

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA E RELAÇÕES INTERNACIONAIS

GUSTAVO PEREIRA FLORES

ANÁLISE E ESTIMAÇÃO DE EQUAÇÕES DE IMPORTAÇÃO
E EXPORTAÇÃO BRASILEIRAS (1948-2013)

Porto Alegre

2014

GUSTAVO PEREIRA FLORES

ANÁLISE E ESTIMAÇÃO DE EQUAÇÕES DE IMPORTAÇÃO
E EXPORTAÇÃO BRASILEIRAS (1948-2013)

Monografia submetida ao curso de graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como quesito parcial para obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas.

Orientador: Prof. Marcelo Savino Portugal

Porto Alegre

2014

GUSTAVO PEREIRA FLORES

ANÁLISE E ESTIMAÇÃO DE EQUAÇÕES DE IMPORTAÇÃO
E EXPORTAÇÃO BRASILEIRAS (1948-2013)

Monografia submetida ao curso de graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como quesito parcial para obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas.

Orientador: Prof. Marcelo Savino Portugal

Aprovado em: Porto Alegre, 3 de dezembro de 2014.

BANCA EXAMINADORA:

Prof. Dr. Marcelo Savino Portugal – Orientador
UFRGS

Prof. Dr. Sérgio Marley Modesto Monteiro
UFRGS

Prof. João Frois Caldeira
UFRGS

Aos meus pais.

RESUMO

Neste trabalho estimamos equações de importação e exportação com o intuito de analisar as dinâmicas de curto e longo prazo provenientes do ajuste de um Modelo de Correção de Erros (MCE). O referencial teórico seguido é do modelo de substituição imperfeita de bens, que considera a estimação de equações de oferta e demanda de exportáveis e, lançando mão da hipótese de país pequeno, da demanda de importáveis. Ainda, esses modelos foram estudados utilizando dados anuais no período de 1948-2013, e dados trimestrais no período de 1975.1-2013.4. O resultado das estimações foi bastante satisfatório para os modelos de importação anuais e trimestrais, e para o modelo de exportações trimestrais teve menos êxito.

Palavras-chave: Comércio Exterior. Importação. Exportação. MCE. Cointegração.

ABSTRACT

In this work we estimate import and export equations in order to analyze the short and long run dynamics derived from the adjustment of an Error Correction Model (ECM). The theoretical framework followed is the imperfect substitutes model, which considers the estimation of supply and demand equations for exportable goods and, making use of the small country assumption, the demand for importable goods. Also, these models were studied using annual data for the period 1948-2013 and quarterly data for the period 1975.1-2013.4. The results of annual and quarterly data imports model were quite satisfactory, but the quarterly data exports model was less successful.

Keywords: Trade. Imports. Exports. ECM. Cointegration.

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	9
2 EVOLUÇÃO DO COMÉRCIO EXTERIOR BRASILEIRO.....	11
2.1 CRESCIMENTO NO PÓS-GUERRA E PLANO DE METAS (1948-1969)	11
2.2 CRISE DO PETRÓLEO, II PND E PLANO CRUZADO (1970-1989).....	14
2.3 ABERTURA, PLANO REAL E ALTA DAS <i>COMMODITIES</i> (1990-2013)	18
3 DISCUSSÃO DOS MODELOS ADOTADOS.....	Erro! Indicador não definido.
3.1 VARIÁVEIS INDEPENDENTES E FORMAS FUNCIONAIS	23
3.2 ESTRUTURA DOS DADOS	25
3.3 MODELOS DE ESTIMAÇÃO, COINTEGRAÇÃO E MCE	26
3.4 PROPOSIÇÃO DAS EQUAÇÕES A SEREM ESTIMADAS.....	28
4 ESTIMAÇÃO, RESULTADOS E PREVISÃO	30
4.1 EQUAÇÕES DE IMPORTAÇÃO PARA DADOS ANUAIS	31
4.2 EQUAÇÕES DE IMPORTAÇÃO PARA DADOS TRIMESTRAIS	38
4.3 EQUAÇÕES DE EXPORTAÇÃO PARA DADOS TRIMESTRAIS	45
5 CONCLUSÃO.....	49
REFERÊNCIAS	50

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 – Exportações e Importações (FOB) em milhares de dólares (1948-1969)	11
Gráfico 2 – Participação das Exportações e Importações no PIB (1948-1969)	12
Gráfico 3 – Variação de Preço e <i>Quantum</i> em relação à variação do Valor (1948-1969)	13
Gráfico 4 – Exportações e Importações (FOB) em milhares de dólares (1970-1989)	15
Gráfico 5 – Participação das Exportações e Importações no PIB (1970-1989)	16
Gráfico 6 – Variação de Preço e <i>Quantum</i> em relação à variação do Valor (1970-1989)	17
Gráfico 7 – Exportações e Importações (FOB) em milhares de dólares (1990-2013)	18
Gráfico 8 – Participação das Exportações e Importações no PIB (1990-2013)	19
Gráfico 9 – Variação de Preço e <i>Quantum</i> em relação à variação do Valor (1990-2013)	20
Gráfico 10 – Evolução das Variáveis, em Logaritmos – Dados Anuais	31
Gráfico 11 – Evolução Recursiva dos Resíduos e Teste CUSUM	36
Gráfico 12 – Evolução Recursiva dos Coeficientes para Importações – Dados Anuais	37
Gráfico 13 – Previsão Estática dentro da Amostra para Importações – Dados Anuais.....	37
Gráfico 14 – Evolução das Variáveis de Importação, em Logaritmos – Dados Trimestrais...	39
Gráfico 15 – Evolução Recursiva dos Coeficientes para Importações – Dados Trimestrais ..	43
Gráfico 16 – Evolução Recursiva dos Resíduos e Teste CUSUM	44
Gráfico 17 – Previsão Estática dentro da Amostra para Importações – Dados Trimestrais....	45
Gráfico 18 – Evolução das Variáveis de Exportação, em Logaritmos – Dados Trimestrais...	45

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Variação Média do Preço, Quantum e Valor das Exp. e Imp. (1948-1969).....	14
Tabela 2 – Variação Média do Preço, Quantum e Valor (1970-1989).....	18
Tabela 3 – Variação Média do Preço, Quantum e Valor (1990-2013).....	21
Tabela 4 – Teste de Raiz Unitária e Ordem de Integração das Séries – Dados Anuais	33
Tabela 5 – Regressão da Relação de Longo Prazo das Importações Anuais.....	33
Tabela 6 – Teste ADF sobre a estacionariedade dos resíduos.....	34
Tabela 7 – Comparação das Elasticidades obtidas por outros autores	35
Tabela 8 – Modelo de Correção de Erros para Importação – Dados Anuais	35
Tabela 9 – Análise dos Erros de Previsão – Dados Anuais.....	38
Tabela 10 – Teste de Raiz Unitária e Ordem de Integração das Séries – Dados Trimestrais .	40
Tabela 11 – Regressão da Relação de Longo Prazo das Importações Trimestrais.....	40
Tabela 12 – Comparativo da Elasticidade da Utilização da Capacidade Instalada	41
Tabela 13 – Modelo de Correção de Erros para Importação – Dados Trimestrais.....	42
Tabela 14 – Análise dos Erros de Previsão – Dados Trimestrais	44
Tabela 15 – Teste de Raiz Unitária e Ordem de Integração das Séries de Exportação	46
Tabela 16 – Regressão da Relação de Longo Prazo da Demanda de Exportações Trimestrais	46
Tabela 17 – Regressão da Relação de Longo Prazo da Oferta de Exportações Trimestrais ...	47
Tabela 18 – Modelo de Correção de Erros para Demanda de Exportações – Dados Trimestrais	48
Tabela 19 – Modelo de Correção de Erros para Oferta de Exportações – Dados Trimestrais	48

1 INTRODUÇÃO

O presente trabalho tem por objetivo obter uma relação de longo prazo entre as variáveis de comércio exterior e suas respectivas variáveis explicativas, ainda, analisando sua dinâmica de curto prazo. Para atingir esse objetivo, lançamos mão do maior número de observações possível, logrando um primeiro intervalo para dados anuais que começa em 1948, um ano após o início das medições do Sistema de Contas Nacionais (SCN), e se estende a 2013, e um segundo intervalo, que começa no primeiro trimestre de 1975, início das medições do PIB trimestral, e se estende até o último trimestre de 2013.

Procuramos analisar de forma minuciosa as exportações e importações no segundo capítulo. Em 1948 o Brasil apresentava um balanço externo favorável, bons indicadores de atividade interna, e tinha como maior preocupação o controle da inflação. Era mantido um modelo de incentivo às exportações e rigoroso controle das importações. A política cambial, porém, guiada para combater a inflação, mantinha a taxa de câmbio real sobrevalorizada, desfavorecendo o saldo da balança comercial.

Ao longo dos anos foram adotados variados regimes cambiais para tentar corrigir essas assimetrias. Em diversos momentos as complexas taxas cambiais melhoraram o saldo externo à custa de mais inflação, e também os planos de estabilização geraram déficits comerciais ao controlar a variação dos preços via taxa cambial. A estrutura tarifária brasileira se alterava da mesma forma, conforme a situação, alternando entre fases de abertura comercial e fases de contenção das importações.

A análise dessas mudanças é indispensável para se entender os movimentos, ocasionalmente bastante direcionais, do comércio exterior brasileiro, e suas distintas fases, como é enfatizado:

Essa análise da política comercial é não apenas importante por si só, mas também porque realça a questão da instabilidade dos parâmetros, que é vital para a estimação de equações de comércio exterior. Em um ambiente tão mutável, os coeficientes devem responder às mudanças substanciais que têm ocorrido no regime de política. (PORTUGAL, 1994, p. 234)

Posteriormente, no capítulo terceiro, é feita uma discussão do modelo teórico utilizado no restante do trabalho, de substituição imperfeita de bens. No caso das importações, é predominantemente aplicado na literatura um modelo uniequacional da demanda brasileira por importados, escrita em função da renda doméstica, da taxa real de câmbio, e da utilização

da capacidade instalada. Apoiando-se na hipótese de país pequeno, presume-se que a oferta estrangeira é infinitamente elástica aos preços, portanto não é estimada.

Para as exportações, a discussão é mais profícua. Portugal (1993b, p.73) afirma que “embora seja plausível assumir que um país é tomador de preços no mercado mundial, é menos plausível assumir que o resto do mundo é tomador de preços em relação à economia doméstica”. Dessa forma, a literatura se divide em estimar um modelo simultâneo na sua forma estrutural, o qual apresenta uma consistência teórica superior, ou construir um modelo reduzido, onde são incluídas variáveis tanto de oferta como de demanda por critérios *ad hoc*, superior no poder preditivo. A primeira abordagem é mais coerente com o objetivo do trabalho, portanto foi escolhida.

Finalmente, nosso último capítulo consiste na estimação desses modelos. Foram ajustados para as importações modelos com dados anuais e trimestrais. Os resultados para as importações foram positivos, apesar da estimação com dados trimestrais indicar presença de heterocedasticidade e quebras estruturais em pelo menos dois períodos. Devido à falta de dados anuais das para um intervalo tão longo, o modelo simultâneo das exportações foi estimado apenas para dados trimestrais. Os resultados, porém, foram contraditórios. A demanda de exportações foi mais bem sucedida, apresentando coeficientes de longo prazo com sinais esperados, apesar da evidente subestimativa dos parâmetros.

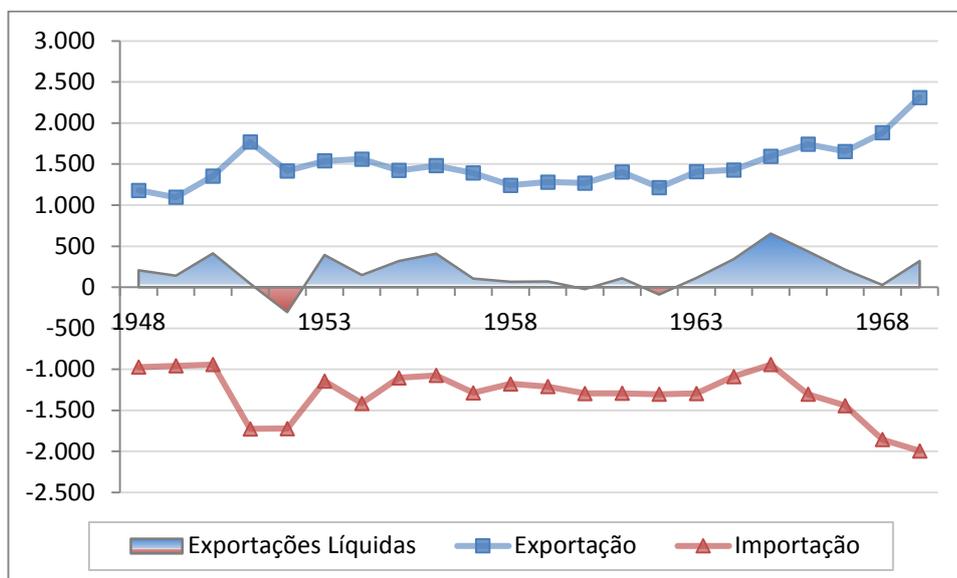
2 EVOLUÇÃO DO COMÉRCIO EXTERIOR BRASILEIRO

O início de nossa análise faz parte de um contexto histórico de grande relevância. Sendo parte dos primeiros anos do pós-guerra, esta época narra a recuperação econômica dos países afetados, e as oportunidades apresentadas àqueles países que, como o Brasil, pouco se envolveram no conflito.

2.1 CRESCIMENTO NO PÓS-GUERRA E PLANO DE METAS (1948-1969)

No ano de 1948, a economia brasileira apresentava bons indicadores nesse período, somando sucessivos superávits comerciais, aliados às perspectivas de aumento da demanda mundial. A política econômica era voltada ao combate à inflação, e por este motivo mantinha uma taxa de câmbio nominal constante desde 1939, sobrevalorizando a taxa de câmbio real. Como incentivo às exportações, eram permitidas operações de venda de moeda estrangeira pelos exportadores aos importadores. As importações, por outro lado, eram controladas por um sistema rigoroso de licenciamento feito pela Carteira de Exportação e Importação (CEXIM) do Banco do Brasil (PORTUGAL, 1994).

Gráfico 1 – Exportações e Importações (FOB) em milhares de dólares (1948-1969)

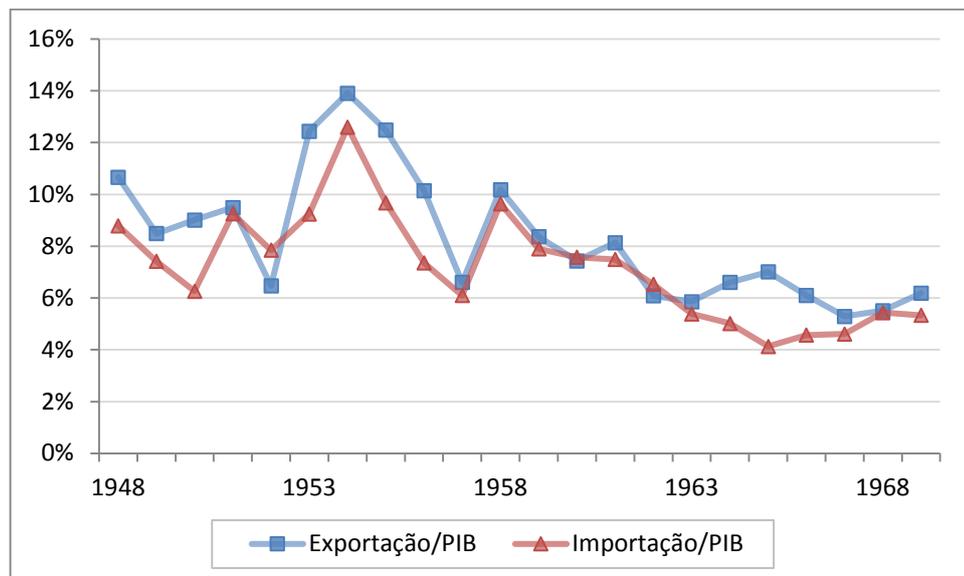


Fonte: Elaborado pelo autor (2014), com dados do Deprec-BCB.

O Gráfico 1 mostra a evolução das exportações e importações brasileiras¹, onde estas últimas são representadas no eixo negativo. Ainda, mostramos o resultado das exportações líquidas no período. Os déficits comerciais do início da década de 50 fizeram com que a política comercial recrudescesse, causando uma forte queda nas importações (de 32,5% em 1953), porém afetando o crescimento das exportações. Podemos perceber que após 1953 as exportações permaneceram praticamente constantes por uma década. O saldo da balança comercial ficou positivo nesse período, resultado da eficácia das taxas de câmbio múltiplas adotadas em 1953, e do programa de substituição de importações, imposto pelo Plano de Metas. Entretanto, podemos perceber que o saldo foi lentamente se deteriorando, até atingir um novo déficit em 1962.

A partir de 1964, porém, a orientação da política comercial foi alterada para um perfil pró-exportador, deixando de lado as substituições de importação. Segundo Portugal (1994), de 1964 a 1969 as exportações receberam diversos incentivos fiscais e financeiros: notadamente desconto dos impostos indiretos, isenção de Imposto de Renda sobre lucros das exportações, e empréstimos com taxas de juros subsidiadas. As importações sofreram aumentos de tarifa até 1967, quando uma política comercial mais aberta foi adotada, permitindo aumentos consistentes no valor importado por vários anos seguintes.

Gráfico 2 – Participação das Exportações e Importações no PIB (1948-1969)



Fonte: Elaborado pelo autor (2014), com dados de Deprec-BCB e IBGE.

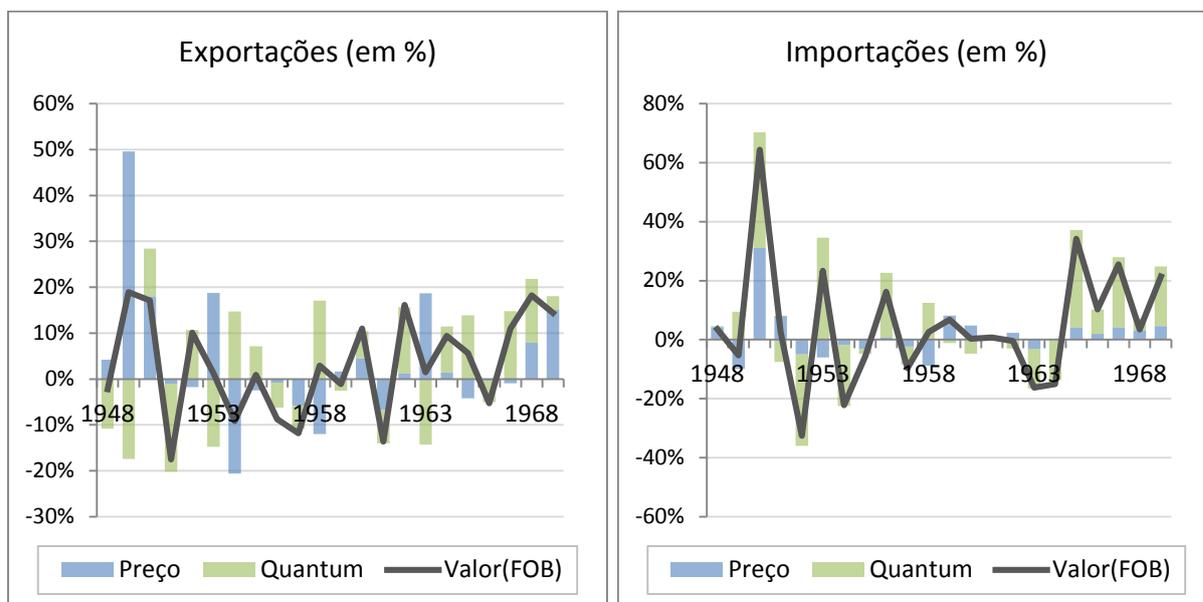
¹ A descrição dessas séries é feita no início do Capítulo 4 deste trabalho.

Analisando a participação das importações e exportações no PIB², presentes no Gráfico 2, podemos observar que de 1948 até 1958 houve grande volatilidade. As exportações, que em 1952 representavam 6,47% do produto, em 1954 atingiram o percentual de 13,91%, e em 1957 voltaram ao valor de 6,60%. As importações acompanharam este movimento, mas sempre mantendo um percentual abaixo das exportações – exceto nos anos de déficit.

Após 1958, a participação relativa de ambas as variáveis no PIB diminuiu ano após ano até 1969. Comparando com o Gráfico 1, percebemos que essa queda relativa se deu por um aumento maior da absorção interna em relação às trocas internacionais, que cresceram significativamente no período.

No Gráfico 3, apresentamos uma decomposição da variação dos valores de exportação e importação em preços e *quantum*. Por inspeção visual, podemos identificar uma forte influência da variação do *quantum* importado em relação ao valor das importações, sinalizando o impacto das políticas comerciais no período. A partir de 1965, podemos ver que a expansão contínua do valor importado foi puxada pelo aumento na quantidade importada, sendo o preço praticamente constante. Esse é indício da contenção em que se encontravam as importações nesse período.

Gráfico 3 – Variação de Preço e *Quantum* em relação à variação do Valor (1948-1969)



Fonte: Elaborado pelo autor (2014), com dados do Deprec-BCB e FUNCEX.

² Série do PIB medido em dólares americanos (US\$), convertida pelo câmbio médio, publicada pelo BCB Boletim, do Banco Central do Brasil.

No gráfico das exportações, as variações de preço superam as variações nas quantidades na maioria dos casos. Esse fenômeno era esperado devido aos variados regimes de câmbio adotados no período e à grande variabilidade dos preços das exportações – notadamente do café, que correspondia a 70% das exportações brasileiras no pós-guerra (PORTUGAL, 1994). O cálculo da média das variações de preço, *quantum* e valor³, apresentados na Tabela 1, corroboram a análise gráfica aqui feita. As variações de preço das exportações são em média mais que o dobro das variações de preço, e muito próximas da variação do valor total exportado. O contrário é visto nas importações, onde o *quantum* varia em média quase três vezes mais que o preço no período.

Tabela 1 – Variação Média do Preço, *Quantum* e Valor das Exp. e Imp. (1948-1969)

	Preço	<i>Quantum</i>	Valor
Exportação	3,83%	1,57%	3,13%
Importação	1,70%	4,80%	4,91%

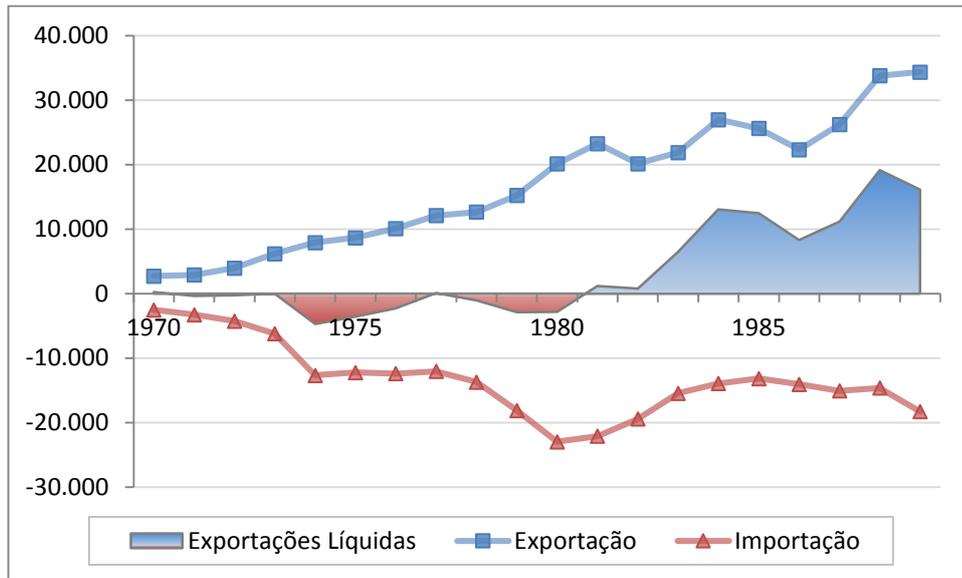
Fonte: Elaborado pelo autor (2014).

2.2 CRISE DO PETRÓLEO, II PND E PLANO CRUZADO (1970-1989)

Os anos 70 dão continuidade na nova política comercial adotada após 1964, que mudava das substituições de importação para um modelo de incentivo às exportações. Portugal (1994) relata um aumento dos subsídios às exportações, que em 1966 eram da ordem de 5% das exportações de manufaturados, e passaram a 54% em 1974.

³ Como feito por Markwald e Ribeiro (2005) e Cavalcanti e Ribeiro (1998).

Gráfico 4 – Exportações e Importações (FOB) em milhares de dólares (1970-1989)



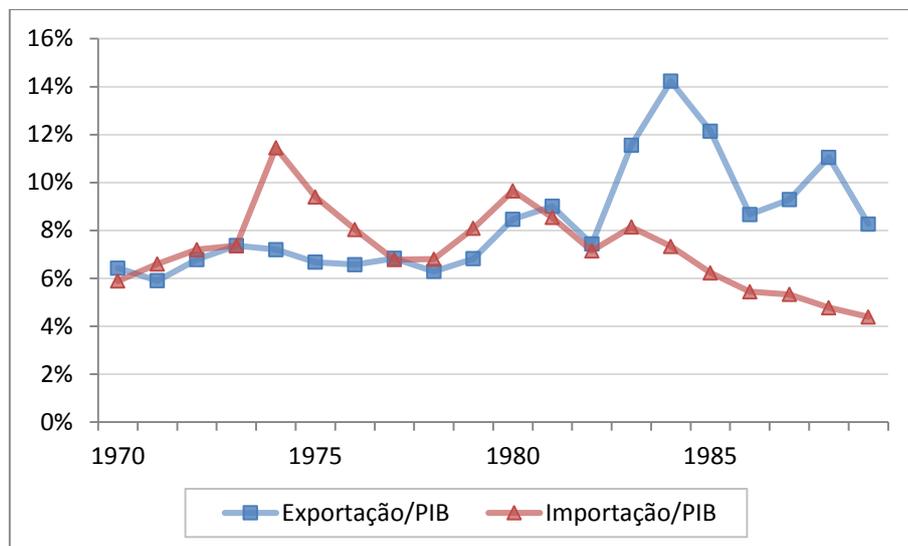
Fonte: Elaborado pelo autor (2014), com dados do Deprec-BCB.

Como pode se ver no Gráfico 4, houve um crescimento contínuo do valor exportado em toda a década de 70, partindo de US\$2,7 milhões no primeiro ano para US\$20,13 milhões em 1980. Entretanto, a liberalização das importações ocorrida na época fez com que o valor importado suplantasse as exportações em toda esta década, chegando aos anos 80 com um valor de US\$22,95 milhões. Ainda, a crise do petróleo fez as importações dobrarem, de US\$6,19 para US\$12,64 milhões entre 1973 e 1974, amargando o maior déficit do saldo comercial no período analisado.

A partir de 1974, a política comercial volta ao modelo de substituição de importações com o II Plano Nacional de Desenvolvimento (PND). A segunda metade da década de 70 é marcada por um valor praticamente constante das importações, demonstrando a eficácia da política adotada. Nesse período, o déficit comercial diminui sistematicamente, até atingir um pequeno superávit em 1977.

Em 1980, devido a novos déficits comerciais, o governo brasileiro cria o Imposto sobre Operações Financeiras (IOF), e adota a política cambial da *maxidesvalorização*, onde a taxa cambial é desvalorizada em 30%. A partir desse momento, e apesar do impacto da crise da dívida brasileira, as importações cedem, e voltam aos valores comercializados na década de 70. Em 1983, o governo faz uma nova *maxidesvalorização* no câmbio, que dá folego às exportações brasileiras. Com um cenário internacional favorável, de crescimento da demanda mundial, e uma política cambial acertada, priorizando a estabilidade da taxa de câmbio real, a posição da balança comercial brasileira fica bastante confortável nos anos seguintes a 1983.

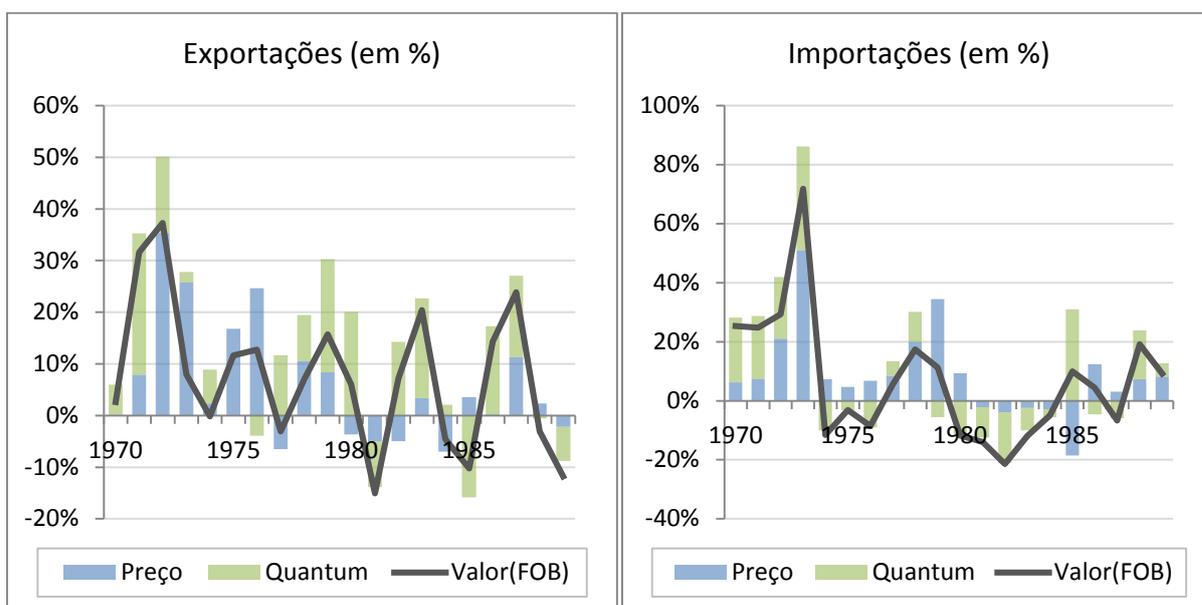
Gráfico 5 – Participação das Exportações e Importações no PIB (1970-1989)



Fonte: Elaborado pelo autor (2014), com dados de Deprec-BCB e IBGE.

As exportações caem de 1984 a 1986, quando é colocado em prática o Plano Cruzado, e em 1987 são feitas minidesvalorizações no câmbio. Portugal (1994) credita a aceleração das exportações pós-1987 à diminuição da utilização da capacidade produtiva - fruto do baixo crescimento do PIB - e ao aumento da demanda internacional. As importações se aceleram no final do período devido às reformas tarifárias adotadas no biênio 1988-89, que simplificavam a estrutura tarifária através da eliminação dos regimes especiais de importação (AZEVEDO; PORTUGAL, 1997).

O Gráfico 5 mostra uma tendência clara de queda das importações na participação do produto a partir de 1974, fruto das políticas comerciais adotadas. As exportações aumentaram sua participação no PIB ao longo do período, mas de forma bastante irregular.

Gráfico 6 – Variação de Preço e *Quantum* em relação à variação do Valor (1970-1989)

Fonte: Elaborado pelo autor (2014), com dados do Deprec-BCB e FUNCEX.

Essa irregularidade do crescimento das exportações também é vista no Gráfico 6, onde é possível notar que as variações positivas no valor exportado foram seguidas de correções na direção contrária. É interessante observar o impacto do aumento no preço tanto das exportações como das importações em 1974, ano que deflagra a primeira crise do petróleo. Ainda, o gráfico das importações mostra uma intensa correção nas variações após 1974. O *quantum* importado, que antes era predominantemente positivo, passa a ser negativo por quase todo o resto do período, principalmente nos dois períodos de maior recuo do valor importado: 1974-78 e 1980-1984.

Na Tabela 2, calculamos as variações médias de preço, *quantum* e valor para todo o período, que se apresentaram muito elevadas quando comparadas aos anos 1948-1969. Nas exportações, preço e *quantum* e valor variaram em média na mesma proporção, enquanto que nas importações percebe-se uma variação média maior dos preços. Dado que esses movimentos não foram uniformes no tempo, separamos as variações médias de cada década, emergindo um padrão mais claro na nossa análise. Percebem-se, em ambos agregados, uma forte variação dos preços e no valor na década de 70, e uma posterior correção na década seguinte.

Tabela 2 – Variação Média do Preço, *Quantum* e Valor (1970-1989)

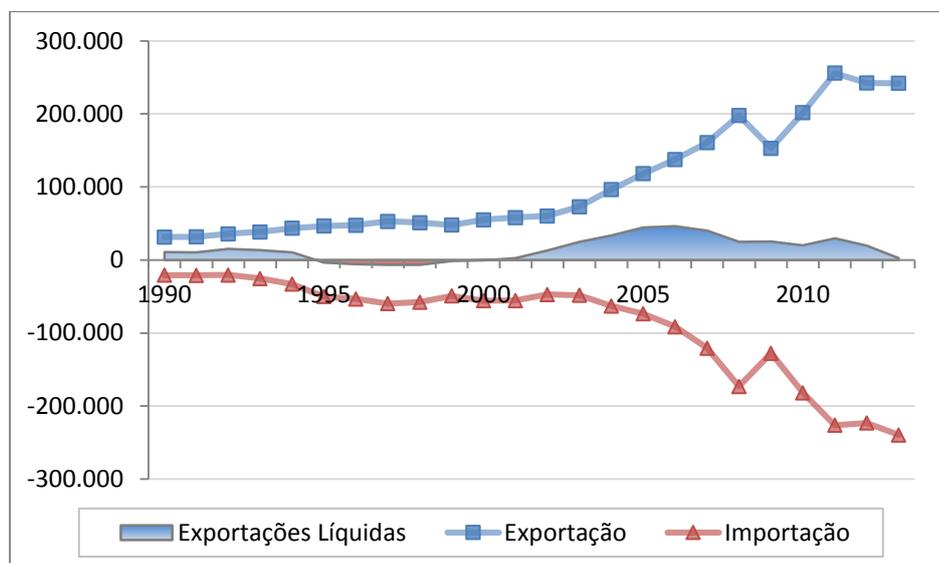
	Preço	<i>Quantum</i>	Valor
Exportação	6,17%	7,59%	7,52%
1970-79	12,53%	9,52%	12,33%
1980-89	-0,19%	5,66%	2,71%
Importação	8,87%	3,95%	6,72%
1970-79	14,52%	5,39%	11,39%
1980-89	0,39%	1,79%	-0,29%

Fonte: Elaborado pelo autor (2014).

2.3 ABERTURA, PLANO REAL E ALTA DAS *COMMODITIES* (1990-2013)

Os primeiros anos da década de 90 são de continuidade e ampliação da abertura comercial iniciada em 88 e 89, sendo revogados quase todos os regimes especiais de importação. No Gráfico 7, podemos perceber que, apesar dessa abertura, as importações variaram muito pouco nos primeiros anos. Azevedo e Portugal (1997) apontam o crescimento do produto, que em alguns anos teve inclusive retração, e o câmbio desvalorizado como responsáveis. Em 1993, segundo os autores, a economia volta a crescer e o câmbio mostra uma tendência de valorização, impulsionando as importações. As exportações crescem, mas a taxas baixas quando comparadas às da década anterior. Para Cavalcanti e Ribeiro (1998), há uma perda de dinamismo das exportações após 89.

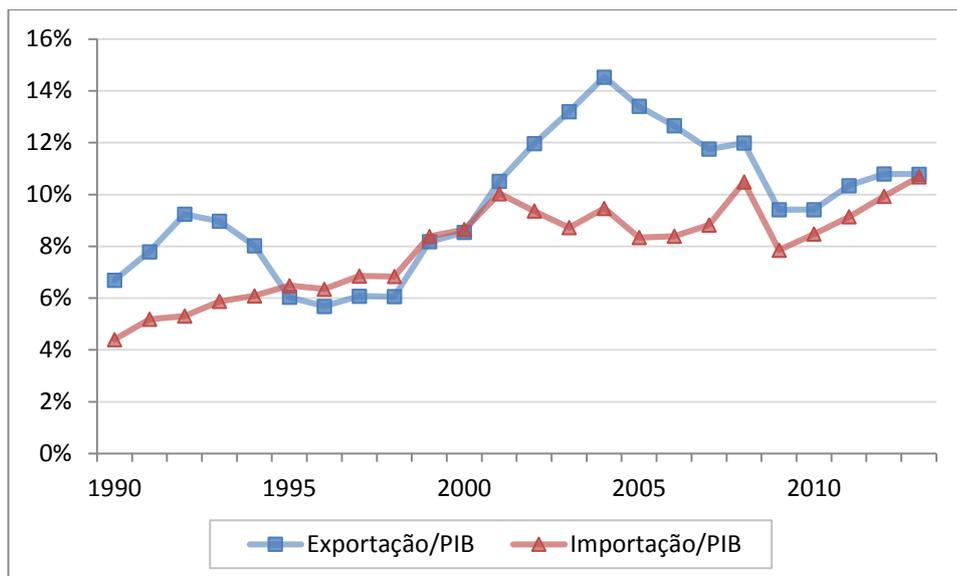
Gráfico 7 – Exportações e Importações (FOB) em milhares de dólares (1990-2013)



Fonte: Elaborado pelo autor (2014), com dados do Deprec-BCB.

Esse conjunto de estímulo às importações – que mais que dobram no período de 1993-1997 – e a perda de dinamismo das exportações leva a um déficit comercial em 1994 e nos anos subsequentes. Com o início do Plano Real, a “âncora cambial” passa a ser um importante instrumento de política econômica. O regime de câmbio alternava entre flexibilidade e regimes de bandas cambiais, como descrito por Azevedo e Portugal (1997).

Gráfico 8 – Participação das Exportações e Importações no PIB (1990-2013)



Fonte: Elaborado pelo autor (2014), com dados de Deprec-BCB e IBGE.

Ao final da década, devido aos sucessivos déficits nas exportações líquidas, a política comercial foi alterada. As tarifas de importação foram elevadas, e foram impostas cotas de importação a determinados produtos (AZEVEDO; PORTUGAL, 1997).

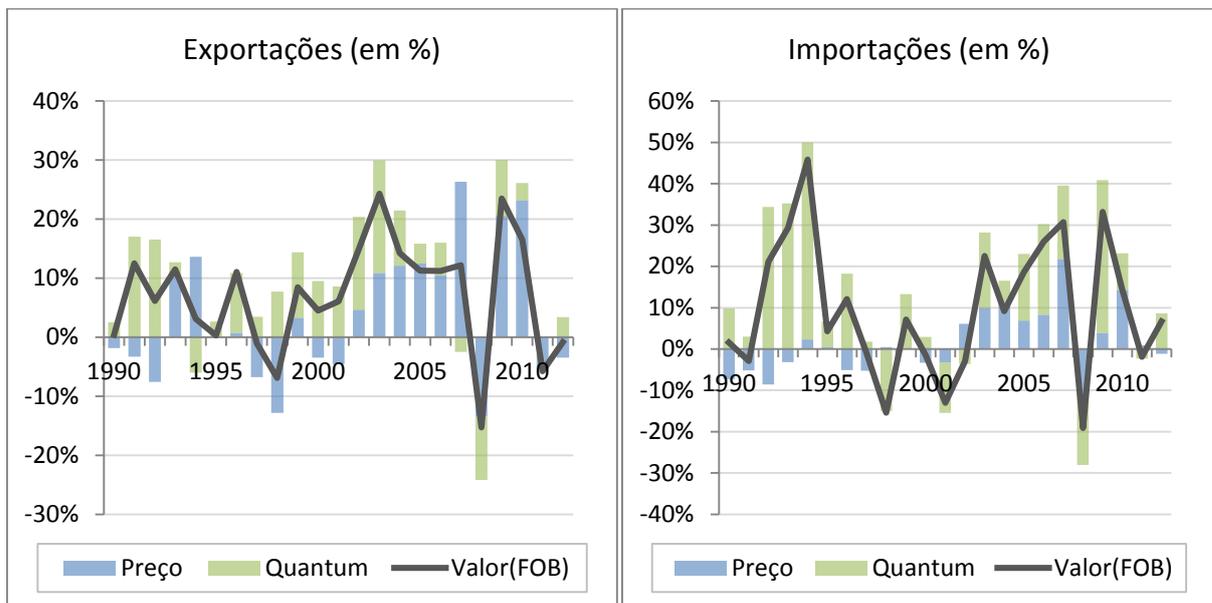
Os anos 2000 foram marcados pelo início de um novo ciclo de expansão do produto brasileiro, parte causa e parte consequência dos aumentos nas trocas comerciais brasileiras. Markwald e Ribeiro (2005) elencam seis fatores que teriam contribuído: desvalorização da taxa de câmbio real, impacto das reformas estruturais feitas na década de 90, “salto” quantitativo e qualitativo do agronegócio, maior diversificação da pauta exportadora, forte expansão do comércio mundial em 2003-04, e aumento expressivo das cotações internacionais das *commodities*.

Esse ciclo se encerra com a crise de 2008, quando boa parte das condições citadas acima cessam de existir. É importante ressaltar que mesmo no ano de crise a balança comercial brasileira foi positiva. Os anos subsequentes são marcados pela retomada da atividade econômica, e um aumento no superávit comercial. Porém, de 2011 a 2013 vemos

um leve declínio das exportações, acompanhado do aumento das importações, levando o saldo comercial perto de zero neste último ano.

No Gráfico 8, podemos ver que em 2004 as exportações chegaram a representar 14,53% do PIB, o valor mais alto de toda a série aqui apresentada, ou seja, desde 1948. Ao longo desse período, ambas as exportações e importações cresceram sua participação no PIB, de um patamar perto de 5% para 10,5%.

Gráfico 9 – Variação de Preço e *Quantum* em relação à variação do Valor (1990-2013)



Fonte: Elaborado pelo autor (2014), com dados do Deprec-BCB e FUNCEX.

No início da década de 90 o *quantum* importado cresceu a taxas bastante altas, como mostra o Gráfico 9, tendo um crescimento de 47,7% em 1994. O preço das importações nesse período decresceu, indicando a aparente estagnação das importações nos primeiros anos. O crescimento médio para a década, na Tabela 3, foi de 15,45% para o *quantum* importado e de -3,12% para o preço.

Tabela 3 – Variação Média do Preço, *Quantum* e Valor (1990-2013)

	Preço	<i>Quantum</i>	Valor
Exportação	3,79%	6,12%	7,07%
1990-99	-0,38%	6,72%	4,56%
2000-13	7,00%	5,65%	9,01%
2002-2007	12,84%	8,42%	14,71%
Importação	1,45%	11,15%	9,78%
1990-99	-3,12%	15,45%	10,21%
2000-13	4,96%	7,84%	9,45%
2002-2007	10,70%	12,64%	17,33%

Fonte: Elaborado pelo autor (2014).

As exportações oscilaram mais entre 1990-99, mas em média a variação do preço também foi negativa, sendo compensada por um crescimento médio de 6,72% na quantidade. De 2000 a 2013 temos forte movimento de preço e *quantum* em ambas as variáveis, notadamente o preço dos exportados e a quantidade importada cresceram em média 7% e 7,8%, respectivamente.

Calculamos ainda as variações médias para o período de 2002 a 2007, quando tanto as exportações quanto as importações triplicaram de valor – de aproximadamente US\$50 milhões para US\$180 milhões. O preço das exportações teve elevação média de 12,84% nesse período, evidenciando a alta do preço das *commodities* no mercado internacional. A quantidade exportada também aumentou em média 8,42%, indício de uma demanda forte pelos exportados nacionais. Dessa forma, o valor exportado avançou 14,71% em média durante esses anos.

A importação, por outro lado, teve variações ainda maiores, com um crescimento médio de preço e *quantum* de 10,70% e 12,64%, respectivamente, e um aumento médio do valor de 17,33% neste mesmo período. Dentre os possíveis fatores que causaram esse aumento da demanda por produtos importados podemos destacar o crescimento da renda nesse período.

3 DISCUSSÃO DOS MODELOS ADOTADOS

Na construção das equações de comércio analisaremos a abordagem tradicional, que considera um modelo de oferta e demanda similar, com substituição imperfeita de bens. São adotadas algumas premissas, principalmente a respeito dos coeficientes de elasticidade, com o objetivo de capturar características inerentes ao comércio feito pelo país analisado.

A mais comum delas, também chamada de *hipótese de país pequeno*, presume que a participação relativa do país é baixa a ponto de ser incapaz de influenciar o comércio mundial: a oferta de importação e a demanda por exportações são completamente preço-elásticas. Metodologicamente, estamos supondo que os preços (de importação ou exportação) são variáveis exogenamente fracas. Isso simplifica a especificação de um sistema de equações para um modelo uniequacional.

No contexto de importação essa premissa é bastante aceita. Portugal (1992) estima um modelo uniequacional de demanda por importações baseado num modelo de substituição imperfeita – ou seja, que os bens nacionais e importados não são homogêneos. Ainda, supõe-se que não há ilusão monetária (agentes econômicos percebem as variáveis reais), e é feito o agrupamento de preços e tarifas de importação. Essa mesma modelagem é adotada pelos trabalhos posteriores, com pequenas variações nas variáveis explicativas utilizadas⁴.

Para as exportações, entretanto, a restrição de país pequeno tem sido questionada. Bastante comum nos trabalhos anteriores à década de 80, essa hipótese tem sido evitada. A opção usual seria estimar preço e quantidade simultaneamente pela interação entre oferta e demanda – em suas formas estruturais –, como é feito em Portugal (1993). Para o autor, “essa modelagem tornou-se mais apropriada devido ao aumento significativo da participação brasileira nas exportações mundiais”. Bonelli (2007), entretanto, defende que “no caso dos bens industriais parece válida a hipótese de que o Brasil é tomador de preço”.

Uma forma subsequente seria estimar equações reduzidas para as exportações. Essa abordagem é feita misturando variáveis de oferta e demanda especificadas segundo critérios *ad hoc*, recurso adotado em Castro e Cavalcanti (1998), Cavalcanti e Ribeiro (1998), Carvalho e De Negri (1999), Castro e Junior (2000) e Cavalcanti e Frischtak (2001). Essas “são abordagens puramente estatísticas, logo o valor estimado dos parâmetros não deve ser

⁴ Azevedo e Portugal (1997), Castro e Cavalcanti (1998), Carvalho e De Negri (1999), Carvalho e Parente (1999), Cavalcanti e Frischtak (2001).

interpretado à luz dos fundamentos teóricos”⁵, afirmam Castro e Junior (2000). Markwald e Braga (1983) criticam a utilização dessas formas:

A rigor, mantida aquela hipótese [de país pequeno], a função resultante constitui, inequivocamente, uma equação (estrutural) de oferta, a qual não comporta a inclusão explícita de variáveis de demanda, que já se encontram integralmente captadas pela variável preço. Em consequência as equações relativas às exportações que incluem a variável renda mundial não são propriamente funções de oferta, porém formas reduzidas de modelos estruturais não especificados. Convém assinalar que essas construções teóricas implicam o abandono da hipótese de ‘país pequeno’, uma vez que os modelos estruturais (implícitos) conteriam funções de demanda com elasticidade-preço finita. (MARKWALD; BRAGA, 1983, p.708)

Para os autores, seria pertinente estimar um modelo de equações simultâneas, obtendo empiricamente a elasticidade-preço da demanda. Bonelli (2007) estima tanto um modelo reduzido como um modelo estrutural, e relata resultados muito semelhantes entre as abordagens. Portugal (1993) também relata que as estimações de modelos uniequacional e simultâneo geram coeficientes muito próximos, porém o modelo simultâneo tem a vantagem de fornecer uma estimativa para a elasticidade-renda da demanda.

3.1 VARIÁVEIS INDEPENDENTES E FORMAS FUNCIONAIS

Em relação à forma funcional, é consenso na literatura o uso de equações na forma log-linear. A vantagem, citada em diversos trabalhos, é a obtenção direta das elasticidades das variáveis, e a redução da variabilidade das séries. Markwald e Braga (1983) alertam para o fato de que uma discussão mais aprofundada sobre as vantagens dessa especificação sobre a forma linear (e outras) raramente é apresentada. Como exceção, os autores citam o trabalho de Reis (1979)⁶, que aplica o critério de Sargan a diversas especificações e conclui pela forma log-linear. As especificações da equação de demanda de importação são bastante parecidas⁷, incluindo normalmente uma variável que retrate o nível de renda – o PIB do país –, variáveis de preço relativo – preço relativo das importações ou taxa de câmbio real –, e uma variável que capte um efeito cíclico – o uso da capacidade

⁵ A justificativa para o uso dessas modelagens é baseada nas suas capacidades preditivas, superiores aos modelos simultâneos. Evidentemente, esse é objetivo principal do trabalho de Castro e Junior (2000): “Modelos de Previsão para a Exportação das Principais Commodities Brasileiras”.

⁶ REIS, E. J. Estimação de Equações de Exportações. Mimeo. Rio de Janeiro, IPEA/INPES, 1979.

⁷ Portugal (1992), Azevedo e Portugal (1997), Castro e Cavalcanti (1998) e Carvalho e Parente (1999), Carvalho e De Negri (1999), Cavalcanti e Frischtak (2001).

instalada – como no caso de Azevedo e Portugal (1997). Uma forma funcional adequada seria a utilizada pelos autores recém-citados⁸:

$$\ln M^d = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y_n + \alpha_2 \ln \left(\frac{eP^*t}{P} \right) + \alpha_3 \ln CI + \varepsilon_t \quad (1)$$

Onde esperamos que α_1 seja positivo, pois aumentos no produto doméstico aumentam a demanda por importações; α_2 seja negativo, de forma que aumentos nos preços estrangeiros ou na alíquota, e uma taxa de câmbio desfavorável reduzam as importações; e finalmente que α_3 seja positivo, evidenciando que quanto maior a utilização da capacidade instalada, maior é o transbordamento de demanda para as importações.

Segundo Cavalcanti e Ribeiro (1998), a demanda por exportações pode ser explicada por uma variável representativa do nível de renda externa e outra que represente os preços relativos – que relacione os preços dos produtos exportados aos preços vigentes de bens substitutos no mercado internacional. Podem ser usados níveis de importações (de um subgrupo relevante de países) ou níveis de renda agregada – mundial ou de um subgrupo relevante – para a primeira variável, e pelos preços dos bens substitutos no mercado internacional, ou índices de preços mundiais para a segunda.

Do lado da oferta de exportações, temos inúmeros possíveis determinantes. Com frequência são usadas variáveis que captam o *efeito preço* – como a taxa de câmbio real, um índice de subsídios e preços externos. Podemos relacionar o nível e a volatilidade da taxa de câmbio real, segundo Cavalcanti e Ribeiro (1998), com o valor esperado e a variância da remuneração relativa das exportações.

Também são incluídas variáveis que modelam o efeito tendencial das exportações, como o produto potencial. As variáveis de capacidade podem ser usadas para explicar efeitos tendenciais. “O valor do coeficiente associado a essas variáveis permite, adicionalmente, determinar a existência de um viés pró ou anticomércio, segundo sua estimativa seja superior ou inferior à unidade, respectivamente.” (MARKWALD; BRAGA, 1983, p.718).

O efeito cíclico das exportações é captado através de variáveis como o hiato do produto e o grau de utilização da capacidade. Bonelli (2007) afirma que o grau de utilização da capacidade instalada é relevante nas equações de oferta de exportáveis em razão do efeito

⁸ M^d é a demanda por importação; Y_n é a renda doméstica; e é a taxa de câmbio nominal; P^* é o índice de preços no atacado dos Estados Unidos; t é a alíquota verdadeira incidente sobre as importações; P é o índice de preços domésticos; CI é a utilização da capacidade instalada; todos os coeficientes α são constantes arbitrárias e ε_t é um erro aleatório.

de melhora do desempenho exportador nas recessões. Para evitar que capacidade instalada fique excessivamente ociosa, recorre-se ao mercado externo. Uma boa ilustração das equações de oferta e demanda de exportações é oferecida por Cavalcanti e Ribeiro (1998):

$$\ln X^d = \beta_0 + \beta_1 \ln \left(\frac{P_x}{P_w} \right) + \beta_2 \ln Y_w + v_t$$

$$\ln X^s = \delta_0 + \delta_1 \ln \left(\frac{P_x S_x E}{P_d} \right) + \delta_2 \ln C_d + \delta_3 \ln U + \delta_4 \ln Y_p + v_t^9 \quad (2)$$

Segundo Barros, Bacchi e Burnquist (2002) espera-se que o coeficiente β_1 seja menor que zero, revelando o impacto negativo dos termos de troca na demanda por exportações. Por outro lado, espera-se um coeficiente positivo para β_2 , já que aumentos na renda externa promoveriam uma maior demanda pelos produtos nacionais. Na equação de oferta por exportáveis o coeficiente δ_1 da rentabilidade real das exportações é esperado positivo, assim como o coeficiente δ_4 , do índice de produto potencial. Espera-se também que o índice de custos de insumo e fatores de produção (δ_2) e taxa de utilização da capacidade instalada (δ_3) impactem negativamente a oferta de exportação, em acordo com a ideia exposta anteriormente sobre a ociosidade da capacidade instalada.

3.2 ESTRUTURA DOS DADOS

Um tema relevante nessa discussão é relativo ao uso de dados agregados ou desagregados de comércio. Portugal (1992) afirma que os dados desagregados são sempre preferíveis, pois aumentam a quantidade de informação disponível para a estimação. O lado negativo é que estes normalmente apresentam erros de medida e contribuem para erros de especificação. Na estimação de parâmetros fixos, particularmente com dados trimestrais, o autor indica que há um favoritismo do uso de dados desagregados. Ele ainda afirma que “em termos de análise política, parece claro que se deveria evitar a utilização de uma equação de demanda por importações agregada. O viés levará a uma subestimativa das importações totais no longo prazo.” (PORTUGAL, 1992, p. 527). Para Cavalcanti e Ribeiro (1998), dadas as

⁹ Onde X^d e X^s são, respectivamente, a quantidade demandada e ofertada de exportações; P_x é o preço das exportações; P_w é o preço dos bens concorrentes; P_d é um índice doméstico de preços dos produtos exportados; S_x é um índice de incentivos às exportações; E é a taxa de câmbio nominal; Y_w é uma *proxy* da renda mundial; C_d é um índice de custo de insumos e (ou) fatores de produção; U é a taxa de utilização da capacidade produtiva e Y_p é um índice de produto potencial. Todos os coeficientes β e δ são contantes arbitrárias e v_t e v_t são erros aleatórios.

diferentes trajetórias das exportações de produtos manufaturados, semimanufaturados e básicos, são justificadas as análises desagregadas.

No contexto de previsão, são também relatadas distorções entre as agregações. Castro e Cavalcanti (1998) dizem que os modelos com dados agregados tendem a “suavizar” as previsões, pois não conseguem captar com precisão as variações de cada setor. Os autores salientam, porém, que as modelagens desagregadas podem sofrer distorções associadas justamente às especificidades de cada setor, como os setores de básicos e bens de consumo. Castro e Cavalcanti (1998) decidem concluir dizendo que “não está claro, portanto, se é preferível a utilização do modelo ‘desagregado’ para projeções dos valores totais exportados e importados”.

3.3 MODELOS DE ESTIMAÇÃO, COINTEGRAÇÃO E MCE

O método usual de estimação estática, tanto para a equação de demanda por importações quanto para a equação reduzida de exportações, é a regressão por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) com dados de séries temporais. Para estimar oferta e demanda de exportações simultaneamente, é empregado o arcabouço de Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E). Para conseguirmos capturar a dinâmica das equações de comércio exterior é necessário lançar mão de outras modelagens. Os trabalhos empíricos costumam utilizar modelagens de defasagens distribuídas auto-regressivas (ADL) e Modelos de Correção de Erros (MCE)¹⁰. Portugal (1993b) afirma que a adoção do modelo MCE é mais adequada e “elegante”, principalmente quando as variáveis são não-estacionárias. Isto se dá, diz Portugal (1993a), pelo “fato de a teoria econômica ser usada para estabelecer somente a relação de longo prazo entre as variáveis, enquanto a dinâmica de curto prazo é determinada pelos dados”.

Precisaremos de algumas condições para aplicar as aproximações de amostras grandes na análise de regressão com dados de séries temporais. O primeiro requisito diz respeito à estacionariedade do processo estocástico. Aqui será satisfatória a definição de *estacionariedade fraca* ou *covariância estacionária*. Segundo Wooldridge (2007, p. 348), “um processo estocástico $\{x_t; t = 1, 2, 3, \dots\}$ com segundo momento finito tem *covariância estacionária* se (i) $E(x_t)$ é constante; (ii) $Var(x_t)$ é constante; e (iii) para qualquer $t, h \geq 1$, $Cov(x_t, x_{t+h})$ depende somente de h e não de t ”. A segunda condição é que a série seja

¹⁰ Como, pelo Teorema da Representação de Granger (ENGLE; GRANGER, 1987) um modelo ADL pode ser facilmente transformado num modelo MCE, muitos autores utilizam ambas as técnicas.

fracamente dependente. Wooldridge (2007, p. 349) diz que “uma série temporal com *covariância estacionária* é fracamente dependente se a correlação entre x_t e x_{t+h} se aproxima de zero ‘com rapidez suficiente’ quando $h \rightarrow \infty$ ”. A primeira condição garante que os estimadores sejam não viesados, e a segunda, que eles sejam consistentes. No caso das equações de comércio, a literatura empírica¹¹ revela que as variáveis em nível não são estacionárias, porém tornam-se estacionárias quando são tomadas suas primeiras diferenças. Dessa forma, podemos dizer que as séries são $I(1)$, ou integradas de ordem 1.

Dito isso, é interessante nos perguntarmos se estas variáveis cointegram. O conceito de cointegração, proposto por Engle e Granger (1987, p.253), nos diz que “Os componentes do vetor $x_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})'$ são ditos *cointegrados de ordem d, b* , denotado por $x_t \sim CI(d, b)$, se (i) Todos os componentes de x_t forem integrados de ordem d ; (ii) Existir um vetor $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$ tal que a combinação linear $\beta x_t = \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_n x_{nt}$ seja integrada de ordem $(d - b)$ onde $b > 0$; O vetor β é chamado de *vetor de cointegração*”.

A metodologia de Engle-Granger para cointegração, descrita em Enders (2010), é realizada estimando a equação pretendida em nível e separando-se os resíduos. Os coeficientes dessa regressão serão agrupados num *vetor de cointegração*. Estes são regredidos contra uma defasagem sua, na forma:

$$\hat{e}_t = \phi \hat{e}_{t-1} + v_t \quad (3)$$

Testamos a presença de raiz unitária e, se for concluído que os resíduos são estacionários, podemos dizer que as variáveis cointegram. Esses resíduos, combinados com as diferenças das variáveis explicativas (contemporâneas e defasadas), podem então ser usados para estimar um modelo de correção de erros. Como exemplo, sejam x_t e y_t duas séries tal que $x_t, y_t \sim CI(1,1)$, então podemos estimar a equação:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^m \gamma_j \Delta x_{t-j} + \delta(y_{t-1} - \beta x_{t-1}) + u_t \quad (4)$$

O parâmetro δ é chamado de *fator de ajustamento (de longo prazo)*, e dá a magnitude da correção a ser feita, enquanto que o *termo de correção de erro* ($y_{t-1} - \beta x_{t-1}$) revela a direção da correção. Os coeficientes α_i e γ_j são os coeficientes de impacto de curto prazo.

¹¹ Portugal (1992), Portugal (1993b), Azevedo e Portugal (1997), Castro e Cavalcanti (1998), Cavalcanti e Ribeiro (1998), Carvalho e De Negri (1999), Carvalho e Parente (1999), Cavalcanti e Frischtak (2001), Barros, Bacchi e Burnquist (2002), Bonelli (2007) e Schettini, Squeff e Gouvêa (2012).

Portugal (1992), Portugal (1993a), e Azevedo e Portugal (1997) indicam utilizar um critério “general to specific” para definir o número de defasagens relevantes do MCE. Essa técnica consiste em utilizar um modelo super-parametrizado e testar a significância de cada termo, até obter a especificação mais parcimoniosa, como é descrito em Azevedo e Portugal (1997).

3.4 PROPOSIÇÃO DAS EQUAÇÕES A SEREM ESTIMADAS

Dada a discussão antecedente, é interessante realizarmos algumas conclusões e definirmos as equações a serem estimadas. A hipótese de país pequeno, enquanto cabível para a modelagem das equações de importação, parece pouco vantajosa – e talvez plausível – para o caso dos exportáveis. A apresentação das equações na forma log-linear é feita de forma natural em todos os trabalhos, e aqui faremos o mesmo.

Embora a utilização de formas reduzidas para as exportações seja vantajosa no contexto das previsões, nos parece mais importante a consistência teórica que advém do modelo de equações simultâneas. Além do mais, a obtenção de uma estimativa para a elasticidade-renda da demanda de exportáveis é parte relevante deste trabalho. Posto isto, propomos a estimação de um sistema simultâneo, na sua forma estrutural:

$$\begin{aligned} \ln X^d &= \beta_0 + \beta_1 \ln \left(\frac{p^* E}{p_d} \right) + \beta_2 \ln Y_w + v_t \\ \ln X^s &= \delta_0 + \delta_1 \ln \left(\frac{p^* E}{p_d} \right) + \delta_2 \ln U + v_t^{12} \end{aligned} \quad (5)$$

Na equação de oferta, temos uma variável que representa os preços relativos, composta pelo quociente dos preços externos pelos preços domésticos, ponderados pela taxa de câmbio nominal. Na equação de demanda, o efeito preço é captado por uma variável composta também, que considera o quociente entre os preços de exportação e domésticos, ponderados pela taxa de câmbio nominal.

Para as importações os trabalhos empíricos são bastante consensuais, de forma que adotaremos uma especificação bastante usual:

¹² Onde X^d e X^s são, respectivamente, a quantidade demandada e ofertada de exportações; p^* é um índice de preços estrangeiro; p_d é um índice doméstico de preços dos produtos exportados; E é a taxa de câmbio nominal; Y_w é uma *proxy* da renda mundial e U é a taxa de utilização da capacidade. Todos os coeficientes β e δ são contantes arbitrárias e v_t e v_t são erros aleatórios.

$$\ln M^d = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y_n + \alpha_2 \ln \left(\frac{p^* E}{p_d} \right) + \alpha_3 \ln U + u_t^{13} \quad (6)$$

O segundo termo dessa equação é a composição de índices de preços mundiais e nacional, ponderados pela alíquota incidente sobre as importações. Essa variável expressa o custo efetivo das importações.

¹³ M^s é a quantidade demandada por importações; Y_n é a renda nacional; p^* é um índice de preços estrangeiro e p_d são os preços domésticos. Todos os coeficientes α são constantes arbitrárias e u_t é um erro aleatório.

4 ESTIMAÇÃO, RESULTADOS E PREVISÃO

Devido à falta de séries históricas com amplitude e periodicidade desejadas, optamos pela construção da taxa de câmbio real, conforme explicitado no capítulo anterior, combinando a taxa de câmbio nominal (comercial, média do período) com o IPA americano e um índice de preços doméstico. Os índices de importações e exportações foram calculados deflacionando as séries (FOB) pelo IPA americano. Para renda doméstica também partimos do PIB anual retirado do Sistema de Contas Nacionais (SCN) 2000, deflacionado por um índice de preços doméstico. A variável da renda mundial foi testada utilizando as séries de importações mundiais e do PIB norte americano, ambas deflacionadas pelo IPA americano, e decidiu-se utilizar a primeira.

Para o índice de preços doméstico, foram testadas duas séries, todas em índice: IGP-DI, IPA-EP, ambas com base fixa no mês de agosto de 1994. O desempenho das séries construídas a partir dos dois índices de preços foram muito semelhantes em termos de raiz unitária e cointegração, distando a partir da quarta casa decimal. Por ser a mais utilizada na literatura, escolhemos trabalhar com o IGP-DI.

Não foi possível obter uma série abrangente da utilização da capacidade instalada para a estimação de dados anuais, pois a série disponibilizada pela FGV só tem início em 1970. Optamos por deixar esta variável de fora da estimação para essa periodicidade, pois acarretaria uma perda significativa de observações, com potencial comprometimento dos resultados estimados. Dessa forma, a série da capacidade instalada foi utilizada apenas para a estimação dos dados trimestrais. Essa decisão inviabilizou a estimação da oferta e demanda de exportações com dados anuais, pois sem a variável de capacidade como instrumento, a equação de demanda por exportações não cumpre a condição de ordem para a estimação¹⁴.

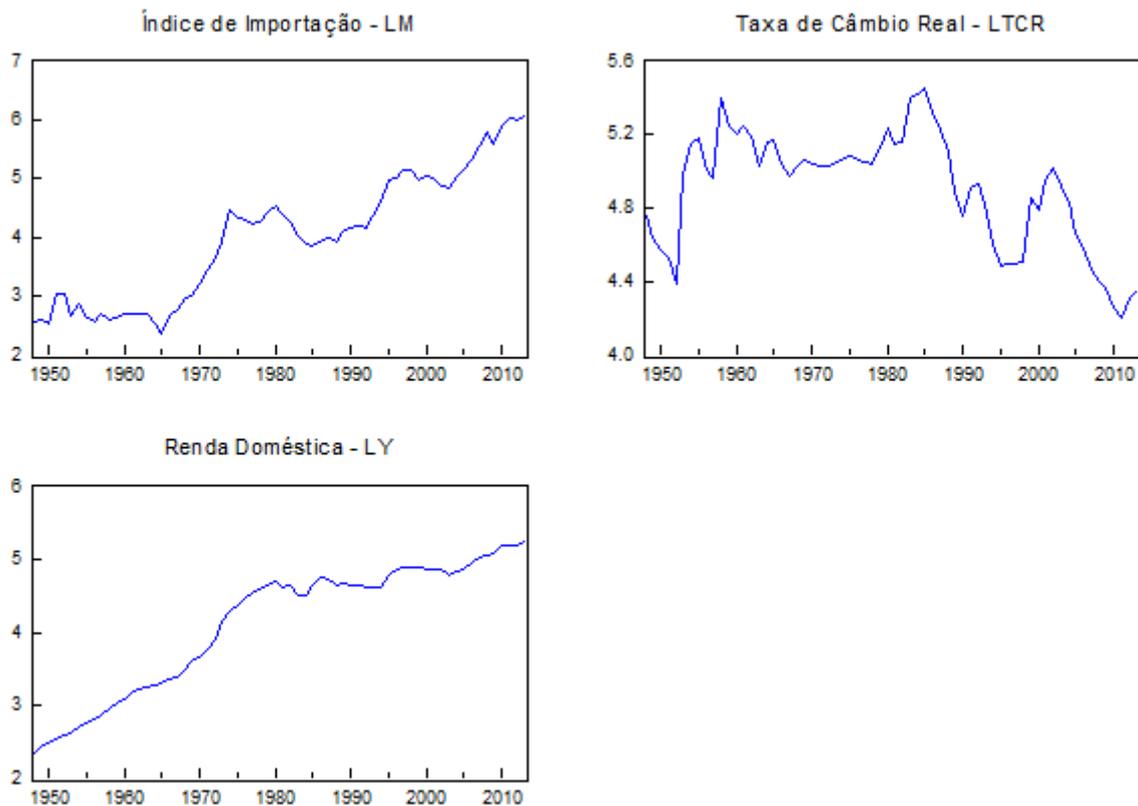
Todas as séries utilizadas foram transformadas em índices de base fixa. Para as séries anuais, fora utilizado como base o ano de 1994; para os dados trimestrais, o terceiro trimestre de 1994 (coincidente com o início do Plano Real). Para tanto foram utilizados os softwares Excel e Eviews 7.1, onde toda a estimação dos dados fora realizada.

¹⁴ Nesse caso, a condição de ordem seria satisfeita para a demanda se tivéssemos uma variável exógena presente no sistema, mas ausente nesta equação. Porém, a única variável exógena presente no sistema faria parte da equação, qual seja, as Importações Mundiais.

4.1 EQUAÇÕES DE IMPORTAÇÃO PARA DADOS ANUAIS

O modelo de demanda de importações anuais é estimado a partir das séries, em logaritmo, do Índice de Importação (LM), da Taxa de Câmbio Real (LTCR) e da Renda Doméstica (LY). O Gráfico 10 mostra a evolução das variáveis no tempo¹⁵.

Gráfico 10 – Evolução das Variáveis, em Logaritmos – Dados Anuais



Fonte: Elaborado pelo autor (2014).

As variáveis foram testadas em relação à presença de raiz unitária, pelos testes ADF e PP, nas três especificações possíveis – sem constante nem tendência, apenas com constante, e com constante e tendência. Corroborando a literatura¹⁶, todas as variáveis se mostraram integradas de ordem 1. Os resultados foram compilados na Tabela 4, a seguir:

¹⁵ O índice de importações foi calculado deflacionando as séries (FOB) pelo IPA americano. A taxa de câmbio real foi calculada combinando a taxa de câmbio nominal (comercial, média do período) com o IPA americano e o IGP-DI. Para a renda doméstica, partimos do PIB anual retirado do Sistema de Contas Nacionais (SCN) 2000, deflacionado pelo IGP-DI.

¹⁶ Portugal (1992), Azevedo e Portugal (1997), Castro e Cavalcanti (1998), Carvalho e De Negri (1999) e Carvalho e Parente (1999).

Tabela 4 – Teste de Raiz Unitária e Ordem de Integração das Séries – Dados Anuais

Variável	t-ADF	t-ADF	t-ADF	Ordem de Integração
	t-PP (nenhum)	t-PP (constante)	t-PP (const. e tendência)	
LM	2.415	-0.082	-2.255	I(1)
	2.110	-0.084	-2.321	
LTCR	-1.380	-1.422	-2.176	I(1)
	-1.380	-1.555	-2.250	
LY	2.614	-1.742	-1.275	I(1)
	3.582	-2.021	-1.212	
D(LM)	-6.556**	-7.044**	-7.047**	I(0)
	-6.683**	-7.092**	-7.087**	
D(LTCR)	-7.312**	-7.258**	-7.376**	I(0)
	-7.287**	-7.229**	-7.394**	
D(LY)	-3.925**	-5.045**	-5.264**	I(0)
	-3.785**	-5.018**	-5.253**	

⁺,* e ** denotam significância, respectivamente, a 10%, 5% e 1%.

Fonte: Elaborado pelo autor (2014).

Dado que todas as variáveis apresentaram o resultado esperado, prosseguiu-se à estimação. Segundo a metodologia de Engle e Granger para cointegração, primeiro estimamos a relação de longo prazo, ou seja, a regressão por MQO de LM sobre as variáveis LTCR, LY e uma constante. Na Tabela 5, podemos perceber que todas as variáveis são significativas e apresentam os sinais esperados. Dizemos que LTCR captura o “efeito-preço”, enquanto LY captura o “efeito-renda”.

Tabela 5 – Regressão da Relação de Longo Prazo das Importações Anuais

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	p-valor
LTCR	-1.153987	0.104136	-11.08155	0.0000
LY	1.010588	0.037178	27.18266	0.0000
C	5.494435	0.574245	9.5681	0.0000
R-quadrado	0.946911	Estat. Durbin-Watson		0.421526

Fonte: Elaborado pelo autor (2014).

Dado que as variáveis são não estacionárias, devemos testar a cointegração destas, sob pena de termos uma regressão espúria. Da teoria de cointegração, sabe-se que as variáveis

cointegram se os resíduos da equação acima são estacionários. Realizamos então um teste ADF, sem constante e sem tendência, sobre os resíduos da equação (MVCE). O resultado foi a rejeição da hipótese nula com 1% de nível de significância (Tabela 6), favorecendo a hipótese de cointegração.

Tabela 6 – Teste ADF sobre a estacionariedade dos resíduos

Teste ADF	Estatística t-ADF	p-valor
MVCE	-2.678409	0.0081

Fonte: Elaborado pelo autor (2014).

Agora que obtemos a cointegração das variáveis, é possível discutir os coeficientes obtidos, nesse caso as elasticidades-preço e elasticidade-renda, representadas pelas variáveis LTCR e LY. Ambas as variáveis apresentaram uma elasticidade próxima à unidade, sendo o “efeito-preço” negativo às importações, e o “efeito-renda” positivo. Esses resultados vão de encontro ao relatado por outros autores: Portugal (1992) relata valores próximos à unidade como consenso na literatura.

É surpreendente que tenhamos obtido esses resultados, dado que nesta estimação com dados anuais omitimos a variável de utilização da capacidade instalada, usada em praticamente todos os trabalhos. Na Tabela 7 a seguir, comparamos os resultados obtidos pelos outros autores. As especificações diferem desta aqui apresentada, seja incluindo uma variável de capacidade, seja incluindo uma tendência temporal. A mérito de comparação com o trabalho atual, foram tabeladas apenas as elasticidades preço e renda.

Tabela 7 – Comparação das Elasticidades obtidas por outros autores

Autores	Elasticidade-renda	Elasticidade-preço	Período
Fachada (1990) *	1.186	-0.376	1976/2-1988/4
Portugal (1992)			
Bens Intermediários	0.972	-0.908	1975/1-1987/4
Bens de Capital	1.254	-0.477	1975/3-1987/4
Importações Totais	0.344	-0.910	1976/1-1987/4
Ferreira (1994) *	-0.212	-1.323	1981/4-1989/4
Azevedo e Portugal (1997)	-0.173	0.262	1980/1-1994/4
Carvalho e De Negri (1999)	-	-1.342	1977-1998
Carvalho e Parente (1999)			
Bens de Capital	1.321	-1.897	1978(1)-1996(11)
Intermediários	1.337	-2.003	1978(1)-1996(11)
Não duráveis	-	-1.406	1978(1)-1996(11)
Duráveis	1.716	-2.928	1978(1)-1996(11)
Combustíveis	-	-0.561	1978(1)-1996(11)

*Dados retirados de Azevedo e Portugal (1997)

Fonte: Portugal (1992), Azevedo e Portugal (1997), Carvalho e De Negri (1999) e Carvalho e Parente (1999).

Estabelecida a relação de longo prazo das variáveis, partimos para a estimação da dinâmica de curto prazo, qual seja, o ajuste de um Modelo de Correção de Erros. Inicialmente o modelo (na Tabela 8) foi ajustado com uma constante, porém essa variável foi tida como insignificante quando analisada tanto pela estatística-t quanto pelo Teste de Wald. Dessa forma, preferiu-se ajustar um modelo sem constante.

Tabela 8 – Modelo de Correção de Erros para Importação – Dados Anuais

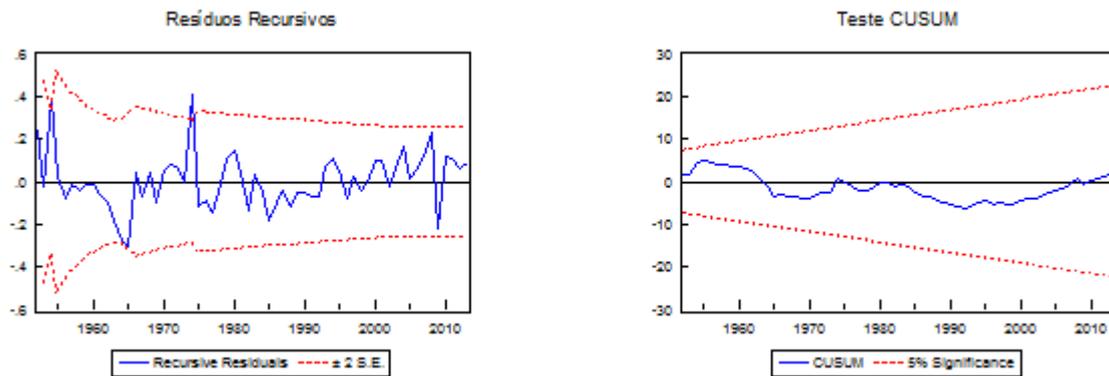
Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	p-valor
D(LTCR)	-0.515441	0.114009	-4.521053	0.0000
D(LY)	1.195803	0.212504	5.627192	0.0000
MVCE (-1)	-0.228227	0.064397	-3.544051	0.0008
R-quadrado	0.474893	Estat. Durbin-Watson		2.020074

Fonte: Elaborado pelo autor (2014).

Pela análise dos coeficientes, é possível perceber que existe uma correção de curto prazo de aproximadamente 23% do valor das importações em relação à tendência de longo prazo estimada anteriormente. O coeficiente de impacto de curto prazo da taxa de câmbio real é de aproximadamente 45% do valor de longo prazo, revelando um componente dinâmico

significativo na influência dessa variável. Já a variável renda parece apresentar um pequeno *overshooting*, superando a tendência de curto prazo em aproximadamente 18% no curto prazo.

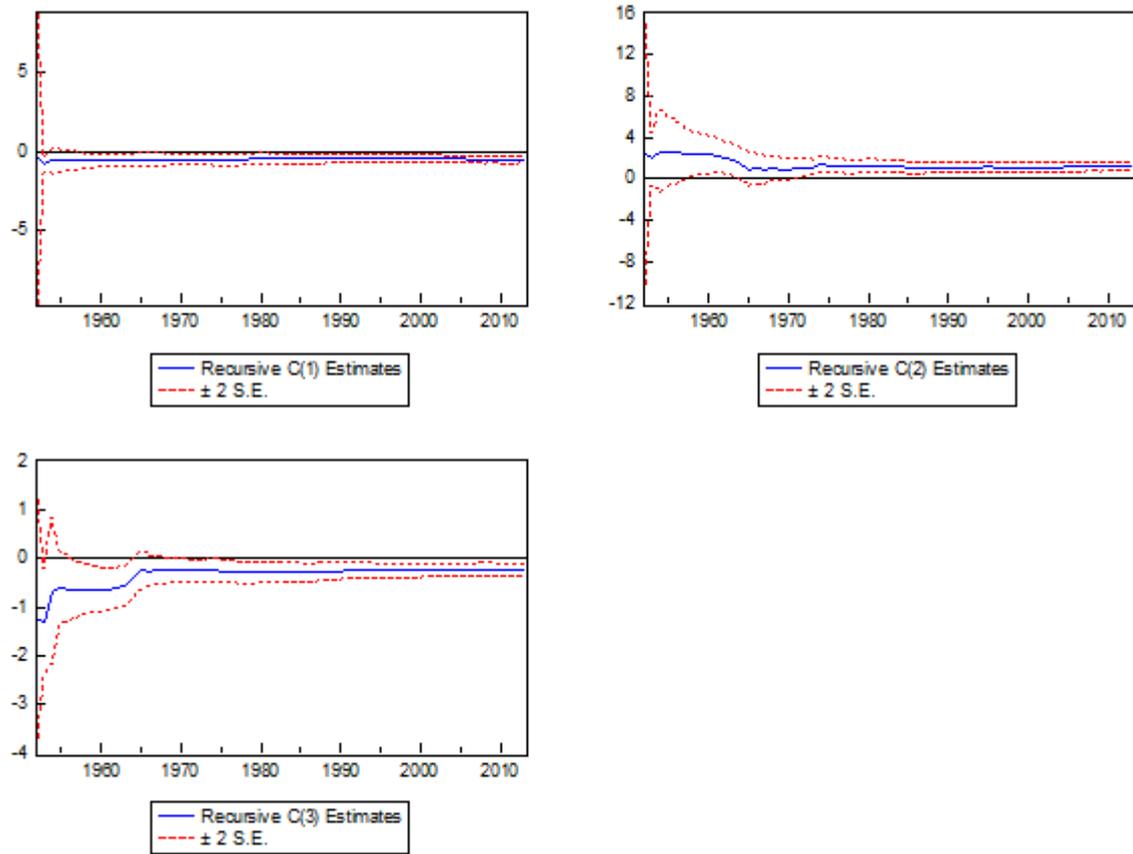
Gráfico 11 – Evolução Recursiva dos Resíduos e Teste CUSUM



Fonte: Elaborado pelo autor (2014).

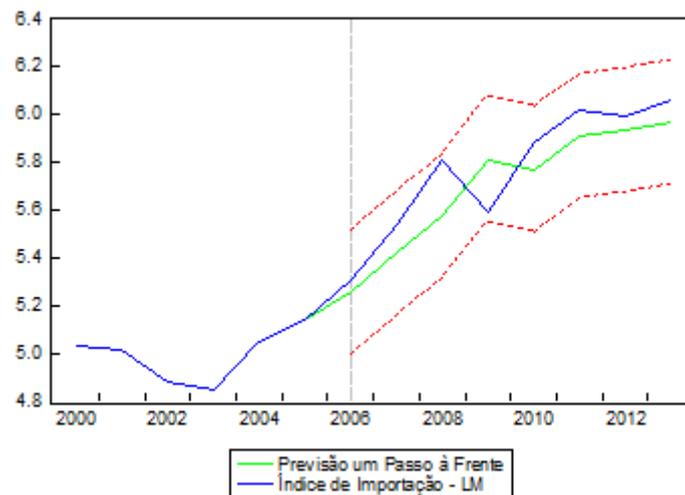
Para os resíduos da regressão, além da estatística de Durbin-Watson computada acima, foi analisada a estatística Q, que não rejeitou a hipótese nula de ausência de autocorrelação dos erros em 28 defasagens, e o Teste de Breusch-Godfrey, que também não apresentou evidências de autocorrelação dos erros. A heterocedasticidade foi testada pelos Testes de Breusch-Pagan-Godfrey, de White, e ARCH com uma defasagem, todos não rejeitando a hipótese nula de homocedasticidade dos erros. No Gráfico 11 acima são apresentados os resíduos recursivos e o Teste CUSUM, baseado na soma cumulativa dos resíduos recursivos, não evidenciando problemas de instabilidade nos parâmetros. Testes da estabilidade recursiva dos coeficientes foram aplicados, como mostra o Gráfico 12, também não apresentando indícios de instabilidade.

Gráfico 12 – Evolução Recursiva dos Coeficientes para Importações – Dados Anuais



Fonte: Elaborado pelo autor (2014).

Gráfico 13 – Previsão Estática dentro da Amostra para Importações – Dados Anuais



Fonte: Elaborado pelo autor (2014).

Como último exercício, fizemos previsões estáticas (um passo a frente) dentro da amostra, de 2006 a 2013, mostradas no Gráfico 13. Pelos dados da Tabela 9, percebemos que os maiores e mais significativos erros de previsão se deram em 2008, ano de estouro da bolha imobiliária americana, e 2009, posterior recuperação (ainda que parcial) dos países afetados.

Tabela 9 – Análise dos Erros de Previsão – Dados Anuais

Ano	Valor Observado	Valor Previsto	Erro de Previsão	Desv. Padrão	Estat.-t
2006	5.3078	5.2551	0.0527	0.1308	0.403
2007	5.5388	5.4250	0.1138	0.1307	0.871
2008	5.8066	5.5767	0.2299	0.1298	1.771
2009	5.5945	5.8123	-0.2178	0.1309	-1.665
2010	5.8813	5.7714	0.1100	0.1314	0.837
2011	6.0156	5.9089	0.1066	0.1294	0.824
2012	5.9965	5.9365	0.0600	0.1299	0.462
2013	6.0614	5.9701	0.0913	0.1303	0.701
RMSE	0.137574				

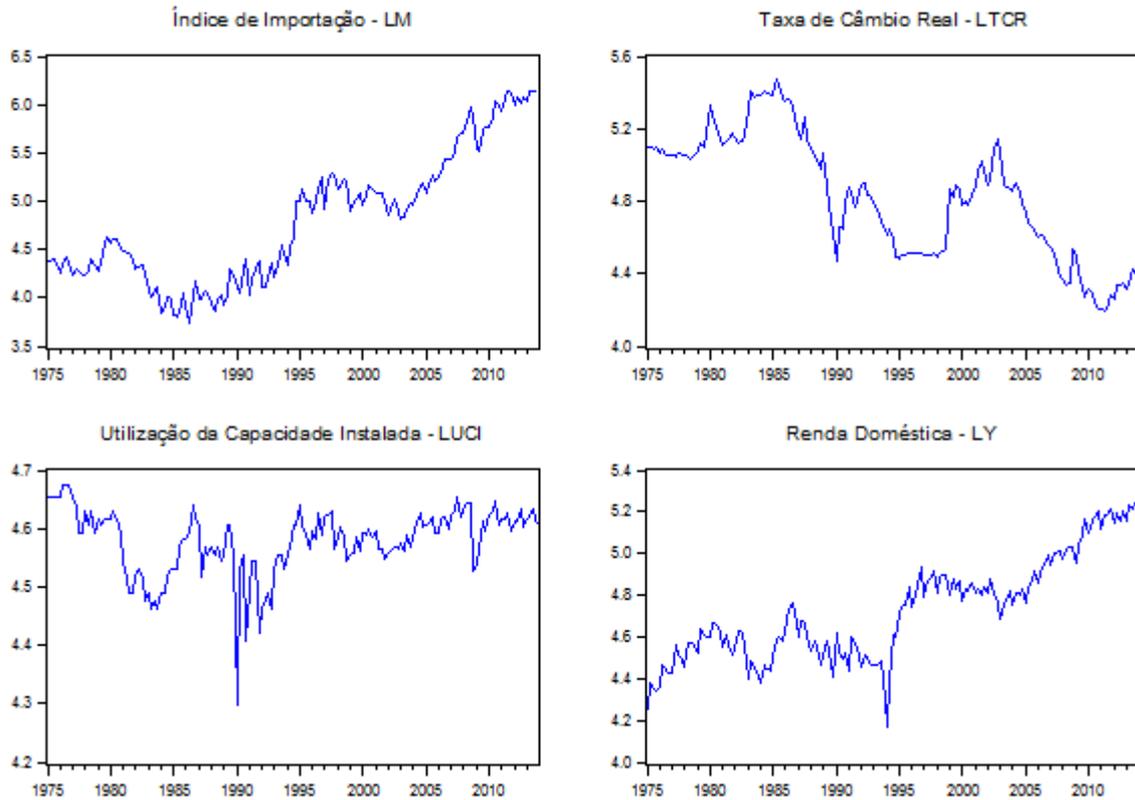
Fonte: Elaborado pelo autor (2014).

4.2 EQUAÇÕES DE IMPORTAÇÃO PARA DADOS TRIMESTRAIS

Na estimação dos dados trimestrais, começamos analisando a presença de sazonalidade dos dados. O Gráfico 14 mostra a evolução das séries¹⁷. Pela análise do correlograma em primeira diferença de cada série foi possível identificar um efeito sazonal no quarto trimestre em todas as séries, exceto na série da utilização da capacidade instalada. Portugal (1992) alerta que não existe um teste disponível para cointegração sazonal, e ainda na presença de raízes unitárias sazonais, os estimadores da relação de cointegração deixam de ser superconsistentes. Dada a impossibilidade de se fazer um tratamento mais sofisticado do efeito sazonal, optamos por atacar o problema fazendo a dessazonalização individual das séries, pelo pacote de ajuste sazonal Census X12 presente no software Eviews.

¹⁷ O índice de importações foi calculado deflacionando as séries (FOB) pelo IPA americano. A taxa de câmbio real foi calculada combinando a taxa de câmbio nominal (comercial, média do período) com o IPA americano e o IGP-DI. Para a renda doméstica, partimos do PIB anual retirado do Sistema de Contas Nacionais (SCN) 2000, deflacionado pelo IGP-DI. Utilizamos também a série da utilização da capacidade instalada, publicada pela FGV.

Gráfico 14 – Evolução das Variáveis de Importação, em Logaritmos – Dados Trimestrais



Fonte: Elaborado pelo autor (2014).

Depois de ajustadas, as séries foram testadas a respeito de suas ordens de integração. Foram aplicados os mesmos procedimentos das séries anuais: os testes ADF e Phillips-Peron¹⁸, em todas as especificações possíveis de tendência e constante, mostrados na Tabela 10. O sufixo SA indica o ajuste sazonal realizado nas variáveis. Como se pode perceber, a única variável que não teve o resultado esperado foi a variável de utilização da capacidade instalada, que se apresentou como estacionária em nível em duas especificações dos testes de raiz unitária.

¹⁸ Como é descrito em Enders(2010), os testes ADF e PP deixam de ser válidos na presença de quebra estrutural. Para os dados trimestrais, será mostrado a seguir que obtivemos evidência de quebras estruturais. Entretanto, mesmo sabendo disso, computamos seus resultados neste trabalho.

Tabela 10 – Teste de Raiz Unitária e Ordem de Integração das Séries – Dados Trimestrais

Variável	t-ADF	t-ADF	t-ADF	Ordem de Integração
	t-PP (nenhum)	t-PP (constante)	t-PP (const. e tendência)	
LM_SA	1.729 1.618	0.463 0.359	-1.901 -1.958	I(1)
LTCR_SA	-0.963 -0.881	-0.958 -1.146	-2.362 -2.274	I(1)
LY_SA	1.444 1.549	-1.020 -0.934	-2.482 -2.390	I(1)
LUCI	-0.188 -0.204	-2.906* -5.274**	-3.178 ⁺ -5.373**	I(0)
D(LM_SA)	-11.292** -11.311**	-11.454** -11.468**	-11.597** -11.590**	I(0)
D(LTCR_SA)	-10.525** -10.525**	-10.538** -10.510**	-10.512** -10.470**	I(0)
D(LY_SA)	-13.685** -13.679**	-13.853** -13.838**	-13.815** -13.802**	I(0)

⁺,* e ** denotam significância, respectivamente, a 10%, 5% e 1%.

Fonte: Elaborado pelo autor (2014).

A especificação da relação de longo prazo e do posterior ajuste do mecanismo de correção de erros foi feita levando em consideração os resultados da inclusão da variável de utilização da capacidade (LUCI). Devido à similaridade desses resultados, contendo ou omitindo a variável de utilização da capacidade e a constante, decidimos por incluí-la no modelo. Consideramos que a variável enriquece a análise dos dados e a comparação com a literatura empírica desses modelos.

Tabela 11 – Regressão da Relação de Longo Prazo das Importações Trimestrais

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	p-valor
C	-6.2072	1.473269	-4.21322	0.0000
LTCR_SA	-0.68967	0.068518	-10.0656	0.0000
LY_SA	1.698841	0.098522	17.24321	0.0000
LUCI	1.376838	0.300181	4.586698	0.0000
R-quadrado	0.912730	Estat. Durbin-Watson		0.289480

Fonte: Elaborado pelo autor (2014).

Na Tabela 11, podemos ver que todas as variáveis são significativas ao nível de 1%. Comparando os parâmetros obtidos com aqueles tabulados na Tabela 7, vemos que a elasticidade-renda fica acima da unidade, porém próxima dos valores obtidos por outros trabalhos, como em Carvalho e Parente (1999). A elasticidade-preço, apesar de inferior ao valor “consenso”, fica próxima de resultados obtidos anteriormente por Portugal (1992). Na Tabela 12, podemos ver que o coeficiente de longo prazo da capacidade instalada é inferior ao encontrado na maior parte dos trabalhos.

Tabela 12 – Comparativo da Elasticidade da Utilização da Capacidade Instalada

Autores	Capacidade instalada
Fachada (1990) *	1.563
Portugal (1992)	
Bens	
Intermediários	3.672
Bens de Capital	3.031
Importações	
Totais	3.865
Ferreira (1994) *	2.210
Azevedo e Portugal (1997)	4.554
Carvalho e De Negri (1999)	-1.200
Carvalho e Parente (1999)	
Bens de Capital	6.358
Intermediários	0.770
Não duráveis	7.150
Duráveis	-
Combustíveis	2.233

Fonte: Elaborado pelo autor (2014).

Prosseguimos para a estimação da dinâmica de curto prazo. Os resíduos da equação acima foram testados para raiz unitária, se mostrando estacionários em nível, ou seja, $I(0)$. Dado que as variáveis cointegram, estimamos abaixo na Tabela 13 um mecanismo de correção de erros para os dados trimestrais.

Tabela 13 – Modelo de Correção de Erros para Importação – Dados Trimestrais

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	p-valor
D(LTCR_SA)	-0.2384	0.090449	-2.63579	0.0093
D(LY_SA)	0.549262	0.120511	4.557757	0.0000
D(LUCI)	0.195585	0.140546	1.391608	0.1661
MVCE(-1)	-0.12712	0.029539	-4.3036	0.0000
R-quadrado	0.224962	Estat. Durbin-Watson		1.959219

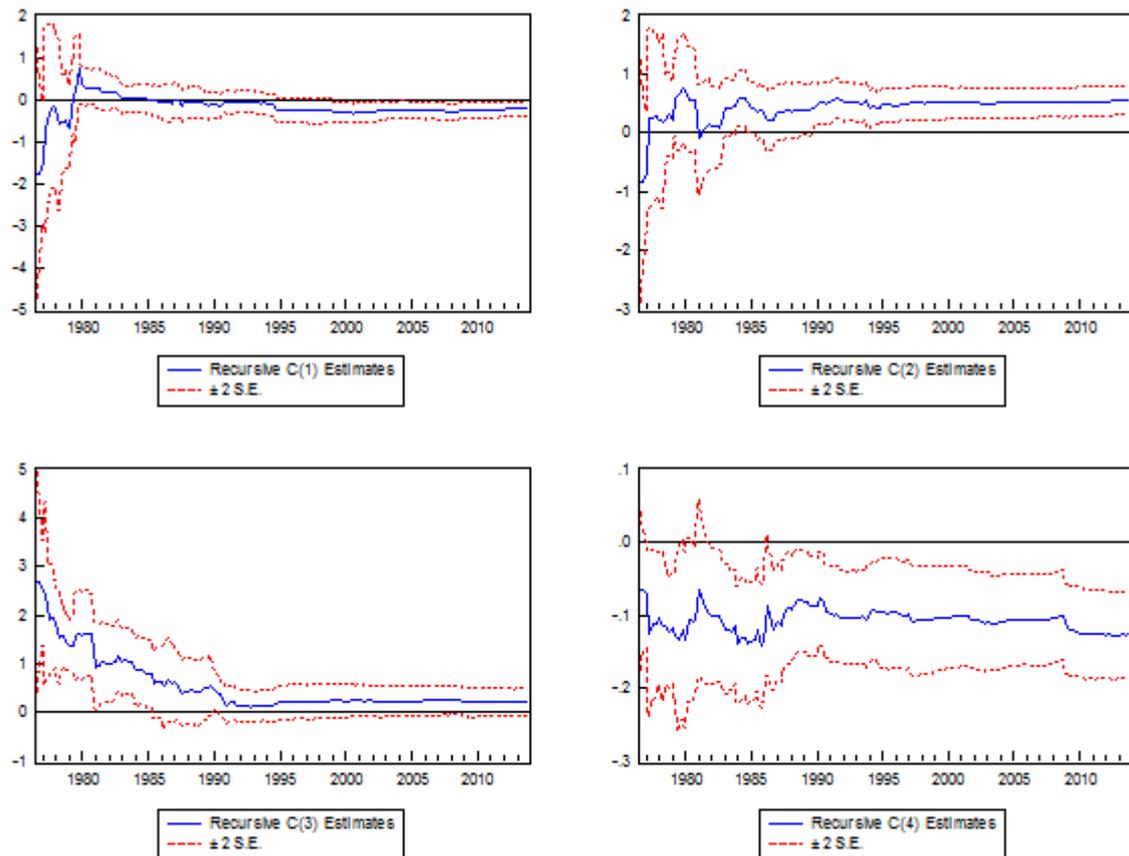
Fonte: Elaborado pelo autor (2014).

Os resultados nos mostram que existe um ajustamento de 13% das importações de um trimestre em relação ao anterior. Considerando que para os dados anuais encontramos um coeficiente de 23% de ajuste, podemos supor que haja significativas variações nas importações, em diferentes sentidos, ao longo dos trimestres. Ainda, encontramos um coeficiente de correção de erro parecido com o estimado por Portugal (1992) para importações totais, em torno de 18%.

Os coeficientes de impacto da taxa de câmbio real e da renda representam em torno de um terço do coeficiente de longo prazo (34.57% e 32.33%, respectivamente), indicando que o ajuste se dá completamente dentro de um ano. O coeficiente da capacidade instalada corresponde a 14% do seu coeficiente de longo prazo, indicando uma influência dinâmica forte no ajustamento, talvez de defasagens mais altas.

A análise do correlograma dos resíduos para 36 defasagens indicou a ausência de autocorrelação nos erros, corroborada pelo Teste de Breusch-Godfrey. Os testes para heterocedasticidade de Breusch-Pagan, White, e o teste ARCH não rejeitaram a hipótese nula de ausência de heterocedasticidade.

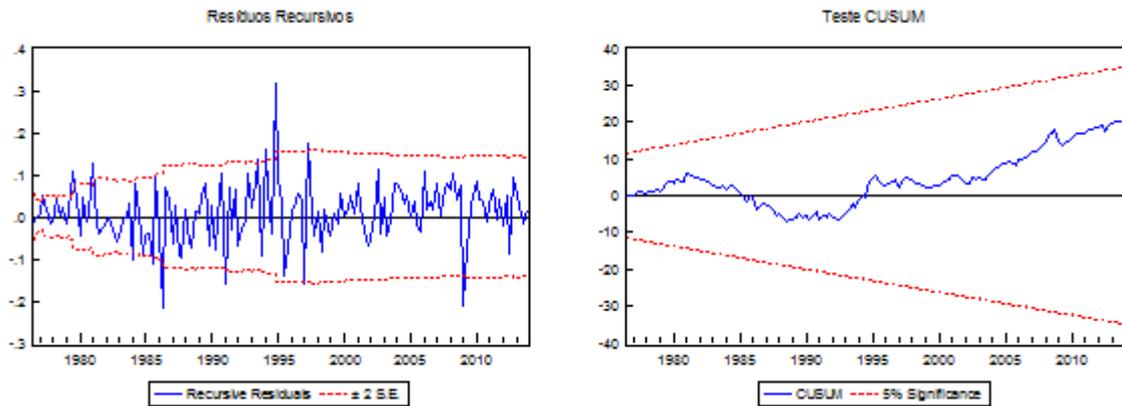
Gráfico 15 – Evolução Recursiva dos Coeficientes para Importações – Dados Trimestrais



Fonte: Elaborado pelo autor (2014).

O Gráfico 15 indica que os coeficientes convergem para seus valores de longo prazo sem grandes oscilações. A maior oscilação se dá no coeficiente do vetor de correção de erros. Já a análise dos resíduos recursivos, abaixo no Gráfico 16, indica três pontos onde possa haver quebras estruturais: 1986Q2, 1994Q4 e 2009Q1. O teste de Chow para quebras estruturais apresentou evidência de quebra estrutural em 2009Q1, válido a 1% de significância, e em 1994Q4, a 10% de significância.

Gráfico 16 – Evolução Recursiva dos Resíduos e Teste CUSUM



Fonte: Elaborado pelo autor (2014).

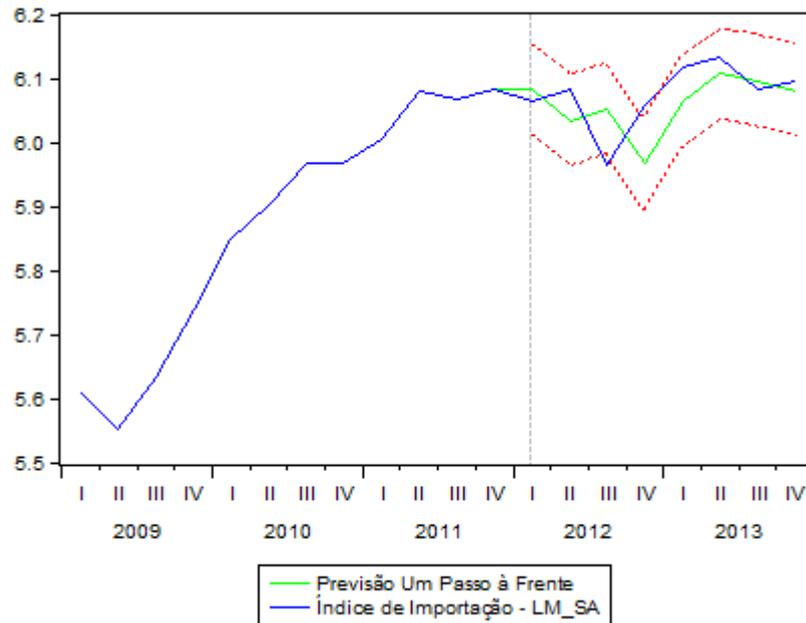
A previsão estática um passo à frente com dados trimestrais foi feita para os últimos oito trimestres da amostra. Os resultados, compilados na Tabela 14 e representados no Gráfico 17, mostraram que apesar de alguns dos erros serem maiores que o desvio padrão da previsão, nenhum destes se mostrou significativamente diferente de zero a um nível de 10%.

Tabela 14 – Análise dos Erros de Previsão – Dados Trimestrais

Trim.	Valor Observado	Valor Previsto	Erro de Previsão	Desv. Padrão	Estat.-t
2012Q1	6.0629	6.0818	-0.0189	0.0710	-0.2669
2012Q2	6.0823	6.0322	0.0500	0.0712	0.7024
2012Q3	5.9649	6.0530	-0.0881	0.0710	-1.2401
2012Q4	6.0587	5.9676	0.0911	0.0710	1.2833
2013Q1	6.1172	6.0642	0.0530	0.0711	0.7458
2013Q2	6.1331	6.1066	0.0265	0.0710	0.3733
2013Q3	6.0819	6.0963	-0.0144	0.0713	-0.2021
2013Q4	6.0952	6.0793	0.0159	0.0711	0.2240

Fonte: Elaborado pelo autor (2014).

Gráfico 17 – Previsão Estática dentro da Amostra para Importações – Dados Trimestrais

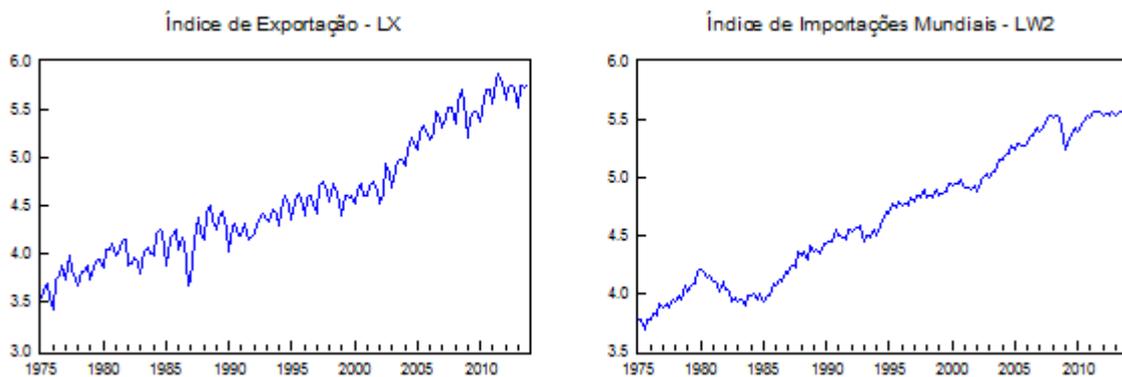


Fonte: Elaborado pelo autor (2014).

4.3 EQUAÇÕES DE EXPORTAÇÃO PARA DADOS TRIMESTRAIS

As séries utilizadas para a estimação de oferta e demanda de exportações trimestrais foram o Índice de Exportações (LX), um Índice de Importações Mundiais (LW2), a Taxa de Câmbio Real (LTCR), e a Utilização da Capacidade Instalada (LUCI), todas em logaritmo. O Gráfico 18 mostra a evolução das duas primeiras variáveis, as outras já foram apresentadas na seção anterior.

Gráfico 18 – Evolução das Variáveis de Exportação, em Logaritmos – Dados Trimestrais



Fonte: Elaborado pelo autor (2014).

As variáveis apresentaram problema de sazonalidade, detectado pela análise do correlograma das séries, e, novamente, foi aplicado o pacote Census X12 com o intuito de dessazonalizá-las. As séries dessazonalizadas foram indicadas com o sufixo SA, e foram testadas para raiz unitária¹⁹, como consta na Tabela 15 abaixo.

Tabela 15 – Teste de Raiz Unitária e Ordem de Integração das Séries de Exportação

Variável	t-ADF	t-ADF	t-ADF	Ordem de Integração
	t-PP (nenhum)	t-PP (constante)	t-PP (const. e tendência)	
LX_SA	2.008	-0.329	-3.001	I(1)
	3.758	0.295	-2.883	
LW2_SA	3.141	-0.390	-2.481	I(1)
	3.377	-0.369	-2.731	
D(LX_SA)	-12.735**	-13.120**	-13.080**	I(0)
	-12.847**	-15.318**	-15.424**	
D(LW2_SA)	-5.020**	-6.107**	-6.085**	I(0)
	-10.134 **	-10.638**	-10.598**	

+, * e ** denotam significância, respectivamente, a 10%, 5% e 1%.

Fonte: Elaborado pelo autor (2014).

Partimos para a estimação das relações de longo prazo, onde foram ajustadas duas equações por MQ2E, como em Portugal (1993a). As equações, mostradas nas Tabelas 16 e 17, foram estimadas sem constante, pois esta não se mostrou significativa. Como instrumento, foram utilizadas em ambas as equações a Utilização da Capacidade Instalada (LUCI) e as Importações Mundiais (LW2_SA).

Tabela 16 – Regressão da Relação de Longo Prazo da Demanda de Exportações Trimestrais

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	p-valor
LTCR_SA	-0.04633	0.014507	-3.19369	0.0017
LW2_SA	1.029124	0.014966	68.76436	0.0000
R-quadrado	0.937734	Estat. Durbin-Watson		0.268897

Fonte: Elaborado pelo autor (2014).

¹⁹ Os dados trimestrais para exportação também apresentaram quebras estruturais. Entretanto, na ausência de um tratamento adequado deste problema, resolvemos computar os testes ADF e PP na Tabela 15.

Tabela 17 – Regressão da Relação de Longo Prazo da Oferta de Exportações Trimestrais

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	p-valor
LTCR_SA	-2.05811	0.135271	-15.2147	0.0000
LUCI	3.165754	0.142804	22.1685	0.0000
R-quadrado	0.400888	Estat. Durbin-Watson		0.139272

Fonte: Elaborado pelo autor (2014).

Portugal(1993b) relata a dificuldade em comparar os resultados dos trabalhos nas estimações de exportação, devido à ausência de uma especificação consensual – ao contrário das equações de importação. O único trabalho que estima tanto oferta e demanda por MQ2E é Portugal (1993a), que será nossa fonte de comparação. Como é possível observar, o sinal das variáveis na equação de demanda foi o mesmo obtido em Portugal(1993a), porém a magnitude dos coeficientes obtidos foi menos da metade dos obtidos no referido trabalho. Enquanto que a variável de capacidade demonstra uma elasticidade próxima da unidade, a variável da taxa de câmbio real aparece razoavelmente inelástica, com coeficiente de 0,0463. A equação de oferta, por sua vez, apresentou coeficientes com sinais contrários aos obtidos por Portugal (1993a). A magnitude dos coeficientes, entretanto, ficou próxima do trabalho referido. Parte dos problemas obtidos nessa e nas futuras estimações podem ser fruto de um tratamento insuficiente para a sazonalidade. Portugal(1993a) evidencia tanto a presença de raízes unitárias sazonais nas séries de exportações, bem como a instabilidade nos parâmetros estimados por regressões cointegradas.

As equações acima apresentaram resíduos estacionários, e assim seguiu-se ao ajuste da relação de curto prazo. Conforme pode ser visto na Tabela 18, o MCE para a equação de demanda de exportações teve alguns problemas. Tanto a variável da taxa de câmbio real como o vetor de correção obtiveram estatísticas t muito baixas, além de sinais contraditórios. Os resíduos da regressão apresentaram indícios de heterocedasticidade a 5% de significância, verificados pelos testes de Breusch-Pagan, White e ARCH. Porém, tanto a estatística Q quanto o teste de Breusch-Godfrey não demonstraram presença de autocorrelação.

Tabela 18 – Modelo de Correção de Erros para Demanda de Exportações – Dados Trimestrais

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	p-valor
D(LTCR_SA)	0.828412	0.820465	1.009686	0.3143
D(LW2_SA)	0.746818	0.302863	2.465856	0.0148
XDVCE(-1)	0.082289	0.154776	0.531666	0.5957
R-quadrado	-0.308937	Estat. Durbin-Watson		2.060606

Fonte: Elaborado pelo autor (2014).

Tabela 19 – Modelo de Correção de Erros para Oferta de Exportações – Dados Trimestrais

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	p-valor
D(LTCR_SA)	-1.17894	0.859924	-1.37098	0.1724
D(LUCI)	0.709466	0.333758	2.125691	0.0351
XSVCE(-1)	-0.17613	0.064099	-2.74777	0.0067
R-quadrado	-1.656518	Estat. Durbin-Watson		1.226941

Fonte: Elaborado pelo autor (2014).

A equação de curto prazo para a oferta de exportações, na Tabela 19, não teve coeficientes com sinal esperado, mas significativos (exceto a taxa de câmbio real, não significativa a 10%). O vetor de erros indicou que a cada período a oferta de exportações corrige 18% da sua variação, próximo do valor de 22% obtido em Portugal (1993a). Entretanto, a estatística Q e o teste de Breusch-Godfrey rejeitaram a hipótese nula de ausência de autocorrelação a um nível de significância menor que 1%. Também, os testes de Breusch-Pagan, White e ARCH indicaram a presença de heterocedasticidade nos resíduos.

5 CONCLUSÃO

A análise da evolução das importações e exportações brasileiras realizada nesse trabalho fora imprescindível para estabelecer os diferentes regimes de política econômica adotados desde 1948. Essa investigação deixou claro o quão custoso seria tentar estabelecer coeficientes de longo prazo, ou ainda uma dinâmica de curto prazo, para importações e exportações em um prazo tão extenso.

O modelo de substituição imperfeita aqui adotado, aliado à teoria de cointegração, foi uma decisão acertada por sua simplicidade e robustez. A opção por dados agregados facilitou a construção dos nossos modelos, porém a advertência feita por Portugal (1992) sobre a subestimação dos parâmetros se verificou verdadeira – notadamente no caso da demanda por exportáveis, mas em menor medida nos outros resultados.

A equação de importações anuais apresentou elasticidades preço e renda de longo prazo próximas da unidade, com o sinal esperado, em linha com o consenso na literatura. O modelo de correção de erros também se mostrou significativo. Os testes de diagnóstico não indicaram problemas de heterocedasticidade, autocorrelação nos erros, quebra estrutural e instabilidade nos parâmetros.

Os dados trimestrais apresentaram problema de sazonalidade descrito na literatura. A opção conveniente foi tentar dessazonalizar as séries através de pacotes presentes no software Eviews, porém os resultados não foram os ideais. Um tratamento mais adequado da sazonalidade dessas séries, e um aprofundamento do tema da cointegração sazonal poderiam ter auxiliado nossa análise.

Os resultados para as importações trimestrais foram bastante satisfatórios. Tanto os parâmetros de longo prazo como a dinâmica de curto prazo apresentaram coeficientes alinhados com a literatura empírica. Entretanto, ficou clara a presença de heterocedasticidade nos erros e pelo menos duas quebras estruturais nos dados. A estimação do modelo simultâneo de exportáveis apresentou os resultados mais fracos. Os coeficientes de longo prazo pareceram subestimados na equação de demanda, quando comparados aos obtidos em Portugal (1993b), e no caso da equação de oferta, o sinal dos coeficientes não eram coerentes com a teoria. A equação de correção de erros da demanda obteve coeficientes pouco significativos, e com sinais contraditórios. Já a equação de curto prazo da oferta apresentou resultados melhores, porém os testes de diagnóstico evidenciaram erros autocorrelacionados e heterocedásticos.

REFERÊNCIAS

- AZEVEDO, A. F. Z.; PORTUGAL, M. S. Abertura Comercial Brasileira e Instabilidade da Demanda de Importações. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v.8, p. 37-63, 1997.
- BARROS, G. S. C.; BACCHI, M. R. P.; BURNQUIST, H. L. **Estimação de Equações de Oferta de Exportação de Produtos Agropecuários para o Brasil (1992-2000)**. Brasília: IPEA, 2002. (Texto para discussão, 865). Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br/pub/td/td.html>>. Acesso em: 26 maio 2014.
- BONELLI, R. O Desempenho Exportador das Firmas Industriais Brasileiras e o Contexto Macroeconômico. In: DE NEGRI, J. A.; ARAÚJO, B. C. **As Empresas brasileiras e o comércio internacional**. Brasília: IPEA, 2007. p. 271-316.
- CARVALHO, A.; DE NEGRI, J. A. Estimação de Equações de Importação e Exportação de Produtos Agropecuários para o Brasil (1977-1998). **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 30, 1999.
- CARVALHO, A.; PARENTE, M. A. **Estimação de Equações de Demanda de Importações por Categorias de Uso para o Brasil (1978-1996)**. Brasília: IPEA, 1999. (Texto para discussão, 636). Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br/pub/td/td.html>>. Acesso em: 26 maio 2014.
- CASTRO, A. S.; CAVALCANTI, M. A. F. H. Estimação de Equações de Exportação e Importação. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Brasília, v. 28, n. 2, 1998.
- CASTRO, A. S.; JUNIOR, J. L. R. **Modelos de Previsão para a Exportação das Principais Commodities Brasileiras**. Brasília: IPEA, 2000. (Texto para discussão, 716). Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br/pub/td/td.html>>. Acesso em: 26 maio 2014.
- CAVALCANTI, M. A. F. H.; FRISCHTAK, C. R. **Crescimento Econômico, Balança Comercial e a Relação Câmbio-Investimento**. Brasília: IPEA, 2001. (Texto para discussão, 821). Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br/pub/td/td.html>>. Acesso em: 26 maio 2014.
- CAVALCANTI, M. A. F. H.; RIBEIRO, F. J. **As exportações brasileiras no período 1977-96**. Brasília: IPEA, 1998. (Texto para discussão, 545). Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br/pub/td/td.html>>. Acesso em: 26 maio 2014.
- ENDERS, W. **Applied econometric time series**. 3rd. ed. New Jersey: Wiley, 2010.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration e error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica**, New York, v. 55, n. 2, p. 251-276, 1987. Disponível em: < <http://www.med.upenn.edu/beat/docs/Engle1987.pdf> >. Acesso em: 26 maio 2014.
- MARKWALD, R.; BRAGA, H. C. A. Funções de Oferta e de Demanda das Exportações de Manufaturados no Brasil: estimação de um modelo simultâneo. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 13, p. 707-744, 1983.

MARKWALD, R.; RIBEIRO, F. J. Análise das exportações brasileiras sob a ótica das empresas, dos produtos e dos mercados. **Revista Brasileira de Comércio Exterior**, Rio de Janeiro, ed. 85, p.3-20, 2005.

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

PORTUGAL, M. S. A Instabilidade dos Parâmetros Nas Equações de Exportações Brasileiras. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 23, n. 2, 1993a.

PORTUGAL, M. S. Equilibrium models of trade equations: A critical review. **Revista Análise Econômica**, Porto Alegre, ano 11, n.20, p.69-91, 1993b.

PORTUGAL, M. S. As políticas brasileiras de comércio exterior, 1947-1988. **Revista Ensaios FEE**, Porto Alegre, v.15, n.1, p.234–252, 1994.

SCHETTINI, B. P.; SQUEFF, G. C.; GOUVÊA, R. R. Estimativas da Função de Exportações Brasileiras Agregadas com Dados das Contas Nacionais Trimestrais (1995-2009). **Revista Economia Aplicada**, São Paulo, v.16, n.1, 2012.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introductory Econometrics: A Modern Approach**. 2nd. ed. South-Western: Thomson, 2002.