



UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA – UnB

Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Ciências da Informação

Departamento de Economia

A INFLUÊNCIA DA TAXA DE CÂMBIO SOBRE O DESEMPENHO COMERCIAL

Dissertação de Mestrado

FLAVIO LYRIO CARNEIRO

Orientador: Prof. Dr. Renato Baumann

Brasília

2013

UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA – UnB

Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Ciências da Informação

Departamento de Economia

**A INFLUÊNCIA DA TAXA DE CÂMBIO SOBRE O DESEMPENHO
COMERCIAL**

**Dissertação apresentada ao
Departamento de Economia da
Universidade de Brasília como
requisito parcial para a obtenção
do título de Mestre em Economia**

FLAVIO LYRIO CARNEIRO

Banca Examinadora:

Prof. Dr. Renato Baumann (Orientador)

Prof. Dr. Mauricio Barata de Paula Pinto

Prof. Dr. Alexandre Xavier de Carvalho Ywata

Brasília

Julho de 2013

Agradecimentos

Ao professor Renato Baumann, pelo privilégio de tê-lo como orientador e diretor no IPEA, e pela atenção, orientação e exemplo, sem os quais essa dissertação não poderia ter sido concluída.

Aos membros da Banca Examinadora, pelos valiosos comentários e críticas, e aos demais professores do mestrado em Economia da UnB.

Aos amigos e colegas do Ipea, especialmente a Raphael Gouvêa, Bernardo Schettini, André Pineli, Marcelo Nonnenberg e os participantes dos seminários na DINTE/IPEA, pela colaboração, ideias, sugestões e críticas.

À minha família e a meus amigos, especialmente aqueles a quem também considero minha família.

A Isadora, pelo amor, companheirismo, motivação e inesgotável paciência ao longo desse caminho.

RESUMO

Esta dissertação tem por objetivo analisar as interações entre o comportamento das taxas de câmbio e o desempenho do comércio exterior brasileiro. Em primeiro lugar, examina as teorias sobre o balanço de pagamentos e de determinação da taxa de câmbio, para demonstrar que tais modelos enfatizam dois mecanismos principais pelos quais alterações cambiais podem afetar os fluxos de comércio exterior: o efeito nos preços relativos (a taxa de câmbio real), e o efeito da variação nos estoques reais de moeda sobre a absorção. Em seguida, analisa os efeitos dos preços relativos sobre os fluxos de comércio exterior, 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 & Granger, e os modelos são estimados pela metodologia de mínimos quadrados modificados (FM-OLS). Dentre 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 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 mostrou-se mais relevante. Já a oferta de exportações aparenta ser determinada sobretudo pela capacidade produtiva doméstica, com escassa influência da taxa real de câmbio.

PALAVRAS-CHAVE: Taxa de câmbio; Comércio exterior; Exportações; Importações; Elasticidades.

ABSTRACT

This thesis aims to analyze the interactions between the behavior of exchange rates and the performance of Brazilian foreign trade. Firstly, examines theories of balance of payments and exchange rate determination, to show that such models emphasize two main mechanisms by which exchange rate changes can affect the flow of foreign trade: the effect on relative prices (the real exchange rate), and the effect of changes in real money balances on absorption. Then, it analyzes the effects of relative prices on trade flows, through the estimation of import demand and export supply and demand models, aggregated and disaggregated, between 1996 and 2012. Presence of cointegration is tested by the Engle and Granger procedure, and models are estimated by fully modified least squares (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 trade flows was relatively modest. Domestic demand for imports seems to be mainly determined by income, while demand for Brazilian exports is mainly determined by the behavior of foreign income - except in the case of manufactured goods, for which the relative price effect seems more relevant. The supply of exports seems driven mainly by domestic productive capacity, with little influence of the real exchange rate.

KEYWORDS: Exchange rate; Foreign trade; Exports; Imports; Elasticities

SUMÁRIO

- 1. INTRODUÇÃO, 10**
- 2. A INFLUÊNCIA DA TAXA DE CÂMBIO SOBRE O DESEMPENHO COMERCIAL: TEORIA, 15**
 - 2.1 Introdução, 15**
 - 2.2. Modelos de determinação do balanço de pagamentos e sua relação com o desempenho comercial, 21**
 - 2.2.1. A abordagem das elasticidades, 21**
 - 2.2.2. A abordagem da absorção, 26**
 - 2.2.3. A dinâmica dos efeitos da desvalorização: a curva J, 28**
 - 2.2.4. O Modelo Mundell-Fleming, 29**
 - 2.2.5. A abordagem monetária do balanço de pagamentos, 33**
 - 2.2.5.1. Modelo de “Overshooting” de Dornbusch, 36**
 - 2.2.5.2. Modelos de equilíbrio de carteira, 37**
 - 2.2.6. Modelos intertemporais da conta corrente, 38**
 - 2.3. Síntese da revisão teórica, 50**
- 3. MODELAGEM TEÓRICA E METODOLOGIA ECONOMÉTRICA, 53**
 - 3.1. Introdução, 53**
 - 3.2. Modelando os determinantes do desempenho comercial, 53**
 - 3.3. Literatura empírica internacional, 58**
 - 3.4.1. Literatura empírica brasileira: importações, 64**
 - 3.4.2. Literatura empírica brasileira: exportações, 67**

3.5. Modelando os determinantes do comércio exterior brasileiro, 72

3.6. Metodologia, 76

4. ESTIMAÇÃO E RESULTADOS, 82

4.1. Descrição das variáveis e testes de raiz unitária, 82

4.2. Determinantes da demanda brasileira por importações, 88

4.2.1. Determinantes da demanda brasileira por importações por categoria de uso, 90

4.3. Determinantes das exportações brasileiras, 97

4.3.4. Determinantes das exportações por fator agregado, 103

4.4. Síntese da evidência empírica, 119

4.5. Dois Sub-Produtos: Condição de Marshall Lerner e Curva J, 124

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS, 127

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS, 130

ÍNDICE DE TABELAS

Tabela 1: Literatura internacional, 64

Tabela 2: Estimação de modelos para as importações brasileiras, 67

Tabela 3: Estimação de modelos para as exportações brasileiras, 72

Tabela 4: Denominação das variáveis utilizadas, 85

Tabela 5 – Testes de raiz unitária – variáveis em nível, 87

Tabela 6 – Testes de raiz unitária – primeiras diferenças, 88

Tabela 7 – Vetor de longo prazo e testes de cointegração, 89

Tabela 8 – Modelo de Correção de Erros – Demanda por Importações, 90

Tabela 9 – Testes de raiz unitária – variáveis em nível, 92

Tabela 10 – Testes de raiz unitária – primeiras diferenças, 92

Tabela 11 – Vetor de longo prazo e testes de cointegração (BCD), 93

Tabela 12 – Modelo de correção de erros (BCD), 93

Tabela 13 – Vetor de longo prazo e testes de cointegração (BCND), 94

Tabela 14 – Modelo de correção de erros (BCND), 95

Tabela 15 – Vetor de longo prazo e testes de cointegração (BI), 95

Tabela 16 – Modelo de correção de erros (BI), 96

Tabela 17 – Vetor de longo prazo e testes de cointegração (BK), 97

Tabela 18 – Modelo de correção de erros (BK), 97

Tabela 19 – Vetor de longo prazo e testes de cointegração, 98

Tabela 20 – Modelo de Correção de Erros – Forma reduzida, 99

Tabela 21 – Vetor de longo prazo e testes de cointegração, 101

Tabela 22 – Modelo de Correção de Erros – demanda por exportações, 102

Tabela 23 – Vetor de longo prazo e testes de cointegração, 102

Tabela 24 – Modelo de Correção de Erros – oferta de exportações, 103

Tabela 25 – Variáveis adicionais, 105
Tabela 26 – testes de raiz unitária – variáveis em nível, 105
Tabela 27 – testes de raiz unitária – primeiras diferenças, 106
Tabela 28 – Vetor de longo prazo e testes de cointegração – Básicos, 107
Tabela 29 – Modelo de Correção de Erros – Básicos, 108
Tabela 30 – Vetor de longo prazo e testes de cointegração – Básicos, 108
Tabela 31 – Modelo de Correção de Erros – Básicos, 109
Tabela 32 – Vetor de longo prazo e testes de cointegração – Básicos, 109
Tabela 33 – Modelo de Correção de Erros – Básicos, 110
Tabela 34 – Vetor de longo prazo e testes de cointegração – Semimanuf., 111
Tabela 35 – Modelo de Correção de Erros – Semimanufaturados, 111
Tabela 36 – Vetor de longo prazo e testes de cointegração – Semimanuf., 112
Tabela 37 – Modelo de Correção de Erros – Semimanufaturados, 113
Tabela 38 – Vetor de longo prazo e testes de cointegração – Semimanuf., 113
Tabela 39 – Modelo de Correção de Erros – Semimanufaturados, 114
Tabela 40 – Vetor de longo prazo e testes de cointegração – Manufaturados, 115
Tabela 41 – Vetor de longo prazo e testes de cointegração – Manufaturados, 116
Tabela 42 – Modelo de Correção de Erros – Manufaturados, 116
Tabela 43 – Vetor de longo prazo e testes de cointegração – Manufaturados, 117
Tabela 44 – Modelo de Correção de Erros – Manufaturados, 118
Tabela 45 – Vetor de longo prazo e testes de cointegração – Manufaturados, 119
Tabela 46 – Modelo de Correção de Erros – Manufaturados, 120
Tabela 47 – Resultados Seleccionados – Importações, 120
Tabela 48 – Síntese dos Resultados da Literatura – Importações, 121
Tabela 49 – Resultados Seleccionados (Longo prazo) – Exportações, 122
Tabela 50 – Síntese dos Resultados da Literatura – Exportações, 123

Tabela 51 – Condição de BRM – Longo Prazo, 126

Tabela 52 – Condição de BRM – Curto Prazo, 127

ÍNDICE DE FIGURAS

Figura 1 – Abordagem das Elasticidades, 24

Figura 2 – Modelo Mundell-Fleming, 31

Figura 3 – Modelo Mundell-Fleming – Sem mobilidade de capitais, 32

Figura 4 – Modelo Mundell-Fleming – Perfeita mobilidade de capitais, 32

Figura 5 – Modelo Mundell-Fleming: efeito da desvalorização, 33

Figura 6 – Comportamento das variáveis utilizadas, 86

ÍNDICE DE GRÁFICOS

Gráfico 1 – Taxas de câmbio e fluxos de comércio exterior no Brasil, 2000-2012, 13

Gráfico 2 – Exportações, custos e preços relativos – 2003-2008, 100

Gráfico 3 – Fluxos de comércio exterior brasileiros e importações mundiais, 129

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. O governo brasileiro tem colocado a questão dos impactos de desalinhamentos cambiais sobre o desempenho comercial no centro do debate de política econômica, enfatizando o uso, por países como a China e os Estados Unidos, da política cambial como instrumento de política comercial, dando origem à expressão “guerra cambial” para designar o que, do ponto de vista do governo brasileiro, consiste em práticas abusivas e desleais de concorrência por meio da manipulação da taxa de câmbio.

A polêmica ganhou tamanha proporção que, em 2011, os membros da Organização Mundial do Comércio aceitaram – não sem uma boa dose de relutância – que a instituição iniciasse estudos sobre o tema do câmbio e sua relação com o comércio – ainda que, dada a estrutura de governança das instituições de Bretton Woods, assuntos relacionados às finanças internacionais, o câmbio inclusive, sejam tradicionalmente da alçada do Fundo Monetário Internacional.

A utilização da política cambial com o objetivo de influenciar os fluxos de comércio exterior de um país – ou, de maneira mais geral, de alterar a situação do balanço de pagamentos – foi tema de um vasto segmento da literatura de economia internacional, especialmente durante o florescimento e consolidação da tradição keynesiana após a segunda guerra mundial. A questão, frequentemente colocada no sentido de se verificar a possibilidade de se utilizar a desvalorização cambial como instrumento para melhorar o balanço de pagamentos ou a balança comercial, era de interesse central nas teorias tradicionais de determinação do câmbio e do balanço de pagamentos.

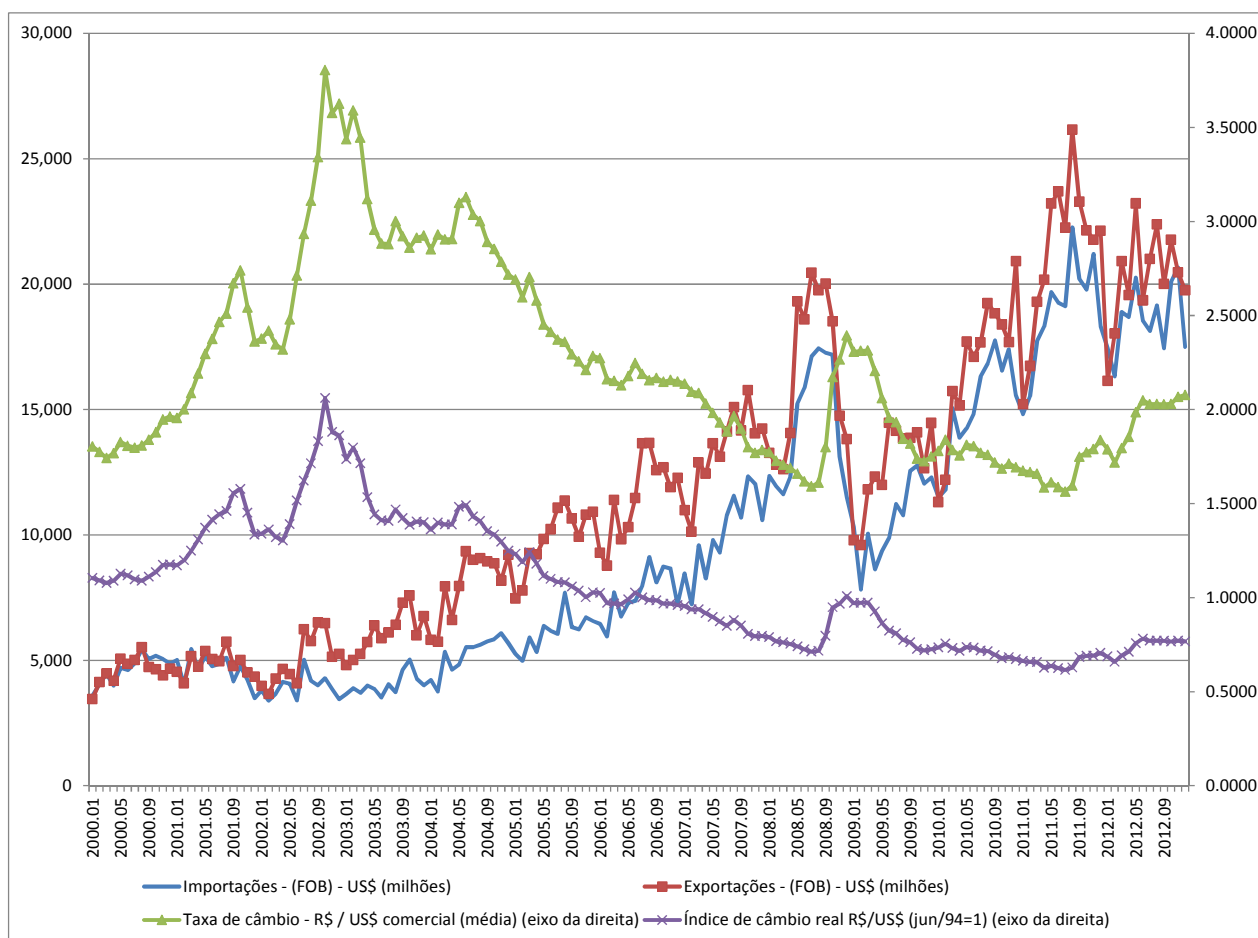
De acordo com a explicação teórica tradicional, o câmbio real – compreendido como o preço relativo entre bens comercializáveis internos e internacionais, ou ainda como o preço relativo dos bens comercializáveis vis-à-vis os não-comercializáveis – é frequentemente apontado como um dos principais determinantes dos fluxos agregados de exportação e importação, e conseqüentemente do desempenho comercial de um país. Quando observamos 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 ou contraindo as importações.

O Brasil, a exemplo de outros países em desenvolvimento, utilizou em diversos períodos, ao longo do século XX, a depreciação cambial¹ 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 internos.

Se observarmos os dados a partir da década de 2000, como ilustra o gráfico 1 contudo, essa relação não parece tão clara. É possível perceber, a partir de 2003, uma tendência de forte apreciação cambial (tanto nominal quanto real) 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 totais de fato aumentaram, mas apenas a partir de meados de 2004. As exportações totais, por seu turno, cresceram fortemente e de maneira quase contínua. Como resultado, o saldo comercial tornou-se crescentemente positivo até 2006, quando passou a perder força, mas mantendo-se favorável em todo o período. Essa tendência de ampliação tanto das exportações quanto das importações perdurou até meados do segundo semestre de 2008, sendo subitamente interrompida pela forte retração do comércio mundial resultante da crise mundial.

¹ Ainda que, especialmente na primeira metade do século, o uso de controles diretos sobre o comércio exterior tenha sido mais frequente. Ver, por exemplo, Abreu (1990).

Gráfico 1 – Taxas de câmbio e fluxos de comércio exterior no Brasil, 2000-2012

A partir do final de 2009, já dissipados os efeitos mais agudos da crise, tanto as importações quanto as exportações voltaram a exibir forte tendência ascendente – desta vez, contudo, 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, e desde então as séries não têm mostrado tendência clara.

Esse comportamento recente dos fluxos comerciais, aparentemente descolado das variações cambiais, 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, isto é, da apreciação cambial real, que em teoria deveria ter levado a uma redução das exportações. Como “suspeito” imediato, pode-se citar o

exuberante aumento da demanda mundial ocorrido na década, a reboque do crescimento chinês.

De todo modo, cabe questionar se existe, efetivamente, uma relação direta entre o comportamento das taxas de câmbio e o desempenho dos fluxos de comércio exterior. Conseqüentemente, a possibilidade de se lançar mão da política cambial para elevar a competitividade internacional e melhorar o desempenho comercial 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 primeiro objetivo do presente trabalho é analisar os diferentes arcabouços teóricos acerca da determinação do balanço de pagamentos e das taxas de câmbio, buscando examinar os efeitos das mudanças nos níveis da taxa de câmbio – por exemplo, uma desvalorização – sobre os fluxos de exportação e importação que compõem a balança comercial.

Como será demonstrado, os principais modelos de determinação do câmbio e do balanço de pagamentos enfatizam dois efeitos principais: o efeito nos preços relativos (isto é, a mudança na taxa de câmbio real) – que afeta a competitividade externa, influenciando importações e exportações, e, conseqüentemente, o saldo comercial – e o efeito na absorção da variação nos estoques reais de moeda, levando os agentes a reduzir a absorção abaixo da renda para restabelecer o estoque real de moeda que desejam manter.

Também será demonstrado que a efetividade do mecanismo de transmissão via preços relativos depende diretamente da sensibilidade das importações e exportações ao câmbio real. Assim, o segundo objetivo deste trabalho é analisar empiricamente os efeitos dos preços relativos sobre os fluxos de comércio exterior. Além de uma extensa 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 desses fluxos às alterações na taxa de câmbio real.

Para isso, a presente dissertação é composta de cinco capítulos. Após esta introdução, o segundo capítulo apresenta a discussão teórica envolvendo determinação da taxa de câmbio e sua relação com os fluxos de comércio. O terceiro aborda os aspectos metodológicos sobre a especificação de modelos de fluxos comerciais, e delinea os modelos que nos parecem mais adequados para o caso brasileiro. O quarto apresenta os dados utilizados e sintetiza os resultados do exercício empírico. O último capítulo apresenta as considerações finais.

2. A INFLUÊNCIA DA TAXA DE CÂMBIO SOBRE O DESEMPENHO COMERCIAL: TEORIA

2.1 Introdução

O objetivo deste capítulo é analisar as diferentes vertentes teóricas que se debruçam sobre o problema da determinação do balanço de pagamentos e da taxa de câmbio, de maneira a examinar o que cada uma tem a dizer sobre os efeitos de alterações cambiais sobre os fluxos de exportação e importação que compõem a balança comercial. A questão subjacente que se propõe é: o que acontece com os fluxos comerciais – e com o saldo comercial resultante deles – quando o nível da taxa de câmbio se altera²?

Uma formulação particular dessa pergunta, que ocupou posição central na investigação econômica teórica e aplicada sobretudo durante a vigência do sistema de Bretton Woods de taxas de câmbio fixas mas ajustáveis, indagava a respeito da possibilidade de se utilizar a desvalorização cambial para corrigir problemas (especialmente déficits) no balanço de pagamentos, em particular na balança comercial. De fato, as raízes da moderna teoria do balanço de pagamentos e das taxas de câmbio residem precisamente nesse debate, conforme será explorado nas próximas seções deste capítulo.

Como será demonstrado, há dois canais principais pelos quais uma mudança na taxa de câmbio pode afetar o desempenho dos fluxos comerciais. Um deles, central nos primeiros modelos que serão analisados adiante, é o efeito nos preços relativos, isto é, na taxa real de câmbio. A mudança no câmbio real afeta as decisões de oferta e demanda na economia e, conseqüentemente, as importações e exportações. Assim, desde que cumpridas algumas condições (que serão examinadas adiante), a alteração cambial é capaz de influenciar o saldo comercial. Como ilustra Himarios (1989, p. 143), para o caso de uma desvalorização:

A nominal devaluation is assumed to change the real exchange rate (a relative price) and thus improve competitiveness. In turn, if relative prices (...) affect the trade balance, devaluation will be successful – in the sense of improving the trade balance, *ceteris paribus* (HIMARIOS, 1989, p. 143).

² Importante ressaltar que o foco aqui está centrado sobre os efeitos de mudanças no nível da taxa de câmbio, e não na volatilidade dessas alterações. Apesar de não ser parte do objeto deste trabalho, a análise dos impactos da volatilidade cambial sobre o comércio internacional é tema de extensa bibliografia; WTO (2011) e OECD (2011), por exemplo, exploram detalhadamente essa literatura.

O outro principal mecanismo de transmissão que conecta alterações cambiais e modificações nos fluxos comerciais é o efeito daquelas sobre a absorção, que opera principalmente através do chamado “real balance effect” – a reação dos agentes à modificação de seu estoque real de moeda, diante da modificação no nível de preços causada pela alteração na taxa de câmbio, que os leva a modificar a absorção (isto é, a aumentar ou reduzir seus gastos) para restabelecer o estoque real de moeda que desejam manter.

Assim, para tentar responder à pergunta formulada no primeiro parágrafo, o presente capítulo investiga as diferentes abordagens e modelos teóricos que estudam a determinação do balanço de pagamentos (a abordagem das elasticidades, o enfoque da absorção, os modelos monetários e de equilíbrio de carteira e a abordagem de otimização intertemporal), com o intuito de identificar e analisar os efeitos de alterações cambiais sobre as contas externas e, em particular, o desempenho comercial.

Ainda que tais modelos sejam frequentemente identificados como “modelos de determinação da taxa de câmbio”, enquanto o objetivo aqui é aparentemente o inverso (isto é, o efeito das alterações na taxa de câmbio), é importante esclarecer que essa distinção é apenas aparente. À primeira vista, as expressões “teoria do balanço de pagamentos” e “teoria das taxas de câmbio” parecem indicar objetos distintos de investigação. Entretanto, como argumentam, por exemplo, Frenkel & Johnson (1976, p. 29) e Krueger (1983, p. 11), trata-se do mesmo corpo teórico. A diferença se dá na mudança do foco sobre a variável dependente: o saldo do balanço de pagamentos – consubstanciado na variação das reservas internacionais – em um ambiente de câmbio fixo, de um lado, e a determinação da taxa de câmbio de equilíbrio em um ambiente de câmbio flutuante, no outro extremo. Assim, os mesmos modelos são úteis para analisar tanto a determinação da taxa de câmbio quanto os efeitos das alterações desta sobre o balanço de pagamentos, a depender da perspectiva adotada.

Tendo em vista que o objetivo aqui é examinar os efeitos de uma alteração no nível da taxa de câmbio sobre os fluxos de comércio, o foco mais adequado para este propósito é o que analisa o comportamento do balanço de pagamentos, tomando a taxa de câmbio como variável exógena. Ainda que este enfoque seja mais adequado para análises restritas a um ambiente de câmbio fixo, o que não se pode dizer que tenha sido a regra do sistema internacional – e do Brasil, em particular – nos últimos anos, parece plausível argumentar que, diante de uma hipotética política de depreciação deliberada

da taxa de câmbio, considerar esta como a variável endógena que irá se ajustar para equilibrar o balanço de pagamentos não é um procedimento adequado. Sendo assim, na revisão teórica realizada adiante, dar-se-á preferência para o enfoque da determinação do balanço de pagamentos, em detrimento da determinação de taxas de câmbio plenamente flexíveis.

Outro ponto relevante que deve ser tratado preliminarmente é a distinção entre as taxas de câmbio nominal e real. A taxa de câmbio nominal é o preço de uma moeda em termos de outra, isto é, quantas unidades de uma determinada moeda em troca de uma unidade da outra – por convenção, a taxa será definida como o número de unidades de moeda doméstica necessárias para adquirir uma unidade da estrangeira, de modo que um aumento na taxa significa uma depreciação cambial nominal doméstica, e sua redução significa uma apreciação.

A taxa de câmbio real, por seu turno, em sua definição mais simples, é a medida do poder de compra de uma moeda relativamente ao de outra. A forma mais usual de obter essa medida é ajustar a taxa de câmbio nominal para levar em conta os níveis de preço nacional e estrangeiro – ou, equivalentemente, comparar os níveis de preço nacional e estrangeiro, expressos em uma mesma moeda com auxílio da taxa nominal:

$$e = \frac{EP^*}{P} \quad (2.1)$$

onde e e E são as taxas de câmbio real e nominal, e P e P^* denotam os níveis de preços doméstico e estrangeiro, respectivamente³. Nesta definição, um aumento de e significa uma depreciação real, que pode ser causada, *ceteris paribus*, tanto por uma depreciação nominal (um aumento de E) quanto por um aumento no nível de preços externo P^* ou uma redução do nível de preços interno P .

Para compreender o significado econômico de uma valorização ou desvalorização real, contudo, é fundamental compreender a taxa real de câmbio como um preço relativo – afinal, é o fato de ela ser um preço relativo que faz com que o câmbio real afete variáveis reais, em particular os fluxos comerciais. Assim, no caso dessa formulação

³ Como é usual na literatura, ao longo deste trabalho um asterisco denotará variáveis estrangeiras.

tradicional, ela mede o preço no exterior (expresso na moeda nacional) de uma cesta representativa de bens e serviços *vis à vis* o preço interno dessa cesta⁴.

É nesse sentido que se afirma geralmente que a taxa real de câmbio é uma “medida da competitividade de um país frente a seus concorrentes externos”: ela expressa, grosso modo, o quão mais caro ou barato um produto nacional seria diante de seu concorrente estrangeiro. Assim, uma depreciação real, que significa uma redução do preço dos bens nacionais em comparação com os estrangeiros, representa um “aumento de competitividade” nacional, ou seja, um preço mais vantajoso; simetricamente, uma apreciação real representa uma redução da competitividade, isto é, preços mais caros que os do concorrente externo.

É necessário ressaltar que, do ponto de vista teórico, essa definição da taxa de câmbio real – que, por comparar o poder de compra de duas moedas, também é conhecida como “taxa de câmbio real de paridade de poder de compra (PPC)” – geralmente assume de maneira implícita que todos os bens são comercializáveis, ou que os preços de bens comercializáveis e não-comercializáveis se movem conjuntamente⁵. Afinal, a existência de bens não-comercializáveis nas cestas de consumo relevantes para o cálculo dos níveis de preço poderia tornar inviável sua comparação entre países. Dessa forma, o equivalente teórico da taxa de câmbio PPC em um modelo que não adote essas hipóteses – e que, portanto, leve em conta a existência de bens não-transacionáveis – é o “preço relativo externo dos bens comercializáveis”, isto é, o preço dos bens transacionáveis estrangeiros em relação ao dos bens comercializáveis nacionais, ambos expressos em uma moeda comum:

$$e = \frac{EP_T^*}{P_T} \quad (2.2)$$

Caso se suponha válida a PPC absoluta ou “lei do preço único” – que estabelece que o preço de duas mercadorias iguais em países diferentes, abstraindo-se de tarifas, custos de transporte, etc., é o mesmo –, e será sempre igual à unidade.

⁴ Mais precisamente, ela mede, na prática, o preço da cesta de bens utilizada para medir o nível de preços estrangeiro frente à cesta de bens representativa do nível doméstico (supondo implicitamente homogeneidade dos bens e serviços que a compõem).

⁵ Isto ocorre, por exemplo, em modelos com apenas dois países e dois bens, cada um produzido por um país, como será examinado adiante.

Além dessa interpretação “externa” da taxa de câmbio real enquanto preço relativo, há a que destaca o “preço relativo interno dos bens comercializáveis”, ou seja, o preço mundial dos bens transacionáveis *vis à vis* os não-transacionáveis nacionais:

$$e = \frac{EP_T^*}{P_{NT}} = \frac{P_T}{P_{NT}} \quad (2.3)$$

Em um contexto de “pequena economia aberta”, em que o país é incapaz de afetar o preço internacional dos bens comercializáveis, essa interpretação da taxa real de câmbio é a medida dos incentivos à produção e ao consumo de bens dos dois setores. Por exemplo, uma depreciação real – isto é, um aumento do preço relativo dos comercializáveis – sinaliza aos agentes para que aumentem a produção e reduzam o consumo deste bem.

Como será demonstrado nesta seção e na próxima, as duas interpretações da taxa de câmbio real podem ser relevantes, a depender do modelo adotado, para analisar os efeitos de preços relativos a mover as forças de oferta e demanda que influenciam os fluxos de comércio exterior.

De fato, é possível demonstrar que as duas variações – externa e interna – são, na verdade, casos especiais de uma formulação geral que compreende os dois efeitos. Considere a formulação tradicional da taxa de câmbio real (2.1) e suponha que os índices de preço sejam uma média geométrica de bens comercializáveis e não-comercializáveis, com pesos α e α^* :

$$P = P_{NT}^\alpha \cdot P_T^{(1-\alpha)} \quad ; \quad P^* = P_{NT}^{*\alpha^*} \cdot P_T^{*(1-\alpha^*)} \quad (2.4)$$

Substituindo as expressões para P e P^* em (2.1), temos:

$$e = \frac{EP_{NT}^{*\alpha^*} P_T^{*(1-\alpha^*)}}{P_{NT}^\alpha P_T^{(1-\alpha)}} \quad (2.5)$$

Rearranjando, temos:

$$e = \frac{EP_T^*}{P_T} \cdot \frac{\left(\frac{P_T}{P_{NT}}\right)^\alpha}{\left(\frac{P_T^*}{P_{NT}^*}\right)^{(1-\alpha)}} \quad (2.6)$$

Assim, pode-se perceber que a taxa de câmbio real é, na realidade, obtida pela interação entre o preço relativo externo de comercializáveis e o preço relativo interno (nacional e estrangeiro) entre comercializáveis e não-comercializáveis. Além disso, resta claro que os dois casos particulares apresentados são obtidos restringindo a formulação geral com hipóteses adicionais.

O primeiro, como já foi dito, supõe que não há bens não transacionáveis, ou que seus preços acompanham os dos bens comercializáveis – isto é, $P_T = P_{NT}$. Dessa forma, o segundo membro do produto no lado direito da equação (2.6) se reduz à unidade, e o câmbio real é dado apenas pelo preço relativo externo de transacionáveis.

No segundo caso exposto, supõe-se uma pequena economia aberta que toma preços de transacionáveis como dados (de maneira que $P_T = P_T^*$); portanto, a taxa de câmbio real é determinada apenas pelo preço dos comercializáveis em relação ao dos não-comercializáveis.

Além desses dois casos, há modelos que consideram três bens: um comercializável nacional (ou “exportável”), um comercializável estrangeiro (ou “importável”) e um não-transacionável (ou “doméstico”). Neste caso, as duas interpretações estão presentes, na medida em que há diferenciação entre os dois tipos de comercializáveis e, portanto, não se pode assumir válida a lei do preço único.

É frequente, quando da adoção deste tipo de modelo⁶, denominar apenas o preço dos exportáveis em termos do bem doméstico de “câmbio real”. Além disso, como cada bem transacionável é produzido apenas por um país, o preço relativo externo desse tipo de bem é igual à razão entre os preços de importação e exportação, ou seja, os termos de troca.

Por fim, cabe trazer à luz o conceito de “taxa efetiva de câmbio”, de interesse sobretudo empírico e fundamental na questão da mensuração adequada da taxa de câmbio real para fins de estimação econométrica. Uma vez que o câmbio real compara o nível de preços interno com o externo, faz-se necessário definir precisamente como medir os preços externos – tarefa que deixa de ser trivial quando abandonamos o campo teórico dos modelos com dois países e adentramos o mundo real em que uma nação transaciona com diversos outros países com características diferentes.

⁶ Cf. Dornbusch (1980), por exemplo.

Uma forma de contornar este problema é a utilização da taxa de câmbio efetiva, que pondera as taxas de câmbio bilaterais e os níveis de preços dos n parceiros comerciais mais importantes, em geral adotando como peso a participação de cada parceiro no comércio do país em questão. Formalmente, sejam E_i a taxa nominal de câmbio entre o país em análise e o parceiro i , P_i alguma medida do nível de preços vigente no parceiro i , P o nível de preços doméstico, e w_i a participação do parceiro i no comércio do país, a taxa cambial nominal efetiva (NEER) é dada por:

$$NEER = E_1^{w_1} \cdot E_2^{w_2} \cdot \dots \cdot E_n^{w_n} \quad (2.7)$$

A taxa de câmbio real efetiva (REER), por seu turno, é dada por:

$$REER = \frac{[(E_1 P_1)^{w_1} \cdot (E_2 P_2)^{w_2} \cdot \dots \cdot (E_n P_n)^{w_n}]}{P} \quad (2.8)$$

Uma vez estabelecidos os conceitos de taxas de câmbio nominal e real e discutido o papel desta como um preço relativo que afeta as decisões de oferta e demanda em uma economia, é possível proceder à análise das diferentes abordagens que modelam teoricamente o comportamento das taxas de câmbio e sua interação com o balanço de pagamentos, em geral, e os fluxos comerciais agregados, em particular. A próxima seção se dedica a este debate.

2.2. Modelos de determinação do balanço de pagamentos e sua relação com o desempenho comercial

2.2.1. A abordagem das elasticidades

As fundações do debate sobre os determinantes do comércio exterior do ponto de vista macroeconômico podem ser localizadas na chamada “abordagem das elasticidades” e na controvérsia acerca dos efeitos de depreciações cambiais no desempenho comercial e no balanço de pagamentos em geral. Refletindo as características do ambiente econômico internacional nos primeiros anos após a II Guerra Mundial, notadamente a predominância de taxas fixas de câmbio e o pequeno volume de fluxos internacionais de capital vis à vis os fluxos comerciais, os modelos do balanço de pagamentos tratavam a conta corrente – em particular a balança comercial – como o único componente endógeno, e a taxa de câmbio como parâmetro ajustado pelo governo (Isard 1995, cap 6).

A versão mais célebre da abordagem das elasticidades na determinação do balanço de pagamentos surgiu com o trabalho seminal de Bickerdike (1920), sendo posteriormente desenvolvido por Robinson (1947) e Metzler (1948), donde se tornou conhecido como modelo Bickerdike-Robinson-Metzler (BRM). O modelo destina-se a analisar o efeito sobre a balança comercial ou a conta corrente⁷, e conseqüentemente sobre o balanço de pagamentos, de mudanças nas taxas de câmbio, e em sua versão mais comum examina mercados separados para bens (comercializáveis) nacionais e estrangeiros (abstraindo a existência de bens não-comercializáveis)⁸. Nos dois mercados, a oferta de exportações e a demanda por importações dependem apenas do preço nominal expresso em unidades monetárias do país do exportador ou importador (efeitos-preço cruzados são ignorados):

$$M^d = M(P_m) \quad (2.10)$$

$$X^s = X(P_x) \quad (2.11)$$

$$M^{d*} = M^*(P_x^*) \quad (2.12)$$

$$X^{s*} = X^*(P_m^*) \quad (2.13)$$

onde M^d e M^{d*} denotam respectivamente a quantidade de importações demandada pelo país e pelo exterior, X^s e X^{s*} representam a oferta de exportações nacionais e do exterior; P_m e P_x são, respectivamente, os preços em moeda nacional do bem importável (isto é, do bem comercializável estrangeiro) e do bem exportável (bem comercializável nacional); e P_m^* e P_x^* representam os preços em moeda estrangeira do bem comercializável estrangeiro e do nacional.

Assume-se válida a “lei do preço único”, de maneira que os preços de cada bem em moedas diferentes podem ser relacionados pela taxa de câmbio nominal (preço da moeda estrangeira em unidades da moeda doméstica):

$$P_m = EP_m^* \quad (2.14)$$

$$P_x = EP_x^* \quad (2.15)$$

As condições de equilíbrio para os mercados de importáveis e exportáveis são, respectivamente,

⁷ Apesar de tecnicamente incorreta, a identificação entre balança comercial e saldo em conta corrente, comum nessa classe de modelos, é compreensível tendo em vista a pouca importância, quando do florescimento dessa literatura, dos demais componentes das transações correntes além do comércio de bens.

⁸ A versão aqui desenvolvida baseia-se em Dornbusch (1975) e Isard (1995).

$$M(P_m) = X^*(P_m^*) \quad (2.16)$$

$$X(P_x) = M^*(P_x^*) \quad (2.17)$$

Por fim, o saldo comercial nacional (em moeda doméstica) é definido por:

$$B = P_x X - P_m M \quad (2.18)$$

Como já exposto, a abordagem das elasticidades foi desenvolvida inicialmente para analisar os efeitos de uma desvalorização cambial sobre o saldo comercial. Assim, ilustremos as propriedades de estática comparativa do modelo BRM⁹ analisando um aumento (i.e., depreciação) da taxa nominal de câmbio, E . A figura 1 apresenta graficamente o efeito dessa depreciação em cada um dos dois mercados separadamente (e assumindo funções de oferta e demanda bem-comportadas):

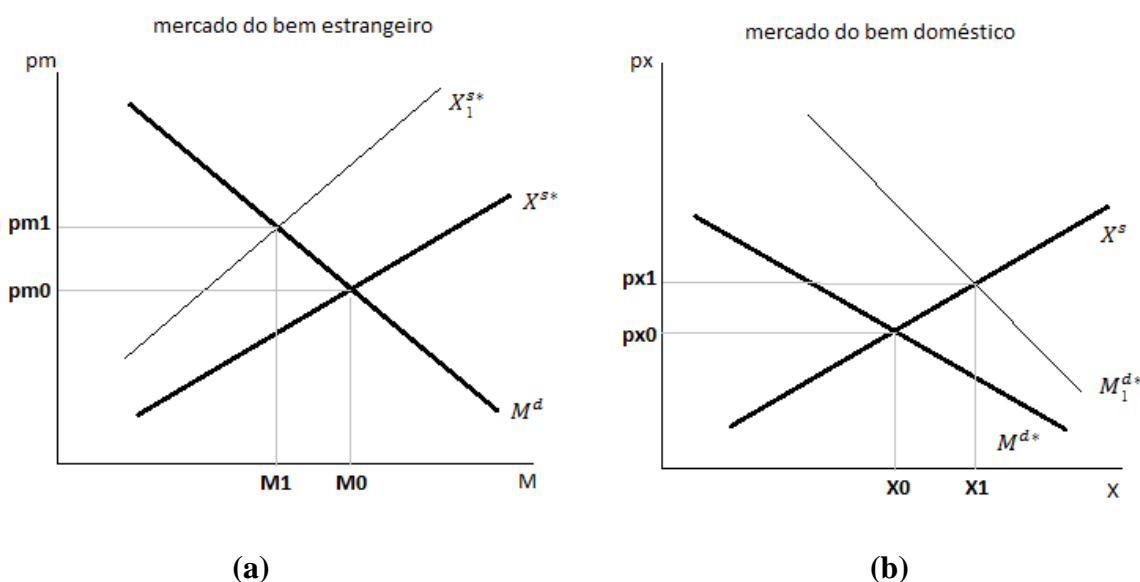


Figura 1¹⁰

Em equilíbrio, com balança comercial inicialmente equilibrada ($B = 0$), temos importações e exportações nacionais respectivamente em M^0 e X^0 , com preços de equilíbrio P_m^0 e P_x^0 . No caso de uma depreciação da taxa de câmbio, a oferta interna de exportações e a demanda interna por importações não se alteram, visto que dependem apenas dos preços em moeda doméstica, conforme as equações (2.10) e (2.11). Já as curvas de oferta e demanda estrangeiras deslocam-se para cima: de maneira a manter os

⁹ Deve-se ressaltar, como aponta Kenen (1985, p. 643), que o modelo não é capaz de dissociar uma desvalorização nominal de uma desvalorização real, pois “as the prices of domestic goods are determined internally in an insular economy, a change in the nominal exchange rate was expected to produce an identical change in the real rate”. Além disso, como não há bens não-comercializáveis, a taxa de câmbio real é dada pelos termos de troca.

¹⁰ Fonte: Isard (1995)

preços em moeda estrangeira inalterados, os preços em moeda nacional devem subir na mesma proporção do aumento na taxa de câmbio, de acordo com (2.14) e (2.15). O novo equilíbrio, obtido quando ambos os mercados igualam oferta e demanda, ocorre, portanto, a preços mais altos (P_m^1 e P_x^1). Dadas as hipóteses sobre as curvas de oferta e demanda, a quantidade de importações cai (m^1) e a de exportações aumenta (x^1). Em suma, a depreciação induz uma substituição entre bens nacionais e estrangeiros.

O efeito sobre o saldo comercial B , contudo, é ambíguo. Enquanto o valor das exportações nacionais ($P_x X$) certamente irá aumentar, o valor das importações ($P_m M$) pode crescer ou cair, dependendo da elasticidade-preço da demanda interna por importações. Uma condição suficiente para que a depreciação gere uma melhora da balança comercial é a célebre “condição BRM”. Defina o valor absoluto das elasticidades de demanda (η e η^*) e oferta (ε e ε^*) como:

$$\eta = \frac{\partial M^d / M^d}{\partial P_m / P_m} \quad (2.19) \quad \eta^* = \frac{\partial M^{d*} / M^{d*}}{\partial P_x^* / P_x^*} \quad (2.20)$$

$$\varepsilon = \frac{\partial X^s / X^s}{\partial P_x / P_x} \quad (2.21) \quad \varepsilon^* = \frac{\partial X^{s*} / X^{s*}}{\partial P_m^* / P_m^*} \quad (2.22)$$

Diferenciando (2.18) e utilizando as definições de elasticidades acima, após alguma manipulação podemos obter a expressão para a resposta do saldo comercial a variações na taxa de câmbio:

$$\frac{dB}{dE} = P_x X^s \left[\frac{(1 + \varepsilon)\eta^*}{(\varepsilon + \eta^*)} \right] - P_m M^d \left[\frac{(1 - \eta)\varepsilon^*}{(\varepsilon^* + \eta)} \right] \quad (2.23)$$

Assim, podemos mostrar que, partindo de uma situação de balança comercial equilibrada ($B=0$), então $dB/dE > 0$ se e somente se:

$$\frac{\eta\eta^*(1 + \varepsilon + \varepsilon^*) - \varepsilon\varepsilon^*(1 - \eta - \eta^*)}{(\varepsilon + \eta^*)(\varepsilon^* + \eta)} > 0 \quad (2.24)$$

A condição acima, conhecida como “condição Bickerdike-Robinson-Metzler”, garante que, caso as elasticidades de demanda e oferta internas e estrangeiras satisfaçam à expressão (2.24), o saldo comercial responderá positivamente a uma depreciação cambial. Note que não basta que as elasticidades tenham os sinais usuais, com curvas de oferta ascendentes e curvas de demanda descendentes; caso as magnitudes das

elasticidades não respeitem a condição BRM, a depreciação não será capaz de melhorar o saldo comercial.¹¹

Um caso particular da condição BRM frequentemente invocado é o que supõe oferta de exportações (tanto internas quanto estrangeiras) infinitamente elásticas ($\varepsilon = \varepsilon^* = \infty$). Neste caso, a expressão (2.24) se reduz a

$$\eta + \eta^* - 1 > 0 \quad (2.25)$$

Essa versão simplificada da condição BRM tornou-se conhecida como “condição de Marshall-Lerner”, e afirma que para que uma desvalorização melhore a balança comercial é necessário e suficiente que a soma das elasticidades de demanda (interna e estrangeira) supere a unidade. Nessa formulação, fica clara a ressalva acima: não basta que as elasticidades tenham os sinais “corretos”; se a magnitude das mesmas for suficientemente baixa, a desvalorização pode não surtir o efeito desejado de melhora no saldo comercial. Nas palavras de Metzler (1948):

If the demand for both exports and imports is inelastic, depreciation normally reduces a country's foreign-exchange receipts as well as its disbursements. The physical volume of exports is increased, of course, but the increase in volume does not compensate for the decline in foreign price, and the foreign exchange value of exports consequently declines. With respect to imports, both the physical volume and the foreign price decline to some extent, and depreciation thus reduces expenditures of foreign currency no matter how small the elasticity of import demand may be. The final effect upon a country's balance of payments therefore depends upon the magnitude of the decline in the foreign value of exports compared with the decline in the value of imports [...] (METZLER, 1948, p. 226).

A abordagem das elasticidades, consubstanciada no modelo BRM, apresenta uma série de limitações¹². Em primeiro lugar, as funções de demanda e oferta dependem apenas de preços nominais, e não do preço relativo dos dois bens e outras variáveis como renda real ou capacidade produtiva. Além disso, a própria noção de déficit ou desequilíbrio comercial pressupõe a existência de algum tipo de ativo com o qual os bens são pagos, e que não é incorporado explicitamente na análise. Em terceiro lugar, o modelo não leva em conta a identidade, do ponto de vista das contas nacionais, entre mudanças no saldo comercial e a diferença entre produção e dispêndio internos – variáveis que, ademais, não entram explicitamente no modelo. Tais problemas têm sua origem no mesmo fato,

¹¹ Essa possibilidade – de que a desvalorização não seria suficiente para melhorar o saldo comercial –, em voga sobretudo nos anos 1950, ficou conhecida como “elasticity pessimism” (ver, por exemplo, Krueger (1983) e Machlup (1966))

¹² Ver, por exemplo, Isard (1995) e Krueger (1983)

de que o modelo BRM tenta analisar os efeitos de alterações na taxa de câmbio sobre o balanço de pagamentos por meio de um arcabouço de equilíbrio parcial.¹³

2.2.2. A abordagem da absorção

Diante das limitações da abordagem das elasticidades, diversos autores, tais como Harberger (1950), Meade (1951), Alexander (1952, 1959), buscaram modificá-la para integrá-la ao arcabouço keynesiano em voga à época, tentando modelar os efeitos da variação cambial sobre variáveis centrais do modelo keynesiano, como produto e emprego. Esse esforço, conhecido como “abordagem da absorção”, buscava responder a três questões básicas, nas palavras de Alexander (1952): “How does devaluation affect income? How does a change in the level of income affect absorption (...)? How does the devaluation directly affect absorption at any given level of income(...)?”

A formulação parte da relação macroeconômica básica em que o produto agregado iguala o dispêndio agregado:

$$Y = A + (X - M) = A + B \quad (2.26)$$

onde Y representa nível de produto, A denota a absorção (dispêndio interno), e B novamente representa a balança comercial ou de transações correntes. Assim, torna-se clara a proposição central dessa abordagem, de que o saldo corrente é igual à diferença entre o produto e a absorção:

$$Y - A = B \quad (2.27)$$

Quanto ao comportamento do saldo comercial, geralmente baseava-se em alguma variante da seguinte relação (Krueger, 1983):

$$B = B(Y, E/p) \quad (2.28)$$

em que E representa o preço da moeda estrangeira em termos da nacional e P o nível de preços interna. Assume-se que exportações são exógenas, enquanto importações são

¹³ Dornbusch (1975), contudo, demonstra que podemos encarar a falta de propriedades de equilíbrio geral do modelo BRM como apenas aparente, e decorrente da não explicitação de uma série de hipóteses (bastante restritivas), que podem ser resumidas como se segue: a existência de bens não-comercializáveis, cujo preço nominal é mantido constante em cada país por meio de política fiscal; propensão marginal a gastar no bem não-comercializável igual à unidade; e ausência de efeitos-substituição entre os bens comercializáveis. Para mais detalhes, ver Dornbusch (1975), seção II.

função do nível de produto e dispêndio reais, de maneira que um aumento de Y piora o saldo comercial – isto é, a derivada parcial em relação a Y é negativa.

Em sua análise dos efeitos de uma desvalorização cambial, a abordagem da absorção incorpora a anterior, na medida em que leva em conta os efeitos do modelo BRM – isto é, a diminuição do preço relativo do bem nacional causada pela depreciação leva a um deslocamento da demanda em favor desse bem que, supondo válida a condição BRM, melhora o saldo comercial.

Os efeitos, contudo, não se encerram neste ponto. É aqui que reside a inovação da abordagem da absorção: o exame das repercussões da desvalorização sobre a economia nacional, complementando a análise dos efeitos diretos da mesma sobre as exportações e importações, o que constitui o cerne da abordagem das elasticidades. Tendo em vista que a melhora do saldo comercial teve origem na redução da demanda por bens importados e um aumento da demanda (externa e interna) por bens nacionais, a depreciação causa – desde que a economia não se encontre em pleno emprego¹⁴ – um aumento do produto e da renda nacionais em detrimento do produto e da renda externa. Esse efeito-renda causa um aumento das importações e uma redução das exportações, levando a uma piora no saldo comercial. Dessa forma, o efeito da desvalorização sobre o balanço de pagamentos é menor do que o proposto pelo modelo BRM, pois tal efeito-renda irá contrabalançar o efeito-substituição, diminuindo seu impacto.

A análise dos mecanismos de propagação desse efeito-renda ou “reversal effect” vai ao encontro das duas primeiras questões colocadas por Alexander. Quanto à terceira – o efeito direto da desvalorização sobre a absorção –, é dada ênfase ao chamado “cash balance effect”. Este efeito – que, como será explorado adiante, constitui o principal elo que liga a abordagem da absorção aos modelos monetários do balanço de pagamentos – decorre da hipótese de que os agentes desejam manter determinado estoque real de moeda. Assim, diante de um aumento no nível de preços, causado, por exemplo, por uma desvalorização, irão reduzir seus gastos de maneira a restabelecer o estoque real de moeda desejado – reduzindo, portanto, a absorção.

¹⁴ Caso a economia se encontre em pleno emprego, o aumento da demanda por bens domésticos levará tão somente ao aumento de seu preço, eliminando a redução de seu preço relativo causada pela depreciação e, portanto, neutralizando o efeito-substituição. Assim, os únicos efeitos da desvalorização são os que atuam diretamente sobre a absorção.

Antes de aprofundar esse debate em direção aos modelos monetários do balanço de pagamentos, contudo, convém introduzir uma importante linha de pesquisa, centrada na análise dos efeitos da desvalorização sobre o balanço de pagamentos ao longo do tempo.

2.2.3. A dinâmica dos efeitos da desvalorização: a curva J

Além das duas principais abordagens teóricas acerca dos efeitos de uma depreciação cambial sobre o saldo comercial, há ainda outro importante conjunto da literatura sobre o assunto, de caráter eminentemente empírico, que explora a hipótese de que o efeito pode variar ao longo do tempo, com uma piora no curto prazo, seguida de uma reversão de tendência, de maneira que a melhora no saldo prevista pela teoria se dá apenas após um intervalo de tempo.

As explicações pioneiras para tal fenômeno (cf. Magee 1973; Krueger 1983) estavam centradas no fato de que grande parte do comércio exterior é realizada via contratos de duração relativamente longa, que refletem as distâncias envolvidas, de modo que quando ocorre a desvalorização as transações já contratadas e os bens em trânsito dominam o comportamento de curto prazo da balança comercial. Assim, o saldo pode se deteriorar em um primeiro momento, na medida em que a receita gerada pelas exportações, denominadas em moeda nacional, se mantém inalteradas, ao passo que as importações se tornam mais caras após a depreciação. Assim, o impacto inicial da depreciação pode ser um aumento das despesas com importações, que não é acompanhado por um aumento das receitas oriundas das exportações, gerando (ou agravando) o déficit. Apenas após os ajustes, que levam tempo (novos contratos, ampliação das exportações, substituição das importações por bens nacionais, etc), a melhora no saldo comercial preconizada pela teoria poderia ocorrer. O desempenho da balança comercial apresentaria, portanto, um padrão semelhante a uma letra *J*, donde o nome dado ao processo.

A evidência empírica disponível é tão extensa quanto contraditória. Por exemplo, enquanto estudos como Bahmani-Oskooee (1985), Moffet (1989) e Bahmani-Oskooee et al. (2005) confirmaram o padrão de deterioração no curto prazo e melhora do saldo comercial no longo prazo, outros, como Rose & Yellen (1989), Wilson & Tat (2001) e OECD (2010) não encontraram evidências para corroborar a existência da curva *J*. Há ainda artigos como Doroodian et al. (1999), que observaram o efeito apenas para bens

agrícolas e não para bens manufaturados, o que poderia explicar a inexistência da curva J para dados agregados.

2.2.4. O Modelo Mundell-Fleming

Como já foi mencionado, a ênfase na balança comercial como determinante do balanço de pagamentos nos arcabouços até agora examinados refletiu a pouca importância dos fluxos de capitais nas duas primeiras décadas após a II guerra mundial, época em que vicejaram tais tentativas de “abrir a economia fechada keynesiana” (Kenen, 1985). A partir da década de 1960, contudo, tal ambiente começou a ser radicalmente alterado, com os fluxos privados de capital crescendo de maneira vertiginosa em um contexto no qual ainda predominavam as taxas de câmbio quase-fixas ou “fixas mas ajustáveis”. Os desenvolvimentos posteriores na modelagem do balanço de pagamentos refletiram tais transformações, passando a enfatizar a conta de capitais em detrimento da conta corrente enquanto componente endógeno principal.

Uma das primeiras tentativas de incorporar a crescente relevância da mobilidade de capitais na determinação das taxas de câmbio e do equilíbrio no balanço de pagamentos foi o arcabouço desenvolvido sobretudo por R. Mundell (1960, 1963) e M. Fleming (1962), um modelo de inspiração keynesiana (isto é, baseado no modelo IS-LM, assumindo preços nacionais constantes e capacidade ociosa) no qual a conta corrente líquida é determinada pela renda real e pela taxa de câmbio, enquanto a conta de capitais é função do diferencial de juros (uma vez que a mobilidade de capitais permite arbitragem de juros) entre o país e o resto do mundo (Krueger, 1983).

Do ponto de vista formal¹⁵, o modelo é uma extensão do arcabouço IS-LM keynesiano para uma economia aberta: além das tradicionais curvas que descrevem o equilíbrio no mercado de bens e no de moeda, há uma terceira curva que representa o equilíbrio no balanço de pagamentos (BP). Mais especificamente, a curva IS é o lugar geométrico das combinações de produto Y e taxa de juros i que igualam a demanda pelo produto nacional à renda nacional¹⁶. A demanda pelo produto nacional é composta da demanda nacional pelo produto nacional, $D(Y, i, \tau)$ (com $\partial D/\partial Y > 0$, $\partial D/\partial i < 0$ e $\partial D/\partial \tau < 0$)

¹⁵ A versão do modelo Mundell-Fleming aqui descrita se baseia em Frenkel & Mussa (1985).

¹⁶ A origem da denominação IS (investment = savings) se deve ao fato de que, em uma economia fechada e sem governo, o equilíbrio no mercado de bens se dá quando a renda nacional é igual à demanda, composta de consumo e investimento: $Y = C + I$. Subtraindo o consumo de ambos os lados da igualdade, temos $Y - C \equiv S = I$, ou seja, poupança é igual a investimento.

e pela demanda externa pelo produto nacional, $D^*(\tau)$ (com $\partial D^*/\partial \tau < 0$). O termo τ representa os termos de troca, dados por $\tau = P/EP^*$, onde P e P^* denotam os níveis de preços interno e estrangeiro (supostos constantes) e E é a taxa de câmbio nominal. A curva LM, por seu turno, apresenta as combinações de Y e i que igualam a demanda por moeda $L(Y, i)$ (com $\partial L/\partial Y > 0$ e $\partial L/\partial i < 0$) à oferta real de moeda, M/P . Por fim, a curva BP mostra as combinações de Y e i para as quais há equilíbrio no balanço de pagamentos, isto é, o saldo corrente $CA(Y, i, \tau)$ (com $\partial CA/\partial Y < 0$, $\partial CA/\partial i > 0$ e $\partial CA/\partial \tau < 0$) é financiado pela conta de capitais, $K(i - i^*)$ (sendo $\partial K/\partial(i - i^*) < 0$).

O principal objetivo do modelo Mundell-Fleming é enfatizar que além do equilíbrio interno (isto é, pleno emprego), objetivo do arcabouço keynesiano, os formuladores de política deveriam considerar ainda o equilíbrio externo, ou seja, no balanço de pagamentos. A figura 2 representa essa ideia. Suponha que a economia encontre-se em equilíbrio interno no ponto A, em que a curva IS intercepta a curva LM; como o ponto A não se localiza sobre a curva BP, não há equilíbrio externo.

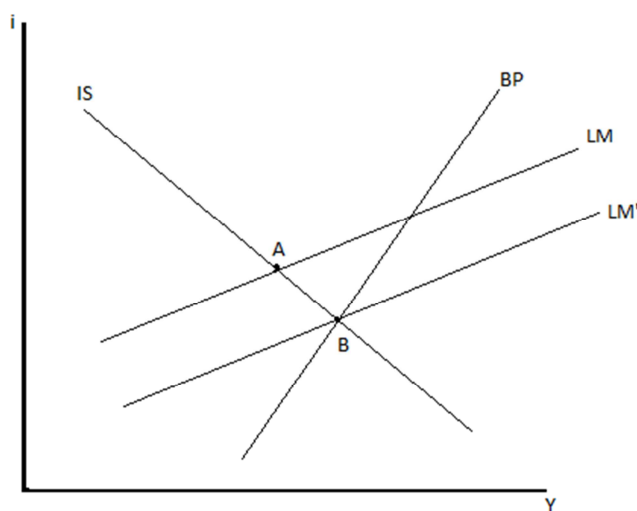


Figura 2

No ponto A, o balanço de pagamentos se encontra em superávit (porque A está à esquerda de BP), levando a um influxo de reservas que expande a oferta monetária, de maneira que a curva LM se desloca para LM' até a economia atingir o equilíbrio de longo prazo no ponto B.

Note que a inclinação da curva BP será dada pelo grau de mobilidade de capitais, sendo positivamente inclinada quando há mobilidade imperfeita, caso ilustrado na figura 2. No

caso extremo de mobilidade perfeita, a elasticidade da conta de capitais ao diferencial de juros é infinita, de maneira que qualquer aumento na taxa interna de juros levará a um influxo massivo de capitais, em lugar de um ajuste gradual da oferta de moeda. Assim, a curva BP é horizontal, conforme a figura 3, e a taxa de juros é fixada pela posição da curva BP, que é dada pela taxa de juros vigente internacionalmente.

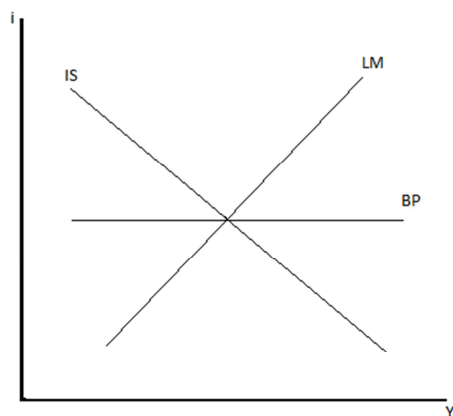


Figura 3

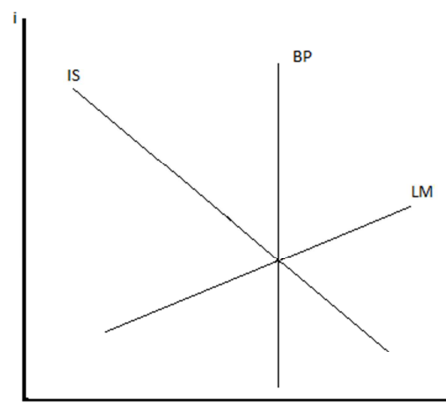


Figura 4

No caso oposto, isto é, nenhuma mobilidade internacional de capitais, a elasticidade da conta de capitais ao diferencial de juros é obviamente nula. Assim, a curva BP passa a ser vertical, conforme a figura 4.

A especificação das curvas IS e BP deixa claro que a relação entre as alterações na taxa de câmbio e os fluxos comerciais no modelo Mundell-Fleming é análoga à presente no enfoque absorção-elasticidades. Diante de uma desvalorização cambial, como temos $\partial CA/\partial \tau < 0$ ¹⁷, ocorre uma melhora do saldo comercial, pelo mecanismo apresentado pelo modelo BRM e incorporado à abordagem da absorção. Dessa forma, um dado nível de renda exige um menor diferencial de juros para equilibrar o saldo corrente e a conta de capitais, o que representa um deslocamento da curva BP para a direita. Por outro lado, a desvalorização gera um aumento da demanda pelo bem nacional, de modo que para cada nível de renda é necessária uma maior taxa de juros para equilibrar oferta e demanda pelo produto nacional – deslocando a curva IS para a direita, em um efeito análogo ao efeito-renda presente no enfoque da absorção.

A figura 5 apresenta os efeitos de uma desvalorização cambial no modelo Mundell-Fleming. Partindo do ponto de equilíbrio A, um aumento na taxa de câmbio E induz

¹⁷ Note que o sinal negativo dessa derivada parcial equivale a supor implicitamente que a condição BRM é satisfeita.

uma redução dos termos de troca τ , deslocando tanto a curva IS quanto a BP para a direita (supondo satisfeitas as condições de elasticidade).

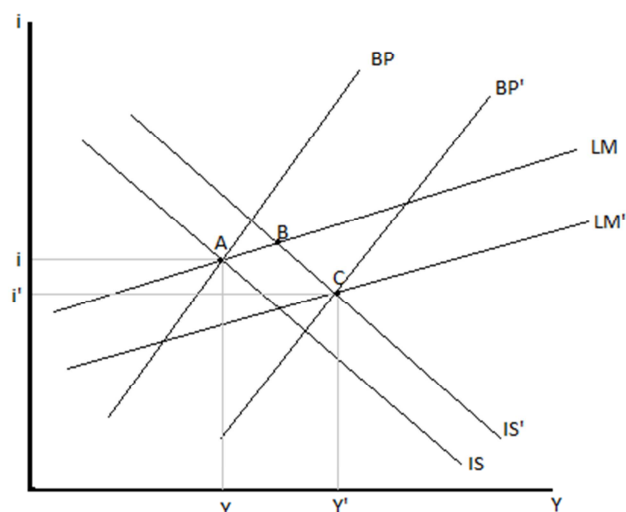


Figura 5

No curto prazo, porém, supondo que a oferta de moeda encontrava-se em nível compatível com o equilíbrio inicial, a economia se move ao longo da curva LM até o ponto B, em que há novo equilíbrio interno, mas superávit no balanço de pagamentos. Assim, há acúmulo de reservas, que mais uma vez desloca a curva LM para LM', até atingido o ponto C, em que os três mercados encontram-se em equilíbrio. Ao final do ajustamento, a desvalorização cambial se traduz em um aumento do produto nacional e uma redução da taxa de juros interna.

Como enfatiza Krueger (1983), apesar de ter sido bastante importante em chamar a atenção para a necessidade de se levar em consideração a conta de capitais em análises do balanço de pagamentos e da determinação da taxa de câmbio, o modelo Mundell-Fleming não está livre de limitações, das quais a mais imediata é a hipótese keynesiana de preços fixos. Além disso, o tratamento da conta de capitais é insatisfatório, na medida em que ignora o fato – reconhecido por modelos mais modernos, como veremos adiante – de que os fluxos de capitais são consequência de adaptações dos estoques de ativos aos níveis desejados pelos agentes. Ademais, a estrutura do modelo, baseado em estática comparativa, desconsidera a dinâmica do ajustamento, que ocorre instantaneamente¹⁸. Por fim, há que se ressaltar que, ao focar no equilíbrio do balanço

¹⁸ Assim, num arcabouço como o de Mundell-Fleming não seria possível analisar trajetórias temporais do tipo *overshooting*, como a descrita por Dornbusch (1976), examinada adiante.

de pagamentos como um todo, o modelo desconsidera os impactos dinâmicos que a acumulação sucessiva de déficits correntes – mesmo financiados por fluxos de capitais externos – pode ter sobre a própria sustentabilidade das contas externas.

2.2.5. A abordagem monetária do balanço de pagamentos

A chamada “abordagem monetária” do balanço de pagamentos engloba um conjunto de modelos cuja característica distintiva é a noção de que o balanço de pagamentos é essencialmente um fenômeno monetário. A chave para compreender essa ideia consiste em enxergar o balanço de pagamentos como o resultado “abaixo da linha”, que se reflete – em um ambiente de câmbio fixo, ou, mais precisamente, na ausência de flutuação pura – na variação das reservas internacionais, que compõem o estoque de moeda disponível. Dessa forma, a análise do balanço de pagamentos só faria sentido em um arcabouço explicitamente monetário (Mussa, 1974).

Nessa perspectiva, os fluxos monetários em que se traduzem os movimentos do balanço de pagamentos resultam de alterações no estoque de moeda – e nos consequentes ajustes, por parte dos agentes, visando restabelecer os estoques desejados de moeda –, e não de fluxos “reais” determinados por preços relativos e renda reais dos quais os movimentos de capitais seriam apenas reflexos (Johnson, 1977). Ou, como argumenta Krueger (1983, p. 57), o balanço de pagamentos, em um ambiente de câmbio fixo¹⁹, é encarado como um meio pelo qual os cidadãos de um país se livram de uma oferta excessiva de moeda: o estoque excessivo gera um fluxo para redução desse estoque, cuja contraparte deve ser, pela lei de Walras, um excesso no valor de bens, serviços e ativos importados pelo país sobre o valor exportado, mensurado à taxa de câmbio vigente.²⁰

¹⁹ A ênfase aqui em um ambiente de câmbio fixo – ou, mais precisamente, não perfeitamente flexível – decorre do fato de que, havendo flutuação pura, não há variação de reservas, uma vez que o mecanismo de ajuste será a variação da taxa cambial. Importante notar, contudo, que grande parte da literatura que compõe a abordagem monetária considera o ambiente de câmbio flexível, que gera perguntas e conclusões distintas. Ver, por exemplo, Frenkel & Johnson (1976).

²⁰ Neste sentido, a abordagem monetária pode ser enxergada como uma retomada de uma ideia muito mais antiga: o “price specie flow mechanism” de David Hume, que buscava descrever esse mecanismo de variação na quantidade de moeda (ouro) para equilibrar a balança comercial; para uma discussão completa dos antecedentes históricos da abordagem monetária ver Frenkel & Johnson (1976).

Uma formulação simples do modelo monetário para uma economia pequena, com as hipóteses simplificadoras clássicas de pleno emprego, concorrência perfeita e preços flexíveis em todos os mercados²¹, pode ser descrita pelo seguinte sistema de equações²²:

$$M^d = PL(Y, i) \quad (2.29)$$

$$i = \bar{i}^* \quad (2.30)$$

$$P = EP^* \quad (2.31)$$

$$M^s \equiv C + ER \quad (2.32)$$

$$\dot{R} \equiv (M^d - M^s)/E \quad (2.33)$$

$$\dot{R} \equiv B \quad (2.34)$$

onde M^d e M^s são, respectivamente, a demanda por e oferta de moeda; P e P^* os níveis de preços interno e externo (este último determinado exogenamente); E é o preço da moeda estrangeira em termos da nacional; i denota a taxa de juros interna, e \bar{i}^* a externa exogenamente dada; C representa a quantidade de crédito interno e R a quantidade de reservas internacionais, medida em unidades da moeda estrangeira.

A equação (2.29) descreve a demanda por moeda, em função do nível de preços interno, da renda real e da taxa de juros interna. A equação (2.30) representa a hipótese de perfeita mobilidade de capitais, que iguala a taxa de juros interna à externa, e (2.31) é a lei do preço único. A oferta de moeda é dada por (2.32) como sendo a soma da quantidade de crédito interno líquido e de reservas disponíveis²³. Note que as quatro primeiras equações estabelecem o equilíbrio monetário: dados os valores iniciais de C e R e a taxa de câmbio, a oferta monetária é determinada; e dados a taxa de juros interna (igual à externa, portanto determinada exogenamente) e o nível de preços interno (via lei do preço único), a demanda por moeda é determinada.

A equação (2.33), por sua vez, dá a dinâmica do modelo: a diferença entre a demanda e a oferta no mercado monetário determina a acumulação de reservas. Se há, por exemplo, excesso de oferta, o nível de reservas diminui, o que implica uma redução da oferta de moeda; esse processo estreita o hiato no mercado monetário, até que o equilíbrio é

²¹ Dornbusch (1976), como será examinado adiante, afasta a hipótese de preços flexíveis em todos os mercados, descrevendo um modelo monetário com rigidez nominal no mercado de bens, que altera a dinâmica do ajustamento das taxas de câmbio em um ambiente de câmbio flutuante.

²² Conforme Krueger (1983), seção 4.1.

²³ Note que essa especificação da oferta de moeda supõe implicitamente uma política monetária passiva, isto é, que a autoridade não esteriliza as mudanças nas reservas.

alcançado e a variação na oferta cessa. A última equação simplesmente introduz uma nova variável – o saldo no balanço de pagamentos, que é definido como a variação na quantidade de reservas internacionais.

Embora simplificada, essa exposição permite revelar que, de acordo com o modelo monetário, o efeito de uma desvalorização sobre o balanço de pagamentos é essencialmente transitório, e incorpora a ideia, já introduzida na discussão da abordagem da absorção de Alexander, do “cash balance effect”: no curto prazo, causa um aumento de preços internos (por meio da lei do preço único) que reduz o estoque monetário real, aumentando a demanda por moeda. Para restabelecer o estoque real desejado, os agentes irão diminuir seus gastos, reduzindo a absorção em relação à renda e melhorando o saldo do balanço de pagamentos. Isso se traduz num influxo de reservas, conforme a equação (2.33), que implicará num aumento do estoque monetário ofertado. Uma vez restabelecidos os estoques desejados, os gastos e a absorção voltam a subir, eliminando o superávit obtido e cessando a acumulação de reservas.

Ainda que o mecanismo de ajuste guarde estreita relação com o enfoque da absorção, a exposição acima deixa clara a radical inovação da abordagem monetária: os fluxos que se traduzem em déficits ou superávits no balanço de pagamentos são reflexos de ajustes nos estoques desejados de moeda, e operam através da variação na conta de reservas. Nesse sentido, resta visível o fato de que os modelos monetários não se preocupam explicitamente com as diferentes contas do balanço de pagamentos: ao focar no saldo final e na variação de reservas, esta abordagem usualmente engloba seus componentes em apenas uma categoria de “itens acima da linha” (Mussa, 1974), que inclui, de maneira implícita, a balança comercial – que constitui o único componente nos modelos mais simples em que não há movimentos autônomos de capitais.

A ênfase da abordagem monetária no “real balance effect” como mecanismo central de ajuste não significa que estes modelos ignorem o papel do efeito da desvalorização cambial sobre os preços relativos. Ainda que grande parte dos modelos monetários não faça distinção entre importáveis e exportáveis, ou entre comercializáveis e não comercializáveis – como o delineado acima, que assume perfeita substitutibilidade entre os bens – há, entre esta classe de modelos, exemplos que fazem este tipo de distinção, abrindo espaço para o papel dos preços relativos na acomodação frente a uma desvalorização. Por exemplo, Dornbusch (1973b) inclui um bem não comercializável, enquanto Rodríguez (1976) distingue entre importáveis e exportáveis; em ambos os

casos, a presença de preços relativos influencia o mecanismo de acumulação sem modificar sua essência.

2.2.5.1. Modelo de “Overshooting” de Dornbusch

Uma hipótese fundamental no modelo monetário exposto na seção anterior é a de que os preços são perfeitamente flexíveis em todos os mercados, o que sustenta a validade da paridade absoluta de poder de compra mesmo no curto prazo. Em um artigo seminal, Dornbusch (1976) demonstra que o relaxamento dessa hipótese, e sua substituição pela de preços rígidos (isto é, que se ajustam lentamente) no mercado de bens, enquanto o mercado de moeda se ajusta instantaneamente, altera profundamente a dinâmica das taxas de câmbio em um ambiente de câmbio flutuante.²⁴

Assim como no modelo monetário clássico, assume-se que a demanda por moeda depende positivamente dos preços e do produto, e negativamente da taxa de juros. Além disso, é central no modelo de Dornbusch a hipótese de paridade descoberta da taxa de juros (PDJ), segundo a qual a taxa de juros interna tem de igualar a externa mais a depreciação cambial esperada. Assume-se, ainda, que os preços dos bens se ajustam paulatinamente, proporcionalmente ao excesso de demanda nesse mercado, e a paridade de poder de compra vale apenas no longo prazo. Por fim, o produto é suposto constante.

Se todos os mercados se ajustassem instantaneamente, e a PPP absoluta vigorasse continuamente, como no modelo monetário clássico, um aumento na oferta monetária levaria tão somente a uma imediata depreciação cambial em igual proporção. No contexto do modelo de Dornbusch, porém, diante de um aumento (não antecipado) na oferta de moeda, inicialmente o mercado de bens não se ajusta, enquanto no mercado de moeda o equilíbrio é reestabelecido instantaneamente, por meio da redução da taxa de juros interna.

De acordo com condição de paridade de taxas de juros, contudo, a menor taxa de juros exige uma apreciação esperada da taxa de câmbio. Sendo assim, a magnitude da depreciação inicial da taxa de câmbio tem, necessariamente, que ser superior à de longo

²⁴ Tanto o modelo de Dornbusch quanto os de equilíbrio de carteira analisados adiante estão fortemente relacionados com ambientes de câmbio flexível, de maneira que o enfoque adotado – que toma a taxa de câmbio como a variável endógena – é o oposto do que interessa a este trabalho. Não obstante, uma revisão teórica sobre modelos de determinação do balanço de pagamento e taxas de câmbio que omitisse esses dois arcabouços estaria claramente incompleta. Sendo assim, optou-se por incluir ambos, ainda que de forma mais resumida que os demais.

prazo – isto é, a que ocorreria com preços flexíveis e PPP absoluta. Apenas com a depreciação “excessiva” inicial – denominada “overshooting” – é possível conciliar a necessidade de uma expectativa de apreciação cambial, exigida pela PDJ, com o fato de que, no longo prazo (em que os preços são flexíveis, e vigora a PPP absoluta), a taxa de câmbio deve estar depreciada em relação à condição inicial.

2.2.5.2. Modelos de equilíbrio de carteira

Outra hipótese central na abordagem monetária é a de substituição perfeita entre ativos internos e estrangeiros; tal hipótese é abandonada nos chamados modelos de equilíbrio de carteira. A ideia central desta classe de modelos é a de que indivíduos alocam sua riqueza entre diferentes tipos de ativos, incluindo, por exemplo, moeda nacional e estrangeira, e títulos nacionais e estrangeiros (Krueger, 1983).

Para esclarecer essa ideia, convém apresentar uma versão bastante simples de modelo de equilíbrio de carteira, conforme Krueger (1983), na qual os agentes podem distribuir sua riqueza (W) entre moeda nacional (M), títulos nacionais (B) e títulos estrangeiros (F):

$$M = \alpha(i, i^*)W \quad (2.35)$$

$$B = \beta(i, i^*)W \quad (2.36)$$

$$EF = \gamma(i, i^*)W \quad (2.37)$$

$$W = M + B + EF \quad (2.38)$$

De (2.38) resta claro que $\alpha + \beta + \gamma = 1$, de modo que as três demais equações não são independentes. Do ponto de vista agregado, F será positivo ou negativo conforme o país seja um credor ou devedor externo líquido.

Por hipótese, a demanda por moeda doméstica se reduz com aumentos tanto na taxa de juros interna quanto na estrangeira, enquanto a demanda por títulos nacionais depende positivamente da taxa de juros interna e negativamente da estrangeira. Consequentemente, a demanda por títulos estrangeiros aumenta com o crescimento da taxa de juros estrangeira e com reduções na taxa interna.

A condição de equilíbrio no mercado do ativo estrangeiro é:

$$EF = (1 - \alpha - \beta)W = g(i, i^*) \quad (2.39)$$

que pode ser reescrita como:

$$E = g(i, i^*) \frac{W}{F} \quad (2.40)$$

De (2.40) fica claro que o papel da taxa de câmbio, nestes modelos, é equilibrar a alocação da riqueza entre ativos domésticos, estrangeiros e moeda. Suponha, por exemplo, que a autoridade monetária decida aumentar a oferta de moeda. A consequente redução da taxa de juros interna i fará com que os agentes ajustem suas carteiras de ativos, diminuindo a quantidade demandada de títulos nacionais e aumentando a de moeda e títulos estrangeiros. A saída de capitais gerada pela maior procura por ativos externos, por seu turno, leva a uma depreciação da taxa de câmbio.

2.2.6. Modelos intertemporais da conta corrente

Os primeiros anos da década de 1980 viram ressurgir a análise da conta de transações correntes, mas com uma abordagem bastante diferente da até então utilizada. Em primeiro lugar, os novos modelos buscaram incorporar os avanços na teoria macroeconômica, desenvolvidos em resposta à crítica de Lucas²⁵, que buscavam compreender os chamados “microfundamentos” da macroeconomia – isto é, a análise microeconômica do comportamento dos agentes que originam o movimento dos agregados econômicos como consumo, poupança e produção.

Por outro lado, os desequilíbrios nas transações correntes resultantes dos padrões divergentes com que países em desenvolvimento e desenvolvidos se ajustaram aos dois choques nos preços do petróleo na década de 1970 – especialmente o forte aumento dos empréstimos estrangeiros para os primeiros ao longo da década – colocaram em pauta a necessidade de se avaliar a sustentabilidade dos níveis de endividamento externo, evidenciando o caráter intertemporal da conta corrente, ausente tanto dos modelos de inspiração keynesiana quanto dos monetários e de portfólio. Como explica Sachs (1981):

Current account movements are best analyzed in a dynamic macroeconomic model. This is because current account surpluses or deficits represent national savings or borrowing vis-à-vis the rest of the world and therefore are the outcome of intertemporal choices of households, firms, and governments. A one-period theory of the current account that describes a static balance of

²⁵ Para uma análise da evolução da teoria macroeconômica após a crítica de Lucas ver, por exemplo, Woodford (1999)

imports and exports makes as much sense as a one-period theory of saving or investment (SACHS, 1981, p. 212).

Assim, a abordagem intertemporal ou dinâmica encara a balança comercial e a conta corrente – que resulta da diferença entre poupança e investimento, como já apontava a abordagem da absorção – como resultado explícito de decisões “forward-looking” de maximização intertemporal de utilidade, por parte dos agentes econômicos, acerca da distribuição de consumo e poupança ao longo do tempo, condicionada por uma restrição intertemporal de recursos. Ou, segundo as palavras de Isard (1995, p. 173), a conta corrente pode ser vista como “*a channel through which a country can optimally modify the time path of its absorption relative to its production in response to various types of demand or supply shocks*”.

Assim, mais do que o saldo das transações internacionais, o resultado da conta corrente expressa o resultado de um comércio intertemporal: um déficit corrente, por exemplo, significa que o país está importando consumo futuro para o presente, com a contrapartida de um acúmulo de endividamento externo. A restrição intertemporal de recursos, porém, exige que, em algum momento futuro, o país salde esse endividamento, o que é feito por meio de superávit na conta corrente.

Várias classes de modelos de otimização intertemporal da conta corrente surgiram desde os primeiros anos da década de 1980, alguns com apenas um bem comercializável composto, outros com cada país produzindo um tipo de bem comercializável, outros ainda reunindo bens comercializáveis e não-comercializáveis, e com diferenças no que tange ao número de períodos, características e formas funcionais das funções de utilidade e de produção, estruturas de mercado, etc. Não obstante, todos têm em comum o fato de serem construídos a partir de problemas de maximização intertemporal condicionada representando os microfundamentos das decisões de agentes representativos.

Obstfeld & Rogoff (1995a e 1996) partem de uma estrutura básica, não-estocástica e de horizonte infinito, que apesar de sua simplicidade é capaz de apresentar as principais características da abordagem intertemporal da conta corrente. O modelo inicial descreve uma pequena economia aberta que produz e consome um único bem composto, e transaciona livremente com o resto do mundo esse bem e um único ativo com valor de face fixo e que paga uma taxa de juros líquida r_t entre os períodos $t-1$ e t . Sejam Y_t o produto interno líquido no período t , C_t o consumo privado, G_t o consumo

governamental, I_t o investimento líquido²⁶, e A_t o estoque de haveres externos líquidos ao final do período $t-1$. O resultado em transações correntes, que determina a acumulação de ativos externos, é dado pela seguinte identidade:

$$CA_t \equiv A_{t+1} - A_t \equiv r_t A_t + Y_t - C_t - G_t - I_t \quad (2.41)$$

O fator de desconto de mercado para o consumo na data s é dado por:

$$R_{t,s} = \frac{1}{\prod_{v=t+1}^s (1+r_v)} \quad (2.42)$$

Iterando a equação (2.41) à frente teremos:

$$(1+r_t)A_t = \sum_{s=t}^{\infty} R_{t,s} (C_s + G_s + I_s - Y_s) + \lim_{s \rightarrow \infty} R_{t,s} A_{s+1} \quad (2.43)$$

Por hipótese, emprestadores estrangeiros não aceitariam rolar indefinidamente os débitos do país, de maneira que $\lim_{s \rightarrow \infty} R_{t,s} A_{s+1} \geq 0$. Assim, a restrição intertemporal de recursos é dada por:

$$\sum_{s=t}^{\infty} R_{t,s} (C_s + G_s + I_s) \leq (1+r_t)A_t + \sum_{s=t}^{\infty} R_{t,s} Y_s \quad (2.44)$$

A desigualdade²⁷ (2.44) significa que o valor presente do fluxo de gastos (absorção) da economia (lado esquerdo) não pode ser superior à sua riqueza inicial em ativos externos acrescida do valor presente do fluxo de produção interna futura.

O consumidor representativo maximiza a seguinte função utilidade:

$$U_t = \sum_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} u(C_s) \quad (2.45)$$

com $0 < \beta < 1$, $u'(C_s) > 0$, $u''(C_s) < 0$.

Seja V_t o valor real das firmas nacionais ao final do período $t-1$, B_t o estoque de títulos possuído pelo setor privado nacional ao final de $t-1$, w_t o salário real no período t , L_t a oferta per capita de trabalho, e T_t o imposto (lump-sum) cobrado pelo governo. Então, a restrição orçamentária do consumidor representativo é dada por:

$$\sum_{s=t}^{\infty} R_{t,s} C_s = (1+r_t)(V_t + B_t) + \sum_{s=t}^{\infty} R_{t,s} (w_s L_s - T_s) \quad (2.46)$$

²⁶ Por simplicidade, assume-se que o capital não está sujeito a depreciação.

²⁷ Se adotamos a hipótese bastante comum de que recursos não são desperdiçados propositalmente, então a restrição se dá com igualdade.

Uma vez que (2.45) é maximizada sujeita à restrição (2.46), a trajetória ótima do consumo necessariamente obedecerá à seguinte equação de Euler:

$$u'(C_t) = \beta(1 + r_{t+1}) u'(C_{t+1}) \quad (2.47)$$

Ou seja, a condição para a trajetória ótima do consumo é que a taxa marginal de substituição entre consumo presente e futuro, dada por $\beta u'(C_{t+1})/u'(C_t)$, deve igualar o preço do consumo futuro em termos do consumo presente, $1/(1 + r_{t+1})$. Uma forma conveniente para obter resultados analiticamente tratáveis é supor uma forma funcional isoelástica para a utilidade:

$$u(C) = \frac{C^{1-1/\sigma} - 1}{1 - 1/\sigma} \quad (2.48)$$

em que σ , constante positiva, denota a elasticidade de substituição intertemporal do consumo. Assim, a trajetória ótima do consumo é descrita pela seguinte equação:

$$C_{t+1} = \beta^\sigma (1 + r_{t+1})^\sigma C_t \quad (2.49)$$

Podemos substituir (2.49) na restrição intertemporal de recursos da economia (2.44) para encontrar o nível de consumo no período t em função da trajetória futura das demais variáveis:

$$C_t = \frac{(1 + r_t)A_t + \sum_{s=t}^{\infty} R_{t,s}(Y_s - G_s - I_s)}{\sum_{s=t}^{\infty} R_{t,s}(\beta^{s-t}/R_{t,s})^\sigma} \quad (2.50)$$

Defina o valor “permanente” de uma variável X no período t , \tilde{X}_t , como²⁸:

$$\tilde{X}_t = \frac{\sum_{s=t}^{\infty} R_{t,s} X_s}{\sum_{s=t}^{\infty} R_{t,s}} \quad (2.51)$$

Pela equação de Euler, a taxa de crescimento do consumo entre os períodos t e s , C_t/C_s , é igual a $R_{t,s}^{-\sigma} \beta^{\sigma(s-t)}$. Defina $\tilde{\Gamma}_t$ como a média, ponderada pelo fator de desconto, da taxa de crescimento do consumo entre t e os períodos seguintes:

$$\tilde{\Gamma}_t = \frac{\sum_{s=t}^{\infty} R_{t,s} [R_{t,s}^{-\sigma} \beta^{\sigma(s-t)}]}{\sum_{s=t}^{\infty} R_{t,s}} \quad (2.52)$$

²⁸ O valor permanente de uma variável é o valor constante hipotético cujo valor presente é igual o da própria variável, e pode ser obtido resolvendo-se a equação:

$$\sum_{s=t}^{\infty} R_{t,s} \tilde{X}_t = \sum_{s=t}^{\infty} R_{t,s} X_s$$

onde a definição apresentada.

Então, substituindo (2.50) em (2.41), e após alguma manipulação algébrica, podemos expressar o saldo em conta corrente como:

$$CA_t = (r_t - \tilde{r}_t)A_t + (Y_t - \tilde{Y}_t) - (I_t - \tilde{I}_t) - (G_t - \tilde{G}_t) + \left(\frac{\tilde{\Gamma}_t - 1}{\tilde{\Gamma}_t} \right) (\tilde{r}_t A_t + \tilde{Y}_t - \tilde{I}_t - \tilde{G}_t) \quad (2.53)$$

A equação (2.53) apresenta algumas conclusões do modelo. Em primeiro lugar, caso a economia seja credora líquida, taxas de juros temporariamente acima de seu valor permanente tendem a melhorar o saldo corrente. Por outro lado, produção temporariamente acima do nível permanente também contribui para uma melhora nas transações correntes. Estes dois efeitos derivam do fato de que o consumidor representativo buscará suavizar a trajetória de seu consumo em resposta a aumentos anormais na receita de juros externos ou no produto. De maneira análoga, o consumidor tentará manter a trajetória do consumo em face de níveis anormalmente altos dos investimentos e gastos do governo, levando a uma piora do saldo corrente.

O último termo de (2.53) deriva das diferenças, em cada período, entre o fator de desconto de mercado, R , e da economia, β . Quando a economia nacional valoriza mais o consumo presente em detrimento do futuro vis-à-vis o resto do mundo, β será menor do que as taxas de juros futuras tenderão a ser, de maneira que $\tilde{\Gamma}_t$ será menor que a unidade e a economia nacional terá uma tendência a apresentar déficits em transações correntes, e portanto dívida externa crescente e consumo futuro declinante.

Esse arcabouço básico serve como ponto de partida para a análise intertemporal da conta corrente e, como já mencionado, foi adaptado das mais diversas formas para analisar uma miríade de proposições. Evidentemente, as hipóteses simplificadoras dessa primeira exposição (um modelo real com apenas um bem) não permitem examinar alterações na taxa de câmbio, sendo necessário expandi-lo – por exemplo, introduzindo a diferenciação entre bens importáveis e exportáveis, ou incluindo bens não-comercializáveis.

Um tema bastante frequente nos primeiros artigos que utilizaram essa abordagem foi a análise dos efeitos de alterações nos termos de troca sobre o saldo em transações correntes, reavaliando o chamado “efeito Harberger-Laursen-Metzler – a hipótese de que a deterioração dos termos de troca levaria a uma piora na conta corrente. Um resultado central dessa literatura – da qual podemos destacar Stockman (1980), Sachs

(1981, 1982), Obstfeld (1982), Svensson & Razin (1983), Edwards (1987) e Ostry (1987, 1988) – é a conclusão de que uma deterioração permanente nos termos de troca não tem grande impacto sobre a conta corrente (supondo equilíbrio inicial com saldo comercial balanceado) (Ostry, 1988). Isto porque um aumento permanente no preço relativo das importáveis leva a uma redução tanto da renda real quanto da despesa real, de maneira que o saldo corrente (que é a diferença entre ambos) não será afetado.

No caso de uma deterioração temporária, contudo, o efeito é ambíguo. Por um lado, os agentes tendem a manter seus gastos em face de uma oscilação apenas temporária em sua renda real; este efeito levaria a uma redução da poupança, e conseqüentemente uma deterioração do saldo comercial. Por outro lado, uma deterioração temporária nos termos de troca aumenta o custo do consumo presente relativamente ao consumo futuro, encorajando um aumento na poupança (para consumo futuro) e melhorando o resultado corrente. O efeito líquido, portanto, dependerá da intensidade dos dois efeitos contraditórios²⁹.

Outro ramo da abordagem intertemporal – que inclui, por exemplo, as contribuições de Dornbusch (1983), Greenwood (1983) e Bergin & Sheffrin (2000) – introduz no modelo um setor de bens não comercializáveis. Uma consequência dessa inclusão é que a taxa de desconto relevante do ponto de vista do país não é mais a taxa de juros internacional de mercado, mas sim uma “taxa de juros real interna” expressa em termos da cesta de consumo nacional. Essa taxa interna difere da taxa internacional na medida em que o preço relativo do bem não-comercializável (ou seja, o câmbio real) se altera, e é essa taxa que determinará a trajetória intertemporal ótima do consumo –portanto, a dinâmica da conta corrente.

Nos termos do modelo básico de Obstfeld & Rogoff (1995a)³⁰, a inclusão desse segundo setor pode ser formalizada reinterpretando-se o consumo em um dado período (C_t) como um índice composto do consumo dos dois tipos de bens, comercializáveis (C_{Tt}) e não comercializáveis (C_{NTt}). Por exemplo, utilizando uma forma CES para C_t , com elasticidade (intratemporal) de substituição igual a ρ :

²⁹ Cabe notar que em modelos estocásticos mais complexos que relaxam as hipóteses de informação completa há que se considerar a formação das expectativas dos agentes sobre o comportamento futuro das variáveis. A incorporação de expectativas e incerteza abre um grande leque de possibilidades teóricas que, contudo, ultrapassa o escopo deste trabalho. Para uma análise de modelos que incorporam essa dimensão ver, por exemplo, Isard (1995, cap. 7).

³⁰ Conforme seção 3.1.4 de Obstfeld & Rogoff (1995a)

$$C = \left[\alpha^{1/\rho} C_T^{(\rho-1)/\rho} + (1-\alpha)^{1/\rho} C_N^{(\rho-1)/\rho} \right]^{\rho/(\rho-1)} \quad (2.54)$$

Tomando o bem comercializável como numerário, e chamando p o preço relativo do bem não-comercializável, então o índice de preços ao consumidor, definido como o custo mínimo em termos de bens comercializáveis de uma unidade de C é:

$$P = [\alpha + (1-\alpha)p^{1-\rho}]^{1/(1-\rho)} \quad (2.55)$$

Então, dado um nível de consumo em um período t , C_t , os níveis ótimos de consumo dos dois tipos de bens são dados por:

$$C_{Tt} = \alpha \left(\frac{1}{p}\right)^{-\rho} C_t \quad \text{e} \quad C_{Nt} = (1-\alpha) \left(\frac{p}{1}\right)^{-\rho} C_t \quad (2.56)$$

Finalmente, dada a substituição intratemporal descrita por (2.56), podemos analisar a substituição intertemporal da mesma maneira acima, em termos do consumo composto C e do índice de preços P , obtendo a equação de Euler para C :

$$C_{t+1} = \beta^\sigma (1 + r_{t+1})^\sigma \left(\frac{P_t}{P_{t+1}}\right)^\sigma C_t \quad (2.57)$$

Assim, a trajetória ótima do consumo depende implicitamente do câmbio real, o preço relativo do bem não comercializável. Suponha que esse preço encontre-se temporariamente alto, de modo que se espera uma redução futura. Então cada unidade do bem transacionável cujo consumo implique acúmulo de débitos externos tem um “poder de compra” em termos do consumo composto relativamente menor agora do que no futuro, ao passo que o custo de saldar o débito relativo a essa unidade do bem comercializável será maior no futuro, também em termos do consumo composto. Em outras palavras, o débito em conta corrente necessário para aumentar o consumo de transacionáveis adiciona menos ao consumo presente do que ele custará para pagá-lo no futuro, de maneira que a taxa de juros real interna (isto é, em termos do consumo interna) é maior que internacional de mercado, incentivando um deslocamento intertemporal do consumo em favor do futuro e em detrimento do presente.

Uma terceira classe de modelos de otimização intertemporal, que tem como precursores Svensson & van Wijnbergen (1989) e Obstfeld & Rogoff (1995b) e vêm ganhando importância crescente, inclui as hipóteses mais realistas de rigidez nominal de preços e concorrência imperfeita, permitindo a análise de efeitos reais de alterações monetárias – e, portanto, de mudanças na taxa de câmbio nominal (Lane, 2001).

Naquele que é considerado o artigo seminal dessa literatura, Obstfeld & Rogoff (1995b) apresentam um modelo dinâmico de equilíbrio geral com dois países (“doméstico” e “estrangeiro”) e um contínuo de agentes, simultaneamente produtores e consumidores, com preferências idênticas. Cada agente produz um bem diferenciado (ou seja, há concorrência monopolística), e define o preço de seu produto com um período de antecedência (isto é, há rigidez nominal com duração de um período).

Formalmente, cada agente é indexado por $z \in [0,1]$, com $[0,n]$ localizados no país doméstico, e $(n,1]$ residentes no exterior (cujas variáveis são identificadas com um asterisco). Cada agente produz um único bem diferenciado, também indexado por z . As preferências dos agentes são definidas em uma função de utilidade intertemporal, que depende positivamente do consumo (C) e do estoque de moeda real (M/P), e negativamente do trabalho realizado, que é proporcional ao produto individual (y), de maneira que a utilidade é decrescente em y :

$$U_t = \sum_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} \left[\frac{\sigma}{\sigma-1} C_s^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + \frac{\chi}{1-\varepsilon} \left(\frac{M_s}{P_s} \right)^{1-\varepsilon} - \frac{\kappa}{\mu} y_s(z)^\mu \right] \quad (2.58)$$

onde β é o fator de desconto subjetivo ($0 < \beta < 1$); e σ , ε , χ , κ e μ são parâmetros tais que $\sigma, \varepsilon, \chi, \kappa > 0$ e $\mu > 1$; e C é um índice de consumo de elasticidade de substituição constante dado por (sendo $c(z)$ o consumo individual do produto z por um residente doméstico e $\theta > 1$ a elasticidade-preço da demanda com que se depara cada produtor):

$$C = \left[\int_0^1 c(z)^{\frac{\theta-1}{\theta}} dz \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \quad (2.59)$$

Não há impedimentos ou custos no comércio entre os dois países, de modo que a lei do preço único vale para cada bem: $p(z) = Ep^*(z)$, sendo $p(z)$ o preço doméstico do bem z , e $p^*(z)$ o preço externo desse bem. O índice de preços de consumo, P , definido como o gasto mínimo em moeda doméstica necessário para adquirir uma unidade do índice de consumo C , é dado por:

$$P = \left[\int_0^1 p(z)^{1-\theta} dz \right]^{\frac{1}{1-\theta}} = \left[\int_0^n p(z)^{1-\theta} dz + \int_n^1 Ep^*(z)^{1-\theta} dz \right]^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (2.60)$$

Note que como os residentes de ambos os países têm as mesmas preferências, o fato de que a lei do preço único vale para cada bem implica que vale a paridade de poder de compra:

$$P = EP^* \quad (2.61)$$

Assim, a demanda de cada residente nacional e a demanda total pelo bem z no período t são, respectivamente:

$$c_t(z) = \left(\frac{p_t(z)}{P_t} \right)^{-\theta} C_t \quad (2.62)$$

e

$$y_t^d(z) = \left(\frac{p_t(z)}{P_t} \right)^{-\theta} [Q_t + nG_t + (1-n)G_t^*] \quad (2.63)$$

onde G e G^* denotam o gasto governamental per capita em cada país³¹, e Q_t é o consumo privado total, dado por $Q_t \equiv [nC + (1+n)C^*]$.

O modelo supõe ainda a existência de um ativo sem risco B transacionado internacionalmente com mobilidade perfeita, remunerado a uma taxa real de juros igual a r_t entre os períodos t e $t+1$. Assim, a restrição orçamentária intertemporal do indivíduo z é dada por:

$$P_t F_t + M_t = P_t(1+r_{t-1})F_{t-1} + M_{t-1} + p_t(z)y_t(z) - P_t C_t - P_t T_t \quad (2.64)$$

onde T_t denota a tributação, que financia os gastos do governo juntamente com a emissão de moeda, de acordo com a seguinte relação (e de maneira análoga para o governo do país estrangeiro):

$$G_t = T_t + \frac{M_t - M_{t-1}}{P_t} \quad (2.65)$$

Finalmente, defina a taxa de juros nominal doméstica conforme a seguinte relação:

$$1 + i_t = \frac{P_{t+1}}{P_t} (1 + r_t) \quad (2.66)$$

³¹ Por simplicidade, os gastos governamentais são agregados a partir dos gastos em cada produto, $g(z)$ da mesma maneira que o consumo dos agentes, isto é, por:

$$G = \left[\int_0^1 g(z)^{\frac{\theta-1}{\theta}} dz \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}}$$

O problema de maximização da utilidade intertemporal dos agentes domésticos e externos (2.58), sujeita à restrição dinâmica dada por (2.64), impõe as seguintes condições de primeira ordem:

$$C_{t+1} = \beta^\sigma (1 + r_t)^\sigma C_t \quad (2.67)$$

$$C_{t+1}^* = \beta^\sigma (1 + r_t)^\sigma C_t^* \quad (2.68)$$

$$\frac{\chi (M_t/P_t)^{-\varepsilon}}{C_t^{-1/\sigma}} = \frac{i_t}{1 + i_t} \quad (2.69)$$

$$\frac{\chi (M_t^*/P_t^*)^{-\varepsilon}}{C_t^{*-1/\sigma}} = \frac{i_t^*}{1 + i_t^*} \quad (2.70)$$

$$y_t(z)^{\mu-1+(1/\theta)} = \left(\frac{\theta-1}{\theta\kappa}\right) C_t^{-1/\sigma} [Q_t + nG_t + (1-n)G_t^*]^{1/\theta} \quad (2.71)$$

$$y_t^*(z)^{\mu-1+(1/\theta)} = \left(\frac{\theta-1}{\theta\kappa}\right) C_t^{*-1/\sigma} [Q_t + nG_t + (1-n)G_t^*]^{1/\theta} \quad (2.72)$$

As duas primeiras são as equações de Euler, já introduzidas acima, que descrevem a trajetória intertemporal do consumo. As duas seguintes, (2.69) e (2.70), são condições de equilíbrio monetário, igualando a taxa marginal de substituição de consumo por serviços do estoque real de moeda ao custo de oportunidade, em termos do consumo, de manter o estoque real de moeda. As duas últimas condições de primeira ordem (2.71 e 2.72) igualam a utilidade marginal da receita maior obtida pela produção de uma unidade adicional de produto à desutilidade marginal do esforço necessário para tanto – ou seja, podem ser interpretadas como o *trade-off* entre lazer e trabalho.

Para analisar os efeitos dinâmicos de alterações de políticas, os autores tomam uma aproximação log-linear do modelo ao redor de um estado estacionário em que todas as variáveis exógenas são constantes. Como isto implica consumo constante, a taxa de juros real é definida pela equação de Euler como:

$$r = \frac{1-\beta}{\beta} \quad (2.73)$$

Além disso, a simetria entre os produtores de cada país implica que estabelecem os mesmos preços (denotados por $p(h)$ e $p^*(f)$ para o país e o exterior) e quantidades (y e y^*) de equilíbrio. Assim, como em estado estacionário $G = T$ e $G^* = T^*$, e usando o fato de que o estoque líquido de ativos tem que ser zero (ou seja, $nF + (1-n)F^* = 0$), a

partir da restrição orçamentária (2.64) podemos encontrar os níveis de consumo de estado estacionário de cada país:

$$C = rF + \frac{p(h)y}{P} - G \quad (2.74)$$

e

$$C^* = -r \left(\frac{n}{1-n} \right) F + \frac{p^*(f)y^*}{P^*} - G^* \quad (2.75)$$

Em um estado estacionário particular com ativos e gastos do governo iguais a zero em cada país, é possível encontrar uma solução fechada, em que os dois países têm os mesmos níveis de produto per capita e estoques reais de moeda (que denotaremos com subscrito zero):

$$y_0 = y_0^* = \left(\frac{\theta - 1}{\theta \kappa} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma(\mu-1)+1}} \quad (2.76)$$

$$\frac{M_0}{P_0} = \frac{M_0^*}{P_0^*} = \left(\frac{1 - \beta}{\chi} \right)^{\frac{1}{\varepsilon}} y_0^{-\frac{1}{\sigma\varepsilon}} \quad (2.77)$$

A aproximação log-linear do modelo consiste em reformulá-lo em termos dos desvios em relação ao estado estacionário descrito. Por exemplo, denotando os desvios percentuais de uma variável por acentos circunflexos, isto é, $\hat{X} = dX/X_0$, onde X_0 é o valor da variável no estado estacionário, a versão log-linearizada da PPP é dada por:

$$\hat{E}_t = \hat{P}_t - \hat{P}_t^* \quad (2.78)$$

Dada a simetria entre os produtores, a log-linearização dos índices de preços (2.60) resulta em:

$$\hat{P}_t = n\hat{p}_t(h) + (1-n)[\hat{E}_t + \hat{p}_t^*(f)] \quad (2.79)$$

$$\hat{P}_t^* = n[\hat{p}_t(h) - \hat{E}_t] + (1-n)[\hat{p}_t^*(f)] \quad (2.80)$$

Contudo, a hipótese de que os produtores determinam o preço com um período de antecedência implica que o produto é determinado pela demanda no curto prazo. Isto ocorre porque cada produtor tem poder de mercado em seu bem diferenciado, e por isso fixa preços acima do custo marginal, de modo que é lucrativo atender a um aumento da demanda aumentando a produção (dado que não é possível aumentar os preços no curto prazo).

Além disso, a rigidez nominal significa que, no curto prazo, as variações de preços de cada produtor são nulas, isto é, $\hat{p}_t(h) = 0 = \hat{p}_t^*(f)$.

Então, as equações (2.79) e (2.80) reduzem-se a:

$$\hat{P} = (1 - n)\hat{E} \quad (2.79')$$

$$\hat{P}^* = -n\hat{E} \quad (2.80')$$

Partindo da restrição orçamentária (2.64), podemos obter a equação para a conta corrente de curto prazo, dada por:

$$F_t - F_{t-1} = r_{t-1}F_{t-1} + \frac{p_t(h)y_t}{P_t} - C_t - G_t \quad (2.81)$$

e similarmente para o país estrangeiro. Portanto, como $F_0 = 0$, as equações linearizadas da conta corrente de curto prazo dos dois países são:

$$\frac{dF}{Q_0} = \hat{y} - \hat{C} - (1 - n)\hat{E} - \frac{dG}{Q_0} \quad (2.82)$$

$$\frac{dF^*}{Q_0} = \hat{y}^* - \hat{C}^* + n\hat{E} - \frac{dG^*}{Q_0} = -\left(\frac{n}{1-n}\right)\frac{dF}{Q_0} \quad (2.83)$$

Da equação (2.82) acima se pode perceber o efeito no curto prazo de, por exemplo, uma depreciação cambial³² causa uma redução do estoque líquido de ativos externos – ou seja, um saldo positivo na conta corrente, na medida em que, dada a rigidez nominal, uma depreciação aumenta o preço relativo dos bens estrangeiros, deslocando a demanda em direção aos bens domésticos.

Uma crítica comum a esta classe de modelos expressamente microfundamentados é a de que seus resultados são excessivamente sensíveis à própria especificação de seus microfundamentos (Sarno & Taylor, 2002). Uma série de hipóteses subjacentes sobre temas como estrutura de mercado (inclusive do mercado financeiro), presença de rigidez nominal, especificação das preferências e da acumulação de capital podem levar a resultados bastante distintos, assim como a adoção de diferentes valores para os parâmetros envolvidos. Não obstante, da breve exposição acima é possível captar uma característica desses modelos que é de grande interesse para este trabalho: o fato de que,

³² O artigo original enfatiza um aumento da oferta de moeda como causa da depreciação cambial, que é transmitida via redução da taxa nominal de juros, posto que há rigidez nominal. Contudo, como o foco aqui é o efeito da variação cambial, e não suas causas, esta parte da exposição é deixada de lado para maior clareza.

ao contrário da abordagem monetária, os modelos de otimização intertemporal retomam a ênfase dada pelo enfoque tradicional aos preços relativos no ajuste do balanço de pagamentos – tanto os termos de troca quanto o preço relativo dos bens não comercializáveis vis à vis os comercializáveis.

2.3. Síntese da revisão teórica

O presente capítulo teve o propósito de examinar a literatura teórica acerca da determinação da taxa de câmbio e do balanço de pagamentos, de modo a lançar luz sobre a seguinte questão: como uma alteração cambial afeta os fluxos de comércio internacional? Para tanto, examinou as diferentes categorias de modelos de determinação do balanço de pagamentos – a abordagem das elasticidades, o enfoque da absorção, os modelos monetários e de equilíbrio de carteira e a abordagem de otimização intertemporal – com o fito de identificar os principais mecanismos de transmissão pelos quais a modificação do nível da taxa de câmbio pode influenciar o comportamento das contas externas, e, em particular, das exportações e importações.

Como ficou claro ao longo da revisão teórica realizada, uma mudança na taxa de câmbio pode afetar o desempenho do comércio exterior por duas vias principais: o efeito via preços relativos (isto é, pela alteração da taxa real de câmbio, que influencia as decisões de oferta e demanda na economia em geral, e as decisões sobre importações e exportações em particular), e o efeito direto na absorção, que opera principalmente através do chamado “real balance effect” – a reação dos agentes à modificação de seu estoque real de moeda, que os leva a modificar a absorção (isto é, a aumentar ou reduzir seus gastos) para restabelecer o estoque real de moeda que desejam manter.

Os chamados modelos “tradicionais” do balanço de pagamentos – dos quais o modelo Bickerdicke-Robinson-Metzler é a expressão mais célebre – consideram apenas o efeito em que a alteração da taxa de câmbio afeta os preços relativos (ou, para colocar de outra forma, a mudança cambial nominal afeta a taxa de câmbio real), que influenciam a competitividade externa modificando as decisões sobre importações e exportações. Por exemplo, uma desvalorização cambial torna os bens estrangeiros mais caros relativamente aos nacionais, deslocando a demanda em direção a estes em detrimento daqueles.

O efeito da alteração cambial no saldo comercial, contudo, depende da sensibilidade dos volumes de exportação e importação a alterações nos preços relativos. Assim, os modelos tradicionais têm como proposição central alguma condição de estabilidade (por exemplo, a condição BRM e sua variante, a condição Marshall-Lerner) envolvendo as elasticidades-preço das exportações e importações – donde são conhecidos como “abordagem das elasticidades”.

O enfoque da absorção, que nasce das tentativas de integrar o tratamento dado pelos modelos tradicionais do balanço de pagamentos à macroeconomia keynesiana, destaca os impactos internos do efeito propugnado pelo modelo BRM, enfatizando as consequências indiretas que o deslocamento da demanda tem sobre a absorção interna (o efeito-renda ou “reversal effect” descrito na subseção 2.2). Além disso, esta abordagem introduz um canal distinto de transmissão da alteração cambial aos fluxos comerciais: o efeito direto sobre a absorção, cujo mecanismo principal é o efeito do estoque real de moeda sobre os gastos dos agentes, ou *real balance effect*.

O *real balance effect* parte do princípio de que há um determinado nível ótimo para o estoque real de moeda que os indivíduos desejam manter. Diante de alterações na quantidade real de moeda em seu poder, os agentes modificarão temporariamente seus gastos, de maneira a restabelecer aquele estoque ótimo. Assim, uma alteração na taxa nominal de câmbio que gere uma modificação no nível de preços da economia – e, portanto, no valor real do estoque de moeda mantido em poder do público – levará este a adaptar temporariamente sua absorção – e, em particular, as exportações líquidas – com o intuito de acumular ou desacumular moeda e restabelecer o nível ótimo desejado; uma vez alcançado esse patamar, não há mais necessidade de ajustamento, de modo que a absorção volta ao nível inicial e o desequilíbrio externo cessa. Ao diminuir a absorção, o *real balance effect* gera uma melhora no saldo comercial. Por exemplo, uma desvalorização cambial que eleve o nível geral de preços de uma economia (reduzindo o estoque real de moeda) levará os agentes a diminuírem a absorção vis-à-vis a renda, aumentando as exportações líquidas e melhorando o saldo comercial.

Este efeito direto sobre a absorção passa a ser o único mecanismo relevante de transmissão ligando a alteração cambial ao desempenho comercial nos modelos monetários do balanço de pagamentos. De fato, Frenkel & Johnson (1976, p. 442) afirmam que “the monetary approach rejects the emphasis given to the role of relative prices in the analysis of devaluation”. De maneira semelhante, Dornbusch (1973b, p.

880), analisando os efeitos de uma desvalorização cambial, conclui que “[if] it is believed that the effects of a reduction of real balances on expenditure [...] are negligible then it may stand to reason that the effects of a devaluation are negligible not that there must be other powerful avenues through which it exerts its effects”.

O surgimento, sobretudo a partir da década de 1980, de modelos dinâmicos que analisam a conta corrente em uma estrutura de otimização intertemporal significou uma retomada da ênfase sobre os efeitos dos preços relativos, retomando o exame dos impactos da alteração nos termos de troca e de mudanças no preço relativo de não-comercializáveis sobre as transações correntes.

A efetividade do mecanismo de transmissão via preços relativos depende diretamente da sensibilidade das importações e exportações ao câmbio real, como enfatiza a abordagem das elasticidades. Neste sentido, o próximo capítulo se dedica a avançar na investigação dos efeitos dos preços relativos sobre os fluxos de comércio exterior, tendo como horizonte a estimação das elasticidades desses fluxos a alterações na taxa de câmbio real³³, e portanto tomando como referencial teórico a abordagem das elasticidades³⁴, que concentra a atenção nos impactos de tais determinantes sobre os fluxos de comércio exterior. Para isso, analisar-se-á a literatura empírica que se dedicou à estimação de funções de exportações e importações. Com base na bibliografia levantada, em seguida buscar-se-á delinear os modelos adequados para a posterior estimação dos determinantes de tais fluxos comerciais, de maneira a mensurar o impacto dos preços relativos sobre o comércio exterior no contexto brasileiro.

³³De modo a manter o foco na investigação do efeito dos preços relativos sobre os fluxos de exportação e importação, a análise realizada tomará por hipótese *a priori* a capacidade de uma alteração no câmbio nominal alterar a taxa de câmbio real. Para uma discussão mais detalhada sobre a capacidade de uma desvalorização nominal gerar uma desvalorização real, ver, por exemplo, Himarios (1989), Reinhart (1995), ou Edwards (1989).

³⁴Evidentemente, a análise aqui está alicerçada não sobre o modelo BRM original – que, como foi explorado, possui sérias limitações – mas em uma versão modificada deste, que inclui, por exemplo, a renda nacional e estrangeira entre os determinantes das exportações e importações.

3. MODELAGEM TEÓRICA E METODOLOGIA ECONOMÉTRICA

3.1. Introdução

O presente capítulo aborda questões metodológicas que fundamentam a avaliação empírica dos fluxos de importação e exportação, com o intuito de desenvolver um modelo adequado para a estimação econométrica dos determinantes de tais fluxos e mensuração do efeito dos preços relativos e da demanda sobre os mesmos.

Além disso, é feita uma revisão da bibliografia aplicada, nacional e internacional, sobre a estimação de equações de importação e exportação, de modo a orientar decisões sobre o modelo mais adequado, a forma de estimação apropriada, e as variáveis explicativas que devem ser incluídas.

Por fim, apresenta-se a metodologia que será utilizada, no próximo capítulo, para realizar a estimação dos determinantes dos fluxos brasileiros de comércio exterior, alicerçada no conceito de cointegração entre variáveis não estacionárias.

3.2. 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 que 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 a de que nem importações nem exportações são substitutos perfeitos para bens domésticos. Em tese, caso essa 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 (ver, por exemplo, Isard [1977], Kravis & Lipsey [1978], Kreinen & Officer [1978]) 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 exportações de um dado país de e para o resto do mundo pode ser resumido nas seguintes equações (Goldstein & Khan, 1985):

$$M^d = f(Y, P_m, P) \quad (3.1)$$

$$M^s = g[P_m^*(1 + S^*), P^*] \quad (3.2)$$

$$X^d = h(Y^*E, P_x, P^*E) \quad (3.3)$$

$$X^s = j[P_x(1 + S), P] \quad (3.4)$$

$$P_m = P_x^*(1 + T)E \quad (3.5)$$

$$P_m^* = P_x(1 + T^*)/E \quad (3.6)$$

$$M^d = M^sE \quad (3.7)$$

$$X^d = X^s \quad (3.8)$$

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 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 (cf., por exemplo, Goldstein & Khan[1985], Magee [1975], e Stern et al. [1976]; mais detalhes na próxima seção). Não obstante, Goldstein & Khan (1985) sugerem ao menos três razões para que o modelo de substitutos perfeitos não seja totalmente descartado. Em primeiro lugar, ainda que existam diversas restrições ao comércio, que acabam por funcionar como impedimentos à arbitragem, a hipótese de substitutibilidade perfeita entre bens domésticos, importados e exportados é bastante razoável para uma série 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. Além disso, é possível que, devido a diferenças internacionais na metodologia de construção de estatísticas de preços (por exemplo, na formulação de índices e nos padrões de ponderação), as diferenças de preços entre países para um dado bem subestimem o verdadeiro grau de substitutibilidade, de maneira que alguns produtos industrializados podem ser substitutos mais próximos do que as estatísticas disponíveis levam a crer. Em terceiro lugar, o modelo pode fazer surgir *insights* sobre elasticidades de preço e renda que o de substitutos imperfeitos não é capaz de desvelar.

As equações abaixo apresentam um modelo simples de comércio com perfeita substitutibilidade para o país representativo i :

$$D_i = l(P_i, Y_i); \quad \partial D_i / \partial P_i < 0; \quad \partial D_i / \partial Y_i > 0 \quad (3.9)$$

$$S_i = n(P_i, F_i); \quad \partial S_i / \partial P_i > 0; \quad \partial S_i / \partial F_i < 0 \quad (3.10)$$

$$I_i = D_i - S_i \quad (3.11)$$

$$X_i = S_i - D_i \quad (3.12)$$

$$PI_i = P_i = PX_i = e \cdot P_w \quad (3.13)$$

$$D_w = \sum_{i=1}^m D_i \quad (3.14)$$

$$S_w = \sum_{i=1}^m S_i \quad (3.15)$$

$$D_w = S_w \quad (3.16)$$

onde D_i é a quantidade demandada pelo país i ; S_i é a oferta de bens do país i ; I_i e X_i são as quantidades importadas e exportadas por i ; PI_i , PX_i , P_i e P_w são, respectivamente, os preços de importação, exportação, interno e mundial do bem; D_w e S_w a demanda e a oferta mundiais; e Y_i e F_i denotam a renda e o custo dos fatores no país em questão.

O arcabouço delineado nas equações 3.9 a 3.16 permite ressaltar duas diferenças imediatas entre os dois modelos. Em primeiro lugar, diferentemente do anterior, no modelo de substituição perfeita não há funções independentes de demanda por importações e oferta de exportações. Ao contrário, a demanda por importações e a oferta de exportações representam, respectivamente, o excesso de demanda e o excesso de oferta internos por bens, conforme as equações (3.11) e (3.12). Assim, a estimação de funções de demanda por importações e de oferta de exportações é, em última instância, a estimação de demanda e oferta domésticas. Além disso, no modelo de substituição perfeita, uma vez que abstraímos de custos de transporte e outras barreiras ao comércio e expressamos todos os preços em uma mesma moeda, conforme a equação (3.13), há apenas um preço para o bem, determinado pela interação entre a oferta e a demanda mundiais.

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. Esse procedimento foi e ainda é amplamente utilizado na estimação de modelos de importação³⁵, 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 essa demanda adicional sem que isso se reflita num aumento dos preços.

Esta estratégia também foi amplamente utilizada em modelos de exportação, sobretudo

³⁵ Conforme demonstra a revisão bibliográfica na próxima seção.

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 dessa 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 & Khan, 1976). Diante desse 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.

Uma 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. Essa equação reduzida pode ser obtida supondo-se o ajustamento imediato entre oferta e demanda – nos chamados “modelos de equilíbrio” –, ou considerando que esse 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.

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).

Uma 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 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 melhor explorado na última seção deste capítulo.

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

3.3. Literatura empírica internacional

A exemplo do ocorrido no caso da literatura teórica sobre a 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 as mesmas correspondiam às condições necessárias, dadas pela teoria, para que uma desvalorização fosse capaz de melhorar a situação do balanço de pagamentos – a condição Bickerdike-Robinson-Metzler ou sua contraparte simplificada, a condição Marshall-Lerner. Alicerçado na multiplicidade de resultados obtidos vicejou o debate entre os “elasticity-pessimists”, para os quais as estimativas não cumpriam as condições BRM ou ML, e os “elasticity-optimists”, que encontravam resultados favoráveis à eficácia da desvalorização.

Há razoável quantidade de *surveys* de trabalhos empíricos sobre determinantes dos fluxos comerciais, com destaque para Magee (1975), Stern et al. (1976) e Goldstein & Khan (1985), que cobrem grande parte da literatura empírica no tema até meados da década de 1980. De acordo com Magee (1975), a “hegemonia” dos “elasticity-pessimists” no período pós-guerra dissipou-se a partir dos anos 1960: entre 1962 e 1973, ao menos 14 estudos reportaram elasticidades em magnitude suficiente para que

uma desvalorização melhorasse o balanço de pagamentos, contra apenas dois resultados “pessimistas” e um inconclusivo. Goldstein & Khan (1985), por sua vez, confirmam que essa tendência continuou após o período coberto por Magee, ao menos no que se refere às elasticidades de longo prazo (superiores a 2 anos), com a soma das elasticidades-preço de demandas por importações e exportações invariavelmente excedendo a unidade. Como a grande maioria dos estudos estimavam apenas funções de demanda, supondo ofertas infinitamente elásticas, a condição de Marshall-Lerner era suficiente para que houvesse relativo consenso sobre a efetividade da desvalorização em melhorar o balanço de pagamentos.

No que tange às elasticidades de curto prazo (até seis meses), contudo, grande parte dos estudos cobertos por Goldstein & Khan (1985) reporta serem consideravelmente menores do que as de longo prazo. Segundo os autores, tal fato tem duas implicações imediatas. Em primeiro lugar, é consistente com a existência de padrões temporais de ajustamento descritos pela “curva J” analisada na seção anterior. Em segundo lugar, a pequena magnitude das elasticidades-preço de curto prazo implicaria que os movimentos de curto prazo na balança comercial de um determinado país seriam dominados pelas mudanças na renda real do país em questão e de seus parceiros comerciais.

Um estudo que merece destaque, pelo impacto que gerou na literatura subsequente, é Goldstein & 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 desenvolvidos³⁶, 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 do que os obtidos na grande maioria dos estudos anteriores, indicando que a estratégia de se estimar apenas a equação de demanda poderia viesar para baixo os resultados obtidos. Segundo os autores, portanto,

³⁶ Alemanha, Bélgica, Estados Unidos, França, Itália, Japão, Países Baixos e Reino Unido.

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 desses países.

Na esteira desse artigo seminal, a partir dos anos 1980, uma série de estudos empíricos dos determinantes de fluxos comerciais utilizaram 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 oferta perfeitamente elástica.

Em um dos primeiros artigos a seguir o caminho proposto por Goldstein & Khan, Lundborg (1981) estima um modelo para as exportações suecas com equações de demanda (que depende de uma medida de câmbio real efetivo e de uma média ponderada das rendas reais dos parceiros comerciais) e de oferta (dependendo do preço relativo entre exportações e o índice de preços interno, e de um índice de capacidade produtiva), simultaneamente determinadas, com base em dados anuais para o período 1960-76.

Ainda na década de 1980, Bond (1987) utiliza a mesma estrutura em um estudo econométrico das exportações de commodities primárias de países em desenvolvimento entre 1963 e 1982, encontrando evidências de que a demanda por esses produtos é bastante preço-inelástica, além de inelástica à renda no caso de alimentos, bebidas e tabaco. Riedel (1988), por seu turno, utiliza o arcabouço para analisar as exportações de manufaturados de Hong Kong, utilizando dados quadrimestrais para o período 1972:2 a 1984:2. Ao contrário da maioria das pesquisas até então realizadas, que assumiam oferta infinitamente elástica e obtinham elasticidades-preço de demanda via de regra baixas demais, o artigo de Riedel – que modelou explicitamente o lado da oferta – encontrou demanda infinitamente preço-elástica, ratificando a hipótese de país pequeno para as exportações de manufaturas daquele país. Em um estudo sobre o comércio exterior da Turquia entre 1960 e 1985, Tansel & Togan (1987), além de utilizarem o sistema de equações simultâneas de oferta e demanda por exportações – também encontrando elasticidades de demanda substancialmente maiores do que estudos anteriores que tratavam o lado da oferta por hipótese –, estimaram uma função de demanda por importações, obtendo, na especificação considerada mais adequada pelos autores, elasticidade-renda consideravelmente superior à elasticidade preço.

Já nos primeiros anos da década de 1990, Holly & Wade (1991) adotaram a estratégia de equações simultâneas para estimar um modelo para as exportações do Reino Unido utilizando dados trimestrais entre 1965:2 e 1982:4, enquanto Funke & Holly (1992) analisam as exportações da Alemanha Ocidental entre 1961 e 1987.

Dentre os trabalhos que se concentram em países em desenvolvimento, Arize (1990) investigou o comportamento da oferta e demanda por exportações de sete países em desenvolvimento asiáticos (Coréia do Sul, Filipinas, Índia, Indonésia, Malásia, Paquistão e Tailândia) entre 1973 e 1985. Assim como os primeiros trabalhos a utilizar equações simultâneas, as elasticidades-preço de demanda obtidas foram em geral superiores às encontradas em trabalhos que postulavam oferta infinitamente elástica. Balassa (1991) encontrou resultados semelhantes para as exportações coreanas; além disso, estimou ainda uma equação de demanda por importações, obtendo coeficientes de maior magnitude para a renda do que para preços relativos.

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 mão de metodologias alicerçadas no conceito de cointegração para a avaliação de relações econômicas de longo prazo, e de modelos de correção de erros (ECM) 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 ou optando-se por modelos apenas de oferta ou de demanda – possivelmente devido às dificuldades envolvidas em se lidar com sistemas de equações simultâneas em presença de cointegração, como será explorado adiante.

Muscatelli, Srinivasan & Vines (1992, 1994), em dois trabalhos – o primeiro analisando apenas Hong Kong, e o segundo envolvendo Coréia, Hong Kong e Taiwan de maneira agregada –, estimaram equações de oferta e demanda, encontrando evidências distintas daquelas obtidas por Riedel e Arize, obtendo baixas elasticidades-preço e altas elasticidades-renda para a demanda pelas exportações desses países emergentes. Muscatelli, Stevenson & Montagna (1995), por sua vez, estimaram equações de demanda e oferta para exportações de seis emergentes asiáticos (Coréia do Sul, Hong Kong, Malásia, Singapura, Tailândia e Taiwan) confirmando a evidência de altas

elasticidades-renda, mas encontrando também altas elasticidades-preço para a demanda e para a oferta de exportações desses países.

Reinhart (1995) e Senhadji & 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.

Dentre os (poucos) trabalhos que foram capazes de lidar ao mesmo tempo com os problemas de não-estacionariedade e de simultaneidade está Giorgianni & Milesi-Ferretti (1997), que, analisando apenas a Coreia do Sul, corroboram a hipótese de altas elasticidades-preço e renda nas exportações. Além disso, estimam a demanda por importações daquele país, obtendo resultados compatíveis com os de Balassa (1991), isto é, elasticidade-renda de maior magnitude que a elasticidade-preço.

Catão & Falcetti (2002) analisam os determinantes do comércio exterior argentino no período 1991-98. No que se refere às exportações, os autores traçaram dois caminhos distintos, estimando apenas uma função de oferta (supondo válida a hipótese de país pequeno, com demanda infinitamente elástica) para as exportações extra-Mercosul, e estimando um modelo simultâneo com oferta e demanda para as exportações para os parceiros do bloco. Segundo o estudo, as exportações para o resto do mundo demonstraram alta sensibilidade à atividade interna e aos preços internacionais de commodities, enquanto as exportações para o Mercosul dependem fortemente da atividade econômica no bloco e da taxa de câmbio real bilateral com o Brasil. Quanto às importações, a exemplo dos demais trabalhos aqui analisados, os autores estimaram uma equação de demanda, que se caracterizou por uma alta elasticidade-renda e baixa elasticidade-preço – de maneira que, a despeito da substancial apreciação real no período pesquisado, a principal força motriz do aumento das importações argentinas na década – e da deterioração do desempenho comercial – foi o substancial crescimento da demanda após os planos de estabilização no início dos anos 1990.

A tabela 1 sintetiza as informações da bibliografia revisada nesta subseção³⁷:

³⁷ Para manter a homogeneidade, os símbolos aqui utilizados nem sempre correspondem aos adotados pelos autores de cada trabalho.

Tabela 1: literatura internacional

Artigo	País(es)	Período	variáveis explicativas utilizadas
Exportações			
Goldstein & Khan (1978)	Alemanha, Bélgica, EUA, França, Itália, Japão, Países Baixos, UK	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^x/p^* ; Y^*
Riedel (1988)	Hong Kong	1972-1984	oferta: p ; W ; T demanda: p^x/p^* ; Y^*
Tansel & Togan (1987)	Turquia	1960-1985	oferta: p^x/p ; Y demanda: p^x/p^* ; Y^*
Arize (1990)	Coreia, Filipinas, Índia, Indonésia, Malásia, Paquistão, Tailândia	1973-1985	oferta: ep^x/p ; Yp demanda: p^x/p^* ; Y^*
Holly & Wade (1991)	Reino Unido	1965-1982	oferta: p^x/p ; Yp demanda: p^x/p^* ; Y^*
Funke & 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^*
Muscattelli, Srinivasan & Vines (1992)	Hong Kong	1972-1984	oferta: p^x/p ; W ; T demanda: p^x/p^* ; Y^*
Muscattelli, Srinivasan & Vines (1994)	Coreia, Hong Kong, Taiwan	1967-1985	oferta: p^x , W , k , o demanda: p^x/p^* ; Y^*
Muscattelli, Stevenson & Montagna (1995)	Coreia, Hong Kong, Malásia, Singapura, Tailândia, 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, México	1973-1995	demanda: p^x/p^* ; Y^*
Giorgianni & Milesi-Ferretti (1997)	Coreia do Sul	1973-1995	oferta: p^x/p ; Yp demanda: p^x/p^* ; Y^*
Catão & 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 & Togan (1987)	Turquia	1960-1985	Y , p^m/p
Balassa (1991)	Coreia do Sul	1973-1988	Y , p^m/p
Giorgianni & Milesi-Ferretti (1997)	Coreia do Sul	1973-1995	Y , p^m/p
Catão & Falcetti (2002)	Argentina	1991-1998	Y , $ep^*(1+t)/p$, r
Cheng (2004)	Coreia do Sul	1988-2001	Y , p^m/p

Legenda: p^* : preço mundial dos comercializáveis; p^x : preço das exportações, em moeda estrangeira; p : preços domésticos; e : taxa de câmbio (preço da moeda estrangeira em termos da doméstica); Yp : produto potencial; Y^* : renda mundial; W : índice de custos; T : variável de tendência; k : estoque de capital; p^m : preço das importações, em moeda doméstica; r : taxa real de juros; Y : renda doméstica

Da tabela 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 esses fatores). Os modelos de demanda por importações, por seu turno, sempre colocam como as variáveis explicativas a renda interna e o preço relativo dos importáveis.

3.4.1. 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 & 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, em geral o nível de utilização da capacidade instalada.

Em um dos trabalhos pioneiros nessa área, Weisskoff (1979), interessado em analisar o processo de substituição de importações no Brasil no período 1953-70, inclui uma variável tendencial, com base no argumento de que uma tendência positiva indicaria um aumento na dependência de importações (resultado observado para bens de consumo não-duráveis, trigo e combustíveis), enquanto uma tendência negativa refletiria o sucesso da substituição (o que foi o caso em praticamente todos os demais setores).

Dib (1981), ao estimar equações agregadas de demanda por importações entre 1960 e 1979, testa diferentes especificações, incluindo entre os regressores a variável endógena defasada (isto é, admitindo defasagem no ajustamento ao equilíbrio), uma variável tendencial, uma cíclica (o hiato do produto) e o produto potencial. Além de ratificar a tendência negativa (isto é, de substituição de importações) encontrada por Weisskoff para a maioria dos setores, o artigo encontra evidências que sugerem alta elasticidade

tanto à renda quanto aos preços, forte influência do componente cíclico, e defasagem de ajustamento não inferior a um ano.

Em um estudo utilizando dados trimestrais entre 1970:1 e 1986:3, agregados e desagregados por setor, Zini Jr. (1988) separou o efeito-renda em dois componentes: um tendencial, que “responde pela parcela das importações demandadas para o funcionamento normal da economia”, e um cíclico, medido pela utilização da capacidade instalada. O artigo conclui que as importações são “moderadamente preço-elásticas e fortemente renda-elásticas”.

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, dentre os trabalhos aqui analisados que foram realizados dessa década em diante, apenas Ferreira (1994) não incorporou essa 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 podemos destacar Portugal (1992); Ferreira (1994); Azevedo & Portugal (1998); Carvalho & Parente (1999); Carvalho & De Negri (2000); Morais & Portugal (2005); Gouvêa & Schettini (2011).

Resende (2001), contudo, propõe a inclusão de outra variável explicativa, que se refere a um problema típico de economias em desenvolvimento: as restrições às importações, resultantes tanto dos frequentes episódios de crise no balanço de pagamentos e escassez de divisas quanto do uso intensivo e comum de limites quantitativos às importações. Em um estudo com dados trimestrais entre 1978:1 e 1998:4, o autor encontrou evidência de que o impacto da variável “capacidade de importar” sobre o *quantum* importado foi bastante elevado até o terceiro trimestre de 1994, reduzindo-se a menos de um terço a partir do trimestre seguinte.

Não obstante, como argumenta Ribeiro (2006), para estimações a partir da desvalorização do Real em 1999 é razoável supor que tais restrições não estejam mais ativas. Isto porque, em primeiro lugar, o país não tem encontrado dificuldades em seu balanço de pagamentos desde então – ao contrário, sobretudo a partir de 2003 as reservas internacionais apresentaram vigoroso crescimento, demonstrando a pouca importância da restrição externa à capacidade de importar no período³⁸. Além disso, a integração do país ao sistema multilateral de comércio, especialmente após a criação da Organização Mundial do Comércio, limitou o espaço para a adoção de restrições quantitativas às importações. Diante de tais fatos, aquele autor considerou desnecessária a inclusão dessa variável na determinação da demanda brasileira por importações.

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 Jr. (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 & Portugal (1998)	$Y, ep^m(1+t)/p, u$
Carvalho & Parente (1999)	$Y, ep^m(1+t)/p, u$
Carvalho & De Negri (2000)	$Y, ep^m(1+t)/p, u$
Resende (2001)	$Y, ep^m(1+t)/p, u, c$
Morais & Portugal (2005)	$Y, ep^m(1+t)/p, u$
Ribeiro (2006)	$Y, ep^m(1+t)/p, u, c, a$
Gouvêa & Schettini (2011)	$Y, ep^m(1+t)/p$

Legenda: Y: renda doméstica; pm: preço das importações, em moeda estrangeira; p: preços domésticos; e: taxa de câmbio (preço da moeda estrangeira em termos da doméstica); Yp: produto potencial; T: variável de tendência; u: variável cíclica; s: ágio entre a taxa de câmbio no mercado paralelo e a oficial; c: capacidade de importar; 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 são incluídos. Além disso, é bastante comum a inclusão de alguma medida do ciclo econômico, em geral a taxa de utilização da capacidade instalada.

³⁸ Evidentemente, isto não significa que não existam mais barreiras tarifárias e não-tarifárias às importações – de fato, a maioria dos modelos analisados introduz algum índice de proteção tarifária na formulação dos preços relativos.

3.4.2. 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 & Dornbusch (1980) lançam mão da hipótese de país pequeno para justificar a estimação de um modelo apenas com uma equação de oferta. Este último, por exemplo, estuda as exportações brasileiras de produtos manufaturados no período 1960-77. A estrutura do modelo pressupõe que a oferta de manufaturas para a exportação depende positivamente do preço relativo das mesmas (em comparação com as vendas internas) e negativamente da demanda interna, na medida em que a demanda interna aquecida estimula as firmas a deslocarem sua produção para o mercado interno. Os resultados obtidos parecem corroborar as hipóteses assumidas.

Também entre os primeiros trabalhos brasileiros nessa linha, Pinto (1980) analisa as exportações brasileiras de manufaturados, entre 1954 e 1974, porém já tratando explicitamente o lado da demanda – ao invés de simplesmente supô-la infinitamente elástica – em um modelo com uma equação em forma reduzida. O autor conclui que a expansão do comércio mundial e da capacidade produtiva nacional foram importantes determinantes do crescimento das exportações brasileiras de manufaturados, assim como a taxa de câmbio real e a taxa de incentivos concedidos pelo governo, cujas elasticidades assumiram magnitude semelhante.

Preocupados com o fato de que a hipótese de demanda infinitamente elástica impede que sejam considerados os efeitos da renda mundial sobre as exportações, Braga & Markwald (1983) foram pioneiros em adotar explicitamente o método de estimação de equações simultâneas, “onde a elasticidade-preço da demanda seja obtida empiricamente, em vez de estabelecida *a priori*, por mais razoáveis que sejam os argumentos para supô-la infinita”. Em um estudo das exportações brasileiras de manufaturados no período 1959-81, os autores utilizaram um sistema em que a oferta de exportações depende de uma medida de preços relativos (câmbio real ajustado por um índice de incentivos fiscais à exportação) e do nível de utilização da capacidade, e a demanda é função dos preços relativos e da renda real. As estimativas obtidas indicam

que a demanda pelas exportações é bastante sensível à renda, e possui elasticidade-preço relativamente alta, mas finita, reforçando a necessidade de utilizar o modelo estrutural.

A partir de Braga & 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. Seguindo essas diretrizes, Rios (1987) estima modelos simultâneos, de equilíbrio e de desequilíbrio, para as exportações brasileiras de manufaturados entre 1964 e 1984, mais uma vez confirmando a hipótese de que a demanda pelas exportações brasileiras não é infinitamente elástica.

Zini Jr. (1988) adota procedimento semelhante, incluindo na equação de oferta, além das variáveis sugeridas por Braga & Markwald, uma medida da capacidade produtiva ou produto potencial da economia. O estudo, que estimou equações agregadas e desagregadas por setor, utilizando dados trimestrais entre 1970:1 e 1986:3, conclui que a oferta é sensível a mudanças nos preços, em especial na taxa de câmbio – especialmente os produtos industrializados, que apresentaram elasticidade de oferta maior que as exportações agregadas –, e à taxa de utilização da capacidade. A demanda pelas exportações, por seu turno, apresentou baixa elasticidade-preço e alta elasticidade-renda.

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, utilizando formas reduzidas, ou estimando só a oferta ou só a demanda.

Amazonas & Barros (1996) estimam separadamente equações de oferta e demanda para analisar as exportações de manufaturados entre 1964 e 1988, incluindo ainda mais variáveis na equação de oferta, relativas aos custos setoriais (salários reais e preço do

petróleo) e à produtividade. As elasticidades encontradas para a demanda mostraram-se relativamente baixas, corroborando a relevância da estimação dessa equação.

Castro & 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 1977-96, Cavalcanti & Ribeiro (1998) testaram várias especificações, lançando mão de vetores autorregressivos (VAR) em forma reduzida, inicialmente incluindo, além das variáveis usuais, um índice do produto potencial, como sugerido por Zini Jr. (1988), e um indicador de custos de insumos e fatores de produção, a exemplo de Amazonas & Barros (1996). Dentre as diversas especificações, os autores consideraram como mais adequados os modelos contendo apenas os preços relativos, para manufaturados e semimanufaturados, e com preços relativos e a *proxy* para a demanda mundial. Além disso, o artigo destaca a existência de uma forte tendência exógena de crescimento, provavelmente relacionada com a expansão da capacidade produtiva ou da demanda mundial.

Carvalho & De Negri (2000), tendo como foco as exportações de produtos agropecuários entre 1977 e 1998, também optaram por um modelo em forma reduzida, incluindo entre as variáveis explicativas uma medida de preços relativos entre os de exportação e os internos, a taxa de utilização da capacidade e as exportações mundiais totais como *proxy* para a demanda externa. 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, agregadas e desagregadas por categoria de uso, 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. Além disso, o autor propõe separar as variáveis que captam o efeito preço em duas partes distintas, que são geralmente utilizadas como substitutas mas que são, na verdade, complementares. Em primeiro lugar, uma relação entre o preço de exportação e o preço do concorrente estrangeiro, em moeda estrangeira, isto é, o preço relativo entre o tradable doméstico e o

estrangeiro, utilizado geralmente em equações de demanda. Em segundo lugar, a relação entre preços internos e preços de exportação (expressando este em moeda nacional via câmbio nominal), ou seja, uma medida da rentabilidade relativa da produção de bens comercializáveis frente à de não comercializáveis, utilizada geralmente em equações de oferta. Também nas duas equações, o artigo acrescenta uma medida da volatilidade cambial, que teria efeito negativo em ambas. Além disso, o autor utiliza, na equação de oferta, duas variáveis adicionais: uma mede o grau de abertura comercial (que geraria externalidades positivas e incentivaria a entrada de novas firmas na atividade exportadora), e a outra o custo de financiamento das exportações (que impactaria negativamente na capacidade exportadora). 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 do que de uma equação de oferta.

Finalmente, Gouvêa, Schettini, & 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, o artigo destaca 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 do 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

Estimação de funções de exportação

Artigo	método de estimação	variáveis explicativas utilizadas
Cardoso & Dornbusch (1980)	Apenas oferta	$ep^*(1+s)/p$; U
Pinto (1980)	Forma reduzida	$ep^x(1+s)/p$; A; W; U; Yp ; Y^*
Braga & 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 Jr. (1988)	Equações simultâneas	oferta: $ep^x(1+s)/p$; U; Yp demanda: p^x/p^* ; Y^*
Amazonas & Barros (1996)	Uniequacional	oferta: $ep^x(1+s)/p$; U; W; Yp demanda: p^x/p^* ; Y^*
Castro & Cavalcanti (1997)	Forma reduzida	ep^*/p ; U; Y^*
Cavalcanti & Ribeiro (1998)	Forma reduzida	ep^*/p ; Y^* ; U; Yp
Carvalho & 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 & Squeff (2012)	Apenas demanda	ep^*/p ; Y^*

Legenda: p^* : preço mundial dos comercializáveis; p^x : preço das exportações, em moeda estrangeira; p : preços domésticos; e : taxa de câmbio (preço da moeda estrangeira em termos da doméstica); s : taxa de subsídios e demais incentivos à exportação; Yp : produto potencial; U: taxa de utilização da capacidade instalada; Y^* : renda mundial; A: produtividade do setor; W: índice de custos; v: índice de volatilidade cambial; f: índice do custo de financiamento das exportações; 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.

3.5. 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 que 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 seção anterior.

Também à luz da revisão bibliográfica realizada, pode-se notar que, no caso dos modelos de importação, há relativo consenso em relação a 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 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 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 se contrair nas fases de declínio (conforme Carvalho & Parente, 1999, por exemplo).

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):

$$M^d = M^d \left(Y, \frac{EP_m(1+t)}{P_{cd}}, U \right); \quad (3.17)$$

$$\frac{\partial M^d}{\partial Y} > 0; \frac{\partial M^d}{\partial(EP_m/P_{cd})} < 0; \frac{\partial X^s}{\partial U} > 0$$

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

$$\ln M^d = \beta_0 + \beta_1 \ln Y + \beta_2 \ln \left(\frac{EP_m(1+t)}{P_{cd}} \right) + \beta_3 \ln U \quad (3.18)$$

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, é possível estimar apenas uma equação em forma reduzida que combine variáveis do lado da oferta e do lado da demanda.

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 do 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):

$$X^d = X^d \left(Y^*, \frac{P_x}{P_w} \right); \frac{\partial X^d}{\partial Y^*} > 0; \frac{\partial X^d}{\partial(P_x/P_w)} < 0 \quad (3.19)$$

ou, na forma duplo-log:

$$\ln X^d = \beta_0 + \beta_1 \ln Y^* + \beta_2 \ln \left(\frac{P_x}{P_w} \right) \quad (3.20)$$

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 nacional³⁹) e bens ofertados no mercado local, conforme o modelo geral obtido de Goldstein & 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 exportadores, como índices de salário real e custos de comercialização, distribuição, impostos, etc. (neste caso, o sinal esperado é negativo – Cavalcanti & 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 Jr. [1988]; Cavalcanti & 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 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 custos por C e o ciclo por U):

$$X^s = X^s \left(\frac{EP_x}{P_{cd}}, C, U \right); \quad (3.21)$$

$$\frac{\partial X^s}{\partial (P_x E / P_{cd})} > 0; \quad \frac{\partial X^s}{\partial C} < 0; \quad \frac{\partial X^s}{\partial U} \cong 0$$

Que na forma duplo-log se torna:

³⁹ 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 essa prática, a exemplo do que foi feito em diversos trabalhos mais recentes, como Castro & Cavalcanti (1997), Cavalcanti & Ribeiro (1998), Carvalho & De Negri (2000), Ribeiro (2006), Sapienza (2007), Meyer (2008), Schettini et al (2012), por exemplo. Ademais, se analisamos o modelo original de substitutos imperfeitos como exposto por Goldstein e Khan (1985), resta claro que, em teoria, deveríamos 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.

$$\ln X^s = \beta_0 + \beta_1 \ln \left(\frac{EP_x}{P_{cd}} \right) + \beta_2 \ln C + \beta_3 \ln U \quad (3.22)$$

Já a equação em forma reduzida relaciona a quantidade exportada tanto às variáveis do lado da demanda (preço relativo e absorção externa) quanto 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 que 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 esses dois preços relativos. Sendo assim, parece mais razoável incluir ambos na equação em forma reduzida – que, portanto, é dada por:

$$X = X \left(\frac{P_x}{P_w}, \frac{EP_x}{P_{cd}}, Y^*, C, U \right); \quad (3.23)$$

$$\frac{\partial X}{\partial (P_x/P_w)} < 0; \quad \frac{\partial X}{\partial (P_x E/P_{cd})} > 0 \quad \frac{\partial X}{\partial Y^*} > 0; \quad \frac{\partial X}{\partial C} < 0; \quad ; \quad \frac{\partial X^s}{\partial U} \geq 0$$

Que na forma duplo-log pode ser escrito como:

$$\ln X = \beta_0 + \beta_1 \ln \left(\frac{P_x}{P_w} \right) + \beta_2 \ln \left(\frac{EP_x}{P_{cd}} \right) + \beta_2 \ln Y^* + \beta_2 \ln C + \beta_3 \ln U \quad (3.23)$$

3.6. 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 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 capítulo 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 & 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 & Jenkins. Há, contudo, que se notar que este procedimento pode levar à perda de informação relevante que poderia estar contido no comportamento das séries em nível.

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

$$y_t = \beta x_t + \varepsilon_t \quad (3.24)$$

em que ε_t é ruído branco com média zero 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 $\mathbf{x}_t = (x_{1t}, \dots, x_{nt})'$ são ditos **cointegrados de ordem (d,b)** , denotando-se $\mathbf{x}_t \sim C(d,b)$, se

- (1) todos os seus elementos são $I(d)$

(2) existe um vetor $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_n)$ tal que a combinação linear

$$\beta x_t = \beta_1 x_{1t} + \dots + \beta_n x_{nt} \quad (3.25)$$

é integrada de ordem $(d-b)$, $b > 0$.

O vetor β é denominado **vetor de cointegração**. Note 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, podemos estimar modelos de regressão linear sem o risco de regressão espúria – de fato, é possível demonstrar (Stock, 1987) que estimadores por mínimos quadrados ordinários (MQO) de um modelo tal como em (4.1) são “superconsistentes”, isto é, os estimadores MQO $\hat{\beta}_i$ convergem para o valor real β_i a uma taxa maior do que no caso em que as variáveis envolvidas são estacionárias⁴⁰.

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

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

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \varepsilon_t \quad (3.26)$$

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

$$\hat{\varepsilon}_t = y_t - \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_t \quad (3.26')$$

Como a equação (3.26') 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 $\hat{\varepsilon}_t$ – o estimador do desequilíbrio – seja estacionário.

⁴⁰ Mais especificamente, o estimador $\hat{\beta}_i$ de β_i converge para seu valor real à taxa T , ao invés da taxa usual \sqrt{T} . Para mais detalhes ver Stock (1987).

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, com valores críticos modificados de acordo com o número de variáveis envolvidas⁴¹. Dessa 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, na rejeição da hipótese nula de ausência de cointegração.

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. Isto é, para o modelo bivariado em (4.1), podemos estimar um modelo de correção de erros da forma

$$\Delta y_t = \alpha_y(y_{t-1} - \beta x_{t-1}) + \sum_i \alpha_{11}^{(i)} \Delta y_{t-i} + \sum_i \alpha_{12}^{(i)} \Delta x_{t-i} \quad (3.27)$$

$$\Delta x_t = \alpha_x(y_{t-1} - \beta x_{t-1}) + \sum_i \alpha_{21}^{(i)} \Delta y_{t-i} + \sum_i \alpha_{22}^{(i)} \Delta x_{t-i} \quad (3.28)$$

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 pode ser estendida para o caso de mais de duas variáveis. Considere um sistema com n variáveis da seguinte forma “triangular”⁴²:

$$y_{1t} = \beta' y_{2t} + u_{1t} \quad (3.29)$$

$$\Delta y_{2t} = u_{2t} \quad (3.30)$$

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

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

$$\hat{\beta} = (Y_2' Y_2)^{-1} Y_2' y_1 \quad (3.31)$$

⁴¹ Geralmente utilizam-se os valores críticos obtidos por MacKinnon (1991), adotados na maioria dos pacotes econométricos disponíveis.

⁴² Conforme Maddala & Kim (1998, seção 5.4), ou Enders (2004, apêndice 6.1).

onde y_1 é o vetor de observações de y_{1t} , e Y_2 é a matriz de observações de y_{2t} . Note 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 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 & 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 pequenas⁴³ (Banerjee et al., 1993, pp. 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 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 levam em conta a simultaneidade entre as duas relações, seria recomendável utilizar métodos multiequacionais, como o método VECM (vector error correction model) de Johansen, que permite testar e estimar múltiplos vetores de cointegração a partir de um arcabouço VAR (vetor autorregressivo), que não impõe nenhuma estrutura *ad hoc* nos dados.

⁴³ Conforme Banerjee et al (1993, p. 239) “Philips & Hansen (1990) show that these corrections work effectively in sample sizes as small as 50” – menores, portanto que as amostras aqui analisadas.

Não obstante, a literatura é quase unânime⁴⁴ em afirmar a impossibilidade de utilizar tais métodos para estimar os determinantes das exportações brasileiras. Dentre 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 & 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 & Parente [1999]; Gouvêa et al [2012]) – mesmo a utilização de dummies para estabilizar os modelos, bastante frequente em trabalhos empíricos nacionais, não é solução adequada para a utilização desse 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.⁴⁵

Sendo assim, o exercício econométrico cujos resultados serão analisados no próximo capítulo 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), amplamente utilizados na literatura⁴⁶. Em seguida, os coeficientes de longo prazo foram estimados pelo método de mínimos quadrados modificados (FM-

⁴⁴ 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 esse método.

⁴⁵ 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 & Cavalcanti (1997) e Carvalho & 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 esses 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 no presente 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. Para uma discussão dos diferentes conceitos de exogeneidade, ver, por exemplo, Engle, Hendry & Richard (1983).

⁴⁶ A metodologia de tais testes está descrita, por exemplo, em Enders (2004) e Maddala & Kim (1998).

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 inicialmente quatro defasagens de cada variável, e realizando testes de Wald para a restrição de variáveis insignificantes. O próximo capítulo 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 trimestral⁴⁷, entre 1996 e 2012⁴⁸. No caso do modelo de demanda por importações, o período analisado estende-se do primeiro trimestre de 1996 ao quarto trimestre de 2012 – perfazendo-se, 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 trabalho⁴⁹, 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 representado 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, disponível nas Contas Nacionais Trimestrais do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). 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.⁵⁰

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

⁴⁷ Quando necessário, as variáveis foram sazonalmente ajustadas pelo método X-12 Census.

⁴⁸ O período inicial foi determinado com base na disponibilidade dos dados no sistema SIDRA-IBGE para as séries com ajuste sazonal do PIB trimestral.

⁴⁹ Concluída em março de 2013.

⁵⁰ 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.

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:

$$\frac{EP_m(1+t)}{P_{cd}}$$

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 tarifária⁵¹ 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) e o valor total das importações (obtido junto à Secretaria de Comércio Exterior, e convertido de dólares para reais 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 IPCA ou o INPC) ou índices gerais, como o IGP-M, devido ao considerável peso dos bens não-comercializáveis na construção dos mesmos. O escolhido, portanto, foi o índice de preços de bens comercializáveis, construído pelo BC com base no IPCA/IBGE (índice de preços ao consumidor amplo).⁵²

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.

⁵¹ 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.

⁵² Por precaução, todas as estimações foram feitas utilizando-se também um índice alternativo, que utiliza, em lugar do IPCA-Comercializáveis, o IPA (Índice de Preços ao Produtor Amplo), 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.

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 reais pela taxa de câmbio comercial R\$/US\$, e o IPCA-Comercializáveis.

A tabela 4 apresenta a denominação utilizada para cada variável nos procedimentos econométricos:

Tabela 4: 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

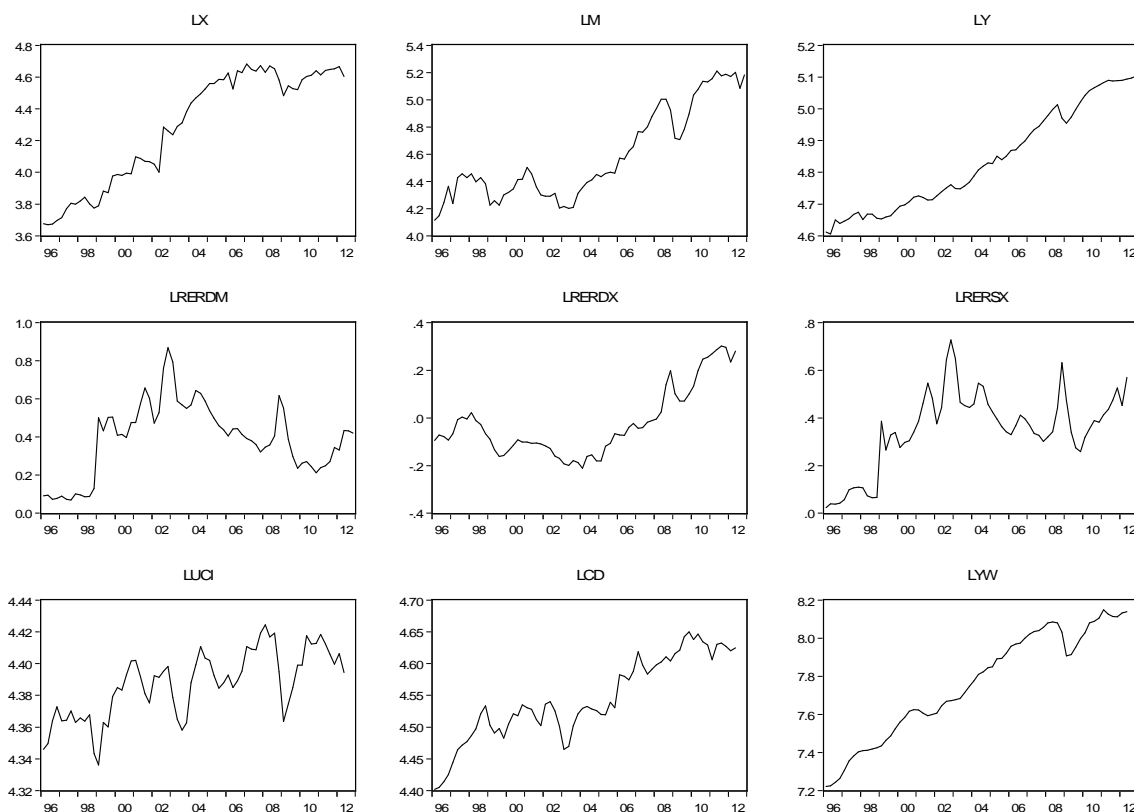
Finalmente, para garantir a estabilidade do modelo ao longo da amostra⁵³, foram incluídas duas variáveis *dummy* de impulso, nos primeiros trimestres de 1999 e 2009 (denominadas i1999q1 e i2009q1), e uma *dummy* de escada no primeiro trimestre de 2003 (s2003q1).

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

⁵³ 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 má valorização do Real no início de 1999, a desconfiança gerada pela possibilidade 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.

depreciação do Real associado com a insegurança diante da perspectiva da vitória do Partido dos Trabalhadores 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.

Figura 6 – Comportamento das variáveis utilizadas



Optou-se pela realização de três testes distintos para cada série: o teste de Dickey-Fuller aumentado (ADF), o de Phillips-Perron (PP), e o de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (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 5) quanto em suas primeiras diferenças (exibidos na tabela 6).

Tabela 5 – 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**	0.0084
ADF-t	-1.7203	-2.0313	-4.2404**	-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***	-2.1777
KPSS-c	0.9167*	0.2435	0.8876*	1.0564*
KPSS-t	0.2169*	0.2221*	0.0824	0.2267*

Obs: *, **, e *** denotam rejeição da hipótese nula a 1%, 5% e 10%, respectivamente

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*	0.6258**	0.4927**	0.9689*	1.0292*
KPSS-t	0.1823**	0.1720*	0.2512*	0.2161*	0.1839**

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 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 do presente trabalho.

Quanto às séries em primeiras diferenças, a evidência exibida na tabela 6 – 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 as mesmas 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 6 – Testes de raiz unitária – primeiras diferenças

Teste	Variável			
	D(LM)	D(LRERDM)	D(LUCI)	D(LY)
ADF	-7.2063*	-6.9058*	-6.8544*	-5.6981*
ADF-c	-7.4894*	-6.8736*	-6.8676*	-7.2693*
ADF-t	-7.4466*	-5.4432*	-6.8009*	-4.6820*
PP	-7.2417*	-6.9188*	-6.7636*	-5.7753*
PP-c	-7.4857*	-6.9000*	-6.7293*	-7.2571*
PP-t	-7.4421*	-7.0827*	-6.6992*	-7.1870*
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*	-4.5310*	-5.4005*	-6.9873*	-4.1949*
ADF-c	-6.4422*	-5.6176*	-5.2872*	-7.2362*	-5.0126*
ADF-t	-6.8407*	-5.5817*	-5.3138*	-7.8794*	-5.1174*
PP	-6.0248*	-4.4034*	-5.9269*	-6.9111*	-4.1949*
PP-c	-6.4612*	-7.5863*	-5.7018*	-7.1366*	-5.0131*
PP-t	-7.1469*	-7.6663*	-6.1853*	-7.7664*	-5.1017*
KPSS-c	0.1499	0.1849	0.4367	0.3004	0.1721
KPSS-t	0.0906	0.0604	0.1273***	0.1042	0.0922

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 de mínimos quadrados modificados (FM-OLS), com e sem a presença de tendência determinística na equação de estimação. A tabela 7 resume os resultados das estimações e testes de cointegração:

Tabela 7 – Vetor de longo prazo e testes de cointegração

Variável	demanda			demanda-t		
	coef.	estat. t	p-valor	coef.	estat. 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		

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 observa-se 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 significativa 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 2 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) – a tabela **A1, no Anexo 1**, 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 significativo 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 no capítulo 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 ECM 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 8:

Tabela 8 – Modelo de Correção de Erros – Demanda por Importações

Variável	ECM		
	coef.	estat. 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:	Estat.	p-valor	
J-B	2.10	0.34	
ARCH	0.39	0.53	
B-G	0.90	0.48	

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 & 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 seção 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 e não duráveis, intermediários e de capital⁵⁴.

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 utilizadas no modelo agregado.

Para a construção da medida de preço relativo – cujo procedimento de elaboração seguiu o do modelo agregado – utilizou-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 existem⁵⁵, optou-se por utilizar o índice de comercializáveis para todos os bens.

A tabela 9 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.

⁵⁴ Optou-se por excluir as importações de combustíveis, devido às características *sui generis* que decorrem da enorme participação da Petrobras nesse mercado, no qual foi monopolista nas importações até 2002.

⁵⁵ Até 2007 a Fundação Getúlio Vargas disponibilizava seu Índice de Preços por Atacado desagregado por categorias de uso; desde 2008, contudo, a Fundação deixou de adotar essa forma de desagregação.

Tabela 9 – 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*	0.4391**	0.7375**	0.2068	0.9167*	0.2435**	0.7880*	0.5415**
KPSS-t	0.2346*	0.2062**	0.2598*	0.1990**	0.2169**	0.2221**	0.2315*	0.2119**

Obs: *, **, e *** denotam rejeição da hipótese nula a 1%, 5% e 10%, respectivamente

Tais informações, em conjunto com as da tabela 10, 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 10 – 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*	-6.6890*	-8.8913*	-7.6529*	-6.5133*	-6.9220*	-8.8797*	-7.0522*
ADF-c	-5.7000*	-6.637*	-9.2104*	-7.6101*	-6.7807*	-6.8735*	-9.1491*	-7.0060*
ADF-t	-5.7400*	-6.6445*	-9.5547*	-7.5819*	-6.7261*	-6.8565*	-9.1645*	-7.0267*
PP	-5.6811*	-6.5630*	-8.8708*	-8.1178*	-6.5133*	-7.0033*	-8.8503*	-6.9871*
PP-c	-5.7190*	-6.5008*	-9.2104*	-8.0765*	-6.7502*	-6.9384*	-9.0898*	-6.9330*
PP-t	-5.7011*	-6.5183*	-9.7674*	-8.4673*	-6.6943*	-7.2134*	-9.0997*	-7.0089*
KPSS-c	0.1510	0.2062	0.4225	0.1749	0.0363	0.1484	0.1577	0.2136
KPSS-t	0.1040	0.1246***	0.0745	0.1350	0.0378	0.0949	0.0714	0.1028

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 dessa categoria de uso é mais sensível, tanto ao câmbio real quanto à renda interna.

Tabela 11 – vetor de longo prazo e testes de cointegração (BCD)

Variável	demanda			demanda-t		
	coef.	estat. t	p-valor	coef.	estat. 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		

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 ao coeficiente associado à taxa de utilização da capacidade mostrou-se positivo, mas significativo apenas a 10% no caso do modelo sem tendência determinística.

Quanto ao modelo de correção de erros, apresentado na tabela 12, 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 12 – modelo de correção de erros (BCD)

Variável	ECM		
	coef.	estat. 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:	Estat.	p-valor	
J-B	0.77	0.67	
ARCH	0.06	0.79	
B-G	2.68	0.13	

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 13 – vetor de longo prazo e testes de cointegração (BCND)

Variável	demanda			demanda-t		
	coef.	estat. t	p-valor	coef.	estat. 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
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		

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

Tabela 14 – modelo de correção de erros (BCND)

Variável	ECM		
	coef.	estat. 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:	Estat.	p-valor	
J-B	0.24	0.89	
ARCH	0.94	0.33	
B-G	0.33	0.88	

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 15 – vetor de longo prazo e testes de cointegração (BI)

Variável	demanda			demanda-t		
	coef.	estat. t	p-valor	coef.	estat. 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		

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*⁵⁶. 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 16 – modelo de correção de erros (BI)

Variável	ECM		
	coef.	estat. 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:	Estat.	p-valor	
J-B	4.82	0.09	
ARCH	2.66	0.11	
B-G	1.51	0.23	

4.2.1.4. Bens de capital

Finalmente, quando se observa os resultados obtidos para bens de capital, ilustrados na tabela 17, 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.

⁵⁶ 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.

Tabela 17 – vetor de longo prazo e testes de cointegração (BK)

Variável	demanda			demanda-t		
	coef.	estat. t	p-valor	coef.	estat. 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		

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 essa variável é razoavelmente rápido.

Tabela 18 – modelo de correção de erros (BK)

Variável	ECM		
	coef.	estat. 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		
Teste:	Estat.	p-valor	
J-B	11.18	0.01	
ARCH	0.03	0.84	
B-G	1.18	0.32	

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 19, 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 19 – Vetor de longo prazo e testes de cointegração

Variável	reduzida			reduzida-t		
	coef.	estat. t	p-valor	coef.	estat. 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		

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 mostrou-se 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 ou devido a desvios-padrão relativamente elevados. Nos dois modelos, a elasticidade ao preço relativo de oferta foi praticamente igual a zero – 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 baixa, sem se aproximar da unidade.

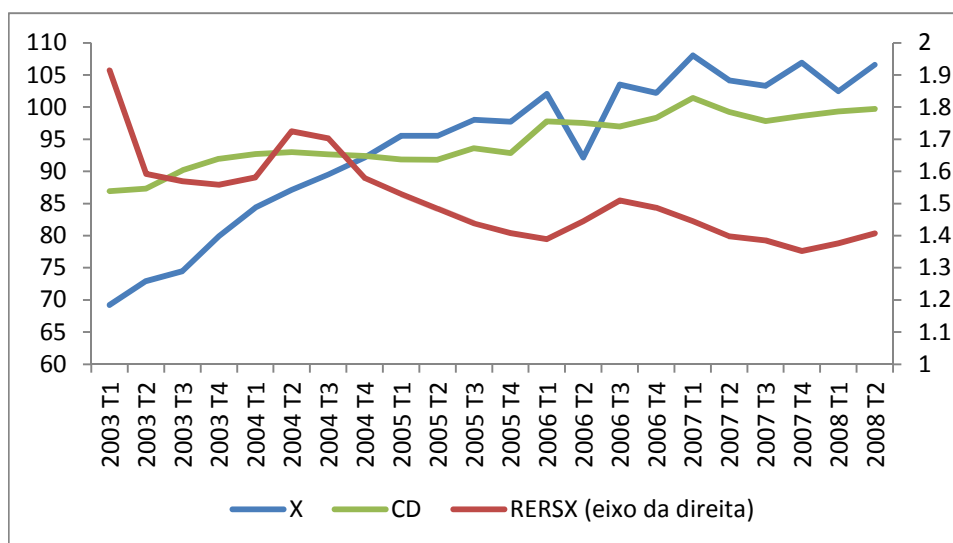
Quando analisamos os coeficientes de curto prazo, apresentados na tabela 20, o quadro é semelhante: apenas as variáveis de demanda se mostraram significativamente diferentes de zero. O modelo de correção de erros estimado revela ainda que o ajustamento ao desequilíbrio é razoavelmente rápido – os agentes 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 20 – Modelo de Correção de Erros – Forma reduzida

Variável	ECM reduzida		
	coef.	estat. 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:	Estat.	p-valor	
J-B	0.24	0.89	
ARCH	1.83	0.31	
B-G	0.46	0.80	

Uma possível explicação para tais resultados pode ser a de 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 a partir de 2003 e 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

Estes 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, Schettini et al. (2011) estimaram, para o período 1995-2009, apenas uma equação de demanda, obtendo resultados satisfatórios.

Não obstante, mais importante para o objetivo deste trabalho é notar que ambos encontraram evidências de baixa elasticidade-preço nas exportações brasileiras. Schettini et al. (2011) 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 aqui estimado. 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 no capítulo 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 21 – Vetor de longo prazo e testes de cointegração

Variável	demanda			demanda-t		
	coef.	estat. t	p-valor	coef.	estat. 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		

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 22, 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 22 – Modelo de Correção de Erros – demanda por exportações

Variável	ECM demanda		
	coef.	estat. 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:	Estat.	p-valor	
J-B	0.21	0.81	
ARCH	1.58	0.36	
B-G	0.41	0.83	

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 do que aos preços relativos, um resultado condizente com a literatura recente, como já foi mencionado na discussão do modelo reduzido.

4.3.3. Oferta brasileiras 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 23 – Vetor de longo prazo e testes de cointegração

Variável	oferta			oferta-t		
	coef.	estat. t	p-valor	coef.	estat. 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		

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 24, 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 significativa a 10%. A variável cíclica mostrou um comportamento inusitado, com sinais diferentes nos impactos contemporâneo e defasado – ainda que esta tenha sido pouco significativa.

Tabela 24 – Modelo de Correção de Erros – oferta de exportações

Variável	ECM oferta		
	coef.	estat. 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:	Estat.	p-valor	
J-B	159.0	0.00	
ARCH	0.00	0.99	
B-G	1.11	0.36	

É possível vislumbrar algumas explicações hipotéticas para estes resultados anômalos: em primeiro lugar, há que 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 variável⁵⁷ pode ser outra fonte de viés nos resultados obtidos.

Outra possibilidade é a de que as *proxies* utilizadas não sejam as mais adequadas para

⁵⁷ Outras variáveis tentando medir a capacidade produtiva – PIB doméstico, PIB tendencial (obtido via filtro HP) e índice de produção física na indústria – foram testados. Os resultados, contudo, se mostraram ainda menos verossímeis do que os obtidos na especificação apresentada.

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 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 desse fator agregado, no qual está concentrada a pauta exportadora desses países⁵⁸.

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 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,

⁵⁸ 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, da ausência de alternativa mais adequada, foi amplamente utilizado na literatura, tanto mais antiga, como Braga & Markwald (1983), quanto mais recente, como Ribeiro (2006).

disponibilizado pelo IBGE, como proxy da capacidade produtiva nacional⁵⁹. A outra variável incluída foi a taxa de juros interbancária inglesa (LIBOR) de seis meses atrelada ao dólar, obtida junto ao Banco Central do Brasil, com o intuito de mensurar o custo financeiro a que se submete o exportador⁶⁰.

Tabela 25 – Variáveis adicionais

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

A tabela 26 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 26 – testes de raiz unitária – variáveis em nível

Teste	Variável					
	Básicos			Semimanufaturados		
	D(LX)	D(LRERDX)	D(LRERSX)	D(LX)	D(LRERDX)	D(LRERSX)
ADF	-10.675*	-5.8351*	-7.1079*	-8.6907*	-6.2849*	-6.7156*
ADF-c	-8.4706*	-5.8473*	-7.0785*	-9.0450*	-6.3825*	-6.8530*
ADF-t	-6.3183*	-5.9149*	-7.0552*	-9.0647*	-6.5195*	-6.5068*
PP	-11.252*	-5.4932*	-7.1171*	-11.272*	-5.1248*	-7.5188*
PP-c	-17.486*	-5.4710*	-7.0988*	-12.638*	-5.3269*	-11.612*
PP-t	-32.427*	-5.4517*	-7.1933*	-13.136*	-6.6810*	-13.491*
KPSS-c	0.1724	0.3456	0.4626***	0.2435	0.9167*	0.2435
KPSS-t	0.0622	0.1209***	0.4923*	0.2221*	0.2169*	0.2221*

Teste	Variável				
	Manufaturados				
	D(LX)	D(LRERDX)	D(LRERSX)	D(LIBOR)	D(LPRODIND)
ADF	-5.8561*	-5.3306*	-7.1079*	-4.2047*	-6.1001*
ADF-c	-5.9871*	-5.3652*	-7.0785*	-4.2539*	-6.2543*
ADF-t	-6.1841*	-5.6307*	-7.0552*	-4.2133*	-6.2200*
PP	-5.8925*	-5.4932*	-7.1171*	-4.1344*	-5.9556*
PP-c	-5.9666*	-5.2177*	-7.0988*	-4.1885*	-6.0798*
PP-t	-6.1841*	-5.2282*	-7.1933*	-4.1466*	-6.0284*
KPSS-c	0.2815	0.1696	0.1861	0.0663	0.0665
KPSS-t	0.0895	0.1055	0.1257***	0.0617	0.0461

Obs: *, **, e *** denotam rejeição da hipótese nula a 1%, 5% e 10%, respectivamente

⁵⁹ Como já foi dito na nota de rodapé nº 52, a inclusão dessa variável no modelo agregado não levou a resultados satisfatórios.

⁶⁰ Há evidência (por exemplo, Baumann & 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.

Quanto aos testes de raiz unitária das primeiras diferenças das variáveis, expressos na tabela 27, 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 27 – 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*	-5.8351*	-7.1079*	-8.6907*	-6.2849*	-6.7156*
ADF-c	-8.4706*	-5.8473*	-7.0785*	-9.0450*	-6.3825*	-6.8530*
ADF-t	-6.3183*	-5.9149*	-7.0552*	-9.0647*	-6.5195*	-6.5068*
PP	-11.252*	-5.4932*	-7.1171*	-11.272*	-5.1248*	-7.5188*
PP-c	-17.486*	-5.4710*	-7.0988*	-12.638*	-5.3269*	-11.612*
PP-t	-32.427*	-5.4517*	-7.1933*	-13.136*	-6.6810*	-13.491*
KPSS-c	0.1724	0.3456	0.4626***	0.2435	0.9167*	0.2435
KPSS-t	0.0622	0.1209***	0.4923*	0.2221*	0.2169*	0.2221*

Teste	Variável				
	Manufaturados				
	D(LX)	D(LRERDX)	D(LRERSX)	D(LIBOR)	D(LPRODIND)
ADF	-5.8561*	-5.3306*	-7.1079*	-4.2047*	-6.1001*
ADF-c	-5.9871*	-5.3652*	-7.0785*	-4.2539*	-6.2543*
ADF-t	-6.1841*	-5.6307*	-7.0552*	-4.2133*	-6.2200*
PP	-5.8925*	-5.4932*	-7.1171*	-4.1344*	-5.9556*
PP-c	-5.9666*	-5.2177*	-7.0988*	-4.1885*	-6.0798*
PP-t	-6.1841*	-5.2282*	-7.1933*	-4.1466*	-6.0284*
KPSS-c	0.2815	0.1696	0.1861	0.0663	0.0665
KPSS-t	0.0895	0.1055	0.1257***	0.0617	0.0461

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 satisfatórios⁶¹. Ainda que os testes de Engle-Granger indicaram rejeição a 1% da

⁶¹ 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

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 zero e estatisticamente insignificante.

Tabela 28 – Vetor de longo prazo e testes de cointegração – Básicos

Variável	reduzida			reduzida-t		
	coef.	estat. t	p-valor	coef.	estat. 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		

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.

determinada por fatores que escapam aos fatores de oferta e demanda – por exemplo, pela estrutura de refino disponível no país.

Tabela 29 – Modelo de Correção de Erros – Básicos

Variável	ECM reduzida		
	coef.	estat. 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:	Estat.	p-valor	
J-B	3.13	0.20	
ARCH	0.88	0.35	
B-G	1.34	0.26	

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 aos esperados. A exemplo dos resultados obtidos em outros trabalhos, como Ribeiro (2006) e Carvalho & De Negri (2000), a demanda por exportações de produtos básicos é determinada essencialmente pela renda externa – a elasticidade-preço obtida foi próxima de zero e estatisticamente insignificante.

Tabela 30 – Vetor de longo prazo e testes de cointegração – Básicos

Variável	demanda			demanda-t		
	coef.	estat. t	p-valor	coef.	estat. 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		

O modelo de correção de erros (cujos resultados estão na tabela 31), 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 31 – Modelo de Correção de Erros – Básicos

Variável	ECMdemanda		
	coef.	estat. 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:	Estat.	p-valor	
J-B	2.09	0.18	
ARCH	0.14	0.70	
B-G	1.54	0.19	

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 YY.

Tabela 32 – Vetor de longo prazo e testes de cointegração – Básicos

Variável	oferta			oferta-t		
	coef.	estat. t	p-valor	coef.	estat. 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		

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 frente ao desequilíbrio observado em cada período.

Tabela 33 – Modelo de Correção de Erros – Básicos

Variável	ECM oferta		
	coef.	estat. 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:	Estat.	p-valor	
J-B	10.53	0.01	
ARCH	2.14	0.15	
B-G	1.22	0.31	

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 34 – Vetor de longo prazo e testes de cointegração – Semimanufaturados

Variável	reduzida			reduzida-t		
	coef.	estat. t	p-valor	coef.	estat. 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		

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 35 – Modelo de Correção de Erros – Semimanufaturados

Variável	ECM reduzida		
	coef.	estat. 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:	Estat.	p-valor	
J-B	61.40	0.00	
ARCH	0.08	0.78	
B-G	1.37	0.25	

4.3.5.1. 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 36.

Tabela 36 – Vetor de longo prazo e testes de cointegração – Semimanufaturados

Variável	demanda			demanda-t		
	coef.	estat. t	p-valor	coef.	estat. 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		

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 do de longo prazo. Ainda que em ambos os casos o efeito de curto prazo tenha defasagem (de um período no para o preço relativo, e 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 37 – Modelo de Correção de Erros – Semimanufaturados

Variável	ECM demanda		
	coef.	estat. 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:	Estat.	p-valor	
J-B	36.60	0.00	
ARCH	0.26	0.61	
B-G	0.67	0.64	

4.3.5.1. 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 significativo, 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 zero.

Tabela 38 – Vetor de longo prazo e testes de cointegração – Semimanufaturados

Variável	oferta			oferta-t		
	coef.	estat. t	p-valor	coef.	estat. 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		

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 39 – Modelo de Correção de Erros – Semimanufaturados

Variável	ECM oferta		
	coef.	estat. 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:	Estat.	p-valor	
J-B	0.83	0.00	
ARCH	0.14	0.71	
B-G	0.67	0.64	

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 40 – Vetor de longo prazo e testes de cointegração – Manufaturados

Variável	reduzida			reduzida-t		
	coef.	estat. t	p-valor	coef.	estat. 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
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		

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 41; neste caso, os testes de Engle-Granger rejeitaram a hipótese de não-cointegração, ao menos a 5%, em todos os casos.

Tabela 41 – Vetor de longo prazo e testes de cointegração – Manufaturados

Variável	reduzida (2)			reduzida-t (2)		
	coef.	estat. t	p-valor	coef.	estat. 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		

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 42 – Modelo de Correção de Erros – Manufaturados

Variável	ECM reduzida			Variável	ECM reduzida (2)		
	coef.	estat. t	p-valor		coef.	estat. t	p-valor
ECT(-1)	-0.5865	0.1134	-5.1725	ECT(-1)	-0.5509	-5.4745	0.0000
DLPRODIND	0.6523	0.1893	3.4453	DLRERDX	-0.3506	-2.2058	0.0313
I2009Q1	-0.1346	0.0404	-3.3270	DLYW	1.2658	7.7465	0.0000
Constante	0.0111	0.0049	2.2730	i1998q4	-0.0860	-2.5380	0.0138
R2 ajustado	0.5225			Constante	-0.0029	-0.6024	0.5492
Teste:	Estat.	p-valor		R2 ajustado	0.6396		
J-B	0.87	0.65		Teste:	Estat.	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	

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 próximo da elasticidade de longo prazo.

4.3.6.1. Demanda por exportações

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

Como indicam os resultados apresentados na tabela 43, no caso do modelo sem tendência determinística a elasticidade-preço chegou inclusive a superar ligeiramente, em módulo, a elasticidade à renda externa.

Tabela 43 – Vetor de longo prazo e testes de cointegração – Manufaturados

Variável	demanda			demanda-t		
	coef.	estat. t	p-valor	coef.	estat. 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		

No curto prazo, entretanto, o modelo de correção de erros, cujos resultados estão na tabela 44, 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 44 – Modelo de Correção de Erros – Manufaturados

Variável	ECMdemanda		
	coef.	estat. 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:	Estat.	p-valor	
J-B	0.72	0.70	
ARCH	1.61	0.21	
B-G	0.41	0.83	

4.3.6.1. 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, e em seguida excluindo as variáveis LUCI e LCD.

Ambos os casos sugerem que a elasticidade da oferta ao câmbio real situa-se 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 45 – Vetor de longo prazo e testes de cointegração – Manufaturados

Variável	oferta			oferta (2)		
	coef.	estat. t	p-valor	coef.	estat. 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)		
	coef.	estat. t	p-valor	coef.	estat. 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		

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

Tabela 46 – Modelo de Correção de Erros – Manufaturados

Variável	ECM oferta			Variável	ECM oferta (2)		
	coef.	estat. t	p-valor		coef.	estat. 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:	Estat.	p-valor		Teste:	Estat.	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	

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, e, 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 desta dissertação, a tabela 47 sintetiza as elasticidades aos preços relativos e à renda estimadas para a demanda de importações, tanto agregadas quanto por categoria de uso.

Tabela 47 – Resultados Selecionados – Importações

Coeficientes de Longo Prazo					
Variável	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

Coeficientes de Curto Prazo					
Variável	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

Legenda: bk-bens de capital; bi-bens intermediários; bcnd-bens de consumo não duráveis; bcd-bens de consumo duráveis; t-importações totais

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 48, 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 48 – Síntese dos Resultados da Literatura – Importações

Artigo	Período	Agregação	Elasticidades estimadas	
			Preço Relativo	Renda
Morais & Portugal (2005)	1978-2002	t	-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 & Schettini (2011)	1995-2009	t	-0.52 a -0.53	0.89 a 2.18

Legenda: bk-bens de capital; bi-bens intermediários; bcnd-bens de consumo não duráveis; bcd-bens de consumo duráveis; t-importações totais

Isto reforça a hipótese, já levantada por alguns trabalhos recentes (por exemplo, Ribeiro [2006] e Gouvêa & 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 podem apresentar características díspares – ainda que, no longo prazo, todas tenham se mostrado mais sensíveis à renda do que aos preços.

No caso dos modelos de exportação, o quadro não é tão claro, e os resultados – alguns

sintetizados na tabela 49 – 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 a de 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 no capítulo metodológico. 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 Schettini et al. (2011), e em que pesem os problemas metodológicos já levantados quanto a essa abordagem.

Tabela 49 – Resultados Selecionados (Longo prazo) – Exportações

Coefficientes de Longo Prazo				
Variável	Agregado	Básicos	Semimanuf.	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

Coefficientes de Curto Prazo				
Variável	Agregado	Básicos	Semimanuf.	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

Isto posto, podemos 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 do 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 50 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 do que no caso dos demais tipos de produtos.

Tabela 50 – 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	-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	-1.34	1.33 a 1.41	-0.28 a 0.33
		s	-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 et al. (2012)	1995-2009	t	0.01 a 0.36	0.92 a 1.66	

Legenda: a-agropecuários; b-básicos; m-manufaturas; s-semimanufaturados; t-exportações totais

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 mostrou 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 ou pelo índice de produção industrial (no caso dos manufaturados).

Em síntese, as evidências produzidas pelo exercício econométrico analisado ao longo deste capítulo apontam no sentido de 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, estes resultados sugerem que, 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 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 desses 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 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 do 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 apresentada no Capítulo 2 – condição suficiente para que uma desvalorização melhore o saldo da balança comercial.

Conforme discutido no Capítulo 2, a condição BRM estabelece que a variação no saldo da balança comercial será positiva se⁶²:

$$\frac{\eta\eta^*(1 + \varepsilon + \varepsilon^*) - \varepsilon\varepsilon^*(1 - \eta - \eta^*)}{(\varepsilon + \eta^*)(\varepsilon^* + \eta)} > 0 \quad (4.1)$$

onde 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 a $\eta + \eta^* - 1 > 0$, isto é, a soma das elasticidades de demanda deve ser superior à unidade para que a depreciação gere uma melhora na balança comercial.

No presente 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. Dessa forma, a condição necessária se reduz a:

$$\frac{\eta^*(1 + \varepsilon)}{\varepsilon + \eta^*} + \eta > 1 \quad (4.2)$$

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

⁶² Cabe ressaltar 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.

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 51 apresenta os resultados para cada cenário:

Tabela 51 – 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

A tabela 51 deixa claro que, ainda que as elasticidades encontradas tenham sido relativamente pequenas, o lado esquerdo da condição definida na equação 4.2 é superior à unidade em ambos os cenários. Dessa forma, na situação hipotética de uma desvalorização cambial real em um contexto inicial de equilíbrio⁶³, o resultado, *ceteris paribus*, seria um superávit comercial, considerando-se essas combinações de elasticidades.

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 no Capítulo 2, 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 déficit no curto prazo.

⁶³ E supondo-se superexogeneidade dos regressores em relação ao modelo, conforme discutido no capítulo anterior.

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 do 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 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 os parâmetros estimados nos modelos de correção de erros. Os resultados, que se encontram na tabela 52, mostram que em nenhum dos dois cenários a condição BRM é satisfeita no curto prazo.

Tabela 52 – 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

Assim, o exercício aqui realizado – ainda que certamente careça de investigação específica, que extrapola o escopo do presente 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

O presente trabalho teve por objetivo analisar, teórica e empiricamente, as interações entre o comportamento das taxas de câmbio e o desempenho comercial brasileiro. Para tanto, no segundo capítulo, realizou-se uma análise teórica dos modelos de determinação da taxa de câmbio, de maneira a evidenciar os efeitos das mudanças nas taxas de câmbio sobre os fluxos de exportação e importação que compõem a balança comercial.

Como foi demonstrado, os principais modelos de determinação do câmbio e do balanço de pagamentos enfatizam dois mecanismos principais pelos quais alterações cambiais podem afetar os fluxos de comércio exterior. Por um lado, o efeito nos preços relativos (isto é, a mudança na taxa de câmbio real) afeta a competitividade externa, influenciando importações e exportações, e, conseqüentemente, o saldo comercial. Por outro, o efeito na absorção da variação nos estoques reais de moeda pode levar os agentes a reduzir a absorção abaixo da renda para restabelecer o estoque real de moeda que desejam manter.

A revisão teórica deixa claro que a efetividade do mecanismo de transmissão via preços relativos depende diretamente da sensibilidade das importações e exportações ao câmbio real. Diante disso, o caminho escolhido foi a análise dos efeitos dos preços relativos sobre os fluxos de comércio exterior, por meio da estimação das elasticidades desses fluxos às alterações na taxa de câmbio real.

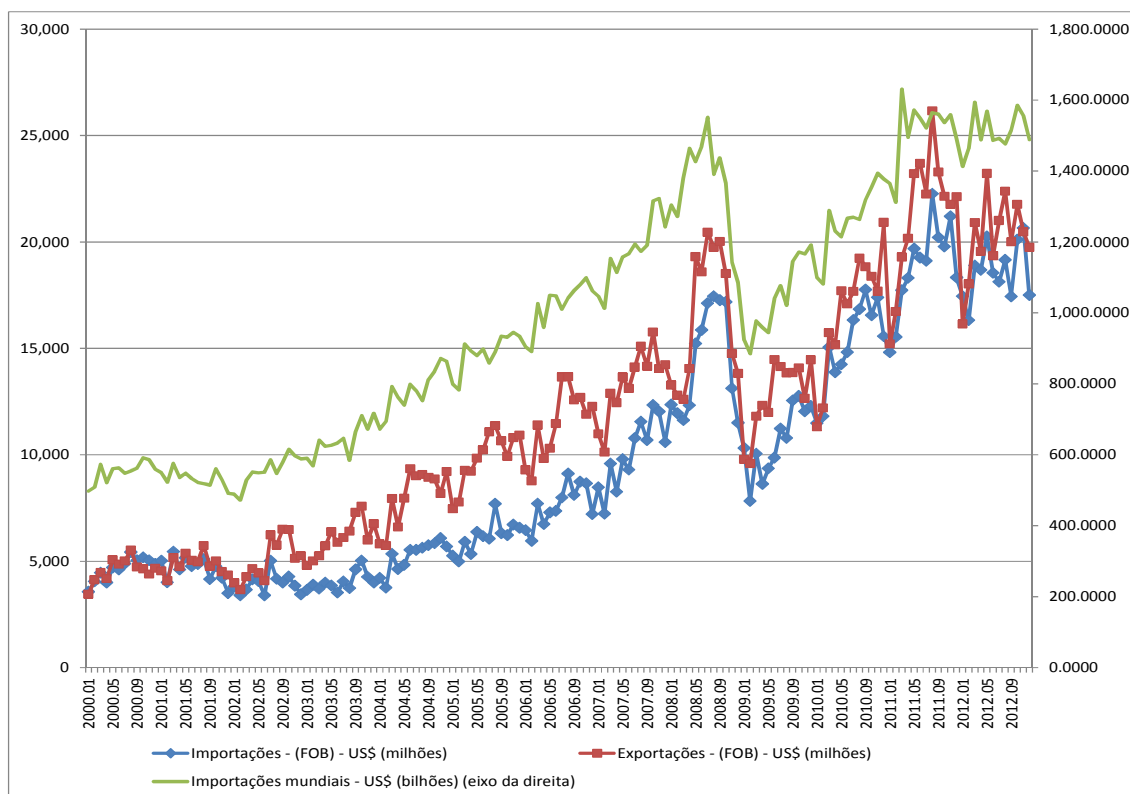
Assim, o terceiro capítulo dedicou-se a discutir os aspectos metodológicos acerca da estimação de funções de demanda e oferta de exportações e importações – examinando a literatura empírica brasileira com o objetivo de determinar qual o tipo de modelo, estratégia de identificação, variáveis explicativas e relações funcionais mais adequados – para, no capítulo seguinte, estimar os determinantes dos fluxos de exportações e importações brasileiros, com foco na avaliação dos efeitos dos preços relativos e da demanda sobre os mesmos.

Dentre as principais conclusões oferecidas pela análise empírica, é possível destacar uma que concerne diretamente o 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 mostrou-se 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. Este argumento fica claro ao se examinar o gráfico 3, similar ao gráfico 1 (no capítulo 1), mas com a evolução do comércio mundial em lugar das taxas de câmbio.

Gráfico 3 – fluxos de comércio exterior brasileiros e importações mundiais



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 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 do que nos concorrentes externos. Desnecessário dizer, contudo, que este processo é muito mais lento, e exige reformas muito mais profundas, do 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 essa 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 enfatizado 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 do que para outros.

5. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABREU, M. P. (Org.) (1990): **A ordem do progresso: cem anos de política econômica republicana 1889-1989**. Rio de Janeiro: Campus.

ALEXANDER, S. S. (1952): **Effects of a Devaluation on a Trade Balance**," IMF Staff Papers, Vol. 2, pp. 263-78.

_____. (1959): **Effects of a Devaluation: A Simplified Synthesis of Elasticities and Absorption Approaches**. American Economic Review, Vol. 49, No. 1, pp. 22-42.

AMAZONAS, A.; BARROS, A.R. (1995): **Manufactured Exports from Brazil: Determinants and Consequences**. Revista Brasileira de Economia, v.50, n.1, p.73-100.

ARIZE, A. (1990): **An economic investigation of export behavior in seven asian developing countries**. Journal of Applied Economics, v. 22, p. 891-904.

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

BACKUS, D. K.; KEHOE, P. J.; KYDLAND, F. E. (1992): **Relative Price Movements in Dynamic General Equilibrium Models of International Trade**. NBER Working Papers n° 4243.

BAHMANI-OSKOOEE, M. (1985): **Devaluation and the J-curve: some evidence from LDCs**. Review of Economics and Statistics, vol. 67, pp. 500-504.

BAHMANI-OSKOOEE, M.; GOSWAMI, G. G.; TALUKDAR, B. K. (2005): **The Bilateral J-Curve: Australia Versus Her 23 Trading Partners**. Australian Economic Papers, vol. 44, n. 2, pp. 110-120.

BALASSA, B. (1991). **Exchange rates and foreign trade in Korea**. World Bank Working Paper n. WPS 635.

BANERJEE, A.; DOLADO, J. J.; GALBRAITH, J. W.; HENDRY, D. F. (1993): **Co-integration, error correction, and econometric analysis of non-stationary data.** Oxford: Oxford University Press.

BERGIN, P. R.; SHEFFRIN, S. M. (2000): **Interest Rates, Exchange Rates and Present Value Models of the Current Account.** Economic Journal, vol. 110, pp. 535-58.

BICKERDIKE, C. F. (1920), **The Instability of Foreign Exchange.** The Economic Journal, Vol. 30, No. 117, pp. 118-122.

BRAGA, H. C.; MARKWALD, R. A. (1983), **Funções de oferta e de demanda das exportações de manufaturados no Brasil: estimação de um modelo simultâneo.** Pesquisa e Planejamento Econômico, vol. 13, n° 3.

BOND, M. E. (1987): **An Econometric Study of Primary Commodity Exports from Developing Country Regions to the World.** IMF Staff Papers, vol. 34(2), pp. 191-227.

CARDOSO, E.; DORNBUSCH, R. (1980): **Uma questão para as exportações brasileiras de produtos manufaturados.** Revista Brasileira de Economia, vol. 34, n.3, pp. 429-438.

CARVALHO, A. & DE NEGRI, J.A. (2000): **Estimação de Equações de Importação e Exportação de Produtos Agropecuários Brasileiros (1977/1998).** IPEA: Texto para Discussão n° 698.

CARVALHO, A. & PARENTE, M.A. (1999): **Estimação de Equações de Demanda de Importação por Categoria de Uso no Brasil (1978/1996).** IPEA: Texto para Discussão n° 636.

CASTRO, A.S.; CAVALCANTI, M.A.F.H. (1997): **Estimação de Equações de Exportação e Importação para o Brasil – 1955/95.** IPEA: Texto para Discussão n.469.

CATÃO, L.; FALCETTI, E. (2002): **Determinants of Argentina's external trade.** Journal of Applied Economics, vol. V, n. 1, pp. 19-57.

CAVALCANTI, M.A.F.H. & RIBEIRO, F.J. (1998): **As Exportações Brasileiras o Período 1977/96: Desempenho e Determinantes**. IPEA: Texto para Discussão n° 545.

CHENG, K.C. (2004): **A Reexamination of Korea's Trade Flows: What has Changed and What Explains these Changes?**. IMF Working Paper WP/04/145.

DIB, M. F. S. P. (1981). **Equações para a demanda de importações no Brasil: 1960-1979**. Revista Brasileira de Economia, vol. 35, n. 4.

DOELLINGER, C. V. (1971): **Exportações brasileiras: diagnóstico e perspectivas**. Pesquisa e Planejamento Econômico, v. 1, n. 1, pp. 83-140.

DOROODIAN, K.; JUNG, C.; BOYD, R. (1999); **The J-curve effect and US agriculture and industrial trade**. Applied Economics, vol. 31, pp. 687-695.

DORNBUSCH, R. (1973a), **Currency depreciation, hoarding, and relative prices**. Journal of Political Economy, Vol. 81, No. 4, pp. 893-915

_____ (1973b), **Devaluation, money and nontraded goods**. American Economic Review, vol. 63, n. 5, pp. 871-880.

_____ (1975), **Exchange Rates and Fiscal Policy in a Popular Model of International Trade**. American Economic Review, Vol. 65, No. 5, pp. 859-871.

_____ (1976). **Expectations and Exchange Rate Dynamics**. Journal of Political Economy, vol. 84, n. 6, pp. 1161-1176.

_____ (1983): **Real Interest Rates, Home Goods, and Optimal External Borrowing**. Journal of Political Economy, vol. 91, n. 1, pp. 141-153.

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

EDWARDS, S. (1987): **Tariffs, terms of trade, and the real exchange rate in an intertemporal optimizing model of the current account**. NBER Working Paper No. 2175.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. (1987). **Contegration and error correction: representation, estimation, and testing**. Econometrica, vol. 55, pp. 251-276.

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

FERREIRA, A.H.B. (1994): **Testes de Estabilidade para Função Demanda de Importações**. Revista Brasileira de Economia, v.48, n.3, p. 355-370.

FLEMING, J. M. (1962), **Domestic financial policies under fixed and floating exchange rates**. IMF Staff Papers, Vol. 12, pp. 369-380.

FRENKEL, J. A.; JOHNSON, H. G. (1976): The monetary approach to the balance of payments: essential concepts and historical origins. In: FRENKEL, J. A.; JOHNSON, H. G. **The monetary approach to the balance of payments**. London: George Allen & Unwin Ltd.

FRENKEL, J. A.; MUSSA, M. L. (1985): Asset markets, exchange rates, and the balance of payments. In: JONES, R. W.; KENEN, P. B. **Handbook of international economics, vol. 2: international monetary economics and finance**. Amsterdam: North-Holland.

FUNKE, M.; HOLLY, S. (1992): **The Determinants of West German Exports of Manufactures: An Integrated Demand and Supply Approach**. Weltwirtschaftliches Archiv (Review of World Economics), vol. 128, n. 3, pp. 498-512.

GIORGIANNI, L.; MILESI-FERRETTI, G. M. (1997): **Determinants of Korean Trade Flows and their Geographical Destination**. IMF Working Paper WP/97/54.

GRANGER, C. W. J.; NEWBOLD, P. (1974): **Spurious regression in econometrics**. Journal of Econometrics, vol. 2. pp. 111-120.

GOLDSTEIN, M.; KHAN, M. S. (1985), Income and price effects in foreign trade. In: JONES, R. W.; KENEN, P. B. **Handbook of international economics, vol. 2: international monetary economics and finance**. Amsterdam: North-Holland.

_____. (1978), **The supply and demand for exports: a simultaneous approach**. Review of Economics and Statistics, vol. 60, pp. 275-286.

GOUVÊA, R. R.; SCHETTINI, B. P. (2011). **Estimativas econométricas para as importações agregadas com dados das contas nacionais trimestrais – 1996-2010**. Ipea: Texto para Discussão nº 1683.

GOUVÊA, R. R.; SCHETTINI, B. P.; SQUEFF, G. C. (2012). **Estimativas da função de exportações brasileiras agregadas com dados das Contas Nacionais Trimestrais (1995 - 2009)**. *Economia Aplicada*, vol. 16, nº 1, pp. 167-196.

GREENWOOD, J. (1983): **Expectations, the exchange rate, and the current account**. *Journal of Monetary Economics*, vol. 12, pp. 543-569.

HARBERGER, A. C. (1950), **Currency depreciation, income and the balance of trade**. *Journal of Political Economy*, Vol. 58, pp. 47-60.

HIMARIOS, D. (1989): **Do devaluations improve the trade balance? The evidence revisited**. *Economic Inquiry*, vol. 27, nº 1, pp. 143-168.

HOLLY, S.; WADE, K. (1991). **UK Exports of Manufactures: The Role of Supply Side Factors**. *Scottish Journal of Political Economy*, vol. 38(1), pp. 1-18.

HOUTHAKKER, H. S.; MAGEE, S. P. (1969): **Income and Price Elasticities in World Trade**. *Review of Economics and Statistics*, vol. 51, pp. 111-125.

ISARD, P. (1995), **Exchange rate economics**. London: Cambridge University Press.

_____. (1977), **How far can we push the “law of one price”?** *American Economic Review*, vol. 67, nº 5, pp. 942-948.

JOHNSON, H. G. (1977): **The monetary approach to the balance of payments: A nontechnical guide**. *Journal of International Economics*, vol. 7, n. 3, pp. 251-268.

KENEN, P. B. (1985), *Macroeconomic theory and policy: how the closed economy was opened*. In: JONES, R. W.; KENEN, P. B. **Handbook of international economics, vol. 2: international monetary economics and finance**. Amsterdam: North-Holland.

KING, A. B. (1997), **From Demand Equations to Two Regimes: The Theoretical Development of Export Models**. *Bulletin of Economic Research*, Vol. 49, nº 2, pp. 81-125.

KRAVIS, I. B.; LIPSEY, R. E. (1978), **Price behavior in light of balance of payments theories**. *Journal of International Economics*, vol. 8, pp. 193-246.

KREININ, M. E.; OFFICER, L. H. (1978), **The monetary approach to the balance of payments: a survey**. *Studies in International Finance* No. 43, Princeton University.

KRUEGER, A. O. (1983), **Exchange rate determination**. London: Cambridge University Press.

LANE, P. R. (2001), **The New Open-Economy Macroeconomics: a survey**. *Journal of International Economics*, vol. 54, pp. 235-266.

LUNDBORG, P. (1981): **The Elasticities of Supply and Demand for Swedish Exports in a Simultaneous Model**. *The Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 83, No. 3, pp. 444-448

MACHLUP, F. (ed) (1966), **International Monetary economics**. London: Routledge.

MACKINNON, J. G. (1991): Critical Values for Econometric Tests. In: ENGLE, R.F.; GRANGER, C. W. J. (1991): **Long Run Economic Relationships**. London: Oxford University Press.

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

MAGEE, S. P. (1975): Prices, Income and Foreign Trade. In: Kenen, P. B. (ed): **International Trade and Finance: Frontiers for Research**. London: Cambridge University Press

MEADE, J. E. (1951), **The price adjustment and the Australian balance of payments**. *Economic Record*, vol. 32, pp. 239-256.

METZLER, L. A. (1948), The theory of international trade. In: ELLIS, H. S. (ed.) **A survey of contemporary economics, vol. I**.

MOFFETT, M. H. (1989): **The J-curve revisited: An empirical examination for the United States**. *Journal of International Money and Finance*, vol. 8, pp. 425-444.

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

MUNDELL, R. A. (1963), **Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates.** *Canadian Journal of Economics and Political Science*, Vol. 29, No. 4, pp. 475-485.

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

_____ (1994): **The empirical modeling of NIE exports: an evaluation of different approaches.** *Journal of Development Studies*, vol. 30, n. 2, pp. 279-302.

MUSCATELLI, V. A.; STEVENSON, A. A.; MONTAGNA, C. (1995): **Modeling aggregate manufactured exports for some Asian newly industrialized economies.** *Review of Economics and Statistics*, vol. 77, n. 1, pp. 147-155.

MUSSA, M. (1974): **A Monetary Approach to the Balance of Payments Analysis.** *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 6, pp. 333-351.

OBSTFELD, M. (1982): **Aggregate Spending and the Terms of Trade: Is There a Laursen-Metzler Effect?** *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 97, n.2, pp. 251-270.

OBSTFELD, M.; ROGOFF, K. (1995a): The intertemporal approach to the Balance of Payments. In: GROSSMAN, G. M.; ROGOFF, K.: **Handbook of International Economics, vol. 3.** Amsterdam: North Holland.

_____ (1995b): **Exchange rate dynamics redux.** *Journal of Political Economy*, vol. 103, pp. 624-660.

_____ (1996): **Foundations of International Macroeconomics.** Cambridge: The MIT Press.

OECD (2010): **To what extent do exchange rates and their volatility affect trade?** OECD Trade Policy Working Paper n.119.

OSTRY, J. D. (1988): **The balance of trade, the terms of trade, and th real exchange rate: an intertemporal optimizing framework.** IMF Staff Papers, vol. 35, n. 4, pp. 541-573.

PEARCE, I. F. (1961), **The problem of the balance of payments.** International Economic Review, Vol. 2, No. 1, pp. 1-28.

PHILIPS, P. C. B.; HANSEN, B. E. (1990): **Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes.** Review of Economic Studies, 57, pp. 99-125.

PINTO, M. B. P. (1980), **O crescimento das exportações brasileiras de manufaturados, 1954-1974.** Estudos Econômicos, vol. 10, nº 3.

_____. (1983), **Política cambial, política salarial e o potencial das exportações de manufaturados do brasil no período 1954-1974.** Revista Brasileira de Economia, novembro, pp. 87-101.

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

_____. (1993): **A Instabilidade dos Parâmetros nas Equações de Exportação Brasileiras.** Pesquisa e Planejamento Econômico, v.23, n.2, p.313-348.

REINHART, C. (1995): **Devaluation, Relative Prices, and International Trade: Evidence from Developing Countries.** IMF Staff Papers, vol. 42, n.2, pp. 290-312.

RESENDE, M.F.C. (2001): **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.

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

RIEDEL, J. (1989): **The Demand for LDC Exports of Manufactures: Estimates from Hong Kong.** The Economic Journal, Vol. 98, No. 389, pp. 138-148

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

ROBINSON, J. (1947), **Essays in the theory of employment.** Oxford: Basil Blackwell.

RODRÍGUEZ, C. A. (1976): **The terms of trade and the balance of payments in the short run.** American Economic Review, vol. 66. n. 4, pp. 710-716.

ROSE, A. K.; YELLEN, J. L. (1989): **Is there a J-curve?** Journal of Monetary Economics, vol. 24, pp. 53-58.

SACHS, J. D. (1981): **The Current Account and Macroeconomic Adjustment in the 1970s.** Brookings Papers on Economic Activity, vol.1.

SAPIENZA, L. (2007): **análise do desempenho da balança comercial Brasileira – estimações das elasticidades das Funções da oferta de exportação e da demanda de Importação (1980/2006)** – Fundação Getúlio Vargas (Dissertação de Mestrado).

SARNO, L.; TAYLOR, M. P. (2002): **The economics of exchange rates.** London: Cambridge University Press.

SENHADJI, A.; MONTENEGRO, C. E. (1999). **Time series analysis of export demand equations: a cross-country analysis.** IMF Staff Papers, vol. 46, n. 3, pp. 259-273.

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

STERN, R. M.; FRANCIS, J.; SCHUMACHER, B. (1976) **Price elasticities in international trade: an annotated bibliography.** London : Trade Policy Research Centre.

STOCK, J. H. (1987): **Asymptotic properties of least-squares estimators of cointegrating vectors**. *Econometrica*, vol. 55, pp. 1035-1056.

STOCKMAN, A. C. (1980). **A theory of exchange rate determination**. *Journal of Political Economy*, vol. 88(4), pp. 673-98.

SVENSSON, L. E.; RAZIN, A. (1983): **The Terms of Trade and the current account: the Harberger-Laursen-Metzler effect**. *Journal of Political Economy*, vol. 91, pp. 91-125.

SVENSSON, L. E.; VAN WIJNBERGEN, S. (1989): **Excess capacity, monopolistic competition and international transmission of monetary disturbances**. *Economic Journal*, vol. 99, pp. 785-805.

TANSEL, A.; TOGAN, S. (1987): **Price and income effects in Turkish foreign trade**. *Weltwirtschaftliches Archiv (Review of World Economics)*, Vol. 123, n. 3, pp. 521-534.

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

WEISSKOFF, R. (1979). **Trade, protection and import elasticities for Brazil**. *Review of Economics and Statistics*, vol. 61, n. 1, pp. 58-66.

WILSON, P.; TAT, K. C. (2001): **Exchange rates and the trade balance: the case of Singapore 1970 to 1996**. *Journal of Asian Economics*, vol. 12, pp. 47-63.

WOODFORD, M. (1999), **Revolution and Evolution in Twentieth-Century Macroeconomics**. Disponível em: <http://www.columbia.edu/~mw2230/macro20C.pdf>

WTO (2011). **The relationship between exchange rates and international trade: a review of economic literature**. Note by the Secretariat n. WT/WGTDF/W/57.

ZINI JR., A. A. (1988): **Funções de Exportação e de Importação para o Brasil**. *Pesquisa e Planejamento*, vol. 18, nº 3, pp. 615 a 643.