESULTADOS 31

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS 74

REFERÊNCIAS 76

SINOPSE

Este texto para discussão tem por objetivo analisar empiricamente as interações entre o comportamento das taxas de câmbio e o desempenho do comércio exterior brasileiro. Para tanto, em primeiro lugar, é realizada uma revisão da literatura empírica sobre o assunto, tanto internacional quanto brasileira, com o objetivo de elucidar questões de cunho metodológico, como o tipo de modelo, a estratégia de identificação, as variáveis explicativas e as relações funcionais mais adequados. Em seguida, os efeitos dos preços relativos sobre os fluxos de comércio exterior são analisados por meio da estimação de modelos de demanda de importações e de oferta e demanda de importações, agregadas e desagregadas, para o período 1996-2012. A existência de cointegração é testada pelo procedimento de Engle e Granger (1987), e os modelos são estimados pela metodologia de mínimos quadrados modificados (FM-OLS). Entre as principais conclusões oferecidas pela análise empírica, destaca-se que, na quase totalidade dos modelos estimados, o efeito de variações no câmbio real sobre os fluxos de comércio exterior brasileiros mostrou-se relativamente modesto. A demanda nacional por importações parece ser determinada essencialmente pelo comportamento da renda, enquanto a demanda por exportações brasileiras é determinada sobretudo pelo comportamento da renda externa – exceção feita à demanda internacional por manufaturados brasileiros, para a qual o efeito dos preços relativos aparentemente não pode ser desprezado.

Palavras-chave: taxa de câmbio; comércio exterior; exportações; importações; elasticidades.

ABSTRACT

This study aims to analyze empirically the interactions between exchange rate behavior and the performance of Brazilian foreign trade. First, the empirical literature on the subject is reviewed, in order to elucidate methodological issues such as appropriate model type, identification strategy, explanatory variables and functional relationships., The effects of relative prices on foreign trade flows are then analyzed by estimating models of demand for imports and supply and demand for exports, both aggregated and disaggregated, for the period 1996-2012. The existence of cointegration is tested by the Engle-Granger procedure, and models are estimated by the fully modified least-squares method (FM-OLS). Among the main conclusions offered by the empirical analysis,

it is noteworthy that in almost all of the estimated models, the effect of changes in the real exchange rate on Brazilian foreign trade flows is relatively modest. The domestic demand for imports seems to be mainly determined by income behavior, while demand for Brazilian exports is mainly drived by foreign income behavior – except in manufactured goods, for which the relative-price effect was more relevant. The supply of exports appears to be driven mainly by domestic productive capacity, with little influence of the real exchange rate.

Keyword: exchange rates; foreign trade; exports; imports; elasticities.

1 INTRODUÇÃO

A taxa de câmbio é frequentemente apontada tanto como uma das principais causas do fraco desempenho da indústria brasileira no comércio mundial quanto o principal caminho para alcançar uma maior competitividade internacional. Quando se observa a literatura empírica, contudo, pode-se notar considerável controvérsia sobre os impactos da taxa real de câmbio sobre os fluxos comerciais, em especial no que tange à questão, com fundamentais implicações de política econômica, da efetividade de uma depreciação cambial em melhorar o saldo comercial, seja aumentando as exportações, seja contraindo as importações.

Ao longo de sua história, sobretudo no século XX, o Brasil, a exemplo de outros países em desenvolvimento, utilizou largamente a depreciação cambial com o intuito de incentivar exportações e reprimir importações. No sentido contrário, um dos pilares do combate à inflação no Plano Real foi a chamada "âncora cambial", em que a taxa de câmbio era mantida em um patamar excessivamente valorizado, de maneira a incentivar importações para aumentar a concorrência com produtos nacionais e conter a escalada dos preços domésticos.

Durante a década de 2000, contudo, essa relação parece ter se esgarçado. A partir de 2003, teve início uma tendência de forte apreciação cambial, que perdurou até a crise econômica mundial eclodida no segundo semestre de 2008. O comportamento dos fluxos comerciais não seguiu, contudo, exatamente a trajetória esperada. As importações de fato aumentaram, mas apenas a partir de meados de 2004. As exportações, por seu turno, cresceram fortemente e de maneira quase contínua. Como resultado, o saldo comercial se tornou crescentemente positivo até 2006, quando passou a perder força, mas se mantendo favorável em todo o período.

Tendência semelhante, com crescimento tanto das exportações quanto das importações, pode ser verificada a partir do final de 2009, já dissipados os efeitos mais agudos da crise, mas agora com o câmbio razoavelmente estável, após valorização que o levou para patamares semelhantes aos do primeiro semestre de 2008. Isto perdurou até o novo agravamento da crise, desta vez com epicentro na Europa, a partir de meados de 2011.

Esse comportamento recente lança dúvidas sobre a posição do câmbio real como determinante do desempenho comercial, em especial no que se refere à exportação. Alguma outra variável deve ter sido responsável por tamanho crescimento, a despeito dos preços relativos desfavoráveis – como "suspeito" imediato, pode-se citar o exuberante aumento da demanda mundial ocorrido na década, a reboque do crescimento chinês. Assim, a possibilidade de se lançar mão da política cambial para elevar a competitividade internacional de um país não parece tão clara.

Diante desse quadro, é fundamental avaliar com maior cuidado as interações entre o comportamento das taxas de câmbio e o desempenho comercial – retomando a importante questão que motivou a citada literatura sobre os efeitos da desvalorização: como uma alteração cambial afeta os fluxos de comércio internacional?

Assim, o objetivo deste trabalho é analisar empiricamente os efeitos dos preços relativos sobre os fluxos de comércio exterior. Além de uma revisão da literatura empírica – internacional e brasileira – dedicada ao tema, que subsidiará a seleção da metodologia mais apropriada, é realizado um exercício econométrico para estimação dos determinantes dos fluxos brasileiros de exportação e importação, de maneira a identificar elasticidades destes fluxos às alterações na taxa de câmbio real.

Para isso, este trabalho é composto de cinco seções. Após esta introdução, a segunda seção discute a especificação de modelos de fluxos comerciais, com base na literatura empírica sobre o tema. A terceira seção expõe a metodologia de estimação. A quarta seção apresenta e analisa os resultados do exercício econométrico, e a última seção apresenta as considerações finais.

2 MODELANDO OS DETERMINANTES DO DESEMPENHO COMERCIAL

Como bem enfatizam Goldstein e Khan (1985), num dos mais citados estudos sobre o tema, duas categorias de modelos têm dominado a literatura dedicada a estimar os determinantes de fluxos de comércio exterior, ambos alicerçados na abordagem teórica das elasticidades, e divergem em suas hipóteses quanto à possibilidade de substituição entre bens domésticos (produzidos e consumidos internamente) e importados/exportados: o modelo de substitutos imperfeitos e o de substitutos perfeitos.

Como o nome sugere, a hipótese central do modelo de substitutos imperfeitos é que nem importações nem exportações substituem perfeitamente bens domésticos. Em tese, caso esta hipótese não fosse verdadeira, cada país seria exclusivamente importador ou exportador de um dado produto; tal fato, em geral, não se verifica na realidade. Além disso, há ampla evidência empírica[1] sugerindo que, exceto em *commodities* homogêneas, e mesmo para dados bastante desagregados, há diferenças significativas e duradouras entre preços da mesma mercadoria em países diferentes, expressos em uma mesma moeda, bem como entre preços internos e de exportação em um mesmo país – ou seja, a lei do preço único não se verifica entre países, de modo que é possível estimar elasticidades-preço de demanda e oferta finitas para a maioria dos bens comercializados.

Em sua forma geral, o modelo de substitutos imperfeitos para as importações e as exportações de um dado país de e para o resto do mundo pode ser resumido nas seguintes equações (Goldstein e Khan, 1985):

$$M^d = f(Y,\ P_m, P) \tag{1}$$

$$M^s = g[P_m^*(1 + S^*),\ P^*] \tag{2}$$

$$X^d = h(Y^*E,\ P_x,\ P^*E) \tag{3}$$

$$X^s = j[P_x(1 + S), P] \tag{4}$$

$$P_m = P_x^*(1 + T)E \tag{5}$$

$$P_m^* = P_x\ (1 + T^*)/E \tag{6}$$

$$M^d = M^s E \tag{7}$$

$$X^d = X^s \tag{8}$$

1. Ver a esse respeito, por exemplo, Isard (1977), Kravis e Lipsey (1978) e Kreinen e Officer (1978).

Como já utilizado, M^d denota a quantidade de importações demandadas pelo país; M^s, a quantidade de importações ofertadas ao país pelo resto do mundo; X^d, a quantidade de exportações do país demandadas pelo resto do mundo; e X^s, a quantidade ofertada pelo país ao resto do mundo. Além disso, P_m e P_m^* denotam, respectivamente, os preços em moeda nacional pagos pelos importadores no país e no resto do mundo, enquanto P_x e P_x^* são os preços em moeda nacional recebidos pelos exportadores nas duas regiões. As demais variáveis explicativas são os níveis de renda nominal no país e no resto do mundo (Y e Y^*), o nível de preços interno nas duas regiões (P e P^*), as tarifas e os subsídios existentes em cada região (T, T^*, S e S^*) e a taxa de câmbio, E, expressa em unidades da moeda do país por unidade de moeda do resto do mundo.

As funções de demanda são derivadas diretamente da teoria do consumidor (ignorando as hipóteses de bens inferiores e complementaridade entre bens domésticos e importados), de modo que dependem positivamente da renda local e do preço do substituto nacional, e negativamente do preço do importado (incluindo eventuais tarifas incidentes). Quanto às funções de oferta, também de acordo com a teoria econômica usual, supõe-se que dependam positivamente do próprio preço (acrescidos de subsídios ou incentivos à exportação, caso existam) e negativamente do preço do bem doméstico da região importadora.

O modelo de substitutos imperfeitos tem sido amplamente utilizado na maioria dos trabalhos empíricos de estimação de funções agregadas de comércio exterior (conforme será discutido na próxima subseção). Não obstante, como colocam Goldstein e Khan (1985), a hipótese de substitutibilidade perfeita entre bens domésticos, importados e exportados pode ser bastante razoável, por exemplo, no caso de mercadorias homogêneas cujo comércio é realizado em mercados internacionalmente organizados, como é o caso em grande parte das *commodities* primárias. Neste caso, é necessário um arcabouço em que demanda e oferta não dependam de diferenciais de preço entre bens domésticos e estrangeiros, e o modelo de substitutos perfeitos torna-se adequado. Não é o caso, contudo, quando se deseja estimar fluxos agregados de comércio exterior, para os quais a hipótese de elasticidades finitas é mais plausível.

Quanto à estrutura dos modelos para estimação, a estratégia mais simples consiste na estimação de apenas uma equação de demanda por importações ou por exportações, tratando o lado da oferta por hipótese – em geral, supondo elasticidade de oferta infinita. Este procedimento foi e ainda é amplamente utilizado na estimação

de modelos de importação,[2] em geral justificando-se sua utilização com base na hipótese de "país pequeno", que implica que, diante de um aumento na demanda de importações por parte de um país específico, o resto do mundo consiga suprir esta demanda adicional sem que isto se reflita num aumento dos preços.

Essa estratégia também foi amplamente utilizada em modelos de exportação, sobretudo até a década de 1970. Contudo, em se tratando das exportações de um país individualmente, sua adoção exige mais cautela. Exceto no caso de considerável capacidade ociosa no setor de exportáveis (ou em outros setores, desde que exista possibilidade de reversão desta capacidade), ou, mais geralmente, na presença de retornos constantes ou crescentes na produção para exportação, é pouco provável que o aumento na demanda pelas exportações de um determinado país possa ser suprido sem um aumento nos preços, ao menos no curto prazo (Goldstein e Khan, 1978). Diante deste fato, Magee (1975, p. 233) sugere a possibilidade de estimar apenas a função de oferta de exportações, assumindo que a demanda é perfeitamente elástica, o que seria mais plausível em se tratando de um país pequeno do ponto de vista do comércio internacional.

No caso de modelos que não adotam as hipóteses de oferta ou demanda infinitamente elástica, a estimação apenas de uma equação de oferta ou de demanda por meio de mínimos quadrados ordinários (MQO) resultará em coeficientes viesados e inconsistentes, tanto pela omissão de variáveis quanto por não levar em conta a simultaneidade na determinação de quantidades e preços (King, 1997). Isto levou ao surgimento de modelos que incorporam explicitamente o lado da oferta.

A primeira forma de fazê-lo consiste em modelar oferta e demanda de maneira combinada em uma só equação ou "forma reduzida", a ser estimada via MQO. Esta equação reduzida pode ser obtida supondo-se o ajustamento imediato entre oferta e demanda – nos chamados "modelos de equilíbrio" –, ou considerando-se que este ajustamento pode se dar de forma gradual, resultando em "modelos de desequilíbrio" ou "ajustamento parcial", que incorporam alguma dinâmica para o ajustamento das variáveis em direção ao ponto de equilíbrio. De qualquer modo, a presença, ainda que implícita, do lado da oferta resolve o problema de viés por variáveis omitidas.

2. Conforme demonstra a revisão bibliográfica subseção 2.1.

A segunda forma envolve a estimação de modelos estruturais, com uma equação de oferta e outra de demanda, para, além de corrigir o viés de variável omitida, tentar resolver também o problema de simultaneidade, por meio da utilização de técnicas econométricas adequadas para modelos com equações simultâneas, geralmente com o recurso de variáveis instrumentais, como o método de mínimos quadrados em dois estágios (King, 1997).

A terceira questão metodológica passou a ser incorporada em trabalhos mais recentes, notadamente a partir da década de 1990: passou-se a dar especial atenção à questão da não estacionariedade e à existência de raiz unitária nas séries temporais envolvidas. Como será demonstrado, a evidência empírica sugere que as séries envolvidas na estimação de funções de fluxos de comércio exterior apresentam raiz unitária, o que inviabiliza a estimação tradicional de regressões por mínimos quadrados devido à possibilidade de regressão espúria, gerando estimadores inconsistentes para os parâmetros. Assim, passou-se a utilizar métodos econométricos alicerçados no conceito de cointegração entre variáveis não estacionárias, o que será mais bem explorado na próxima seção deste texto.

De maneira a lançar luz sobre a decisão quanto ao modelo e à forma de estimação mais adequados para o caso brasileiro, bem como sobre a escolha das variáveis explicativas apropriadas, as subseções seguintes apresentam uma revisão da bibliografia relativa à estimação dos determinantes do comportamento dos fluxos de comércio exterior.

2.1 Literatura empírica internacional

A exemplo do ocorrido no caso da literatura teórica a respeito da influência do câmbio sobre o desempenho comercial, boa parte dos trabalhos empíricos pioneiros acerca dos determinantes dos fluxos comerciais agregados teve como motivação a controvérsia sobre os impactos de uma desvalorização cambial sobre as contas externas. Em consonância com a *abordagem das elasticidades*, o objetivo era mensurar as elasticidades-preço das importações e exportações, com o intuito de verificar se aquelas correspondiam às condições necessárias, dadas pela teoria, para que uma desvalorização fosse capaz de melhorar a situação do balanço de pagamentos – em geral, a condição de Marshall-Lerner (ML), visto que tais trabalhos supunham ofertas infinitamente elásticas, estimando apenas funções de demanda. Alicerçado na multiplicidade de resultados obtidos – que se encontram sintetizados em uma série de *surveys*, como em Magee

(1975), Stern, Francis e Schumacher (1976) e Goldstein e Khan (1985) –, vicejou o debate entre os *elasticity-pessimists*, para os quais as estimativas não cumpriam as condições Bickerdike-Robinson-Metzler (BRM) ou Marshall-Lerner,[3] e os *elasticity-optimists*, que encontravam resultados favoráveis à eficácia da desvalorização.

Um estudo que merece destaque, pelo impacto que gerou na literatura subsequente, é o de Goldstein e Khan (1978). No artigo, os autores propõem a utilização do sistema de equações simultâneas para a estimação de funções de oferta e demanda por exportações de oito países desenvolvidos,[4] com base em dados trimestrais abrangendo o período 1955-1970. Ambas as funções são especificadas na forma *log*-linear. A função de demanda tem como variáveis dependentes uma medida de preços relativos – a razão entre preços de exportações e a média ponderada dos preços de exportações dos parceiros comerciais do país – e a média ponderada da renda real dos parceiros comerciais. A oferta, por sua vez, foi modelada como função da razão entre preços de exportação e preços internos e de um índice de capacidade produtiva nacional. Os resultados obtidos sugerem que as elasticidades-preço da demanda por exportações aparentam ser consideravelmente maiores que as obtidas na grande maioria dos estudos anteriores, indicando que a estratégia de se estimar apenas a equação de demanda poderia enviesar para baixo os resultados obtidos. Segundo os autores, portanto, este resultado, tomado em conjunto com as evidências disponíveis acerca da elasticidade-preço da demanda por importações dos países da amostra, indicaria que a condição de Marshall-Lerner seria satisfeita na quase totalidade destes países.

Na esteira desse artigo seminal, a partir dos anos 1980, uma série de estudos empíricos dos determinantes de fluxos comerciais utilizou a estratégia de estimar modelos estruturais para as exportações, com equações de oferta e demanda simultaneamente determinadas, em geral obtendo resultados distintos dos anteriormente encontrados. No caso das importações, a grande maioria dos trabalhos estimou apenas a função de demanda, supondo a oferta perfeitamente elástica. Entre os estudos[5] que utilizaram esta abordagem, encontram-se, por exemplo, Lujndborg (1981), Bond (1987), Riedel (1989), Tansel e Togan (1987), Holly e Wade (1991), Funke e Holly (1992), Arize (1990) e Balassa (1991).

3. Para uma exposição de tais condições, ver, por exemplo, Carneiro (2013).
4. Alemanha, Bélgica, Estados Unidos, França, Itália, Japão, Países Baixos e Reino Unido.
5. Para mais detalhes sobre os artigos aqui revisados, ver Carneiro (2013), capítulo 3.

A partir de meados da década de 1990, é possível notar uma nova "revolução" metodológica na estimação de funções de exportação e importação, incorporando-se a preocupação com a não estacionariedade das séries temporais envolvidas e lançando-se mão de metodologias alicerçadas no conceito de cointegração para a avaliação de relações econômicas de longo prazo, bem como de modelos de correção de erros (ECMs) para a estimação de elasticidades de curto prazo.

Pode-se notar, ainda, que, concomitantemente à popularização de metodologias baseadas em cointegração, houve uma retomada do uso de modelos não simultâneos, seja pela estimação de equações de oferta e demanda separadamente, seja optando-se por modelos apenas de oferta ou de demanda – possivelmente devido às dificuldades no uso de sistemas de equações simultâneas em presença de cointegração, como será explorado adiante.

Muscatelli, Srinivasan e Vines (1992; 1994) estimaram equações de oferta e demanda, obtendo baixas elasticidades-preço e altas elasticidades-renda para a demanda pelas exportações da Coreia do Sul, de Taiwan e de Hong-Kong. Muscatelli, Stevenson e Montagna (1995), por sua vez, estimaram equações de demanda e oferta para exportações de seis emergentes asiáticos, confirmando a evidência de altas elasticidades-renda, mas encontrando também altas elasticidades-preço para a demanda e a oferta de exportações destes países.

Reinhart (1995) e Senhadji e Montenegro (1999) lançam mão da metodologia de cointegração para estimar funções de demanda por exportações de países em desenvolvimento. Cheng (2004), analisando os fluxos de comércio da Coreia do Sul, estimou uma função de demanda por importações e dois modelos distintos – um de demanda e outro de oferta – para as exportações.

Entre os (poucos) trabalhos que foram capazes de lidar ao mesmo tempo com os problemas de não estacionariedade e de simultaneidade, está o de Giorgianni e Milesi-Ferretti (1997), que, analisando apenas a Coreia do Sul, corrobora a hipótese de altas elasticidades-preço e renda nas exportações. Além disso, estima a demanda por importações daquele país, obtendo elasticidade-renda de maior magnitude que a elasticidade-preço. Catão e Falcetti (2002), por sua vez, analisando os determinantes do comércio exterior argentino no período 1991-1998, utilizam duas formas para

estimar as exportações: apenas uma função de oferta (supondo válida a hipótese de país pequeno, com demanda infinitamente elástica) para as exportações extra-Mercosul e um modelo simultâneo com oferta e demanda para as exportações para os parceiros do bloco. A tabela 1 sintetiza as informações da bibliografia revisada nesta subseção.[6]

TABELA 1
Literatura internacional

Artigo	País	Período	Variáveis explicativas utilizadas
Exportações			
Goldstein e Khan (1978)	Alemanha, Bélgica, Estados Unidos, França, Itália, Japão, Países Baixos e Reino Unido	1955-1970	oferta: p^x/p; Yp demanda: p^x/p^*; Y^*
Lujndborg (1981)	Suécia	1960-1976	oferta: p^x/p; Yp demanda: p^x/p^*; Y^*
Bond (1987)	140 países	1963-1982	oferta: p^x/p; Y demanda: p /p^*; Y^*
Riedel (1989)	Hong Kong	1972-1984	oferta: p; W; T demanda: p^x/p^*; Y^*
Tansel e Togan (1987)	Turquia	1960-1985	oferta: p^x/p; Y demanda: p^x/p^*; Y^*
Arize (1990)	Coreia do Sul, Filipinas, Índia, Indonésia, Malásia, Paquistão e Tailândia	1973-1985	oferta: ep^x/p; Yp demanda: p^x/p^*; Y^*
Holly e Wade (1991)	Reino Unido	1965-1982	oferta: p^x/p; Yp demanda: p^x/p^*; Y^*
Funke e Holly (1992)	Alemanha Ocidental	1961-1987	oferta: p^x/p; Yp demanda: p^x/p^*; Y^*
Balassa (1991)	Coreia do Sul	1973-1988	oferta: p^x/p; Yp demanda: p^x/p^*; Y^*
Muscatelli, Srinivasan e Vines (1992)	Hong Kong	1972-1984	oferta: p^x/p; W; T demanda: p^x/p^*; Y^*
Muscatelli, Srinivasan e Vines (1994)	Coreia, Hong Kong e Taiwan	1967-1985	oferta: p^x, W, k, o demanda: p^x/p^*; Y^*
Muscatelli, Stevenson e Montagna (1995)	Coreia do Sul, Hong Kong, Malásia, Singapura, Tailândia e Taiwan	1966-1987	oferta: p^x; W; k demanda: p^x/p^*; Y^*
Reinhart (1995)	Congo, Quênia, Marrocos, Hong Kong, Indonésia, Paquistão, Sri Lanka, Argentina, Brasil, Colômbia, Costa Rica e México	1973-1995	demanda: p^x/p^*; Y^*

(Continua)

6. Para manter a homogeneidade, os símbolos aqui utilizados nem sempre correspondem aos adotados pelos autores de cada trabalho.

(Continuação)

Artigo	País	Período	Variáveis explicativas utilizadas
Exportações			
Giorgianni e Milesi-Ferretti (1997)	Coreia do Sul	1973-1995	oferta: p^x/p; Yp demanda: p^x/p^*; Y^*
Catão e Falcetti (2002)	Argentina	1991-1998	oferta: $ep^x(1+s)/p$; W demanda: p^x/p^*; Y^*
Cheng (2004)	Coreia do Sul		oferta: p^x; W; A demanda: px/p^*; Y^*
Importações (demanda)			
Tansel e Togan (1987)	Turquia	1960-1985	Y, p^m/p
Balassa (1991)	Coreia do Sul	1973-1988	Y, p^m/p
Giorgianni e Milesi-Ferretti (1997)	Coreia do Sul	1973-1995	Y, p^m/p
Catão e Falcetti (2002)	Argentina	1991-1998	Y, $ep^*(1+t)/p$, r
Cheng (2004)	Coreia do Sul	1988-2001	Y, p^m/p

Elaboração do autor.
Obs.: p^* é o preço mundial dos comercializáveis; p^x é o preço das exportações em moeda estrangeira; p são os preços domésticos; e é a taxa de câmbio (preço da moeda estrangeira em termos da doméstica); Yp é o produto potencial; Y^* é a renda mundial; W é o índice de custos; T é a variável de tendência; K é o estoque de capital; p^m é o preço das importações em moeda doméstica; r é a taxa real de juros; e Y é a renda doméstica.

Com base nos dados da tabela 1, é possível perceber que algumas variáveis explicativas são comuns a praticamente todos os modelos. Do lado das exportações, todas as equações de demanda adotam como regressores uma medida de preços relativos e uma da renda externa ou mundial, enquanto as de oferta incluem, além dos preços relativos, uma medida do produto potencial, do ciclo ou dos custos internos (ou ainda uma combinação entre estes fatores). Os modelos de demanda por importações, por seu turno, sempre colocam como variáveis explicativas a renda interna e o preço relativo dos importáveis.

2.1.1 Literatura empírica brasileira: importações

A literatura que buscou estimar os determinantes das exportações brasileiras tem adotado, de forma unânime, o modelo de substitutos imperfeitos. Além disso, como já foi discutido anteriormente, a adoção da hipótese de que o Brasil é uma economia pequena, que se depara com uma oferta infinitamente elástica para suas importações, é bastante plausível, tendo em vista a pequena participação do país nas importações mundiais – de modo que todos os trabalhos aqui revisados optaram por estimar apenas funções de demanda para modelar os determinantes dos fluxos de importação.

No que se refere às variáveis explicativas, pode-se observar uma série de variações em torno de uma "estrutura básica", que, além dos determinantes presentes no modelo de substituição imperfeita de Goldstein e Khan (1985) – isto é, a renda interna e alguma medida de preços relativos entre importações e substitutos nacionais para as importações –, em geral inclui ainda um componente cíclico, normalmente o nível de utilização da capacidade instalada.

A partir da década de 1990, a exemplo da literatura internacional, é possível perceber uma clara tendência no sentido de considerar, na estimação, a não estacionariedade das séries temporais envolvidas, por métodos de cointegração para a avaliação de relações econômicas de longo prazo, e de modelos de correção de erros para a estimação de elasticidades de curto prazo – prática aparentemente iniciada, na literatura nacional, por Portugal (1992). De fato, entre os trabalhos aqui analisados que foram realizados desta década em diante, apenas Ferreira (1994) não incorporou esta preocupação em sua metodologia.

Além disso, também a partir dos anos 1990, observa-se uma convergência ainda maior, com um grande número de estudos adotando formas funcionais bastante próximas da estrutura básica – em que a demanda por importações é função de uma medida de preços relativos (geralmente, a taxa de câmbio real ajustada para levar em conta alíquotas de importação), da renda interna e de um componente cíclico (em geral, a taxa de utilização da capacidade instalada na indústria) –, dos quais se podem destacar os estudos de Portugal (1992); Ferreira (1994); Azevedo e Portugal (1998); Carvalho e Parente (1999); Carvalho e De Negri (2000); Morais e Portugal (2005); Ribeiro (2006); e Gouvêa e Schettini (2011). As informações da bibliografia analisada encontram-se sintetizadas na tabela 2.

TABELA 2
Estimação de modelos para as importações brasileiras

Artigo	Variáveis explicativas utilizadas
Weiskoff (1979)	Y, ep^m/p, T
Dib (1981)	Y, ep^m/p, T, u, Yp
Zini Júnior (1988)	$ep^m(1+t)/p$, u, Yp
Portugal (1992)	$ep^m(1+t)/p$, u, Yp
Ferreira (1994)	$ep^m(1+t)/p$, u, Yp, s
Azevedo e Portugal (1998)	Y, $ep^m(1+t)/p$, u

(Continua)

(Continuação)

Artigo	Variáveis explicativas utilizadas
Carvalho e Parente (1999)	Y, $ep^m(1+t)/p$, u
Carvalho e De Negri (2000)	Y, $ep^m(1+t)/p$, u
Resende (2001)	Y, $ep^m(1+t)/p$, u, c
Morais e Portugal (2005)	Y, $ep^m(1+t)/p$, u
Ribeiro (2006)	Y, $ep^m(1+t)/p$, u, c, a
Gouvêa e Schettini (2011)	Y, $ep^m(1+t)/p$

Elaboração do autor.
Obs.: Y é a renda doméstica; pm é o preço das importações em moeda estrangeira; p são os preços domésticos; e é a taxa de câmbio (preço da moeda estrangeira em termos da doméstica); Yp é o produto potencial; T é a variável de tendência; u é a variável cíclica; s é o ágio entre a taxa de câmbio nos mercados paralelo e oficial; c é a capacidade de importar; e a é a *dummy* para anos com racionamento de energia.

Observando-se a tabela 2, resta claro que há relativo consenso na inclusão de algumas variáveis explicativas: o preço relativo dos importáveis, assim como a renda nacional, sempre é incluído. Além disso, é bastante comum a inclusão de alguma medida do ciclo econômico, em geral a taxa de utilização da capacidade instalada.

2.1.2 Literatura empírica brasileira: exportações

Analisando-se a literatura que buscou estimar os determinantes das exportações brasileiras, é possível verificar a adoção unânime da hipótese de substitutibilidade imperfeita, a exemplo do ocorrido para os modelos de importação. Ao contrário destes, contudo, observa-se uma variabilidade maior entre as variáveis explicativas adotadas, e não há consenso no que tange à forma de estimação dos modelos.

Trabalhos pioneiros, tais como Doellinger (1971), Tyler (1976) e Cardoso e Dornbusch (1980), lançam mão da hipótese de país pequeno para justificar a estimação de um modelo apenas com uma equação de oferta. Pinto (1980) analisa as exportações brasileiras de manufaturados entre 1954 e 1974; porém, já trata explicitamente do lado da demanda – em vez de simplesmente supô-la infinitamente elástica –, em um modelo com uma equação em forma reduzida.

A partir de Braga e Markwald (1983), a adoção de modelos estruturais com equações de oferta e demanda passou a ser frequente. Além disso, pode-se notar um relativo consenso acerca da forma da função de demanda (determinada por uma medida de preços relativos e pela renda mundial), enquanto as formas adotadas pela oferta, apesar de variarem quanto à inclusão de algumas variáveis, sempre incluem uma medida de preços relativos (que engloba o câmbio real e, geralmente, algum

índice captando incentivos às exportações) e um componente cíclico, como a taxa de utilização da capacidade instalada. Exemplos de estudos com estas características são Rios (1987) e Zini Júnior (1988).

A exemplo da tendência verificada na literatura resenhada nas duas seções precedentes, a partir da década de 1990, os estudos sobre os determinantes das exportações brasileiras passaram a levar em conta a presença de raiz unitária nas séries envolvidas. Além disso, a exemplo da literatura internacional, a maior parte dos trabalhos abandona os métodos de equações simultâneas estáticas em favor de métodos uniequacionais de cointegração, seja estimando equações de oferta e demanda separadamente, seja utilizando formas reduzidas, ou ainda estimando só a oferta ou só a demanda.

Amazonas e Barros (1996) estimam separadamente equações de oferta e demanda para analisar as exportações de manufaturados entre 1964 e 1988, encontrando elasticidades encontradas relativamente baixas para a demanda, corroborando a relevância da estimação desta equação.

Castro e Cavalcanti (1997), em um estudo sobre exportações totais e por fator agregado no período 1955-1995, estimaram um modelo em forma reduzida, incluindo em uma única equação, além do câmbio real, uma *proxy* para a demanda externa e uma para o componente cíclico da oferta. Os autores encontraram elasticidades-renda e preço significantes em quase todas as especificações e consideravelmente maiores para produtos manufaturados.

Em estudo semelhante, no período 1977-1996, Cavalcanti e Ribeiro (1998) testaram várias especificações, lançando mão de vetores autorregressivos (VARs) em forma reduzida. Entre as diversas especificações, os autores consideraram como mais adequados os modelos contendo apenas os preços relativos, para manufaturados e semimanufaturados, e os preços relativos e a *proxy*, para a demanda mundial.

Carvalho e De Negri (2000), tendo como foco as exportações de produtos agropecuários entre 1977 e 1998, também optaram por um modelo em forma reduzida. Os autores encontraram evidências de que as exportações são muito afetadas pelo nível de atividade mundial e pouco afetadas pelo câmbio real.

Ribeiro (2006), em estudo sobre exportações entre 1999 e 2005, reconhece explicitamente as dificuldades em se estimar simultaneamente modelos com cointegração, especialmente em amostras pequenas, e opta pela estimação em separado de oferta e demanda. O artigo conclui que, no longo prazo, as elasticidades-preço e, sobretudo, as elasticidades-renda obtidas para as equações de demanda foram via de regra elevadas, enquanto no curto prazo apenas a elasticidade da renda externa pareceu importante.

Sapienza (2007), por seu turno, estima uma função de oferta para as exportações brasileiras entre 1980 e 2006. Não obstante, seu modelo inclui, entre os regressores, o total das exportações mundiais, que é a variável mais frequentemente utilizada pela literatura para aproximar a demanda externa; sendo assim, a equação estimada está mais próxima, do ponto de vista teórico, de uma forma reduzida que de uma equação de oferta.

Finalmente, Gouvêa, Schettini e Squeff (2012) estimaram uma equação de demanda por exportações, assumindo a renda mundial e a taxa de câmbio real como variáveis explicativas. Após testarem uma série de especificações, destacam evidências, no longo prazo, de elasticidade-renda próxima da unidade e elasticidade-preço relativamente baixa, enquanto no curto prazo apenas a renda parece ter influência significativa, e provavelmente maior que a observada no longo prazo.

Em síntese, a tabela 3 apresenta, para cada artigo revisado, o método de estimação adotado e as variáveis explicativas utilizadas.

TABELA 3
Estimação de modelos para as exportações brasileiras

Artigo	Método de estimação	Variáveis explicativas utilizadas
Cardoso e Dornbusch (1980)	Apenas oferta	$ep^*(1+s)/p$; U
Pinto (1980)	Forma reduzida	$ep^x(1+s)/p$; A; W; U; Yp; Y^*
Braga e Markwald (1983)	Equações simultâneas	Oferta: $ep^x(1+s)/p$; U Demanda: p^x/p^*; Y^*
Rios (1987)	Equações simultâneas	Oferta: $ep^x(1+s)/p$; U; Yp Demanda: p^x/p^*; Y^*
Zini Júnior (1988)	Equações simultâneas	Oferta: $ep^x(1+s)/p$; U; Yp Demanda: p^x/p^*; Y^*
Amazonas e Barros (1996)	Uniequacional	Oferta: $ep^x(1+s)/p$; U; W; Yp Demanda: p^x/p^*; Y^*
Castro e Cavalcanti (1997)	Forma reduzida	ep^*/p; U; Y^*
Cavalcanti e Ribeiro (1998)	Forma reduzida	ep^*/p; Y^*; U; Yp

(Continua)

(Continuação)

Artigo	Método de estimação	Variáveis explicativas utilizadas
Carvalho e De Negri (2000)	Forma reduzida	$ep^x(1+s)/p$; U; Yp; Y^*
Ribeiro (2006)	Uniequacional	Oferta: ep^*/p; p^x/p^*; U; W; Yp; v; f; o Demanda: ep^*/p; p^x/p^*; Y^*; v
Sapienza (2007)	Forma reduzida	ep^x/p; Y^*
Gouvêa, Schettini e Squeff (2012)	Apenas demanda	ep^*/p; Y^*

Elaboração do autor.
Obs.: p^* é o preço mundial dos comercializáveis; px é o preço das exportações em moeda estrangeira; p são os preços domésticos; e é a taxa de câmbio (preço da moeda estrangeira em termos da doméstica); s é a taxa de subsídios e demais incentivos à exportação; Yp é o produto potencial; U é a taxa de utilização da capacidade instalada; Y^* é a renda mundial; A é a produtividade do setor; W é o índice de custos; v é o índice de volatilidade cambial; f é o índice do custo de financiamento das exportações; e o é o índice de abertura comercial.

A síntese contida na tabela 3 deixa clara, em primeiro lugar, a ausência de unanimidade sobre qual o método de estimação mais adequado, com diferentes estudos optando pela estimação simultânea ou uniequacional de equações de oferta e demanda, ou por estimar apenas uma delas, ou por utilizar uma forma reduzida. Além disso, assim como ocorre na literatura internacional, é possível notar certa constância na opção por algumas variáveis explicativas principais, ao lado de outras cuja adoção não é unânime. Todas as equações de demanda incluíram a renda mundial e o preço relativo das exportações nacionais como regressores. Do lado da oferta, é comum a utilização, entre as variáveis explicativas, do preço relativo entre exportáveis e bens ofertados no mercado local, além de medidas do produto potencial, do ciclo econômico e dos custos internos, ou uma combinação entre estas.

2.2 Modelando os determinantes do comércio exterior brasileiro

A revisão da literatura realizada permite concluir que a hipótese de substitutibilidade imperfeita é adotada de modo unânime, de maneira que os modelos aqui delineados terão por fundamento o modelo de substitutos imperfeitos discutido no início desta seção.

Como já foi argumentado, e a exemplo da literatura examinada, a hipótese de que a oferta é perfeitamente elástica, o que permite a estimação apenas da função de demanda, é bastante plausível no caso da modelagem dos fluxos de importação. Especialmente no caso de um país como o Brasil, com pouca participação nas importações mundiais, é muito provável que a oferta mundial de produtos comercializáveis consiga responder a um aumento da demanda brasileira sem ter de aumentar os preços. Sendo assim, é possível estimar apenas a função de demanda por exportações – a exemplo do que foi feito em todos os artigos resenhados na subseção anterior.

Também à luz da revisão bibliográfica realizada, pode-se notar que, no caso dos modelos de importação, há relativo consenso quanto às questões referentes à forma funcional e às variáveis explicativas. Supõe-se que a demanda dependa positivamente da renda nacional e negativamente de alguma medida de preços relativos entre o preço das importações (levado à moeda nacional pela taxa de câmbio e geralmente ajustado para levar em conta a existência de tarifas de importação) e dos substitutos domésticos para as importações (ou seja, bens comercializáveis produzidos localmente, frequentemente aproximados por algum índice de preços internos). Além disso, é frequente a inclusão de uma variável para indicar o componente cíclico do produto – em geral a utilização da capacidade na indústria –, pois se assume que a demanda por importações também dependa da fase do ciclo econômico, tendendo a aumentar nas fases de expansão e a se contrair nas fases de declínio.[7]

Diante do exposto, a equação de demanda por importações assume a seguinte forma (sendo P_m o preço dos importáveis, P_{cd} o preço dos substitutos domésticos e t o nível tarifário):

$$M^d = M^d \left(Y, \frac{EP_m(1+t)}{P_{cd}}, U\right); \quad \frac{\partial M^d}{\partial Y} > 0; \frac{\partial M^d}{\partial (EP_m/P_{cd})} < 0; \frac{\partial X^s}{\partial U} > 0 \tag{9}$$

Colocado na forma duplo-*log*, que domina a literatura, em virtude de suas já conhecidas vantagens – como permitir obter elasticidades constantes –, a função de demanda por exportações toma a seguinte forma:

$$ln\, M^d = \beta_0 + \beta_1\, ln\, Y + \beta_2\, ln \left(\frac{EP_m(1+t)}{P_{cd}}\right) + \beta_3\, ln\, U \tag{10}$$

No caso dos modelos de exportação, contudo, não existe tal consenso: os estudos resenhados lançaram mão de diferentes soluções tanto no que tange à estratégia de estimação quanto no que se refere às formas funcionais e variáveis envolvidas. De um lado, há a possibilidade de estimar equações de oferta e de demanda (simultaneamente ou isoladamente); além disso, de outro, é possível estimar apenas uma equação em forma reduzida que combine variáveis do lado da oferta e do lado da demanda.

7. Conforme Carvalho e Parente (1999), por exemplo.

De todo modo, é possível delinear as características das equações de demanda, oferta e forma reduzida – a opção pela estratégia mais adequada dependerá diretamente da metodologia a ser adotada (descrita no próximo capítulo) e será condicionada pelas características do período amostral escolhido.

De maneira análoga à demanda brasileira por importações, supõe-se que a demanda por exportações brasileiras (que, obviamente, nada mais é que a demanda, no resto do mundo, de importações oriundas do Brasil) dependa positivamente da renda mundial e negativamente de alguma medida do preço relativo entre comercializáveis; isto é, entre o preço das exportações brasileiras (P_x) e o preço das exportações mundiais (P_w), todos medidos em moeda estrangeira (usualmente em dólares):

$$X^d = X^d\left(Y^*, \frac{P_x}{P_w}\right) \; ; \; \frac{\partial X^d}{\partial Y^*} > 0 \; ; \; \frac{\partial X^d}{\partial (P_x/P_w)} < 0 \tag{11}$$

Ou na forma duplo-*log*:

$$ln\, X^d = \beta_0 + \beta_1\, ln\, Y^* + \beta_2\, ln\left(\frac{P_x}{P_w}\right) \tag{12}$$

Quanto à oferta, supõe-se que dependa positivamente de alguma medida da rentabilidade da atividade exportadora *vis-à-vis* a oferta no mercado interno. Tal rentabilidade pode ser avaliada de duas maneiras, ambas presentes na literatura (inclusive concomitantemente). Em primeiro lugar, pela comparação entre as receitas auferidas na atividade exportadora e na oferta ao mercado interno, o que pode ser mensurado pelo preço relativo entre exportáveis (expressos em moeda nacional)[8] e bens ofertados no mercado local, conforme o modelo geral obtido de Goldstein e Khan (1985). Em segundo lugar, pode-se comparar custos e receitas obtidas na atividade exportadora, o que em geral é feito por meio da inclusão de alguma variável que expresse os custos incorridos pelos

8. Assim como o preço dos bens importados, na equação de demanda por importações, levava em conta a existência de tarifas de importação, o preço dos bens exportados deveria, idealmente, ser ajustado para captar o efeito dos subsídios e demais benefícios às exportações. De fato, este procedimento foi adotado por um número não desprezível de trabalhos, especialmente até a década de 1980. Não obstante, a inexistência de uma série confiável de dados – sobretudo para dados agregados e em periodicidade trimestral – impede esta prática, a exemplo do que foi feito em diversos trabalhos mais recentes, como Castro e Cavalcanti (1997), Cavalcanti e Ribeiro (1998), Carvalho e De Negri (2000), Ribeiro (2006), Sapienza (2007), Meyer (2008), Schettini *et al*. (2012), por exemplo. Ademais, se se analisar o modelo original de substitutos imperfeitos, como exposto por Goldstein e Khan (1985), resta claro que, em teoria, dever-se-iam ajustar também os preços na equação de demanda pelas exportações brasileiras para levar em conta as tarifas de cada parceiro comercial, o que é claramente inviável na prática.

exportadores, como índices de salário real e custos de comercialização, distribuição, impostos etc. – neste caso, o sinal esperado é negativo (Cavalcanti e Ribeiro, 1998).

Além disso, assim como na demanda por importações, é frequente a inclusão, entre as variáveis explicativas, de um indicador para os ciclos econômicos, em geral a utilização de capacidade instalada, de modo a captar a noção de que em períodos de expansão os produtores podem preferir suprir o mercado interno, enquanto na fase de declínio as exportações podem ser uma alternativa para evitar o aumento da capacidade ociosa (Zini Júnior, 1988; Cavalcanti e Ribeiro, 1998). Há, contudo, autores que oferecem explicação distinta para a inclusão de variável refletindo o ciclo econômico, afirmando que a fase ascendente do ciclo estaria associada a uma maior oferta de bens e serviços, e, portanto, a uma maior capacidade exportadora. O sinal esperado, neste caso, seria positivo, e não negativo (Ribeiro, 2006).

Assim, a equação para a oferta brasileira de exportações assume a forma (denotando-se os custos por *C* e o ciclo por *U*):

$$X^s = X^s\left(\frac{EP_x}{P_{cd}}, C, U\right);$$
$$\frac{\partial X^s}{\partial (P_x E/P_{cd})} > 0;\ \frac{\partial X^s}{\partial C} < 0;\ \frac{\partial X^s}{\partial U} \gtreqless 0 \qquad (13)$$

Que na forma duplo-*log* se torna:

$$\ln X^s = \beta_0 + \beta_1 \ln\left(\frac{EP_x}{P_{cd}}\right) + \beta_2 \ln C + \beta_3 \ln U \qquad (14)$$

Já a equação em forma reduzida relaciona a quantidade exportada tanto às variáveis do lado da demanda (preço relativo e absorção externa) quanto às do lado da oferta (preço relativo, ciclo e custos).

Não obstante, cabe uma ressalva: ainda que boa parte dos trabalhos que adotaram formas reduzidas tenha utilizado apenas uma medida de preços relativos, geralmente a taxa de câmbio real, há de se ter em mente que, teoricamente, os preços relativos envolvidos na determinação da oferta e da demanda são distintos e arbitram decisões distintas dos agentes. Do lado da demanda, os agentes comparam o preço das exportações com o preço dos bens substitutos destas – ou seja, os bens externos.

Do lado da oferta, a comparação é entre os preços em que os bens serão ofertados no mercado externo (isto é, o preço das exportações) e no mercado interno (ou seja, os preços internos de bens transacionáveis).

A variável que geralmente é apresentada como "a" taxa de câmbio real, portanto, ao comparar o nível de preços interno com o nível de preços em outro país (ou em um conjunto de países, no caso de taxas efetivas), aproxima de maneira imperfeita estes dois preços relativos. Sendo assim, parece mais razoável incluir ambos na equação em forma reduzida – que, em suma, é dada por:

$$X = X\left(\frac{P_x}{P_w}, \frac{EP_x}{P_{cd}}, Y^*, C, U\right);$$
$$\frac{\partial X}{\partial (P_x/P_w)} < 0;\ \frac{\partial X}{\partial (P_x E/P_{cd})} > 0\ \ \frac{\partial X}{\partial Y^*} > 0;\ \frac{\partial X}{\partial C} < 0;\ \frac{\partial X^s}{\partial U} \gtreqless 0 \tag{15}$$

Que na forma duplo-*log* pode ser escrito como:

$$ln\, X = \beta_0 + \beta_1\, ln\left(\frac{P_x}{P_w}\right) + \beta_2\, ln\left(\frac{EP_x}{P_{cd}}\right) + \beta_2\, ln\, Y^* + \beta_2\, ln\, C + \beta_3\, ln\, U \tag{16}$$

3 METODOLOGIA

A metodologia econométrica adotada neste trabalho tem como alicerce o conceito de cointegração entre variáveis não estacionárias. Como foi demonstrado na revisão bibliográfica precedente, a partir da década de 1990, a literatura empírica passou a dar especial atenção à questão da não estacionariedade e à existência de raiz unitária nas séries temporais envolvidas. Há farta evidência empírica de que as séries envolvidas na estimação de funções de fluxos de comércio exterior apresentam raiz unitária – fato que será testado no próximo texto para as séries utilizadas neste trabalho. Isto inviabiliza a estimação tradicional de regressões por mínimos quadrados, cuja teoria assintótica supõe estacionariedade das variáveis envolvidas e, portanto, gera estimadores inconsistentes para os parâmetros. Além disso, há a possibilidade de se obter uma regressão espúria, em que testes *t* e *F* tradicionais, cuja validade é prejudicada pela não estacionariedade, tendem a rejeitar a hipótese de que não há relação entre as variáveis, mesmo que, de fato, não exista nenhuma relação (Granger e Newbold, 1974).

Uma possibilidade de saída para a presença de raízes unitárias é tomar as diferenças das séries, de maneira a torná-las estacionárias, no espírito da metodologia de Box e Jenkins.[9] Há, contudo, de se notar que este procedimento pode levar à perda de informação relevante, que poderia estar contida no comportamento das séries em nível.

Não obstante, pode existir uma combinação linear de variáveis integradas que seja estacionária. Caso isto seja verdade, as séries são ditas *cointegradas de ordem (1,1)* ou $C(1,1)$. De maneira simples, estima-se que duas séries x_t e y_t sejam $I(1)$, e suponha-se o modelo de regressão

$$y = \beta x + \varepsilon \tag{17}$$

Em que o ε_t é ruído branco com média 0 e variância constante σ^2. É fácil notar que esse modelo só pode fazer sentido caso a combinação linear $(y_t - \beta x_t)$ seja $I(0)$, uma vez que o ruído branco ε_t é estacionário – isto é, se as variáveis x_t e y_t forem $C(1,1)$.

De maneira geral, os elementos de um vetor $x_t=(x_{1t},\ldots, x_{nt})'$ são ditos cointegrados de ordem (d,b), denotando-se $x_t \sim C(d,b)$, se:

- todos os seus elementos são $I(d)$; e
- existe um vetor $\beta= (\beta_1,\ldots,\beta_n)$ t tal que a combinação linear

$$\beta x_t = \beta_1 x_{1t} + \cdots + \beta_n x_{nt} \tag{18}$$

é integrada de ordem $(d\text{-}b)$, $b>0$.

O vetor β é denominado *vetor de cointegração*. Note-se que, em um vetor com n elementos, é possível existir até n–1 vetores de cointegração linearmente independentes. Caso exista cointegração de ordem (1,1) entre as variáveis, podem-se estimar modelos de regressão linear sem o risco de regressão espúria – de fato, é possível demonstrar (Stock, 1987) que estimadores por MQO de um modelo tal como o da equação 17 são "superconsistentes"; isto é, os estimadores MQO $\hat{\beta}_i$ convergem para o valor real $\hat{\beta}_i$ a uma taxa maior que no caso em que as variáveis envolvidas são estacionárias.[10]

9. Ver, por exemplo, Box e Jenkins (1970).
10. Mais especificamente, o estimador $\hat{\beta}_i$ de β_i converge para seu valor real à taxa T, em vez da taxa usual $\sqrt{T}$. Para mais detalhes, ver Stock (1987).

Uma interpretação útil do conceito de cointegração entre variáveis é a existência de uma relação de longo prazo, expressa pelo vetor de cointegração – tendo em vista que este gera uma combinação linear estacionária entre as variáveis e, portanto, tende a reverter à média. Esta noção é central em metodologias desenvolvidas para testar modelos de cointegração, das quais é pioneiro o método de Engle e Granger (1987), adotado neste trabalho.

O teste proposto por Engle e Granger (1987) consiste em um procedimento com duas etapas. Na primeira etapa, estima-se o modelo de longo prazo – ou seja, uma equação como:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \varepsilon_t \tag{19}$$

Em que o estimador de β_1 é o estimador do vetor de cointegração ou de *coeficientes de longo prazo*. Note-se que o resíduo da regressão pode ser encarado como uma medida do desequilíbrio em cada período:

$$\hat{\varepsilon}_t = y_t - \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_t \tag{19'}$$

Como a equação 19' deixa claro, para que o lado direito seja estacionário – isto é, se β_1 for efetivamente um vetor de cointegração –, é preciso que o resíduo – o estimador do desequilíbrio – seja estacionário.

Assim, o passo seguinte do teste de Engle-Granger é verificar a estacionariedade do resíduo da regressão estimada na primeira etapa. Isto pode ser feito por meio de um teste de raiz unitária como os de Dickey-Fuller,[11] com valores críticos modificados de acordo com o número de variáveis envolvidas.[12] Desta forma, o teste de Engle-Granger é, em essência, um teste sobre a estacionariedade dos resíduos da regressão de longo prazo, donde é conhecido como *teste baseado em resíduos* (*residual-based test*). Uma rejeição da hipótese nula de não estacionariedade dos resíduos implica, portanto, a rejeição da hipótese nula de ausência de cointegração.

11. Para uma discussão dos testes de raiz unitária, ver, por exemplo, Enders (2004).
12. Geralmente, utilizam-se os valores críticos obtidos por MacKinnon (1991), adotados na maioria dos pacotes econométricos disponíveis.

Por fim, uma vez estimados os coeficientes de longo prazo – isto é, o vetor de cointegração –, o método de Engle-Granger propõe utilizar os resíduos da regressão para estimar um modelo de correção de erros que incorporará a estrutura dinâmica do processo. Ou seja, para o modelo bivariado na equação 17, pode-se estimar um modelo de correção de erros da forma

$$\Delta y_t = \alpha_y(y_{t-1} - \beta x_{t-1}) + \sum_i \alpha_{11}^{(i)} \Delta y_{t-i} + \sum_i \alpha_{12}^{(i)} \Delta x_{t-i} \quad (20)$$

$$\Delta x_t = \alpha_x(y_{t-1} - \beta x_{t-1}) + \sum_i \alpha_{21}^{(i)} \Delta y_{t-i} + \sum_i \alpha_{22}^{(i)} \Delta x_{t-i} \quad (21)$$

utilizando o resíduo estimado $\hat{\varepsilon}_{t-1}$ como instrumento do termo de correção de erros $(y_{t-1} - \beta x_{t-1})$.

A lógica do procedimento de Engle e Granger (1987) pode ser estendida para o caso de mais de duas variáveis. Considere-se um sistema com *n* variáveis da seguinte forma "triangular":[13]

$$y_{1t} = \beta' y_{2t} + u_{1t} \quad (22)$$

$$\Delta y_{2t} = u_{2t} \quad (23)$$

Em que y_{2t} é um vetor $(n\text{-}1)x1$ de variáveis integradas de ordem 1, para as quais se assume não existir vetor de cointegração. Suponha-se que $u'_t = (u_{1t}, u'_{1t})$ é estacionário com média 0 e matriz de covariância contemporânea Σ positiva definida.

O estimador de mínimos quadrados de β, portanto, é dado por:

$$\hat{\beta} = (Y_2'Y_2)^{-1} Y_2' y_1 \quad (24)$$

Em que y_1 é o vetor de observações de y_{1t} e Y_2 é a matriz de observações de y_{2t}. Note-se que, como já foi dito, o vetor de estimadores de longo prazo $\hat{\beta}$ é superconsistente; não obstante, os coeficientes não exibem a distribuição *t* assintótica usual, a não

13. Conforme Maddala e Kim (1998, subseção 5.4), ou Enders (2004, apêndice 6.1).

ser que os regressores em y_{2t} sejam estritamente exógenos e os resíduos u_t não apresentem correlação serial. Assim, é possível que a distribuição assintótica dependa dos parâmetros de perturbação oriundos da endogeneidade dos regressores e da correlação serial dos resíduos.

Uma das saídas possíveis para esse problema é a estimação pelo método de mínimos quadrados modificados (FM-OLS), desenvolvido por Phillips e Hansen (1990), que aplica correções não paramétricas ao estimador $\hat{\beta}$ para eliminar os parâmetros de perturbação, eliminando o viés causado tanto pela correlação serial quanto pela simultaneidade, gerando resultados assintoticamente equivalentes aos gerados por métodos de máxima verossimilhança de informação completa (FIML), mesmo em amostras relativamente pequenas[14] (Banerjee *et al.*, 1993, p. 239-242). Outra possibilidade frequentemente utilizada é incluir entre os regressores defasagens das diferenças das variáveis, com o intuito de eliminar a autocorrelação (Enders, 2004, p. 380) – procedimento que obtém implicitamente as mesmas correções alcançadas pelos termos não paramétricos adotados pelo FM-OLS (Banerjee *et al.*, 1993, p. 240).

A estimação por metodologias uniequacionais, como a de Engle e Granger (1987), é amplamente aceita e utilizada na literatura para o caso das importações, sem maiores preocupações metodológicas, uma vez que é possível partir da hipótese de "país pequeno", para o qual apenas a relação de demanda precisa ser modelada.

No caso das exportações, diante da necessidade de se levar em conta tanto fatores de oferta quanto de demanda, preferencialmente com métodos que consideram a simultaneidade entre as duas relações, seria recomendável utilizar métodos multiequacionais, como o método *vector error correction model* (VECM), de Johansen,[15] que permite testar e estimar múltiplos vetores de cointegração a partir de um arcabouço VAR, que não impõe nenhuma estrutura *ad hoc* nos dados.

14. Conforme Banerjee *et al*. (1993, p. 239, tradução livre), "Philips e Hansen mostram que essas correções funcionam efetivamente em amostras tão pequenas quanto de cinquenta observações" (no original, "*Philips and Hansen* (*1990*) *show that these corrections work effectively in sample sizes as small as 50*") – menores, portanto, que as amostras analisadas neste trabalho.

15. Para uma exposição do método de Johansen, ver, por exemplo, Maddala e Kim (1998).

Não obstante, a literatura é quase unânime[16] em afirmar a impossibilidade de utilizar tais métodos para estimar os determinantes das exportações brasileiras. Entre os argumentos contra a utilização do método de Johansen para estimar simultaneamente a demanda e a oferta de exportações, destaca-se a necessidade de se estimar conjuntamente um número excessivo de parâmetros, o que pode levar a instabilidades e resultados insatisfatórios em amostras relativamente pequenas (Carvalho e Parente, 1999; Ribeiro, 2006). Além disso, as peculiaridades inerentes às séries econômicas brasileiras, que frequentemente possuem quebras estruturais, desaconselham a utilização do método de Johansen, que parte da hipótese de congruência do VAR de partida, que raramente pode ser satisfeita em se tratando de dados nacionais (Carvalho e Parente, 1999; Gouvêa, Schettini e Squeff, 2012) – mesmo a utilização de *dummies* para estabilizar os modelos, bastante frequente em trabalhos empíricos nacionais, não é solução adequada para a utilização deste método, uma vez que torna inválidos os valores críticos gerados em simulações de Monte Carlo.

Diante desses fatos, optou-se pela estimação em ambiente uniequacional, a exemplo da maior parte da literatura correlata – estimando-se tanto um modelo em forma reduzida quanto equações independentes de oferta e demanda.[17]

Sendo assim, o exercício econométrico cujos resultados serão analisados na próxima seção baseou-se no procedimento de Engle-Granger. Preliminarmente, a ordem de integração de cada série foi avaliada por meio dos testes de raiz unitária de Dickey-Fuller aumentado (ADF), de Phillips-Perron (PP) e de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS),

16. Nenhum dos sete trabalhos nacionais revisados que estimaram funções de exportação conseguiu utilizar com sucesso o método de Johansen; mesmo na literatura internacional resenhada, dos também sete estudos sobre exportações, apenas dois conseguiram utilizar este método.

17. É importante ressaltar que a estimação uniequacional pressupõe implicitamente a hipótese de exogeneidade fraca dos regressores em relação aos modelos estimados, o que seria suficiente para garantir a consistência dos estimadores. Tal hipótese foi corroborada pelos trabalhos que foram capazes de testá-las – por exemplo, Castro e Cavalcanti (1997) e Carvalho e De Negri (2000). Uma variável é dita fracamente exógena para um conjunto de parâmetros de interesse se é possível utilizar somente a função de densidade condicional do modelo para realizar inferências sobre estes parâmetros, sem que haja perda de informação ao não se levar em conta a densidade marginal (Ericsson, 1992; Hendry, 1995). Assim, é possível utilizá-las no modelo em estudo para analisar o comportamento histórico dos dados. Outros conceitos de exogeneidade (não explorados neste trabalho) frequentemente utilizados na literatura são o de *exogeneidade forte*, que permite utilizar o modelo para previsões, e o de *superexogeneidade*, que garante que o modelo pode ser utilizado para simulações de políticas, a despeito da crítica de Lucas (1976). Para uma discussão dos diferentes conceitos de exogeneidade, ver, por exemplo, Engle, Hendry e Richard (1983).

amplamente utilizados na literatura.[18] Em seguida, os coeficientes de longo prazo foram estimados por FM-OLS, e realizou-se os testes de Engle-Granger sobre a hipótese nula de ausência de cointegração. Por fim, para a análise da dinâmica das relações modeladas, foram estimados os modelos de correção de erros, seguindo-se o procedimento do geral para o particular, utilizando-se inicialmente quatro defasagens de cada variável e realizando-se testes de Wald para a restrição de variáveis insignificantes. A seção 4 descreve as séries utilizadas na análise empírica e analisa seus resultados.

4 ESTIMAÇÃO E RESULTADOS

4.1 Descrição das variáveis e testes de raiz unitária

O exercício econométrico realizado e descrito nas próximas seções utiliza dados com periodicidade trimestral[19] entre 1996 e 2012.[20] No caso do modelo de demanda por importações, o período analisado estende-se do primeiro trimestre de 1996 ao quarto trimestre de 2012 – perfazendo, portanto, um total de 68 observações de cada variável. No entanto, os dados relativos às importações mundiais ainda não se encontravam disponíveis para os dois últimos trimestres de 2012 quando da elaboração deste trabalho,[21] de maneira que, no caso dos modelos de exportação, o período abrangido alcança apenas o segundo trimestre de 2012, totalizando 66 observações.

As séries adotadas para representar as variáveis dependentes nos modelos de importação e exportação foram, respectivamente, os índices de *quantum* das importações e das exportações brasileiras, elaborados e divulgados pela Fundação Centro de Estudos de Comércio Exterior (Funcex) e representados por M e X.

Como medida da renda doméstica (Y), foi utilizada a série dessazonalizada do índice encadeado (média 1995 = 100) do produto interno bruto (PIB), disponível nas Contas Nacionais Trimestrais do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

18. A metodologia de tais testes está descrita, por exemplo, em Enders (2004) e Maddala e Kim (1998).
19. Quando necessário, as variáveis foram sazonalmente ajustadas pelo método X-12 Census.
20. O período inicial foi determinado com base na disponibilidade dos dados no Sistema IBGE de Recuperação Automática (Sidra) para as séries com ajuste sazonal do produto interno bruto (PIB) trimestral.
21. Concluída em março de 2013.

Como *proxy* para o componente cíclico do produto, optou-se pela série de utilização da capacidade instalada na indústria, fornecida pela Confederação Nacional da Indústria (CNI), denominada *UCI*. Quanto aos custos domésticos (*CD*), estes foram representados pelo Índice de Salário Médio na Indústria, também fornecido pela CNI. [22]

Como *proxy* da renda externa (*Yw*), optou-se por utilizar, a exemplo da literatura, o total das importações mundiais, extraído das International Financial Statistics (IFS) do Fundo Monetário Internacional (FMI), deflacionados pelo índice de preços das importações mundiais (média de 2005 = 100), também das IFS/FMI.

Quanto à medida do preço relativo das importações (a ser representado por *RERDM*), foi construído um índice para a taxa real de câmbio envolvida na demanda por importações – qual seja, a razão entre o preço das importações (ajustado para levar em conta a existência de tarifas de importação e levado à moeda doméstica pela taxa de câmbio) e o preço dos bens substitutos domésticos.

A taxa nominal de câmbio utilizada foi a média entre as cotações de compra e venda da taxa comercial (R$/US$), divulgadas no *Boletim do Banco Central do Brasil*. O preço dos bens importados utilizado foi o índice construído pela Funcex.

De modo a obter uma medida da proteção tarifária[23] imposta às importações, lançou-se mão de procedimento utilizado por Skiendziel (2008) para cálculo da alíquota efetiva de arrecadação do imposto de importação, ou "tarifa verdadeira" – a razão entre o montante total arrecadado em cada período (divulgado pela Secretaria da Receita Federal – SRF) e o valor total das importações (obtido na Secretaria de Comércio Exterior – Secex – e convertido de dólar para real pela mesma taxa de câmbio nominal já utilizada).

No que se refere aos preços dos bens substitutos domésticos aos importados, tendo em vista a necessidade de se utilizar um índice que represente o mais fielmente possível a evolução dos preços de bens *tradables*, optou-se por não utilizar índices de preços ao consumidor (como o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo – IPCA

22. O uso de medidas relativas ao setor industrial para representar os custos domésticos e o movimento cíclico da economia como um todo, ainda que discutível, é bastante consolidado na literatura.

23. Idealmente, seria adequado utilizar alguma medida que levasse em conta também o equivalente tarifário de medidas de proteção não tarifárias, tais como barreiras técnicas e medidas sanitárias e fitossanitárias; não obstante, tais séries não estão disponíveis, e sua construção é tão complexa quanto controversa.

ou o Índice Nacional de Preços ao Consumidor – INPC) ou índices gerais, como o Índice Geral de Preços – Mercado (IGP-M), devido ao considerável peso dos bens não comercializáveis na construção destes. O escolhido, portanto, foi o índice de preços de bens comercializáveis, construído pelo Banco Central do Brasil (BCB) com base no IPCA/IBGE.[24]

A medida de preços relativos relevante para a demanda por exportações (dada por P_x/P_w e representada por *RERDX*) foi construída pela divisão do índice de preço das exportações da Funcex e o já mencionado índice de preços das importações mundiais do IFS/FMI.

O preço relativo envolvido na determinação da oferta brasileira de exportações (dado por EP_x/P e denotada por *RERSX*), por seu turno, foi obtido a partir da razão entre o índice de preço das exportações da Funcex, convertido em real pela taxa de câmbio comercial R$/US$, e o IPCA-Comercializáveis. O quadro 1 apresenta a denominação utilizada para cada variável nos procedimentos econométricos.

QUADRO 1
Denominação das variáveis utilizadas

Variável	Sigla
Exportações (índice de *quantum*)	LX
Importações (índice de *quantum*)	LM
Renda doméstica	LY
Preço relativo – demanda por importações	LRERDM
Preço relativo – demanda por exportações	LRERDX
Preço relativo – oferta de exportações	LRERSX
Nível de utilização da capacidade instalada	LUCI
Índice de salário médio na indústria	LCD
Importações totais mundiais	LYW

Elaboração do autor.

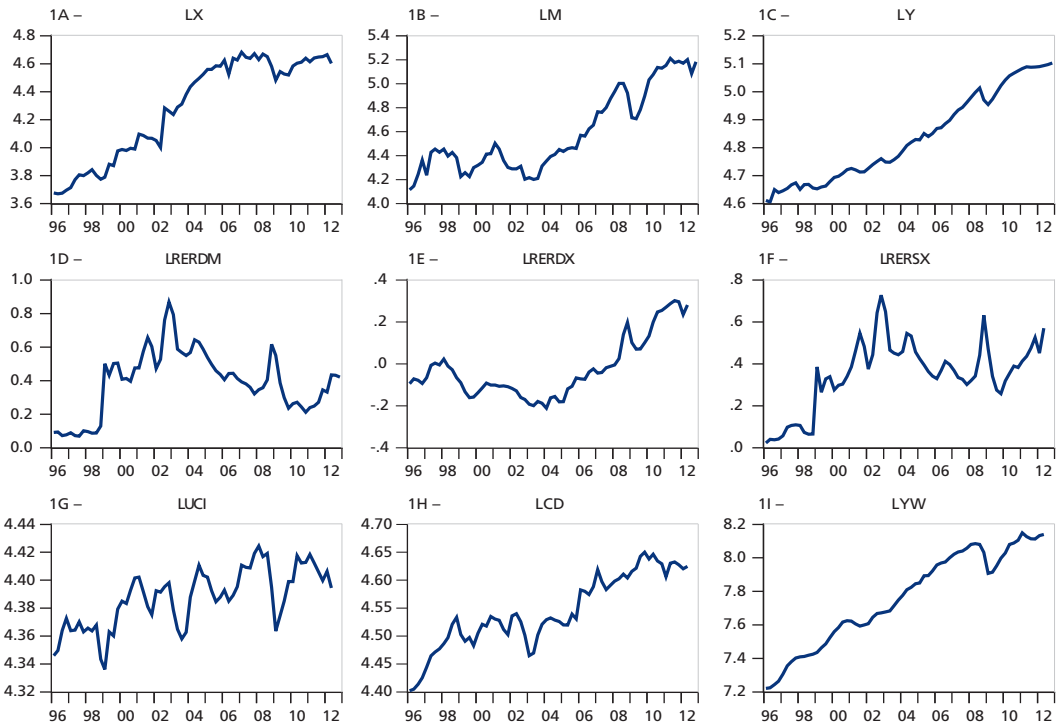
Finalmente, para garantir a estabilidade do modelo ao longo da amostra,[25] foram incluídas duas variáveis *dummy* de impulso, nos primeiros trimestres de 1999 e 2009 (denominadas *i1999q1* e *i2009q1*), e uma *dummy* de escada no primeiro trimestre de 2003 (*s2003q1*).

24. Por precaução, todas as estimações foram feitas utilizando-se também um índice alternativo, que emprega, em lugar do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA)-Comercializáveis, o Índice de Preços ao Produtor Amplo (IPA), cuja ponderação dos bens não comercializáveis é consideravelmente menor que os índices ao consumidor usuais. Não obstante, os resultados alcançados foram praticamente iguais aos obtidos com a utilização do IPCA-Comercializáveis.

25. Ainda que escape ao objetivo deste trabalho analisar profundamente as mudanças estruturais ocorridas no período, é razoavelmente pacífico elencar ao menos três momentos turbulentos para a economia brasileira no período compreendido neste estudo: a maxidesvalorização do real no início de 1999, a desconfiança gerada pela possibilidade de eleição de Luiz Inácio Lula da Silva para a presidência da República em 2002 e a fase aguda da crise econômica mundial após a quebra do banco Lehmann Brothers em 2008.

Os gráficos a seguir ilustram o comportamento do logaritmo neperiano das séries analisadas. É possível notar que as variáveis *LX*, *LM*, *LY*, *LCD* e *LYW* – e, em menor medida, *LUCI* – apresentam tendência claramente ascendente ao longo da amostra. As variáveis de preços relativos, por seu turno, apresentam comportamento mais errático, alcançando o auge (ou o menor valor, no caso de *LRERDX*) no episódio de intensa depreciação do real associado com a insegurança diante da perspectiva da vitória do Partido dos Trabalhadores (PT) nas eleições presidenciais de 2003. Cabe ressaltar, portanto, que a inspeção visual sugere fortemente a presença de não estacionariedade das variáveis – hipótese que deve ser verificada por meio de testes de raiz unitária.

GRÁFICO 1
Comportamento das variáveis utilizadas



Fonte: Funcex, IBGE, CNI, IFS/FMI, SRF, Secex e BCB.
Elaboração do autor.

Optou-se pela realização de três testes distintos para cada série: o teste ADF, o PP e o KPSS, amplamente utilizados na literatura. Os testes ADF e PP adotam como hipótese nula a existência de raiz unitária nas séries, ao passo que no teste KPSS a hipótese nula é a estacionariedade das séries.

Para cada variável, os testes foram realizados de três formas, que diferem pela inclusão de componentes determinísticos no modelo: intercepto, intercepto e tendência determinística e nenhum componente determinístico – exceto o teste KPSS, que não admite a hipótese de nenhum componente. Além disso, foi utilizado o critério de informação de Schwartz para a escolha do número de defasagens incluídas em cada teste ADF.

De maneira a avaliar o grau de integração de cada uma das séries analisadas – que, a princípio, são supostamente *I*(1) – foram realizados testes de raiz unitária tanto nas variáveis em nível (com os resultados apresentados na tabela 4) quanto em suas primeiras diferenças (exibidos na tabela 6).

TABELA 4
Testes de raiz unitária: variáveis em nível

Teste	Variável			
	LM	LRERDM	LUCI	LY
ADF	1,8141	-0,4823	0,8318	3,7290
ADF-c	-0,5082	-2,1452	-3,1234[2]	0,0084
ADF-t	-1,7203	-2,0313	-4,2404[2]	-2,1266
PP	1,6783	-0,3623	0,5172	4,6066
PP-c	-0,6092	-2,5902	-2,7007	0,2625
PP-t	-1,9609	-1,9052	-3,2251[3]	-2,1777
KPSS-c	0,9167[1]	0,2435	0,8876[1]	1,0564[1]
KPSS-t	0,2169[1]	0,2221[1]	0,0824	0,2267[1]

Teste	Variável				
	LCD	LRERDX	LRERSX	LX	LYW
ADF	1,6945	-0,4073	-0,7746	1,9626	1,4687
ADF-c	-2,3268	-0,1811	-2,5729	-1,5166	-2,5729
ADF-t	-2,3365	-0,8558	-2,4070	-1,2234	-2,7250
PP	1,9077	-0,3059	0,1741	2,2528	2,0794
PP-c	-2,5256	0,0065	-2,0713	-1,6031	-1,9150
PP-t	-2,2864	-1,1319	-2,9539	-1,2234	-1,8276
KPSS-c	0,9686[1]	0,6258[2]	0,4927[2]	0,9689[1]	1,0292[1]
KPSS-t	0,1823[2]	0,1720[1]	0,2512[1]	0,2161[1]	0,1839[2]

Elaboração do autor.
Notas: [1] Denota a rejeição da hipótese nula a 1%.
[2] Denota a rejeição da hipótese nula a 5%.
[3] Denota a rejeição da hipótese nula a 10%.

Na maior parte das variáveis, a hipótese de existência de raiz unitária foi corroborada pelos testes realizados, ocorrendo a não rejeição da hipótese nula nos testes ADF e PP e a rejeição no teste KPSS, para pelo menos uma das formas funcionais assumidas – ou todas, como foi o caso das variáveis *LM*, *LX*, *LY*, *LCD*, *LRERSX*, *LRERDX* e *LYW*.

A variável de utilização da capacidade instalada apresentou indícios de estacionariedade nos testes ADF com inclusão de constante e tendência, com rejeição da hipótese nula a 5% de significância, e no teste KPSS com tendência, em que a hipótese de estacionariedade não foi rejeitada. Nos testes realizados sem a inclusão de constante ou tendência determinística, contudo, há indícios de raiz unitária nos dados. Não obstante, a observação gráfica do comportamento da série sugere que esta última hipótese é mais plausível, visto que a variável parece descrever um passeio aleatório puro, sem presença de *drift* ou tendência.

De todo modo, tendo em vista que a hipótese de não estacionariedade nas variáveis analisadas está amplamente documentada na literatura, parece bastante justificável acatá-la como verdadeira na elaboração deste trabalho.

Quanto às séries em primeiras diferenças, a evidência exibida na tabela 5 – rejeição da hipótese nula nos testes ADF e PP e não rejeição nos testes KPSS, em praticamente todos os casos – corrobora fortemente a hipótese de que estas são estacionárias – e que, portanto, as variáveis envolvidas nos exercícios econométricos aqui realizados são integradas de primeira ordem, de modo que é possível prosseguir com a análise de cointegração.

TABELA 5
Testes de raiz unitária: primeiras diferenças

Teste	Variável			
	D(LM)	D(LRERDM)	D(LUCI)	D(LY)
ADF	-7,2063[1]	-6,9058[1]	-6,8544[1]	-5,6981[1]
ADF-c	-7,4894[1]	-6,8736[1]	-6,8676[1]	-7,2693[1]
ADF-t	-7,4466[1]	-5,4432[1]	-6,8009[1]	-4,6820[1]
PP	-7,2417[1]	-6,9188[1]	-6,7636[1]	-5,7753[1]
PP-c	-7,4857[1]	-6,9000[1]	-6,7293[1]	-7,2571[1]
PP-t	-7,4421[1]	-7,0827[1]	-6,6992[1]	-7,1870[1]
KPSS-c	0,0803	0,1829	0,0545	0,1224
KPSS-t	0,0552	0,1130	0,0236	0,0607

Teste	Variável				
	D(LCD)	D(LRERDX)	D(LRERSX)	D(LX)	D(LYW)
ADF	-6,0248[1]	-4,5310[1]	-5,4005[1]	-6,9873[1]	-4,1949[1]
ADF-c	-6,4422[1]	-5,6176[1]	-5,2872[1]	-7,2362[1]	-5,0126[1]
ADF-t	-6,8407[1]	-5,5817[1]	-5,3138[1]	-7,8794[1]	-5,1174[1]
PP	-6,0248[1]	-4,4034[1]	-5,9269[1]	-6,9111[1]	-4,1949[1]
PP-c	-6,4612[1]	-7,5863[1]	-5,7018[1]	-7,1366[1]	-5,0131[1]
PP-t	-7,1469[1]	-7,6663[1]	-6,1853[1]	-7,7664[1]	-5,1017[1]
KPSS-c	0,1499	0,1849	0,4367	0,3004	0,1721
KPSS-t	0,0906	0,0604	0,1273[2]	0,1042	0,0922

Elaboração do autor.
Notas: [1] Denota a rejeição da hipótese nula a 1%.
[2] Denota a rejeição da hipótese nula a 10%.

4.2 Determinantes da demanda brasileira por importações

A existência de um vetor de cointegração entre as variáveis foi testada por meio do procedimento de Engle-Granger. Já a estimação do vetor de cointegração foi realizada pela metodologia FM-OLS, com e sem a presença de tendência determinística na equação de estimação. A tabela 6 resume os resultados das estimações e dos testes de cointegração.

TABELA 6
Vetor de longo prazo e testes de cointegração

Variável	Demanda			Demanda-*t*		
	Coeficiente	Estatística *t*	*P-valor*	Coeficiente	Estatística *t*	*P-valor*
LRERDM	-0,4202	-7,1888	0,0000	-0,3296	-3,0864	0,0031
LY	2,2355	15,732	0,0000	2,7555	3,8719	0,0003
LUCI	1,6583	2,0486	0,0449	1,6641	1,9832	0,0520
Constante	-13,253	-4,2032	0,0001	-15,6811	-4,9062	0,0000
Tendência	-	-	-	-0,0052	-0,9043	0,3695
i1999q1	0,0704	0,8049	0,4240	0,0460	0,5643	0,5747
i2009q1	0,1482	1,7121	0,0920	0,0792	1,0077	0,3177
s2003q1	-0,1481	-4,0732	0,0001	-0,1031	-2,8913	0,0054
EG-τ	-	-5,4233	0,0024	-	-5,6171	0,0044
EG-ζ	-	-40,292	0,0024	-	-41,798	0,0053
R2 ajustado	0,9570	-	-	0,9570	-	-
DW	1,2277	-	-	1,0659	-	-

Elaboração do autor.

Os testes de cointegração de Engle-Granger corroboraram a hipótese de que existe uma relação de longo prazo entre a quantidade demandada de importações, a taxa de câmbio real, a renda doméstica e o componente cíclico do produto. Como se pode perceber, os testes de cointegração rejeitam a hipótese nula de inexistência de cointegração a 1% de significância, com e sem a presença de tendência determinística.

Quanto aos coeficientes de longo prazo estimados, primeiramente se observa razoável homogeneidade entre os resultados obtidos com e sem tendência. Além disso, todas as variáveis apresentaram o sinal esperado e se mostraram estatisticamente significantes a 1% – exceção feita à variável de utilização da capacidade instalada, que se mostrou significante a 5% apenas no modelo sem tendência determinística.

Nos dois casos, o coeficiente associado ao preço relativo apresentou sinal negativo, como esperado, e magnitude relativamente baixa, não alcançando -0,5. Em comparação, o coeficiente associado à demanda interna – positivo em todos os casos, como esperado – mostrou-se consideravelmente superior, acima de dois nos dois modelos.

Tomados em conjunto, esses valores sugerem que, ao menos no longo prazo, a demanda por importações é determinada sobretudo pela renda interna, sendo menos elástica ao seu preço relativo. Cabe ressaltar que este resultado foi frequentemente encontrado na literatura recente – por exemplo, Gouvêa e Schettini (2011) e Ribeiro (2006) encontraram resultados semelhantes para períodos próximos (1996 a 2010 e 1999 a 2005, respectivamente), o que sintetiza os resultados obtidos pela literatura aqui revisada.

No que se refere à medida de utilização da capacidade, seu coeficiente foi positivo em ambos os casos (ainda que pouco significante no modelo com tendência), sugerindo que, como esperado, a quantidade demandada de importações responde positivamente ao ciclo econômico, aumentando nos momentos de expansão e reduzindo-se nos períodos de retração da atividade.

Com base no vetor de longo prazo estimado e nos resíduos da equação de cointegração, é possível – como foi detalhado na subseção anterior – obter o modelo de correção de erros, que permite obter as elasticidades de impacto ou de curto prazo. A estratégia de estimação do ECM (que também foi adotada em todos os ECMs das próximas seções) seguiu o procedimento do geral para o particular, utilizando inicialmente quatro defasagens de cada variável, e realizando testes de Wald para a restrição de variáveis insignificantes. Os testes J-B, ARCH e B-G referem-se, respectivamente, ao teste de Jarque-Bera para a normalidade dos resíduos, ao teste de Engle para heteroscedasticidade e ao teste de Breusch-Godfrey para autocorrelação. Os resultados encontram-se na tabela 7.

TABELA 7
Modelo de correção de erros: demanda por importações

Variável	Modelo de correção de erros (ECM)		
	Coeficiente	Estatística *t*	*P*-valor
ECT(-1)	-0,4244	-4,3116	0,0001
DLRERDM	-0,1792	-2,5549	0,0131
DLUCI	1,6783	3,0770	0,0031
DLY(-1)	1,7779	4,0674	0,0001
C	0,9744	1,6807	0,0983
s2003q1	0,0163	0,9968	0,3231
R2 ajustado	0,5975		
Teste	Estatística	*P*-valor	
J-B	2,10	0,34	
ARCH	0,39	0,53	
B-G	0,90	0,48	

Elaboração do autor.

O coeficiente do termo de ajustamento encontrado teve sinal negativo, como esperado, e sua magnitude indica que, a cada período, os agentes compensam pouco mais de 40% do desequilíbrio ocorrido no período anterior – valor condizente com a estimativa de Gouvêa e Schettini (2011) para período muito semelhante. Nota-se, ainda, que as elasticidades de curto prazo obtidas para os preços relativos e para a renda interna (cujo efeito só se manifesta com um período de defasagem) são menores, em valor absoluto, que as de longo prazo, ao passo que a elasticidade de impacto da taxa de utilização da capacidade é praticamente igual à de longo prazo, sugerindo que a reação das importações ao ciclo econômico é mais imediata.

A próxima subseção se dedica novamente à estimação dos determinantes das importações brasileiras, mas desta vez desagregadas por categoria de uso; isto é, em bens de consumo duráveis (BCD), bens de consumo não duráveis (BCND), bens intermediários (BI) e bens de capital (BK).[26]

4.2.1 Determinantes da demanda brasileira por importações por categoria de uso

Para a estimação dos modelos de demanda por importações desagregados, foram utilizadas como variáveis dependentes as séries de índices de *quantum* importado por categoria de uso, elaboradas e divulgadas pela Funcex. As séries adotadas como *proxies* da renda interna e do componente cíclico foram as mesmas empregadas no modelo agregado.

Para a construção da medida de preço relativo – cujo procedimento de elaboração seguiu o do modelo agregado –, utilizaram-se os índices de preço de importações da Funcex e o índice de preços de bens comercializáveis. Idealmente, seria adequada a utilização de índices de preços domésticos desagregados por categoria de uso. Como tais índices não existem,[27] optou-se por utilizar o índice de comercializáveis para todos os bens.

A tabela 8 apresenta os resultados dos testes de raiz unitária para as novas variáveis em nível. Assim como no caso agregado, a hipótese de não estacionariedade é amplamente corroborada por tais testes.

26. Optou-se por excluir as importações de combustíveis, devido às características *sui generis* que decorrem da enorme participação da Petrobras neste mercado, no qual foi monopolista nas importações até 2002.
27. Até 2007, a Fundação Getulio Vargas (FGV) disponibilizava seu índice de preços por atacado desagregado por categorias de uso; desde 2008, contudo, a fundação deixou de adotar esta forma de desagregação.

TABELA 8
Testes de raiz unitária: variáveis em nível

Teste	Variável							
	BCD		BCND		BI		BK	
	LM	LRERDM	LM	LRERDM	LM	LRERDM	LM	LRERDM
ADF	0,6623	-0,6678	1,5925	-0,4160	1,8141	-0,6124	1,4953	-0,7945
ADF-c	-0,6279	-1,3914	0,4284	-2,6049	-0,5082	-2,0546	-0,3528	-1,1421
ADF-t	-1,5864	-2,3465	-1,1046	-2,9297	-3,1718	-2,5557	-1,4480	-1,9842
PP	0,9645	-0,6283	1,7314	-2,4714	-1,0493	-0,4782	1,5574	-0,7685
PP-c	-0,7267	-1,4050	0,6573	-2,4005	-0,6092	-1,9773	-0,3331	-1,1407
PP-t	-1,3541	-1,8733	-0,9224	-1,9052	-2,7953	-1,9542	-1,4706	-1,9311
KPSS-c	0,6405[1]	0,4391[2]	0,7375[2]	0,2068	0,9167[1]	0,2435[2]	0,7880[1]	0,5415[2]
KPSS-t	0,2346[1]	0,2062[2]	0,2598[1]	0,1990[2]	0,2169[2]	0,2221[2]	0,2315[1]	0,2119[2]

Elaboração do autor.
Notas: [1] Denota a rejeição da hipótese nula a 1%.
[2] Denota a rejeição da hipótese nula a 5%.

Tais informações, em conjunto com as da tabela 9, que mostra os resultados dos testes de raiz unitária para as primeiras diferenças das variáveis, corroboram a hipótese de que as séries são integradas de primeira ordem, de modo que a análise de cointegração é viável.

TABELA 9
Testes de raiz unitária: primeiras diferenças

Teste	Variável							
	BCD		BCND		BI		BK	
	D(LM)	D(LRERDM)	D(LM)	D(LRERDM)	D(LM)	D(LRERDM)	D(LM)	D(LRERDM)
ADF	-5,6702[1]	-6,6890[1]	-8,8913[1]	-7,6529[1]	-6,5133[1]	-6,9220[1]	-8,8797[1]	-7,0522[1]
ADF-c	-5,7000[1]	-6,637[1]	-9,2104[1]	-7,6101[1]	-6,7807[1]	-6,8735[1]	-9,1491[1]	-7,0060[1]
ADF-t	-5,7400[1]	-6,6445[1]	-9,5547[1]	-7,5819[1]	-6,7261[1]	-6,8565[1]	-9,1645[1]	-7,0267[1]
PP	-5,6811[1]	-6,5630[1]	-8,8708[1]	-8,1178[1]	-6,5133[1]	-7,0033[1]	-8,8503[1]	-6,9871[1]
PP-c	-5,7190[1]	-6,5008[1]	-9,2104[1]	-8,0765[1]	-6,7502[1]	-6,9384[1]	-9,0898[1]	-6,9330[1]
PP-t	-5,7011[1]	-6,5183[1]	-9,7674[1]	-8,4673[1]	-6,6943[1]	-7,2134[1]	-9,0997[1]	-7,0089[1]
KPSS-c	0,1510	0,2062	0,4225	0,1749	0,0363	0,1484	0,1577	0,2136
KPSS-t	0,1040	0,1246[2]	0,0745	0,1350	0,0378	0,0949	0,0714	0,1028

Elaboração do autor.
Notas: [1] Denota a rejeição da hipótese nula a 1%.
[2] Denota a rejeição da hipótese nula a 10%.

4.2.1.1 Bens de consumo duráveis

Assim como no modelo agregado, os testes de cointegração de Engle-Granger rejeitam a hipótese de ausência de cointegração com mais de 99% de confiança. Observa-se, ainda, que as elasticidades estimadas para bens de consumo duráveis são consideravelmente superiores às obtidas no modelo agregado, sugerindo que a demanda por importações desta categoria de uso é mais sensível, tanto ao câmbio real quanto à renda interna.

TABELA 10
Vetor de longo prazo e testes de cointegração (BCD)

Variável	Demanda			Demanda-*t*		
	Coeficiente	Estatística *t*	*P*-valor	Coeficiente	Estatística *t*	*P*-valor
LRERDM	-1,7117	-13,1779	0,0000	-1,0660	-4,0926	0,0001
LY	4,6769	11,144	0,0000	10,2481	4,5479	0,0000
LUCI	1,0334	1,7746	0,0812	6,3405	3,0751	0,0032
Constante	5,374	0,6534	0,5160	-14,7807	-1,4674	0,1476
Tendência	-	-	-	-0,0451	-2,6233	0,0111
i1999q1	0,1451	0,6158	0,5404	0,0840	0,3902	0,6978
i2009q1	0,3026	1,3013	0,1981	0,3084	1,4758	0,1453
s2003q1	-0,7840	-8,3158	0,0000	-0,5381	-4,9218	0,0000
EG-τ	-	-5,4841	0,0021	-	-6,0851	0,0011
EG-ζ	-	-106,649	0,0000	-	-42,991	0,0039
R2 ajustado	0,9301	-	-	0,9365	-	-
DW	1,0051	-	-	1,0045	-	-

Elaboração do autor.

A exemplo do modelo agregado, contudo, a elasticidade-renda estimada (superior a 4,5 nos dois modelos) teve magnitude bastante superior à elasticidade-preço (praticamente unitária no modelo com tendência e de cerca de 1,7 no outro), corroborando a hipótese de que a demanda por importações responde mais às variações na renda interna que às oscilações na taxa real de câmbio. Já o coeficiente associado à taxa de utilização da capacidade se mostrou positivo, mas significante apenas a 10% no caso do modelo sem tendência determinística.

Quanto ao modelo de correção de erros, apresentado na tabela 11, nota-se que o coeficiente de ajustamento ao termo de erro é bastante próximo do encontrado para o modelo agregado, indicando que os agentes compensam pouco mais de 40% do desequilíbrio observado no período anterior.

TABELA 11
Modelo de correção de erros (BCD)

Variável	ECM		
	Coeficiente	Estatística *t*	*P*-valor
ECT(-1)	-0,4303	-6,9687	0,0000
DLRERDM	-0,5887	-4,6327	0,0000
DLY(-1)	1,8246	1,8389	0,0711
DLRERDM(-4)	-0,2606	-2,3283	0,0235
i1999q1	-0,1602	-1,6467	0,1051
Constante	0,0107	0,8262	0,4121
R2 ajustado	0,6746	-	-
Teste	Estatística	*P*-valor	-
J-B	0,77	0,67	-
ARCH	0,06	0,79	-
B-G	2,68	0,13	-

Elaboração do autor.

Além disso, as elasticidades de curto prazo obtidas para a taxa real de câmbio (contemporânea e com defasagem de um ano) e para a renda (defasada em um trimestre) foram inferiores às de longo prazo, indicando um ajustamento gradual.

4.2.1.2 Bens de consumo não duráveis

Os resultados obtidos para bens de consumo não duráveis foram similares aos alcançados para bens de consumo duráveis – ainda que os coeficientes obtidos tenham sido mais modestos que os analisados na subseção anterior, a elasticidade-renda estimada foi superior à elasticidade-preço, e o coeficiente para a taxa de utilização da capacidade foi positivo; resultados que sugerem que a dinâmica de longo prazo das duas categorias de uso é bastante similar.

TABELA 12
Vetor de longo prazo e testes de cointegração (BCND)

Variável	Demanda			Demanda-*t*		
	Coeficiente	Estatística *t*	*P*-valor	Coeficiente	Estatística *t*	*P*-valor
LRERDM	-0,7440	-7,6227	0,0000	-0,2996	-1,9904	0,0512
LY	2,8494	15,643	0,0000	4,9787	6,4566	0,0000
LUCI	1,1415	1,9117	0,0609	2,3429	2,0076	0,0494
Constante	13,965	3,3863	0,0013	4,9212	1,1321	0,2622
Tendência	-	-	-	-0,0198	-2,9786	0,0042
i1999q1	-0,0543	-0,4497	0,6545	-0,1363	-1,3058	0,1967

(Continua)

(Continuação)

Variável	Demanda			Demanda-*t*		
	Coeficiente	Estatística *t*	*P*-valor	Coeficiente	Estatística *t*	*P*-valor
i2009q1	0,0684	0,5827	0,5623	0,0157	0,1616	0,8722
s2003q1	-0,3256	-6,9976	0,0000	-0,1868	-3,6052	0,0006
EG-τ	-	-4,5183	0,0278	-	-5,4044	0,0079
EG-ζ	-	-32,899	0,0166	-	-42,442	0,0045
R2 ajustado	0,9345	-	-	0,9227	-	-
DW	1,1837	-	-	1,0202	-	-

Elaboração do autor.

Já a dinâmica de curto prazo se mostrou ainda mais simples que no modelo agregado e nas demais categorias de uso, como indica o modelo de correção de erros na tabela 13. O ajustamento ao desequilíbrio ocorrido em cada período é próximo a um terço, e apenas a taxa de câmbio real obteve coeficiente de curto prazo significativo, ainda que de pequena magnitude.

TABELA 13
Modelo de correção de erros (BCND)

Variável	ECM		
	Coeficiente	Estatística t	P-valor
ECT(-1)	-0,3252	-3,9529	0,0002
DLRERDM	-0,3843	-4,8326	0,0000
C	0,0063	0,5944	0,5544
s2003q1	0,0130	0,9488	0,3464
R2 ajustado	0,3798	-	-
Teste	Estatística	*P*-valor	-
J-B	0,24	0,89	-
ARCH	0,94	0,33	-
B-G	0,33	0,88	-

Elaboração do autor.

4.2.1.3 Bens intermediários

Também o modelo para bens intermediários corroborou os resultados que apontam para elasticidades-renda bastante superiores às elasticidades-preço. A magnitude dos coeficientes associados à renda e ao preço relativo, todavia, foi ainda menor que nas subseções anteriores e no modelo agregado. A elasticidade ao componente cíclico, por seu turno, apresentou o sinal positivo esperado e magnitude superior aos demais.

TABELA 14
Vetor de longo prazo e testes de cointegração (BI)

Variável	Demanda			Demanda-*t*		
	Coeficiente	Estatística *t*	*P*-valor	Coeficiente	Estatística *t*	*P*-valor
LRERDM	-0,2117	-3,1413	0,0026	-0,3848	-3,1986	0,0022
LY	1,9365	11,744	0,0000	0,6897	0,8632	0,3915
LUCI	3,7571	4,2259	0,0001	4,4940	4,9562	0,0000
Constante	-21,261	-6,1595	0,0000	-18,6976	-4,8330	0,0000
Tendência	-	-	-	0,0091	1,4360	0,1563
i1999q1	0,0517	0,5249	0,6016	0,0717	0,7520	0,4551
i2009q1	0,1133	1,1623	0,2497	0,0712	0,7726	0,4429
s2003q1	-0,0187	-0,4631	0,6450	-0,0070	-0,1683	0,8669
EG-τ	-	-4,8298	0,0127	-	-4,8057	0,0352
EG-ζ	-	-33,442	0,0146	-	-33,657	0,0381
R2 ajustado	0,9641	-	-	0,9632	-	-
DW	1,0232	-	-	0,9704	-	-

Elaboração do autor.

No que se refere à dinâmica de curto prazo, o quadro é razoavelmente semelhante ao observado no modelo agregado. O coeficiente do termo de ajustamento é mais modesto, não alcançando 30%. A elasticidade-renda de curto prazo, contemporânea e com um período de defasagem, é, na totalidade, superior à de longo prazo, indicando uma dinâmica do tipo *overshooting*.[28] Já os coeficientes de curto prazo do preço relativo e da taxa de utilização de capacidade são inferiores aos de longo prazo, sugerindo ajustamento mais gradual.

TABELA 15
Modelo de correção de erros (BI)

Variável	ECM		
	Coeficiente	Estatística *t*	*P*-valor
ECT(-1)	-0,2847	-2,7565	0,0078
DLRERDM	-0,1895	-2,6781	0,0096
DLUCI	1,3670	1,9399	0,0572
DLY	1,0717	1,8187	0,0740
DLY(-1)	1,8769	3,4169	0,0012
C	-0,0018	-0,2055	0,8379
i2009q1	-0,1136	-2,0797	0,0419
R2 ajustado	0,6599	-	-
Teste	Estatística	*P*-valor	-
J-B	4,82	0,09	-
ARCH	2,66	0,11	-
B-G	1,51	0,23	-

Elaboração do autor.

28. Cabe lembrar que bens intermediários serão consumidos no processo produtivo, que gerará bens para consumo final em período posterior, o que pode explicar essa dinâmica.

4.2.1.4 Bens de capital

Finalmente, quando se observam os resultados obtidos para bens de capital, ilustrados na tabela 16, é possível constatar que o padrão observado de elasticidade-renda superior à elasticidade-preço é generalizado. Para esta categoria de uso, o coeficiente da taxa de utilização da capacidade apresentou sinal negativo, ao contrário do esperado – ainda que não tenha alcançado significância estatística aos níveis usuais.

TABELA 16
Vetor de longo prazo e testes de cointegração (BK)

Variável	Demanda			Demanda-*t*		
	Coeficiente	Estatística *t*	*P*-valor	Coeficiente	Estatística *t*	*P*-valor
LRERDM	-0,6057	-8,7658	0,0000	-0,5825	-4,3541	0,0001
LY	3,3318	15,263	0,0000	3,4673	3,1772	0,0024
LUCI	-1,5055	-1,4617	0,1491	-1,2764	-1,2008	0,2346
Constante	-4,239	-1,0734	0,2874	-5,8659	-1,2429	0,2188
Tendência	-	-	-	-0,0023	-0,2932	0,7704
i1999q1	0,2180	1,9202	0,0596	0,2039	1,8772	0,0654
i2009q1	0,2938	2,6259	0,0109	0,2642	2,5379	0,0138
s2003q1	-0,5069	-11,1577	0,0000	-0,4526	-8,8318	0,0000
EG-τ	-	-6,1357	0,0003	-	-6,1357	0,0003
EG-ζ	-	652,635	0,9999	-	652,635	1,0000
R2 ajustado	0,9484	-	-	0,9464	-	-
DW	1,7542	-	-	1,6007	-	-

Elaboração do autor.

Quanto à dinâmica de curto prazo, o coeficiente de ajustamento ao termo de erro foi superior às demais categorias de uso e ao modelo agregado, superando 50% de ajustamento a cada período. Além disso, apenas o câmbio real obteve elasticidades de curto prazo significantes – tomando-se conjuntamente os coeficientes contemporâneo e com um semestre de defasagem, a elasticidade é praticamente igual à de longo prazo, indicando que o ajustamento a esta variável é razoavelmente rápido.

TABELA 17
Modelo de correção de erros (BK)

Variável	ECM		
	Coeficiente	Estatística *t*	*P*-valor
ECT(-1)	-0,5539	-5,2735	0,0000
DLRERDM	-0,2826	-2,4753	0,0161
DLRERDM(-2)	-0,3383	-2,9834	0,0041
C	0,0205	2,0706	0,0426
R2 ajustado	0,4753	-	-

(Continua)

(Continuação)

Teste	Estatística	*P*-valor	-
J-B	11,18	0,01	-
ARCH	0,03	0,84	-
B-G	1,18	0,32	-

Elaboração do autor.

4.3 Determinantes das exportações brasileiras

4.3.1 Forma reduzida

Os testes de cointegração para o modelo de exportações em forma reduzida, exibidos na tabela 18, corroboram a existência de um equilíbrio de longo prazo entre o *quantum* exportado e as variáveis explicativas do lado da oferta – preços relativos, custos domésticos e nível de utilização da capacidade instalada – e da demanda – preços relativos e renda externa. As estatísticas do teste de Engle-Granger foram capazes de rejeitar a hipótese nula de ausência de não cointegração a 1% de significância.

TABELA 18
Vetor de longo prazo e testes de cointegração

Variável	Reduzida			Reduzida-*t*		
	Coeficiente	Estatística *t*	*P*-valor	Coeficiente	Estatística *t*	*P*-valor
LRERDX	-0,2994	-4,7348	0,0000	-0,3257	-3,5245	0,0009
LRERSX	0,0223	0,3987	0,6916	-0,0110	-0,1563	0,8764
LYW	1,0494	7,2298	0,0000	1,0268	6,0381	0,0000
LUCI	0,5549	0,8955	0,3744	0,6628	1,0239	0,3104
LCD	-0,3503	-1,1013	0,2755	-0,4353	-1,1987	0,2358
Constante	-4,8253	-1,8711	0,0666	-4,7643	-1,7125	0,0924
Tendência	-	-	-	0,0019	0,7404	0,4622
i1999q1	0,0075	0,1437	0,8863	0,0045	0,0824	0,9346
i2009q1	0,0432	0,8299	0,4101	0,0043	0,0805	0,9362
s2003q1	0,1837	4,9460	0,0000	0,1477	3,4668	0,0010
EG-τ	-	-6,8188	0,0004	-	-6,7572	0,0013
EG-ζ	-	-55,264	0,0002	-	-54,787	0,0009
R2 ajustado	0,9807	-	-	0,9806	-	-
DW	1,6647	-	-	1,5514	-	-

Elaboração do autor.

Nos dois modelos estimados, os coeficientes associados às variáveis de demanda apresentaram os sinais esperados e foram estatisticamente significantes. A elasticidade à medida de preços relativos associada à demanda é negativa e razoavelmente baixa,

em torno de -0,3 nos dois casos – resultado próximo ao encontrado para a demanda brasileira por importações. Já o parâmetro relativo à renda mundial se mostrou positivo e bastante próximo da unidade.

Os coeficientes associados às variáveis de oferta, contudo, sempre se mostraram insignificantes estatisticamente, seja pela magnitude ínfima dos coeficientes, seja devido a desvios-padrão relativamente elevados. Nos dois modelos, a elasticidade ao preço relativo de oferta foi praticamente igual a 0 – no modelo com tendência, o sinal encontrado é negativo, mas a magnitude é irrisória. As demais variáveis – utilização da capacidade e custos domésticos – apresentaram os sinais esperados e magnitudes superiores à obtida para o câmbio real, mas ainda baixas, sem se aproximar da unidade.

Ao se analisarem os coeficientes de curto prazo, apresentados na tabela 19, o quadro é semelhante: apenas as variáveis de demanda se mostraram significativamente diferentes de 0. O modelo de correção de erros estimados revela ainda que o ajustamento ao desequilíbrio é razoavelmente rápido – os agentes compensam quase 70% do desvio a cada período. Além disso, comparando-se as elasticidades de impacto e de longo prazo, é possível notar que ambas são muito próximas para a taxa de câmbio real, enquanto para a renda mundial a primeira é cerca de 25% menor, sugerindo que o ajustamento àquela variável é mais imediato que a esta.

TABELA 19
Modelo de correção de erros: forma reduzida

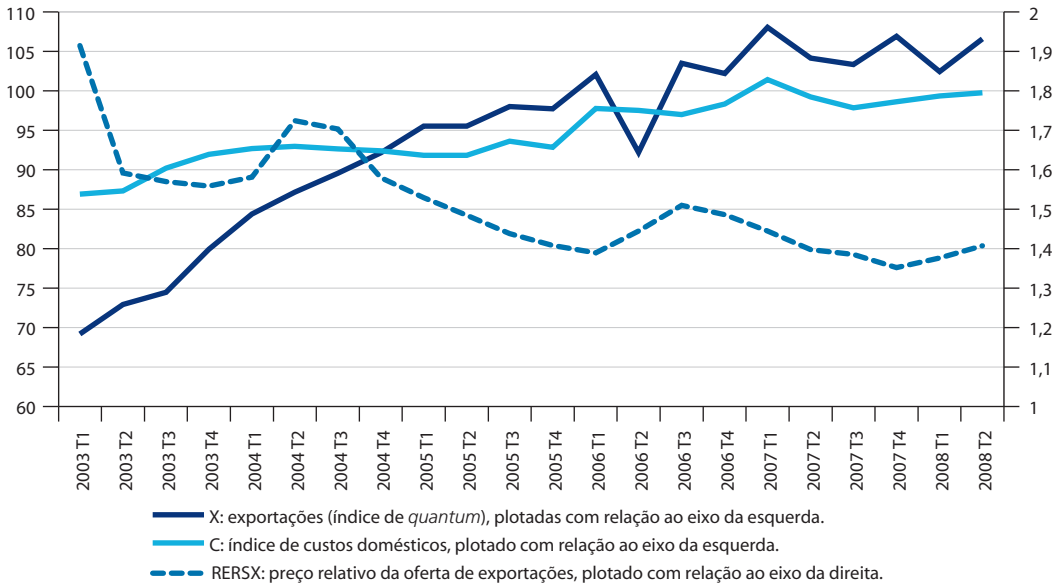
Variável	ECM reduzida		
	Coeficiente	Estatística *t*	*P*-valor
ECT(-1)	-0,6976	-5,8238	0,0000
DLRERDX	-0,3231	-1,8101	0,0754
DLYW	0,7896	3,5319	0,0008
s2003q1	0,0031	0,2690	0,7889
R2 ajustado	0,4079	-	-
Teste	Estatística	*P*-valor	-
J-B	0,24	0,89	-
ARCH	1,83	0,31	-
B-G	0,46	0,80	-

Elaboração do autor.

Uma possível explicação para tais resultados pode ser que, ao menos no período estudado, as variáveis de oferta podem ter sido menos relevantes para a determinação das exportações brasileiras, cuja dinâmica teria sido engendrada principalmente pelas forças do lado da demanda; em especial, o crescimento da demanda externa – cujo desempenho foi notável até a crise econômica se agravar no fim de 2008.

De fato, o período analisado parece ter características *sui generis* – sobretudo de 2003 até o final de 2008, período em que se observa um crescimento vigoroso do *quantum* exportado, acompanhado de tendências claramente desfavoráveis tanto no preço relativo de oferta quanto nos custos domésticos, como sugere o gráfico 2.

GRÁFICO 2
Exportações, custos e preços relativos (2003-2008)



Fontes: X: Funcex; CD: CNI; RERSX: Funcex, BCB, IBGE.
Elaboração do autor.

Esses fatores reforçam a hipótese de que, no período abrangido por este estudo, fatores de demanda podem ter sido mais relevantes que os de oferta para ditar o comportamento das exportações brasileiras – ainda que se deva reconhecer que a maneira mais eficaz de corroborar a hipótese seria a estimação de um modelo simultâneo, que não pode ser feita devido às limitações metodológicas já discutidas. Tal crescimento das exportações, em situação adversa no que se refere aos determinantes da oferta, provavelmente foi causado pelo dinamismo da demanda internacional.

Essa hipótese – de que a demanda foi a dinâmica mais importante na determinação das exportações brasileiras – foi explicitamente defendida por Ribeiro (2006) para o período entre 1999 e 2005. Além disso, Gouvêa, Schettini e Squeff (2012) estimaram, para o intervalo 1995-2009, apenas uma equação de demanda, obtendo resultados satisfatórios.

Não obstante, mais importante para o objetivo deste trabalho é notar que esses autores encontraram evidências de baixa elasticidade-preço nas exportações brasileiras. Gouvêa, Schettini e Squeff (2012) encontraram elasticidades-preço de longo e curto prazos para a demanda ainda mais baixas que as aqui obtidas, e elasticidades-renda em torno da unidade, como no modelo estimado neste estudo. Ribeiro (2006) e Meyer (2008), apesar de encontrarem elasticidades-preço mais elevadas, concluem que a renda externa é o fator mais relevante na determinação da demanda por exportações.

De maneira a buscar evidências mais claras sobre os determinantes das exportações brasileiras, optou-se por estimar, além do modelo em forma reduzida, também um modelo de oferta e demanda, em ambiente uniequacional, tendo em vista as dificuldades metodológicas associadas à estimação simultânea de modelos com cointegração discutidas na seção anterior.

4.3.2 Demanda por exportações brasileiras

Os testes de cointegração para a equação de demanda pelas importações brasileiras fornecem indícios inequívocos de uma relação de longo prazo entre o *quantum* exportado, os preços relativos e a renda externa: em todos os modelos estimados, a hipótese nula de não cointegração foi rejeitada com pelo menos 1% de significância.

TABELA 20
Vetor de longo prazo e testes de cointegração

Variável	Demanda			Demanda-*t*		
	Coeficiente	Estatística *t*	*P*-valor	Coeficiente	Estatística *t*	*P*-valor
LRERDX	-0,3529	-6,4253	0,0000	-0,3512	-4,8232	0,0000
LYW	1,0244	18,826	0,0000	1,0281	8,3555	0,0000
Constante	-3,7798	-9,2131	0,0000	-3,8164	-4,2714	0,0001
Tendência	-	-	-	0,0007	0,3325	0,7407
i1999q1	-0,0708	-1,4056	0,1651	-0,0691	-1,3575	0,1799
i2009q1	0,0421	0,8336	0,4079	0,0226	0,4257	0,6719
s2003q1	0,1833	6,8703	0,0000	0,1605	5,7436	0,0000
EG-τ	-	-6,7090	0.0000	-	-6,6652	0.0001
EG-ζ	-	-54,004	0.0000	-	-53,672	0.0000
R2 ajustado	0,9810	-	-	0,9812	-	-
DW	1,6779	-	-	1,6185	-	-

Elaboração do autor.

Além disso, os coeficientes obtidos foram bastante próximos daqueles encontrados no modelo em forma reduzida. Nos dois casos – com e sem tendência –, a elasticidade-preço obtida foi de -0,35, e a elasticidade-renda foi muito próxima da unidade.

Os coeficientes de curto prazo, exibidos na tabela 21, também foram razoavelmente semelhantes aos do modelo reduzido, com a elasticidade-renda de impacto menor que a de longo prazo, mas ainda bastante superior à elasticidade-preço.

TABELA 21
Modelo de correção de erros: demanda por exportações

Variável	ECM demanda		
	Coeficiente	Estatística *t*	*P*-valor
ECTD(-1)	-0,6467	-5,4350	0,0000
DLRERDX	-0,2914	-1,6700	0,1001
DLYW	0,6983	3,1040	0,0029
C	0,0067	1,0745	0,2869
R2 ajustado	0,3836	-	-
Teste	Estatística	*P*-valor	-
J-B	0,21	0,81	-
ARCH	1,58	0,36	-
B-G	0,41	0,83	

Elaboração do autor.

Tomados em conjunto, os resultados sugerem que, ao menos no longo prazo, a demanda estrangeira pelas exportações brasileiras é – assim como a demanda brasileira por produtos estrangeiros – mais sensível à absorção externa que aos preços relativos; um resultado condizente com a literatura recente, como já foi mencionado na discussão do modelo reduzido.

4.3.3 Oferta brasileira de exportações

Para o lado da oferta, os testes de Engle-Granger também rejeitaram a hipótese de não cointegração – ainda que apenas a 5% de significância no caso da equação com tendência determinística.

TABELA 22
Vetor de longo prazo e testes de cointegração

Variável	Oferta			Oferta-*t*		
	Coeficiente	Estatística *t*	*P*-valor	Coeficiente	Estatística *t*	*P*-valor
LRERSX	0,3201	3,9290	0,0002	0,3418	3,5367	0,0008
LCD	1,0212	3,5106	0,0009	1,3831	2,3310	0,0233
LUCI	3,9726	4,5475	0,0000	4,1024	4,5078	0,0000
Constante	-18,142	-5,5399	0,0000	-20,325	-4,6098	0,0000
Tendência	-	-	-	-0,0009	-0,3088	0,7586
i1999q1	0,0609	0,6195	0,5380	0,0343	0,3362	0,7379
i2009q1	0,0062	0,0636	0,9495	-0,0345	-0,3451	0,7313
s2003q1	0,4202	13,1534	0,0000	0,4077	7,8404	0,0000
EG-τ	-	-5,2059	0.0047	-	-5,0894	0.0182
EG-ζ	-	-38,720	0.0035	-	-37,668	0.0144
R2 ajustado	0,9663	-	-	0,9613	-	-
DW	1,2311	-	-	1,1824	-	-

Elaboração do autor.

Ao contrário do modelo reduzido, na equação de oferta, todas as variáveis se mostraram estatisticamente significantes. Os coeficientes estimados se mostraram bastante distintos dos encontrados na forma reduzida. No caso do preço relativo, a elasticidade encontrada foi positiva, como esperado, mas de baixa magnitude, pouco acima de 0,3.

A oferta de exportações mostrou-se fortemente influenciada pela utilização da capacidade – e positivamente, sugerindo um comportamento pró-cíclico. Já a variável de custos domésticos apresentou sinal positivo, o inverso do esperado.

No curto prazo, como indicam os dados constantes da tabela 23, a resposta da oferta de exportações ao preço relativo é ainda mais baixa. O coeficiente associado aos custos domésticos apresentou o sinal esperado, mas magnitude baixa e estatisticamente não significante a 10%. A variável cíclica mostrou um comportamento inusitado, com sinais diferentes nos impactos contemporâneo e defasado – ainda que esta tenha sido pouco significante.

TABELA 23
Modelo de correção de erros: oferta de exportações

Variável	ECM oferta		
	Coeficiente	Estatística *t*	*P*-valor
ECT(-1)	-0,3564	-4,0045	0,0002
DLRERSX	0,1619	2,1362	0,0370
DLUCI	2,5950	5,0130	0,0000
LCD	-0,2135	-1,6552	0,1034
DLUCI(-1)	-1,0234	-1,9871	0,0517
C	0,9744	1,6807	0,0983
s2003q1	0,0163	0,9968	0,3231
R2 ajustado	0,3573	-	-
Teste	Estatística	*P*-valor	-
J-B	159,0	0,00	-
ARCH	0,00	0,99	-
B-G	1,11	0,36	-

Elaboração do autor.

É possível vislumbrar algumas explicações hipotéticas para esses resultados anômalos: em primeiro lugar, há de se considerar a possibilidade de viés de simultaneidade, uma vez que a estimação de oferta e demanda foi realizada de maneira independente – especialmente tendo em vista as já aventadas características aparentemente *sui generis* do período analisado. Além disso, a omissão de alguma variável[29] pode ser outra fonte de viés nos resultados obtidos.

Outra possibilidade é que as *proxies* utilizadas não sejam as mais adequadas para reproduzir fielmente os efeitos que se deseja modelar – cabe lembrar, como já foi ressaltado, que a utilização de variáveis relativas a um setor (a indústria) em um modelo com dados agregados, ainda que usual na literatura, pode gerar resultados pouco confiáveis.

Diante de tal fato, as próximas seções se dedicam a reestimar os modelos de exportação por fator agregado; isto é, considerando separadamente bens manufaturados, semimanufaturados e básicos.

4.3.4 Determinantes das exportações por fator agregado

Como variável dependente, foram utilizados os índices de *quantum* exportado por fator agregado, disponibilizados pela Funcex. As séries que representam a absorção

29. Outras variáveis tentando medir a capacidade produtiva – PIB doméstico, PIB tendencial (obtido via filtro Hodrick-Prescott) e índice de produção física na indústria – foram testados. Os resultados, contudo, se mostraram ainda menos verossímeis que os obtidos na especificação apresentada.

externa, os custos domésticos e a utilização da capacidade foram as mesmas utilizadas no modelo agregado.

A variável de preços relativos relevantes para a demanda por exportações de cada tipo de produto foi construída pela razão entre o índice de preços das exportações de cada fator agregado, fornecido pela Funcex, e o índice de preços das exportações mundiais. No caso dos bens manufaturados, contudo, optou-se por utilizar o índice de preços das exportações de países industrializados, de modo a fornecer uma aproximação mais fidedigna da variação dos preços deste fator agregado, no qual está concentrada a pauta exportadora destes países.[30]

Já o preço relativo envolvido na determinação da oferta de exportações de produtos básicos, semimanufaturados e manufaturados foi construído da mesma forma que o utilizado no modelo agregado, porém utilizando-se o índice de preços de exportação de cada fator agregado.

Para os modelos de exportações de manufaturados, foram incluídas duas outras variáveis, ambas relacionadas ao lado da oferta. Em primeiro lugar, a variável *LPRODIND*, logaritmo do índice dessazonalizado do *quantum* da produção industrial, disponibilizado pelo IBGE, como *proxy* da capacidade produtiva nacional.[31] A outra variável incluída foi a taxa de juros interbancária inglesa (*LIBOR*) de seis meses atrelada ao dólar, obtida no BCB, com o intuito de mensurar o custo financeiro a que se submete o exportador.[32]

QUADRO 2
Variáveis adicionais

Variável	Sigla
Produção industrial (índice de *quantum* dessazonalizado)	LPRODIND
LIBOR de seis meses atrelada ao dólar	LIBOR

Elaboração do autor.

30. Evidentemente, tal procedimento é uma aproximação imperfeita, uma vez que alguns países industrializados (como os Estados Unidos, por exemplo) são importantes exportadores de produtos agrícolas. Não obstante, na ausência de alternativa mais adequada, foi amplamente utilizado na literatura, tanto mais antiga, como Braga e Markwald (1983), quanto mais recente, como Ribeiro (2006).

31. Como já foi dito em nota de rodapé anterior, a inclusão dessa variável no modelo agregado não levou a resultados satisfatórios.

32. Há evidência – por exemplo, Baumann e Braga (1985) – de que a disponibilidade de financiamento, além do custo, seria determinante para a oferta de exportações de manufaturas. Não obstante, a inexistência de séries confiáveis sobre o volume de crédito à exportação impede sua utilização, levando à prática usual na literatura de incluir apenas uma *proxy* para o custo do financiamento.

A tabela 24 apresenta os resultados dos testes de raiz unitária para as novas variáveis. Mais uma vez, as evidências apontam a não estacionariedade das séries, com resultados neste sentido em todos os testes para a maior parte das variáveis.

TABELA 24
Testes de raiz unitária: variáveis em nível

Teste	Variável					
	Básicos			Semimanufaturados		
	LX	LRERDX	LRERSX	LX	LRERDX	LRERSX
ADF	1,7644	-1,6062	-0,4979	-0,4823	1,8141	-0,4823
ADF-c	-1,2679	-1,5137	-2,0415	0,9236	-0,5082	-2,1452
ADF-t	-3,3203[3]	-1,9518	-2,6849	-2,127	-0,8208	-2,0313
PP	3,0174	-1,3110	-0,3401	1,5366	-0,7068	-0,1868
PP-c	-1,4882	-1,1679	-2,1532	-1,8270	-0,0644	-1,6810
PP-t	-3,0273	-1,1670	-2,0349	-3,2652[3]	-1,9184	-2,6656
KPSS-c	0,9640[1]	0,7752[1]	0,6764[2]	0,2435[3]	0,9167[1]	0,2653[1]
KPSS-t	0,1955[2]	0,2446[1]	0,2419[1]	0,2221[1]	0,2169[1]	0,2052[1]

Teste	Variável				
	Manufaturados				
	LX	LRERDX	LRERSX	LIBOR	LPRODIND
ADF	1,5215	-1,2087	-0,4843	-1,4914	1,7427
ADF-c	-1,6931	-1,0197	-2,2588	-1,6444	-1,2761
ADF-t	-0,5271	-1,7855	-2,1837	-2,3088	-3,7712
PP	1,2220	-0,9629	-0,3401	-1,3026	1,7380
PP-c	-1,6460	-0,6069	-2,1532	-1,3096	-1,3010
PP-t	-0,8299	-1,2798	-2,0349	-2,0527	-2,9844
KPSS-c	0,8457[1]	0,2435[1]	0,9167[1]	0,5555[2]	1,0166[1]
KPSS-t	0,2037[2]	0,5095[2]	0,2169[1]	0,0734	0,0965

Elaboração do autor.
Notas: [1] Denota a rejeição da hipótese nula a 1%.
[2] Denota a rejeição da hipótese nula a 5%.
[3] Denota a rejeição da hipótese nula a 10%.

Quanto aos testes de raiz unitária das primeiras diferenças das variáveis, expressos na tabela 25, estes apresentaram resultados conflitantes em alguns casos, com rejeição da hipótese de estacionariedade pelo teste KPSS nas duas formas funcionais para as variáveis *LRERSX* para básicos e *LRERDX* para semimanufaturados. Em ambos os casos, contudo, os testes ADF e PP indicaram rejeição a 1% da hipótese de raiz unitária, a exemplo das demais variáveis, de modo que se prosseguiu com a análise de cointegração.

TABELA 25
Testes de raiz unitária: primeiras diferenças

Teste	Variável					
	Básicos			Semimanufaturados		
	D(LX)	D(LRERDX)	D(LRERSX)	D(LX)	D(LRERDX)	D(LRERSX)
ADF	-10,675[1]	-5,8351[1]	-7,1079[1]	-8,6907[1]	-6,2849[1]	-6,7156[1]
ADF-c	-8,4706[1]	-5,8473[1]	-7,0785[1]	-9,0450[1]	-6,3825[1]	-6,8530[1]
ADF-t	-6,3183[1]	-5,9149[1]	-7,0552[1]	-9,0647[1]	-6,5195[1]	-6,5068[1]
PP	-11,252[1]	-5,4932[1]	-7,1171[1]	-11,272[1]	-5,1248[1]	-7,5188[1]
PP-c	-17,486[1]	-5,4710[1]	-7,0988[1]	-12,638[1]	-5,3269[1]	-11,612[1]
PP-t	-32,427[1]	-5,4517[1]	-7,1933[1]	-13,136[1]	-6,6810[1]	-13,491[1]
KPSS-c	0,1724	0,3456	0,4626[2]	0,2435	0,9167[1]	0,2435
KPSS-t	0,0622	0,1209[2]	0,4923[1]	0,2221[1]	0,2169[1]	0,2221[1]

Teste	Variável				
	Manufaturados				
	D(LX)	D(LRERDX)	D(LRERSX)	D(LIBOR)	D(LPRODIND)
ADF	-5,8561[1]	-5,3306[1]	-7,1079[1]	-4,2047[1]	-6,1001[1]
ADF-c	-5,9871[1]	-5,3652[1]	-7,0785[1]	-4,2539[1]	-6,2543[1]
ADF-t	-6,1841[1]	-5,6307[1]	-7,0552[1]	-4,2133[1]	-6,2200[1]
PP	-5,8925[1]	-5,4932[1]	-7,1171[1]	-4,1344[1]	-5,9556[1]
PP-c	-5,9666[1]	-5,2177[1]	-7,0988[1]	-4,1885[1]	-6,0798[1]
PP-t	-6,1841[1]	-5,2282[1]	-7,1933[1]	-4,1466[1]	-6,0284[1]
KPSS-c	0,2815	0,1696	0,1861	0,0663	0,0665
KPSS-t	0,0895	0,1055	0,1257[2]	0,0617	0,0461

Elaboração do autor.
Notas: [1] Denota a rejeição da hipótese nula a 1%.
[2] Denota a rejeição da hipótese nula a 10%.

4.3.4.1 Determinantes das exportações brasileiras de produtos básicos

4.3.4.1.1 Forma reduzida

Os resultados do modelo em forma reduzida para produtos básicos foram muito pouco satisfatórios.[33] Ainda que os testes de Engle-Granger tenham indicado rejeição a 1% da hipótese de não cointegração, o coeficiente estimado para o preço relativo da demanda por exportações mostrou-se positivo, ao contrário do esperado. Além disso, no caso da equação com tendência, a elasticidade à renda mundial obtida foi praticamente 0 e estatisticamente insignificante.

33. Cabe ressaltar que tais resultados podem ter sido causados, ao menos em parte, pela proporção relativamente elevada, no período recente, das exportações de petróleo e gás natural, cuja participação no valor exportado dos produtos básicos foi próxima de um quinto desde 2006, e cuja dinâmica é determinada por fatores que escapam aos fatores de oferta e demanda – por exemplo, a estrutura de refino disponível no país.

TABELA 26
Vetor de longo prazo e testes de cointegração: básicos

Variável	Reduzida			Reduzida-*t*		
	Coeficiente	Estatística *t*	*P*-valor	Coeficiente	Estatística *t*	*P*-valor
LRERDX	1,1757	4,4772	0,0000	0,0978	0,3228	0,7481
LRERSX	0,5586	5,8539	0,0000	0,3856	4,5112	0,0000
LYW	0,6777	3,2464	0,0020	0,0642	0,2457	0,8068
LUCI	2,3818	1,7390	0,0874	2,1245	1,8570	0,0686
Constante	-11,8746	-2,4553	0,0171	-6,3350	-1,5080	0,1372
Tendência	-	-	-	0,0159	4,0593	0,0002
i1999q1	-0,1009	-0,9072	0,3681	-0,0321	-0,3447	0,7316
i2009q1	-0,1782	-1,5979	0,1156	-0,0504	-0,5418	0,5901
s2003q1	0,4998	5,9082	0,0000	0,2710	3,4159	0,0012
EG-τ	-	-6,6167	0,0002	-	-7,0422	0,0002
EG-ζ	-	-52,946	0,0002	-	-58,069	0,0001
R2 ajustado	0,9587	-	-	0,9710	-	-
DW	1,7576	-	-	1,7504	-	-

Elaboração do autor.

O modelo de correção de erros apresentou resultados mais próximos do esperado no que tange aos sinais dos coeficientes. Não obstante, os resultados insatisfatórios apresentados pelo vetor de longo prazo lançam dúvidas sobre a confiabilidade da dinâmica de curto prazo estimada.

TABELA 27
Modelo de correção de erros: básicos

Variável	ECM reduzida		
	Coeficiente	Estatística *t*	*P*-valor
ECT(-1)	-0,5880	-5,0813	0,0000
DLRERDX	-0,9279	-2,1694	0,0343
DLRERSX	0,7868	4,3606	0,0001
DLYW	0,9071	1,6707	0,1004
DLUCI	2,1563	1,9205	0,0599
DLUCI(-1)	-3,7366	-3,3939	0,0013
I1999Q1	-0,3336	-2,9491	0,0046
C	0,0145	1,1848	0,2411
R2 ajustado	0,4082	-	-
Teste	Estatística	*P*-valor	-
J-B	3,13	0,20	-
ARCH	0,88	0,35	-
B-G	1,34	0,26	-

Elaboração do autor.

4.3.4.1.2 Demanda por exportações

Na estimação uniequacional da demanda pelas exportações brasileiras de produtos básicos, apenas o modelo sem tendência apresentou resultados próximos dos esperados. A exemplo dos resultados obtidos em outros trabalhos, como Ribeiro (2006) e Carvalho e De Negri (2000), a demanda por exportações de produtos básicos é determinada essencialmente pela renda externa – a elasticidade-preço obtida foi próxima de 0 e estatisticamente insignificante.

TABELA 28
Vetor de longo prazo e testes de cointegração: básicos

Variável	Demanda			Demanda-*t*		
	Coeficiente	Estatística *t*	*P*-valor	Coeficiente	Estatística *t*	*P*-valor
LRERDX	0,0783	0,2861	0,7758	-1,1391	-4,0327	0,0002
LYW	1,3729	8,687	0,0000	0,1465	0,5360	0,5940
Constante	-6,4695	-5,4560	0,0000	2,3479	1,1823	0,2419
Tendência	-	-	-	0,0242	5,2268	0,0000
i1999q1	-0,0752	-0,5098	0,6121	-0,0077	-0,0709	0,9437
i2009q1	-0,1128	-0,7420	0,4610	0,1002	0,8822	0,3813
s2003q1	0,2074	2,3925	0,0199	-0,0055	-0,0766	0,9392
EG-τ	-	-4,7408	0,0055	-	-5,9850	0,0005
EG-ζ	-	-33,831	0,0038	-	-47,398	0,0003
R2 ajustado	0,9379	-	-	0,9621	-	-
DW	1,0012	-	-	1,4545	-	-

Elaboração do autor.

O modelo de correção de erros (cujos resultados estão na tabela 29), por sua vez, indica que os agentes compensam cerca de 40% do desequilíbrio observado em cada período. Além disso, também na dinâmica de curto prazo, apenas o coeficiente associado à renda externa se mostrou significativo (a 10% contudo), e somente com defasagem de um ano.

TABELA 29
Modelo de correção de erros: básicos

Variável	ECM demanda		
	Coeficiente	Estatística *t*	*P*-valor
ECT(-1)	-0,3947	-3,7499	0,0004
DLYW(-4)	0,8219	1,6874	0,0969
C	0,0295	2,0850	0,0415
R2 ajustado	0,1780	-	-
Teste	Estatística	*P*-valor	-
J-B	2,09	0,18	-
ARCH	0,14	0,70	-
B-G	1,54	0,19	-

Elaboração do autor.

4.3.4.1.3 Oferta de exportações

Assim como no caso agregado, a oferta de exportações de produtos básicos mostrou-se pouco sensível aos preços relativos, sendo determinada primordialmente pelo componente cíclico da economia, como sugerem os resultados constantes da tabela 30.

TABELA 30
Vetor de longo prazo e testes de cointegração: básicos

Variável	Oferta			Oferta-*t*		
	Coeficiente	Estatística *t*	*P*-valor	Coeficiente	Estatística *t*	*P*-valor
LRERSX	0,2819	1,6236	0,1098	0,3752	6,2027	0,0000
LUCI	10,0213	5,4950	0,0000	2,1728	2,7302	0,0084
Constante	-40,172	-5,0389	0,0000	-6,083	-1,7535	0,0848
Tendência	-	-	-	0,0173	13,4135	0,0000
i1999q1	0,2635	1,0570	0,2948	-0,0222	-0,2511	0,8026
i2009q1	0,5317	2,1745	0,0337	-0,0376	-0,4249	0,6725
s2003q1	0,6625	9,2755	0,0000	0,2547	6,4047	0,0000
EG-τ	-	-3,9788	0,0394	-	-7,1149	0,0000
EG-ζ	-	-26,784	0,0239	-	-58,728	0,0000
R2 ajustado	0,8845	-	-	0,9722	-	-
DW	1,0159	-	-	1,7314	-	-

Elaboração do autor.

No curto prazo, contudo, o efeito do preço relativo é um pouco maior, ainda que não se aproxime da magnitude exibida pelo coeficiente associado à utilização da capacidade. Já o coeficiente do termo de erro, próximo de -0,8, indica um ajustamento bastante rápido em relação ao desequilíbrio observado em cada período.

TABELA 31
Modelo de correção de erros: básicos

Variável	ECM oferta		
	Coeficiente	Estatística *t*	*P*-valor
ECT(-1)	-0,7707	-6,0972	0,0000
DLRERSX	0,4858	3,2565	0,0019
DLUCI	2,6105	2,9527	0,0045
I1999Q1	-0,1686	-1,7454	0,0862
C	0,0250	2,5892	0,0121
R2 ajustado	0,4639	-	-
Teste	Estatística	P-valor	-
J-B	10,53	0,01	-
ARCH	2,14	0,15	-
B-G	1,22	0,31	-

Elaboração do autor.

4.3.5 Determinantes das exportações brasileiras de produtos semimanufaturados

4.3.5.1 Forma reduzida

No caso dos produtos semimanufaturados, as estimativas em forma reduzida indicam que a renda externa é o principal determinante das exportações brasileiras, ainda que as elasticidades obtidas tenham sido inferiores à unidade. As elasticidades-preço foram quase todas pequenas e não significantes, assim como o coeficiente da taxa de utilização da capacidade. O coeficiente associado à *proxy* para os custos domésticos voltou a apresentar o sinal negativo, como no modelo agregado, mas estatisticamente insignificante no caso sem tendência determinística.

TABELA 32
Vetor de longo prazo e testes de cointegração: semimanufaturados

Variável	Reduzida			Reduzida-*t*		
	Coeficiente	Estatística *t*	*P*-valor	Coeficiente	Estatística *t*	*P*-valor
LRERDX	-0,0821	-1,0741	0,2874	-0,2295	-2,8061	0,0069
LRERSX	0,0267	0,3437	0,7324	-0,0615	-0,7983	0,4281
LYW	0,8174	4,2312	0,0001	0,6607	3,1680	0,0025
LUCI	-0,7115	-0,8932	0,3756	-0,1459	-0,1843	0,8545
LCD	-0,7455	-1,7493	0,0857	-1,1488	-2,6549	0,0104
Constante	4,4721	1,3125	0,1947	4,8814	1,5050	0,1380
Tendência	-	-	-	0,0057	2,3761	0,0210
i1999q1	-0,0672	-0,9731	0,3347	-0,0273	-0,4152	0,6796
i2009q1	-0,0651	-0,9342	0,3542	-0,0074	-0,1129	0,9106
s2003q1	0,1290	2,8038	0,0069	0,0923	2,0872	0,0415
EG-τ	-	-7,1100	0,0002	-	-7,2649	0,0003
EG-ζ	-	-58,221	0,0001	-	-60,251	0,0001
R2 ajustado	0,9221	-	-	0,9310	-	-
DW	1,7143	-	-	1,7304	-	-

Elaboração do autor.

Os coeficientes de curto prazo, ao contrário, apresentaram magnitude razoavelmente superior aos do modelo de longo prazo, indicando uma dinâmica de *overshooting*, em que o efeito inicial é intenso, mas desvanece com o tempo, tanto para a renda externa quanto para os preços.

Além disso, o coeficiente do termo de correção de erros, próximo a -0,9 – ainda mais elevado que o encontrado no modelo agregado –, indica que o ajustamento rumo ao equilíbrio é bastante rápido.

TABELA 33
Modelo de correção de erros: semimanufaturados

Variável	ECM reduzida		
	Coeficiente	Estatística *t*	*P*-valor
ECT(-1)	-0,8958	-8,3820	0,0000
DLYW	1,2090	4,6297	0,0000
DLRERDX(-1)	-1,0482	-6,5902	0,0000
DLRERSX(-1)	0,6058	6,5286	0,0000
s2003q1	0,0381	2,8090	0,0068
Constante	-0,0303	-2,6851	0,0094
R2 ajustado	0,6096		
Teste	Estatística	*P*-valor	
J-B	61,40	0,00	
ARCH	0,08	0,78	
B-G	1,37	0,25	

Elaboração do autor.

4.3.5.2 Demanda por exportações

Ainda que a equação de demanda pelas exportações brasileiras de produtos semimanufaturados tenha exibido padrão semelhante ao modelo agregado, com a magnitude da elasticidade-renda superior à da elasticidade-preço, os dois coeficientes obtidos foram bastante baixos, indicando pouca sensibilidade da quantidade demandada tanto aos preços relativos quanto à variação da renda externa, como indica a tabela 34.

TABELA 34
Vetor de longo prazo e testes de cointegração: semimanufaturados

Variável	Demanda			Demanda-*t*		
	Coeficiente	Estatística *t*	*P*-valor	Coeficiente	Estatística *t*	*P*-valor
LRERDX	-0,1633	-2,3072	0,0246	-0,2516	-3,2417	0,0020
LYW	0,5958	7,922	0,0000	0,4092	2,8031	0,0069
Constante	-0,3463	-0,6052	0,5474	0,9716	0,9134	0,3648
Tendência	-	-	-	0,0042	1,8719	0,0663
i1999q1	0,0289	0,4302	0,6686	0,0052	0,0793	0,9371
i2009q1	-0,0445	-0,6617	0,5107	-0,0337	-0,4980	0,6204
s2003q1	0,1741	5,0221	0,0000	0,1457	4,3163	0,0001
EG-τ	-	-6,8655	0,0000	-	-7,0844	0,0000
EG-ζ	-	-55,564	0,0000	-	-57,923	0,0000
R2 ajustado	0,9253	-	-	0,9281	-	-
DW	1,6976	-	-	1,7054	-	-

Elaboração do autor.

No curto prazo, porém, a resposta à variação dos preços relativos é um pouco mais intensa, aproximando-se, em módulo, ao coeficiente de curto prazo da renda externa, que, por sua vez, é bastante próximo ao de longo prazo. Ainda que em ambos os casos

o efeito de curto prazo tenha defasagem (de um período para o preço relativo, e de dois para a renda mundial), tais magnitudes sugerem um ajustamento razoavelmente célere, hipótese corroborada pelo coeficiente do termo de ajustamento, próximo de -0,7.

TABELA 35
Modelo de correção de erros: semimanufaturados

Variável	ECM demanda		
	Coeficiente	Estatística *t*	*P*-valor
ECT(-1)	-0,6883	-5,4802	0,0000
DLRERDX(-1)	-0,5469	-2,9448	0,0046
DLYW(-2)	0,5971	1,7121	0,0921
C	0,0023	0,2633	0,7933
R2 ajustado	0,3916	-	-
Teste	Estatística	*P*-valor	-
J-B	36,60	0,00	-
ARCH	0,26	0,61	-
B-G	0,67	0,64	-

Elaboração do autor.

4.3.5.3 Oferta de exportações

No caso da oferta de exportações de bens semimanufaturados, o quadro também é razoavelmente próximo do modelo agregado, apresentando elasticidade-preço bastante baixa e coeficiente positivo, mas estatisticamente pouco significante, para a *proxy* dos custos domésticos. O coeficiente associado à taxa de utilização da capacidade, todavia, é bem mais baixa, especialmente no modelo com tendência, em que é próxima de 0.

TABELA 36
Vetor de longo prazo e testes de cointegração: semimanufaturados

Variável	Oferta			Oferta-*t*		
	Coeficiente	Estatística *t*	*P*-valor	Coeficiente	Estatística *t*	*P*-valor
LRERSX	0,2554	3,3947	0,0012	0,2194	2,6876	0,0094
LCD	1,3791	1,6870	0,0970	1,2782	1,5927	0,1168
LUCI	0,6826	2,6448	0,0105	0,0053	0,0109	0,9913
Constante	-4,991	-1,6196	0,1108	-1,560	-0,4225	0,6743
Tendência	-	-	-	0,0041	1,7225	0,0904
i1999q1	-0,0191	-0,2207	0,8261	-0,0067	-0,0786	0,9376
i2009q1	-0,0812	-0,9423	0,3500	-0,0816	-0,9679	0,3372
s2003q1	0,2824	9,4101	0,0000	0,2231	5,2828	0,0000
EG-τ	-	-6,8287	0,0000	-	-6,7905	0,0001
EG-ζ	-	-55,035	0,0000	-	-55,416	0,0001
R2 ajustado	0,9049	-	-	0,9127	-	-
DW	1,5925	-	-	1,6034	-	-

Elaboração do autor.

Também o modelo de correção de erros para a oferta de exportações de semimanufaturados compartilha as características aparentemente anômalas do modelo agregado. Evidentemente, cabem aqui as mesmas ressalvas, agravadas pelo problema, já levantado, de que alguns dados não estão disponíveis por fator agregado, o que prejudica a confiabilidade dos resultados estimados.

TABELA 37
Modelo de correção de erros: semimanufaturados

Variável	ECM oferta		
	Coeficiente	Estatística *t*	*P*-valor
ECT(-1)	-0,5335	-4,8592	0,0000
DLUCI	2,9725	4,4422	0,0000
DLCD	-1,3182	-2,8661	0,0058
DLUCI(-1)	-1,6654	-2,4470	0,0174
C	0,0121	1,6306	0,1083
R2 ajustado	0,4393	-	-
Teste	Estatística	*P*-valor	-
J-B	0,83	0,00	-
ARCH	0,14	0,71	-
B-G	0,67	0,64	-

Elaboração do autor.

4.3.6 Determinantes das exportações brasileiras de produtos manufaturados

4.3.6.1 Forma reduzida

Para o modelo em forma reduzida das exportações de manufaturados, os testes de Engle-Granger não foram tão assertivos em rejeitar a hipótese nula de ausência de cointegração quanto nos modelos até aqui estimados. Enquanto no modelo sem tendência a estatística *t* indicou rejeição a 10% e a estatística *z* a 5%, no modelo com tendência nenhuma das duas foi capaz de rejeitar a hipótese nula.

TABELA 38
Vetor de longo prazo e testes de cointegração: manufaturados

Variável	Reduzida			Reduzida-*t*		
	Coeficiente	Estatística *t*	*P*-valor	Coeficiente	Estatística *t*	*P*-valor
LRERDX	-1,0734	-4,2976	0,0001	-0,9752	-3,5794	0,0008
LRERSX	0,2527	2,8107	0,0069	0,2398	2,5803	0,0127
LYW	1,1535	4,1311	0,0001	1,4573	3,9026	0,0003
LCD	0,4807	1,2337	0,2228	0,3331	0,8271	0,4120
LUCI	0,5843	0,6200	0,5379	0,2240	0,2172	0,8289
LPRODIND	0,1392	0,3108	0,7571	0,2601	0,5483	0,5858
LIBOR	0,0271	4,1408	0,0001	0,0218	2,4889	0,0161
Constante	-10,2808	-3,0872	0,0032	-10,7523	-3,0666	0,0034

(Continua)

(Continuação)

Variável	Reduzida			Reduzida-*t*		
	Coeficiente	Estatística *t*	*P*-valor	Coeficiente	Estatística *t*	*P*-valor
Tendência	-	-	-	-0,0058	-1,0973	0,2776
i1999q1	-0,1608	-2,9775	0,0044	-0,1512	-2,6456	0,0108
i2009q1	-0,0159	-0,3153	0,7537	0,0085	0,1513	0,8803
s2003q1	0,1273	1,8657	0,0676	0,1310	1,8372	0,0719
EG-τ	-	-5,3812	0,0757	-	-3,8544	0.7369
EG-ζ	-	-42,575	0,0460	-	-29,960	0.4870
R2 ajustado	0,9785	-	-	0,9791	-	-
DW	1,2548	-	-	1,2763	-	-

Elaboração do autor.

Quanto aos coeficientes de longo prazo estimados, observa-se que a elasticidade-renda não se distanciou muito da unidade, enquanto a elasticidade-preço da oferta exibiu magnitude baixa, a exemplo do modelo agregado. A elasticidade-preço da demanda, contudo, mostrou-se bem mais relevante que naquele caso, superando a unidade – o que sugere que, no caso dos bens manufaturados, a demanda por exportações é mais influenciada pelo preço quando comparada tanto com o modelo agregado quanto com os outros dois tipos de bens. O coeficiente obtido para a variável de custo financeiro foi significativo a 1%, enquanto as outras três variáveis não apresentaram significância estatística.

Diante desses resultados, optou-se por estimar adicionalmente um modelo alternativo, mais parcimonioso, incluindo apenas as variáveis que se mostraram estatisticamente significantes no primeiro modelo. Os resultados encontram-se na tabela 39; neste caso, os testes de Engle-Granger rejeitaram a hipótese de não cointegração, ao menos a 5%, em todos os casos.

TABELA 39
Vetor de longo prazo e testes de cointegração: manufaturados

Variável	Reduzida (2)			Reduzida-*t* (2)		
	Coeficiente	Estatística *t*	*P*-valor	Coeficiente	Estatística *t*	*P*-valor
LRERDX	-1,1009	-4,8255	0,0000	-1,0092	-3,9214	0,0002
LRERSX	0,2461	3,1961	0,0023	0,2357	3,0463	0,0035
LYW	1,4187	12,1136	0,0000	1,6418	6,5962	0,0000
LIBOR	0,0278	4,2413	0,0001	0,0238	2,8043	0,0069
Constante	-6,9062	-7,9176	0,0000	-8,4872	-4,7754	0,0000
Tendência	-	-	-	-0,0045	-0,8854	0,3797
i1999q1	-0,1789	-3,8688	0,0003	-0,1775	-3,6649	0,0006
i2009q1	0,0078	0,1503	0,8811	0,0227	0,4037	0,6880
s2003q1	0,0843	1,6592	0,1026	0,1011	1,7795	0,0806
EG-τ	-	-5,1390	0.0153	-	-5,2132	0,0303
EG-ζ	-	-40,856	0.0059	-	-40,979	0,0156
R2 ajustado	0,9799	-	-	0,9801	-	-
DW	1,2423	-	-	1,2721	-	-

Elaboração do autor.

Os coeficientes obtidos, por sua vez, são praticamente iguais aos encontrados no modelo original; apenas a elasticidade à renda externa se mostrou pouco maior, sem, contudo, invalidar as conclusões já aventadas.

Também a estimação da dinâmica de curto prazo considerou os dois modelos utilizados para a obtenção do vetor de cointegração. Em ambos os casos, o coeficiente do termo de ajustamento indicou que, a cada período, os agentes compensam pouco mais de 55% do desequilíbrio ocorrido no período anterior.

TABELA 40
Modelo de correção de erros: manufaturados

Variável	ECM reduzida			ECM reduzida (2)			
	Coeficiente	Estatística *t*	*P*-valor	Variável	Coeficiente	Estatística *t*	*P*-valor
ECT(-1)	-0,5865	-5,1725	0,0000	ECT(-1)	-0,5509	-5,4745	0,0000
DLPRODIND	0,6523	3,4453	0,0010	DLRERDX	-0,3506	-2,2058	0,0313
I2009Q1	-0,1346	-3,3270	0,0015	DLYW	1,2658	7,7465	0,0000
Constante	0,0111	2,2730	0,0266	i1999q1	-0,0860	-2,5380	0,0138
R2 ajustado	0,5225	-	-	Constante	-0,0029	-0,6024	0,5492
Teste	Estatística	*P*-valor	-	R2 ajustado	0,6396	-	-
J-B	0,87	0,65	-	Teste	Estatística	P-valor	-
ARCH	0,24	0,63	-	J-B	0,13	0,94	-
B-G	1,47	0,22	-	ARCH	0,00	0,99	-
				B-G	1,25	0,29	-

Elaboração do autor.

As elasticidades de curto prazo foram, contudo, totalmente distintas. No primeiro modelo, apenas o coeficiente associado ao índice de produção industrial se mostrou significativo. No segundo, os coeficientes de impacto das duas variáveis de demanda foram significativos e, no caso da renda externa, bastante próximos da elasticidade de longo prazo.

4.3.6.2 Demanda por exportações

A estimação uniequacional da demanda por exportações de manufaturados corroborou a conclusão mais distintiva oferecida pelo modelo em forma reduzida: que, para este tipo de bem, o câmbio real é bem mais relevante na determinação da quantidade demandada que para produtos básicos e semimanufaturados (além das exportações agregadas).

Como indicam os resultados apresentados na tabela 41, no caso do modelo sem tendência determinística, a elasticidade-preço chegou inclusive a superar ligeiramente, em módulo, a elasticidade à renda externa.

TABELA 41
Vetor de longo prazo e testes de cointegração: manufaturados

Variável	Demanda			Demanda-*t*		
	Coeficiente	Estatística *t*	*P*-valor	Coeficiente	Estatística *t*	*P*-valor
LRERDX	-1,8192	-10,2414	0,0000	-0,9300	-3,8108	0,0003
LYW	1,7637	12,075	0,0000	2,1593	12,6753	0,0000
Constante	-9,2820	-8,6092	0,0000	-12,0679	-9,7534	0,0000
Tendência	-	-	-	-0,0134	-3,8794	0,0003
i1999q1	-0,1976	-4,2003	0,0001	-0,1218	-2,6271	0,0110
i2009q1	0,3531	4,1162	0,0001	0,1468	1,9540	0,0555
s2003q1	-0,1305	-2,2457	0,0285	0,0684	1,0249	0,3097
EG-τ	-	-3,9087	0.0463	-	-4,5321	0.0297
EG-ζ	-	-26,369	0.0264	-	-31,991	0.0221
R2 ajustado	0,9564	-	-	0,9768	-	-
DW	1,5285	-	-	1,0323	-	-

Elaboração do autor.

No curto prazo, entretanto, o modelo de correção de erros, cujos resultados estão na tabela 42, sugere que a renda externa ainda é a variável mais relevante. Além disso, o coeficiente do termo de correção de desequilíbrio obtido foi inferior ao do modelo reduzido, indicando um ajustamento mais lento, de cerca de 33% a cada período.

TABELA 42
Modelo de correção de erros: manufaturados

Variável	ECM demanda		
	Coeficiente	Estatística *t*	*P*-valor
ECTD(-1)	-0,3321	-4,7262	0,0000
DLRERDX	-0,4168	-2,5356	0,0139
DLYW	0,9249	4,6379	0,0000
DLYW(-1)	0,4901	2,5706	0,0127
Constante	-0,0059	-1,1349	0,2610
R2 ajustado	0,6062	-	-
Teste	Estatística	*P*-valor	-
J-B	0,72	0,70	-
ARCH	1,63	0,21	-
B-G	0,41	0,83	-

Elaboração do autor.

4.3.6.3 Oferta de exportações

A exemplo do modelo reduzido, a equação de oferta foi estimada de quatro maneiras distintas, e não duas, como nos demais: primeiramente, incluindo todas as variáveis explicativas; em seguida, excluindo as variáveis *LUCI* e *LCD*.

Ambos os casos sugerem que a elasticidade da oferta ao câmbio real se situa em torno de 0,4 – valor que coaduna razoavelmente com o obtido no modelo agregado. Além disso, o potencial produtivo doméstico (captado pelas variáveis *LUCI* e *LPRODIND* no primeiro modelo e apenas por esta última no segundo) parece ser mais relevante para determinar a quantidade ofertada.

TABELA 43
Vetor de longo prazo e testes de cointegração: manufaturados

Variável	Oferta			Oferta (2)		
	Coeficiente	Estatística *t*	*P*-valor	Coeficiente	Estatística *t*	*P*-valor
LRERSX	0,3854	5,4029	0,0000	0,4960	6,8419	0,0000
LPRODIND	0,9423	2,5406	0,0139	1,6852	11,0887	0,0000
LUCI	1,9942	1,8634	0,0677	-	-	-
LCD	0,8035	2,1038	0,0399	-	-	-
LIBOR	0,0276	3,8404	0,0003	0,0336	4,0715	0,0001
Constante	-13,010	-3,3673	0,0014	-4,107	-5,9761	0,0000
i2009q1	-0,1607	-3,7963	0,0004	-0,1737	-2,2784	0,0264
s2003q1	0,4003	8,7702	0,0000	0,3380	8,9599	0,0000
i1999q1	0,0528	0,6988	0,4876	-0,1327	-3,1978	0,0022
EG-τ	-	-5,5965	0,0116	-	-5,0822	0,0066
EG-ζ	-	-42,375	0,0106	-	-37,821	0,0045
R2 ajustado	0,9658	-	-	0,9639	-	-
DW	1,1739	-	-	1,1333	-	-
Variável	Oferta-*t*			Oferta-*t* (2)		
	Coeficiente	Estatística *t*	*P*-valor	Coeficiente	Estatística *t*	*P*-valor
LRERSX	0,3819	4,1030	0,0001	0,4147	3,8782	0,0003
LPRODIND	0,9160	1,8399	0,0712	1,3273	3,7003	0,0005
LUCI	2,0493	1,8001	0,0773	-	-	-
LCD	0,7806	1,7145	0,0921	-	-	-
LIBOR	0,0291	3,9522	0,0002	0,0326	3,8588	0,0003
Constante	-13,046	-3,2324	0,0021	-2,511	-1,5520	0,1262
Tendência	0,0012	0,3281	0,7441	0,0049	1,3688	0,1764
i2009q1	-0,1766	-3,5751	0,0007	-0,1974	-2,9487	0,0046
s2003q1	0,3712	7,4312	0,0000	0,2727	5,8948	0,0000
i1999q1	0,0531	0,6939	0,4907	-0,0896	-1,1861	0,2405
EG-τ	-	-5,5013	0,0323	-	-4,8195	0,0347
EG-ζ	-	-41,738	0,0287	-	-35,494	0,0242
R2 ajustado	0,9642	-	-	0,9622	-	-
DW	1,0944	-	-	0,9873	-	-

Elaboração do autor.

De acordo com os modelos de correção de erros, apenas o potencial produtivo – expresso pela utilização da capacidade, no primeiro, e pelo índice de produção industrial, no segundo – parece ter relevância no curto prazo – a variável de custo financeiro, ainda que estatisticamente significante a 1%, no primeiro modelo, e a 10%, no segundo, apresentou mais uma vez coeficiente praticamente nulo.

TABELA 44
Modelo de correção de erros: manufaturados

Variável	ECM oferta			Variável	ECM oferta (2)		
	Coeficiente	Estatística *t*	*P*-valor		Coeficiente	Estatística *t*	*P*-valor
ECT(-1)	-0,4395	-4,5302	0,0000	ECT(-1)	-0,3257	-2,9212	0,0049
DLUCI	2,0624	4,5617	0,0000	DLPRODIND	0,9698	4,2668	0,0001
DLIBOR	0,0316	2,7231	0,0085	DLIBOR	0,0245	1,8079	0,0757
s2008q3	-0,0275	-2,4124	0,0190	DLPRODIND(-1)	0,5135	2,3607	0,0216
Constante	0,0198	3,4339	0,0011	Constante	0,0051	0,8583	0,3942
R2 ajustado	0,4785	-	-	R2 ajustado	0,3333	-	-
Teste	Estatística	P-valor	-	Teste	Estatística	P-valor	-
J-B	0,80	0,67	-	J-B	0,51	0,78	-
ARCH	1,79	0,19	-	ARCH	0,98	0,32	-
B-G	0,94	0,40	-	B-G	0,97	0,45	-

Elaboração do autor.

4.4 Síntese da evidência empírica

Observando-se o conjunto dos resultados obtidos, é possível destacar algumas conclusões acerca dos determinantes das exportações e importações brasileiras; em particular, da influência dos preços relativos na determinação de tais fluxos. De modo a tornar mais claros os resultados mais relevantes para o tema deste texto, a tabela 45 sintetiza as elasticidades aos preços relativos e à renda estimadas para a demanda de importações, tanto agregadas quanto por categoria de uso.

TABELA 45
Resultados selecionados: importações

Variável	Coeficientes de longo prazo				
	Agregado	BCD	BCND	BI	BK
Preço relativo	-0,42	-1,71	-0,74	-0,21	-0,61
Renda	2,24	4,68	2,85	1,94	3,33
Variável	Coeficientes de curto prazo				
	Agregado	BCD	BCND	BI	BK
Preço relativo	-0,18	-0,85	-0,38	-0,19	-0,62
Renda	1,78	1,82	-	2,95	-
Ajustamento	-0,42	-0,43	-0,33	-0,28	-0,55

Elaboração do autor.

Em primeiro lugar, pode-se notar que as equações de demanda por importações – tanto agregadas quanto desagregadas por categoria de uso – foram unânimes em evidenciar elasticidades-renda bastante superiores (em módulo) às elasticidades-preço. É possível afirmar, ademais, que tal conclusão vai ao encontro da evidência obtida pela literatura recente, como mostra a tabela 46, que sintetiza os resultados obtidos por trabalhos cujo período analisado tem alguma sobreposição com o deste estudo: a obtenção de elasticidades-renda superiores às elasticidades-renda tem sido unânime.

TABELA 46
Síntese dos resultados da literatura: importações

Artigo	Período	Agregação	Elasticidades estimadas	
			Preço relativo	Renda
Morais e Portugal (2005)	1978-2002	T[1]	-0,69	0,94
		T	-0,11 a -0,21	0,83 a 0,92
		BK	-0,83 a -0,89	1,25 a 1,58
Ribeiro (2006)	1999-2005	BI	-0,32 a -0,45	0,92 a 1,08
		BCND	-0,23 a -0,33	0,88 a 0,92
		BCD	-0,92 a -1,64	1,73 a 2,44
Sapienza (2007)	1980-2006	T	-1,32	1,61
Skiendziel (2008)	1991-2007	T	-0,55	3,13
Gouvêa e Schettini (2011)	1995-2009	T	-0,52 a -0,53	0,89 a 2,18

Elaboração do autor.
Nota: [1] Importações totais.

Isso reforça a hipótese, já levantada por alguns trabalhos recentes – por exemplo, Ribeiro (2006) e Gouvêa e Schettini (2011) –, de que, especialmente no longo prazo, a demanda brasileira por importações é determinada sobretudo pela renda interna e é menos sensível às variações na taxa de câmbio real.

Apesar disso, as magnitudes dos coeficientes estimados são razoavelmente diferentes entre as categorias de uso, assim como as dinâmicas de curto prazo, indicando que o comportamento da demanda por importações de bens de consumo duráveis e não duráveis, intermediários e de capital, pode apresentar características díspares – ainda que, no longo prazo, todas tenham se mostrado mais sensíveis à renda que aos preços.

No caso dos modelos de exportação, o quadro não é tão claro, e os resultados – alguns sintetizados na tabela 47 – não são tão satisfatórios. Alguns coeficientes estimados apresentaram sinal distinto do esperado – especialmente aquele que se destina a captar o efeito dos custos domésticos sobre a decisão de ofertar bens para o mercado externo.

Uma possibilidade apontada para tais resultados aparentemente anômalos pode ser que as *proxies* utilizadas não sejam as mais adequadas; isto pode ter sido agravado pela adoção de variáveis relativas a um determinado setor em modelos agregados, ou pela utilização de dados agregados em modelos desagregados. Tal prática, ainda que usual na literatura (e adotada, evidentemente, por imposição da falta de séries mais adequadas – notadamente de índices de preços por categoria de uso, e de custos para a economia como um todo), pode levar a resultados menos confiáveis.

É possível ainda que a forma de estimação – uniequacional, e não simultânea –, ou a omissão de variáveis, tenha causado viés nos parâmetros estimados, conforme foi discutido na

seção a respeito da metodologia. Cabe ressaltar ainda que a estimação em separado de equações de oferta e demanda se mostrou em geral mais satisfatória que a de formas reduzidas – a exemplo de trabalhos recentes, como Ribeiro (2006) e Gouvêa, Schettini e Squeff. (2012) –, e em que pesem os problemas metodológicos já levantados quanto a esta abordagem.

TABELA 47
Resultados selecionados (longo prazo): exportações

Variável	Coeficientes de longo prazo			
	Agregado	Básicos	Semimanufaturados	Manufaturados
Preço relativo – demanda	-0,30 a -0,35	0,08 a 1,18	-0,08 a -0,16	-1,10 a -1,82
Renda mundial	1,02 a 1,05	0,68 a 1,37	0,60 a 0,82	1,42 a 1,76
Preço relativo – oferta	0,02 a 0,32	0,28 a 0,56	0,03 a 0,26	0,25 a 0,50
Variável	Coeficientes de curto prazo			
	Agregado	Básicos	Semimanufaturados	Manufaturados
Preço relativo – demanda	-0,29 a -0,32	-0,93	-0,55 a -1,05	-0,35 a 0,51
Renda mundial	0,70 a 0,79	0,82 a 0,91	0,60 a 1,21	0,49 a 1,27
Preço relativo – oferta	0,16	0,49 a 0,79	0,61	
Ajustamento	-0,36 a -0,70	-0,39 a -0,77	-0,53 a -0,90	-0,33 a -0,55

Elaboração do autor.

Isso posto, podem-se apontar algumas conclusões quanto ao comportamento das variáveis que mais interessam neste trabalho. Em primeiro lugar, pode-se destacar que, tanto no modelo agregado quanto nos de semimanufaturados e básicos, a demanda por exportações brasileiras parece ser bem mais sensível à renda externa que aos preços relativos: nos dois primeiros, o valor absoluto das elasticidades-preço da demanda nunca superou um terço no longo prazo. Somente no caso da demanda por exportações de manufaturados a elasticidade ao câmbio real apresentou magnitude superior à unidade, indicando que, para este tipo de produto, a quantidade demandada de exportações brasileiras responde mais às variações nos preços relativos, em comparação com os demais fatores agregados.

Novamente, é possível constatar alguma similaridade com resultados encontrados por outros trabalhos que estimaram funções de exportação para período semelhante. Como a tabela 48 mostra, as elasticidades-preço da demanda obtidas para as exportações agregadas apresentaram magnitudes relativamente baixas, na maioria dos casos, e quase sempre inferiores, em módulo, às elasticidades-renda correspondentes. Além disso, os dois estudos que analisaram as exportações de forma desagregada obtiveram evidências para corroborar a hipótese de que a demanda por exportações brasileiras de manufaturados é mais sensível aos preços que no caso dos demais tipos de produtos.

TABELA 48
Síntese dos resultados da literatura: exportações

Artigo	Período	Agregação	Elasticidades estimadas		
			Demanda		Oferta
			Preço relativo	Renda mundial	Preço relativo
Ribeiro (2006)	1999-2005	T	-0,68 a -1,14	1,35 a 1,69	0,28 a 0,30
		M	-1,06 a -1,07	1,30 a 1,32	0,05 a 0,12
		S	-0,66 a -0,69	1,21 a 1,31	0,45 a 0,74
		B[1]	-0,83 a -0,92	1,55 a 1,70	0,80
Sapienza (2007)	1980-2006	T	-0,48	0,77	
Skiendziel (2008)	1991-2007	T	-0,98	2,22	0,97
Meyer (2008)	1999-2006	T	-1,51 a -1,92	1,40 a 1,50	0,06 a 0,05
		M[2]	-1,34	1,33 a 1,41	-0,28 a 0,33
		S[3]	-0,17	0,58	0,34 a 0,35
		B	-0,57 a -0,68	0,70 a 0,77	0,93 a 0,98
Gouvêa Schettini e Squeff (2012)	1995-2009	T	0,01 a 0,36	0,92 a 1,66	

Elaboração do autor.
Notas: [1] Básicos.
[2] Manufaturados.
[3] Semimanufaturados.

Já a oferta de exportações se mostrou, em todos os casos, pouco sensível aos preços relativos, tanto no curto quanto no longo prazo. Além disso, as elasticidades de curto prazo foram em geral maiores que as de longo prazo, sugerindo trajetórias do tipo *overshooting*, exceto para manufaturados, cuja oferta não se revelou sensível ao preço relativo no curto prazo. Tomados em seu conjunto, os resultados das estimações sugerem que a quantidade ofertada depende especialmente do potencial produtivo, seja ele medido pela variável cíclica, seja pelo índice de produção industrial (no caso dos manufaturados).

Em síntese, as evidências produzidas pelo exercício econométrico analisado ao longo deste trabalho apontam que o efeito de variações dos preços relativos sobre os fluxos de comércio exterior brasileiros é relativamente modesto. Tanto a demanda por exportações brasileiras quanto a demanda nacional por importações parecem ser determinadas essencialmente pelo comportamento da renda – exceção feita à demanda internacional por manufaturados brasileiros, para a qual o efeito dos preços relativos aparentemente não pode ser desprezado. Já a oferta de exportações aparenta ser determinada sobretudo pela capacidade produtiva doméstica, com escassa influência das variações da taxa real de câmbio.

Tomados em conjunto, esses resultados sugerem que, ao menos no período analisado, os principais responsáveis pelo crescimento vigoroso experimentado tanto pelas exportações quanto pelas importações brasileiras foram, respectivamente, o crescimento da renda nacional e o da internacional no período, ao passo que o comportamento

da taxa real de câmbio não desempenhou papel tão relevante – com a provável exceção da exportação de manufaturados, cuja demanda externa pode ter sido prejudicada nos períodos de apreciação cambial. Em particular, na maior parte da primeira década do século XXI, especialmente entre 2003 e 2008, em que a persistente apreciação real foi acompanhada do aumento tanto das exportações quanto das importações, o papel da renda externa e interna na determinação destes fluxos se torna ainda mais visível.

Assim, em que pesem as limitações inerentes a este tipo de trabalho, os resultados aqui obtidos são importantes para contribuir para o debate atual no país, com relação ao nível e à volatilidade da taxa de câmbio enquanto elemento determinante das exportações, em especial de produtos manufaturados.

4.5 Dois subprodutos: condição de Marshall-Lerner e curva J

O conjunto de resultados fornecidos pela análise econométrica apresentada neste capítulo, apesar de variado, aponta no sentido de que tanto as exportações quanto as importações brasileiras são mais sensíveis à renda interna e externa que aos preços relativos. Ainda assim, em muitos dos modelos estimados, as elasticidades-preço encontradas, ainda que baixas, não são desprezíveis.

Dessa forma, cabe indagar, no espírito original da *devaluation theory* e do modelo Bickerdike-Robinson-Metzler, qual seria o efeito de uma desvalorização cambial sobre o resultado da balança comercial, considerando-se a interação entre o comportamento da oferta e da demanda de exportações e importações. Assim, um exercício interessante seria calcular, a partir das elasticidades estimadas, se é satisfeita a condição BRM mencionada na seção 2 – condição suficiente para que uma desvalorização melhore o saldo da balança comercial.

Conforme discutido em Carneiro (2013), a condição BRM estabelece que a variação no saldo da balança comercial será positiva se:[34]

$$\frac{\eta\eta^*(1 + \varepsilon + \varepsilon^*) - \varepsilon\varepsilon^*(1 - \eta - \eta^*)}{(\varepsilon + \eta^*)(\varepsilon^* + \eta)} > 0 \qquad (25)$$

34. Cabe ressalvar que a condição pressupõe que a desvalorização parte de uma situação de equilíbrio da balança comercial, o que evidentemente não é verdade em quase nenhuma aplicação prática.

Em que η, η^*, ε e ε^* representam o valor absoluto das elasticidades de demanda interna e externa e de oferta interna e externa, respectivamente. Como já foi apresentado, caso as elasticidades de oferta (ε e ε^*) sejam assumidas infinitamente elásticas, a condição se reduz à célebre "condição de Marshall-Lerner", em que , isto é, a soma das elasticidades de demanda deve ser superior à unidade para que a depreciação gere uma melhora na balança comercial.

Neste trabalho, contudo, a situação é distinta tanto da condição BRM geral quanto da condição de Marshall-Lerner, uma vez que apenas a oferta externa é assumida infinitamente elástica por hipótese. Desta forma, a condição necessária se reduz a:

$$\frac{\eta^*(1+\varepsilon)}{\varepsilon+\eta^*}+\eta>1 \tag{26}$$

Evidentemente, tendo em vista que este trabalho estimou uma série de modelos, obtendo um grande número de estimativas de cada um dos parâmetros envolvidos, a solução da condição BRM dependerá de quais os valores escolhidos de cada um. Assim, optou-se por efetuar os cálculos para dois cenários distintos, o primeiro considerando os maiores valores obtidos para cada elasticidade, e o segundo com os menores valores. Além disso, dado o fato de que as desagregações disponíveis para os dados de importações (por categoria de uso) e de exportação (por fator agregado) não são coincidentes, somente foi possível realizar o exercício para a balança comercial agregada. A tabela 49 apresenta os resultados para cada cenário.

TABELA 49
Condição de BRM (longo prazo)

	Elasticidades estimadas			$\frac{\eta^*(1+\varepsilon)}{\varepsilon+\eta^*}+\eta$
	η	ε	η^*	
Cenário 1	0,42	0,32	0,35	1,11
Cenário 2	0,32	0,02	0,30	1,28

Elaboração do autor.

A tabela 49 deixa claro que, ainda que as elasticidades encontradas tenham sido relativamente pequenas, o lado esquerdo da condição definida na equação 26 é superior à unidade em ambos os cenários. Desta forma, na situação hipotética de uma desvalorização cambial real em um contexto inicial de equilíbrio,[35] o resultado, *ceteris paribus*, seria um *superavit* comercial, considerando-se estas combinações de elasticidades.

35. E supondo-se superexogeneidade dos regressores em relação ao modelo, conforme discutido na seção anterior.

Cabe ressaltar, porém, que a condição "tudo mais constante" aqui é crucial, diante dos resultados obtidos para as elasticidades-renda: mesmo que o resultado da depreciação, isoladamente, seja uma melhora da balança comercial, em momentos de contração da renda mundial – ou ainda de expansão da renda interna –, o efeito-renda em sentido contrário provavelmente seria capaz de neutralizar completamente o efeito-preço.

Além disso, as diferenças obtidas entre as magnitudes das elasticidades de impacto e de longo prazo levantam a questão, também discutida em Carneiro (2013), da existência de padrões de ajustamento do tipo "curva J", em que a melhora preconizada pela condição BRM só se dá após um intervalo de tempo, sendo precedida por um *deficit* no curto prazo.

Comparando as elasticidades de curto e longo prazo de importações e exportações, o quadro não parece tão claro. Por um lado, as elasticidades de longo prazo das exportações se mostraram em geral mais altas que as de curto prazo, sugerindo que as exportações realmente respondem não tão rapidamente às alterações nos preços relativos. No entanto, não é possível identificar com tanta clareza se o efeito no curto prazo sobre as importações é maior ou menor que o sobre as exportações.

Não obstante, é possível lançar luz sobre a possibilidade de existência de curva J no ajustamento da balança comercial brasileira indiretamente, por meio da condição BRM: basta avaliá-la para as elasticidades de curto prazo e compará-las com as de longo prazo. Caso no curto prazo a condição não seja satisfeita, isto significa que, no curto prazo, a depreciação não é capaz de melhorar a balança comercial; uma vez que no longo prazo a condição é satisfeita, há indícios de que a trajetória do saldo comercial após a mudança cambial se assemelha ao padrão em J.

Sendo assim, realizou-se exercício similar ao executado para as elasticidades de longo prazo, mas desta vez utilizando-se os parâmetros estimados nos modelos de correção de erros. Os resultados, que se encontram na tabela 50, mostram que em nenhum dos dois cenários a condição BRM é satisfeita no curto prazo.

TABELA 50
Condição de BRM (curto prazo)

	Elasticidades estimadas			$\frac{\eta^*(1+\varepsilon)}{\varepsilon+\eta^*}+\eta$
	η	ε	η^*	
Cenário 1	0,18	0,16	0,32	0,95
Cenário 2	0,18	0,16	0,29	0,93

Elaboração do autor.

Assim, o exercício aqui realizado – ainda que certamente careça de investigação específica, que extrapola o escopo deste trabalho – sugere que, embora no longo prazo a desvalorização possa vir a melhorar a balança comercial, é possível que seu efeito imediato seja negativo.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho teve por objetivo analisar empiricamente as interações entre o comportamento das taxas de câmbio e o desempenho comercial brasileiro. Para tanto, além de uma revisão da literatura empírica sobre o assunto – com o objetivo de determinar qual o tipo de modelo, estratégia de identificação, variáveis explicativas e relações funcionais mais adequados –, foi realizado um exercício econométrico para estimar os determinantes dos fluxos de exportações e importações brasileiros, com foco na avaliação dos efeitos dos preços relativos e da demanda sobre estes.

Entre as principais conclusões oferecidas pela análise empírica, é possível destacar uma que concerne diretamente ao objeto deste estudo: na quase totalidade dos modelos estimados, o efeito de variações no câmbio real sobre os fluxos de comércio exterior brasileiros mostrou-se relativamente modesto. A demanda nacional por importações parece ser determinada essencialmente pelo comportamento da renda. De maneira análoga, a demanda por exportações brasileiras é determinada sobretudo pelo comportamento da renda externa – exceto no caso dos produtos manufaturados, para a qual o efeito dos preços relativos se mostrou mais relevante. Já a oferta de exportações aparenta ser determinada sobretudo pela capacidade produtiva doméstica, com escassa influência das variações da taxa real de câmbio.

Tais resultados podem explicar o comportamento aparentemente anômalo, como foi discutido na introdução deste trabalho, dos fluxos brasileiros de comércio exterior: a trajetória da demanda mundial ao longo da primeira década deste século

provavelmente foi o fator mais relevante a causar o forte crescimento das exportações brasileiras até a crise de 2008, assim como sua estagnação a partir de 2011.

Dessa forma, a evidência empírica aqui obtida, ainda que longe de ser conclusiva, sugere que o uso de política cambial para dinamizar exportações pode não ser muito efetivo, especialmente em períodos de contração ou estagnação da demanda mundial, tendo em vista que, a julgar pelas elasticidades encontradas, seria necessário um deslocamento muito grande dos preços relativos para gerar algum resultado. Por outro lado, a baixa elasticidade ao câmbio real, sobretudo no curto prazo, pode ser a explicação para episódios, como o ao final de 2002, em que variações intensas (mas de curta duração) da taxa de câmbio não foram acompanhadas por movimentos de magnitude semelhante nos fluxos de exportação e importação.

No caso dos bens manufaturados, contudo, os resultados obtidos indicam que a valorização do câmbio real ocorrida entre 2003 e 2008 e entre 2009 e 2011 pode ter, em alguma medida, agido no sentido de atenuar o crescimento impulsionado pelo dinamismo da renda externa, o que pode ter contribuído para a redução da participação deste tipo de bem nas exportações brasileiras.

Ademais, é preciso lembrar que a alteração do câmbio nominal não é, evidentemente, a única forma de influenciar a taxa de câmbio real. Isto pode ser alcançado, por exemplo, caso a produtividade na produção de bens comercializáveis seja maior que nos concorrentes externos. Desnecessário dizer, contudo, que este processo é muito mais lento, e exige reformas muito mais profundas, que o uso da política cambial.

Por fim, cabe ressaltar que a centralidade exibida pela absorção na determinação da demanda por importações (e na demanda estrangeira por nossas exportações) sugere que o outro canal de transmissão dos efeitos da variação nas taxas de câmbio sobre os fluxos comerciais – isto é, o efeito direto sobre a absorção – pode ser relevante, ainda que a análise empírica aqui realizada não tenha testado diretamente esta hipótese. Sendo assim, tal efeito pode ser objeto de pesquisa futura, de modo a lançar luz adicional sobre os efeitos do câmbio sobre os fluxos de comércio exterior.

Outra possível direção para pesquisa futura que deve ser enfatizada é a estimação de modelos menos agregados, tendo em vista que setores diferentes podem

ter comportamentos bastante distintos no que se refere aos determinantes de suas importações e exportações – por exemplo, é de se esperar que o custo de financiamento, cuja elasticidade apresentou pequena magnitude neste trabalho, tenha impacto mais relevante para alguns setores de produtos manufaturados que para outros.

REFERÊNCIAS

AMAZONAS, A.; BARROS, A. R. Manufactured exports from Brazil: determinants and consequences. **Revista brasileira de economia**, v. 50, n. 1, p. 73-100, 1996. Disponível em: <http://goo.gl/E5UCWd>.

ARIZE, A. An economic investigation of export behavior in seven Asian developing countries. **Journal of applied economics**, v. 22, p. 891-904, 1990.

AZEVEDO, A. F. Z.; PORTUGAL, M. S. Abertura comercial brasileira e instabilidade da demanda de importações. **Nova economia**, v. 8, n. 1, p. 37-63, 1998.

BALASSA, B. **Exchange rates and foreign trade in Korea**. Washington: World Bank, 1991. (Policy Research Working Paper, n. 635). Disponível em: <http://goo.gl/5PgjZ7>.

BANERJEE, A. *et al*. **Co-integration, error correction, and econometric analysis of non-stationary data**. Oxford: Oxford University Press, 1993.

BAUMANN, R.; BRAGA, E. C. Subsídios implícitos nos créditos oficiais à exportação: quantificação e avaliação. **Pesquisa e planejamento econômico**, v. 15, n. 3, dez. 1985.

BOND, M. E. An econometric study of primary commodity exports from developing country regions to the world. **IMF staff papers**, v. 34, n. 2, p. 191-227, 1987.

BOX, G.; JENKINS, G. **Time series analysis**: forecasting and control. São Francisco: Holden-day, 1970.

BRAGA, H. C.; MARKWALD, R. A. Funções de oferta e de demanda das exportações de manufaturados no Brasil: estimação de um modelo simultâneo. **Pesquisa e planejamento econômico**, v. 13, n. 3, 1983.

CARDOSO, E.; DORNBUSCH, R. Uma questão para as exportações brasileiras de produtos manufaturados. **Revista brasileira de economia**, v. 34, n. 3, p. 429-438, 1980.

CARNEIRO, F. L. **A influência da taxa de câmbio sobre o desempenho comercial**. 2013. Dissertação (Mestrado) – Universidade de Brasília, Brasília, 2013.

CARVALHO, A.; DE NEGRI, J. A. **Estimação de equações de importação e exportação de produtos agropecuários brasileiros (1977-1998)**. Brasília: Ipea, 2000. (Texto para Discussão, n. 698). Disponível em: <http://goo.gl/3HSabK>.

CARVALHO, A.; PARENTE, M. A. **Estimação de equações de demanda de importação por categoria de uso no Brasil (1978/1996)**. Brasília: Ipea, 1999. (Texto para Discussão, n. 636). Disponível em: <http://goo.gl/ntweKm>.

CASTRO, A. S.; CAVALCANTI, M. A. F. H. **Estimação de equações de exportação e importação para o Brasil – 1955/1995**. Rio de Janeiro: Ipea, 1997. (Texto para Discussão, n. 469). Disponível em: <http://goo.gl/uoG1bp>.

CATÃO, L.; FALCETTI, E. Determinants of Argentina's external trade. **Journal of applied economics**, v. 5, n. 1, p. 19-57, 2002. Disponível em: <http://goo.gl/2L4ik4>.

CAVALCANTI, M. A. F. H.; RIBEIRO, F. J. **As exportações brasileiras no período 1977-1996**: desempenho e determinantes. Rio de Janeiro: Ipea, 1998. (Texto para Discussão, n. 545). Disponível em: <http://goo.gl/gB3Hqt>.

CHENG, K. C. **A reexamination of Korea's trade flows**: what has changed and what explains these changes? Washington: IMF, 2004. (IMF Working Paper). Disponível em: <http://goo.gl/vMD5Q0>.

DIB, M. F. S. P. Equações para a demanda de importações no Brasil: 1960-1979. **Revista brasileira de economia**, v. 35, n. 4, 1981.

DOELLINGER, C. V. Exportações brasileiras: diagnóstico e perspectivas. **Pesquisa e planejamento econômico**, v. 1, n. 1, p. 83-140, 1971.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New Jersey: Wiley, 2004.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica**, v. 55, p. 251-276, 1987.

ENGLE, R. F.; HENDRY, D. F.; RICHARD, J. F. Exogeneity. **Econometrica**, v. 51, n. 2, p. 277-304, 1983.

ERICSSON, N. R. Cointegration, exogeneity and policy analysis: an overview. **Journal of Policy Modeling**, v. 14, n. 3, p. 251-280, 1992.

FERREIRA, A. H. B. Testes de estabilidade para função demanda de importações. **Revista brasileira de economia**, v. 48, n. 3, p. 355-370, 1994.

FUNKE, M.; HOLLY, S. The determinants of West German exports of manufactures: an integrated demand and supply approach. **Review of world economics**, v. 128, n. 3, p. 498-512, 1992.

GIORGIANNI, L.; MILESI-FERRETTI, G. M. **Determinants of Korean trade flows and their geographical destination**. Washington: IMF, 1997. (IMF Working Paper, n. 97/54). Disponível em: <http://goo.gl/yDhtUw>.

GOLDSTEIN, M.; KHAN, M. S. The supply and demand for exports: a simultaneous approach. **Review of economics and statistics**, v. 60, p. 275-286, 1978.

_____. Income and price effects in foreign trade. *In*: JONES, R. W.; KENEN, P. B. **Handbook of International Economics**. Amsterdam: Elsevier, 1985. v. 2.

GOUVÊA, R. R.; SCHETTINI, B. P. **Estimativas econométricas para as importações agregadas com dados das contas nacionais trimestrais (1996-2010)**. Brasília: Ipea, 2011. (Texto para Discussão, n. 1.683). Disponível em: <http://goo.gl/8PXoRR>.

GOUVÊA, R. R.; SCHETTINI, B. P.; SQUEFF, G. C. Estimativas da função de exportações brasileiras agregadas com dados das Contas Nacionais Trimestrais (1995-2009). **Economia aplicada**, v. 16, n. 1, p. 167-196, 2012.

GRANGER, C. W. J.; NEWBOLD, P. Spurious regression in econometrics. **Journal of econometrics**, v. 2, p. 111-120, 1974.

HENDRY, D. F. **Dynamic econometrics**. Oxford: Oxford University Press, 1995.

HOLLY, S.; WADE, K. UK exports of manufactures: the role of supply side factors. **Scottish journal of political economy**, v. 38, n. 1, p. 1-18, 1991.

ISARD, P. How far can we push the "law of one price"? **American economic review**, v. 67, n. 5, p. 942-948, 1977.

KING, A. B. From demand equations to two regimes: the theoretical development of export models. **Bulletin of economic research**, v. 49, n. 2, p. 81-125, 1997.

KRAVIS, I. B.; LIPSEY, R. E. Price behavior in light of balance of payments theories. **Journal of international economics**, v. 8, p. 193-246, 1978.

KREININ, M. E.; OFFICER, L. H. The monetary approach to the balance of payments: a survey. **Princeton special studies in international economics**, n. 43, Nov. 1978.

LUCAS, R. Econometric policy evaluation: a critique. *In*: BRUNNER, K.; MELTZER, A. **The Phillips curve and labor markets**. New York: Elsevier, 1976. (Carnegie-Rochester Conferênce Series on Public Policy, n.1).

LUJNDBORG, P. The elasticities of supply and demand for swedish exports in a simultaneous model. **The Scandinavian journal of economics**, v. 83, n. 3, p. 444-448, 1981.

MACKINNON, J. G. Critical values for econometric tests. *In*: ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. **Long run economic relationships**. London: Oxford University Press, 1991.

MADDALA, G. S.; KIM, I.-M. **Unit roots, cointegration and structural change**. London: Cambridge University Press, 1998.

MAGEE, S. P. Prices, income and foreign trade. *In*: KENEN, P. B. (Ed.). **International trade and finance**: frontiers for research. London: Cambridge University Press, 1975.

MEYER, T. R. **Taxa de câmbio e exportações brasileiras**: uma avaliação do período recente. 2008. Dissertação (Mestrado) – Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2008.

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.

MUSCATELLI, V. A.; SRINIVASAN, T. G.; VINES, D. Demand and supply factors in the determination of NIE exports: a simultaneous error-correction model for Hong Kong. **The economic journal**, v. 102, n. 415, 1992.

_____. The empirical modeling of NIE exports: an evaluation of different approaches. **Journal of development studies**, v. 30, n. 2, p. 279-302, 1994.

MUSCATELLI, V. A.; STEVENSON, A. A.; MONTAGNA, C. Modeling aggregate manufactured exports for some Asian newly industrialized economies. **Review of economics and statistics**, v. 77, n. 1, p. 147-155, 1995.

PHILIPS, P. C. B.; HANSEN, B. E. Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes. **Review of economic studies**, v. 57, n. 1, p. 99-125, 1990.

PINTO, M. B. P. O crescimento das exportações brasileiras de manufaturados, 1954-1974. **Estudos econômicos**, v. 10, n. 3, 1980.

PORTUGAL, M. S. Um modelo de correção de erros para a demanda por importações brasileiras. **Pesquisa e planejamento econômico**, v. 22, n. 3, 1992.

REINHART, C. Devaluation, relative prices, and international trade: evidence from developing countries. **IMF staff papers**, v. 42, n. 2, p. 290-312, 1995.

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

RIBEIRO, L. S. L. **Dois ensaios sobre a balança comercial brasileira**. 2006. Dissertação (Mestrado) – Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2006.

RIEDEL, J. The demand for LDC exports of manufactures: estimates from Hong Kong. **The economic journal**, v. 98, n. 389, p. 138-148, Mar. 1989. Disponível em: <http://goo.gl/YzcFH4>.

RIOS, S. M. P. Exportações brasileiras de produtos manufaturados: uma avaliação econométrica para o período 1964/84. **Pesquisa e planejamento econômico**, v. 17, n. 2, p. 299-332, 1987.

SAPIENZA, L. **Análise do desempenho da balança comercial brasileira**: estimações das elasticidades das funções da oferta de exportação e da demanda de importação (1980/2006). 2007. Dissertação (Mestrado) – Fundação Getulio Vargas, São Paulo, 2007.

SENHADJI, A.; MONTENEGRO, C. E. Time series analysis of export demand equations: a cross-country analysis. **IMF staff papers**, v. 46, n. 3, p. 259-273, 1999.

SKIENDZIEL, A. G. L. **Estimativas de elasticidades de oferta e demanda de exportações e de importações brasileiras**. 2008. Dissertação (Mestrado) – Universidade de Brasília, Brasília, 2008.

STERN, R. M.; FRANCIS, J.; SCHUMACHER, B. **Price elasticities in international trade**: an annotated bibliography. London: MacMillan, 1976.

STOCK, J. H. Asymptotic properties of least-squares estimators of cointegrating vectors. **Econometrica**, v. 55, n. 5, p. 1.035-1.056, Sept. 1987. Disponível em: <http://goo.gl/4rtkp2>.

TANSEL, A.; TOGAN, S. Price and income effects in Turkish foreign trade. **Review of world economics**, v. 123, n. 3, p. 521-534, 1987.

TYLER, W. G. **Manufactured export expansion and industrialization in Brazil**. Tübingen: Mohr, 1976. (Kieler Studien, v. 134).

WEISSKOFF, R. Trade, protection and import elasticities for Brazil. **Review of economics and statistics**, v. 61, n. 1, p. 58-66, 1979.

ZINI JÚNIOR, A. A. Funções de exportação e de importação para o Brasil. **Pesquisa e planejamento**, Rio de Janeiro, v. 18, n. 3, p. 615-662, dez. 1988.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

HOUTHAKKER, H. S.; MAGEE, S. P. Income and price elasticities in world trade. **Review of economics and statistics**, v. 51, p. 111-125, 1969.

MOFFETT, M. H. The J-curve revisited: an empirical examination for the United States. **Journal of international money and finance**, v. 8, p. 425-444, 1989.

PINTO, M. B. P. Política cambial, política salarial e o potencial das exportações de manufaturados do Brasil no período 1954-1974. **Revista brasileira de economia**, p. 87-101, nov. 1983. Disponível em: <http://goo.gl/QC1FTw>.

PORTUGAL, M. S. A instabilidade dos parâmetros nas equações de exportação brasileiras. **Pesquisa e planejamento econômico**, v. 23, n. 2, p. 313-348, 1993.

STOCKMAN, A. C. A theory of exchange rate determination. **Journal of political economy**, Chicago, v. 88, n. 4, p. 673-698, ago. 1980. Disponível em: <http://goo.gl/54Z7gF>.

WILSON, P.; TAT, K. C. Exchange rates and the trade balance: the case of Singapore 1970 to 1996. **Journal of Asian economics**, Singapore, v. 12, n. 1, p. 47-63, 2001.

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

EDITORIAL

Coordenação
Cláudio Passos de Oliveira

Supervisão
Everson da Silva Moura
Reginaldo da Silva Domingos

Revisão
Clícia Silveira Rodrigues
Idalina Barbara de Castro
Laeticia Jensen Eble
Leonardo Moreira de Souza
Marcelo Araujo de Sales Aguiar
Marco Aurélio Dias Pires
Olavo Mesquita de Carvalho
Regina Marta de Aguiar
Barbara Pimentel (estagiária)
Karen Aparecida Rosa (estagiária)
Tauãnara Monteiro Ribeiro da Silva (estagiária)

Editoração
Bernar José Vieira
Cristiano Ferreira de Araújo
Daniella Silva Nogueira
Danilo Leite de Macedo Tavares
Diego André Souza Santos
Jeovah Herculano Szervinsk Junior
Leonardo Hideki Higa

Capa
Luís Cláudio Cardoso da Silva

Projeto Gráfico
Renato Rodrigues Buenos

The manuscripts in languages other than Portuguese published herein have not been proofread.

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

Composto em adobe garamond pro 12/16 (texto)
Frutiger 67 bold condensed (títulos, gráficos e tabelas)
Impresso em offset 90g/m^2 (miolo)
Cartão supremo 250g/m^2 (capa)
Brasília-DF

Logotipo/slogan de governo removido em observancia ao disposto no art. 40 da Lei n 9.504/1997

Missão do Ipea
Aprimorar as políticas públicas essenciais ao desenvolvimento brasileiro por meio da produção e disseminação de conhecimentos e da assessoria ao Estado nas suas decisões estratégicas.

ISSN 1415-4765

ipea Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Secretaria de Assuntos Estratégicos