

UNIVERSIDADE DO VALE DO RIO DOS SINOS - UNISINOS
UNIDADE ACADÊMICA DE PESQUISA E PÓS-GRADUAÇÃO
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA
NÍVEL MESTRADO

SABRINA MONIQUE SCHENATO BREDOW

O CICLO DE ALTA RECENTE DOS PREÇOS DAS *COMMODITIES* E O EFEITO NA
ENTRADA DE CAPITAIS EXTERNOS NO BRASIL.

São Leopoldo
2016

Sabrina Monique Schenato Bredow

O CICLO DE ALTA RECENTE DOS PREÇOS DAS *COMMODITIES* E O EFEITO NA
ENTRADA DE CAPITAIS EXTERNOS NO BRASIL

Dissertação apresentada como requisito parcial
para obtenção do título de Mestre em
Economia, pelo Programa de Pós-Graduação
em Economia da Universidade do Vale do Rio
dos Sinos - UNISINOS

Orientador: Prof. Dr. Marcos Tadeu Caputi Lélis

São Leopoldo

2016

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP)

B831c Bredow, Sabrina Monique Schenato

O ciclo de alta recente dos preços das commodities e o efeito na entrada de capitais externos no Brasil / Sabrina Monique Schenato Bredow ; orientador Marcos Tadeu Caputi Lélis. – São Leopoldo : Unisinos, 2016.
125 f. : il.

Dissertação (mestrado) – Universidade do Vale do Rio dos Sinos. Programa de Pós-Graduação em Economia. Mestrado em Economia. São Leopoldo, 2016.

1. Economia – Brasil. 2. Commodities – Preços.
3. Exportações. 4. Capital (Economia). 5. Investimentos estrangeiros. I. Lélis, Marcos Tadeu Caputi. II. Título.

CDU 338.57:339.72

Sabrina Monique Schenato Bredow

O CICLO DE ALTA RECENTE DOS PREÇOS DAS *COMMODITIES* E O EFEITO NA
ENTRADA DE CAPITAIS EXTERNOS NO BRASIL

Dissertação apresentada como requisito parcial
para a obtenção do título de Mestre, pelo
Programa de Pós-Graduação em Economia da
Universidade do Vale do Rio dos Sinos -
UNISINOS

Aprovado em 29 de fevereiro de 2016.

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Marcos Tadeu Caputi Lélis – Orientador
Universidade do Vale do Rio dos Sinos

Prof. Dr. Fernando Maccari Lara - Examinador
Universidade do Vale do Rio dos Sinos

Prof. Dr. Tiago Wickstrom Alves – Examinador
Universidade do Vale do Rio dos Sinos

Prof. Dr. Sérgio Marley Modesto Monteiro – Examinador
Universidade Federal do Rio Grande do Sul

AGRADECIMENTOS

Agradeço, primeiramente, a minha família, especialmente a minha mãe. Agradeço ao Jorge pela paciência, companheirismo e carinho de sempre, que foram fundamentais nesta jornada, especialmente nos momentos mais difíceis da conclusão deste trabalho.

Agradeço a Capes, pela concessão da bolsa de estudos. Agradeço aos professores do curso de economia da Unisinos, onde também cursei a minha graduação. Especialmente, quero agradecer ao Professor Tiago pelas aulas, pelos incentivos para continuar na pesquisa e por me acompanhar desde a minha graduação. Também quero agradecer ao Professor Fernando Lara pelas aulas de Economia Brasileira, pelas orientações e comentários que foram fundamentais para a minha compreensão de pontos importantes relacionados a este trabalho.

Sou grata também aos meus colegas do Banco do Brasil, pela compreensão e apoio nos momentos em que tive que me ausentar para cursar as disciplinas do curso. Principalmente, agradeço ao Adriano pelo apoio e amizade.

Em especial, agradeço ao meu orientador, Professor Marcos. Agradeço pela sua dedicação, por todas as aulas, explicações, orientações, comentários, paciência e generosidade de sempre, em transmitir o seu conhecimento. Agradeço pela orientação desde a minha monografia, pelos livros emprestados, pelos incentivos em seguir nos estudos acadêmicos e, principalmente, pela amizade.

Aproveito para agradecer aos professores que compõem a minha banca, pela disponibilidade e pelos comentários que, certamente, serão essenciais para o aprimoramento desta pesquisa.

RESUMO

Este trabalho analisa a influência do recente ciclo de alta dos preços das *commodities* sobre a entrada de capital externo no Brasil. Para o alcance desse objetivo, foram utilizadas duas metodologias econométricas diferentes: Modelos de Mudanças de Regimes *Markovianos* e Modelo Vetorial de Correção de Erros (VAR/VEC). O primeiro modelo foi utilizado para delimitar o ciclo de alta dos preços das *commodities* e para verificar se este período é concomitante ao período de elevação da entrada de capital externo no Brasil. Os resultados apontam que o recente período de alta dos preços das *commodities* ocorre entre os anos de 2002 e 2014, que é o último ano da amostra utilizada nesta pesquisa. Ademais, os regimes de alta estimados para as exportações, Investimento Estrangeiro Direto (IED) e Investimento Estrangeiro em Carteira (IEC), que são os três principais agregados do Balanço de Pagamentos que representam o ingresso de capitais externos no país, ocorrem em períodos similares ao observado para a série dos preços das *commodities*. A partir destes resultados, a influência da alta dos preços das *commodities* sobre a entrada de capital externo no Brasil foi analisada através do emprego da metodologia VAR/VEC, para o período entre o ano de 2002 e 2014, a partir da estimação de três modelos diferentes, um para cada agregado do Balanço de Pagamentos brasileiro. Os resultados apontam que o ciclo de alta dos preços das *commodities* influenciou significativamente a entrada de dívidas externas no Brasil, sendo que os efeitos mais expressivos ocorrem via comércio e entrada de capitais de curto prazo.

Palavras-chave: Preços das *commodities*. Capital externo. Brasil. Modelo de Mudança de Regime *Markoviano*. VAR/VEC.

ABSTRACT

This study analyzes the influence of the recent cycle of high commodity prices on foreign capital inflows in Brazil. To achieve this goal, it was used two different econometric methodologies: Markov-Switching Model and Vector Error Correction Model (VAR/VEC). The first model was used to define the cycle of high commodity prices and to check if this period is concomitant to the raise period of foreign capital inflows in Brazil. The results show that the recent period of high commodity prices occurs between the years 2002 and 2014, which is the last year of the sample used in this research. Moreover, the estimated high regime for exports, Foreign Direct Investment and Foreign Portfolio Investment, which are the three main aggregates of the Balance of Payments representing the inflow of foreign capital in the country occur in similar periods to that observed for the series of commodity prices. From these results, the influence of higher commodity prices on foreign capital inflows in Brazil was analyzed through the use of VAR/VEC methodology for the period between 2002 and 2014, from the estimation of three different models, one for each aggregate of the Balance of Payments. The results show that the cycle of high commodity prices significantly influenced the foreign capital inflows in Brazil, with the most significant effects occur via trade and short-term capital inflows.

Key words: Commodity prices. Foreign capital. Brazil. Markov-Switching Model. VAR/VEC.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Tipos de atividades empreendidas pelas empresas e as vantagens necessárias.	23
Tabela 2 – Estimação dos modelos MS-MN e MS-DR para a série COMM – 1995-T1 até 2014-T4**.	77
Tabela 3 – Duração dos regimes estimados no modelo MS-MN(4) para a série COMM – 1995-T1 até 2014-T4.	79
Tabela 4 – Probabilidades de transição do modelo MS-MN(4) para a série COMM – 1995-T1 até 2014-T4.	80
Tabela 5 – Estimação dos modelos MS-MN e MS-DR para a série EXPORT – 1995-T1 até 2014-T4*.	81
Tabela 6 – Duração dos regimes estimados no modelo MS-DR(2) para a série EXPORT – 1995-T1 até 2014-T4.	82
Tabela 7 - Probabilidades de transição do modelo MS-DR(2) para a série EXPORT – 1995-T1 até 2014-T4.	82
Tabela 8 – Estimação dos modelos MS-MN e MS-DR para a série IEC – 1995-T1 até 2014-T4*.	83
Tabela 9 - Duração dos regimes estimados no modelo MS-DR(3) para a série IEC – 1995-T1 até 2014-T4.	84
Tabela 10 – Probabilidades de transição do modelo MS-DR(3) para a série IEC – 1995-T1 até 2014-T4.	85
Tabela 11– Estimação dos modelos MS-MN e MS-DR para a série IED – 1995-T1 até 2014-T4**.	85
Tabela 12 – Duração dos regimes estimados no modelo MS-DR(4) para a série IED – 1995-T1 até 2014-T4.	86
Tabela 13 – Probabilidades de transição do modelo MS-DR(4) para a série IED – 1995-T1 até 2014-T4.	87
Tabela 14 – Teste de raiz unitária com quebra estrutural e teste ADF para as séries que serão empregadas nos modelos de cointegração bivariada e multivariada.	92
Tabela 15 – Teste de cointegração bivariada Engle-Granger para as séries EXPORT, IEC e IED, contra a série COMM.	94
Tabela 16 – Critério de informação AIC e SC, teste de autocorrelação residual LM e teste de heterocedasticidade de White para o modelo EXPORT – 2002-T1 até 2014-T4.	96
Tabela 17 – Valores estatísticos do teste de Johansen para o modelo EXPORT.	97

Tabela 18 – Teste de causalidade de Granger para as variáveis endógenas do modelo EXPORT.....	97
Tabela 19 – Equação de longo prazo do modelo VAR/VEC para as exportações – 2002-T1 até 2014-T4.	99
Tabela 20 – Estatísticas-t para as variáveis candidatas a compor o modelo VEC para o IEC.	102
Tabela 21 - Critério de informação AIC e SC, teste de autocorrelação residual LM e teste de heterocedasticidade de White para o modelo IEC – 2002-T1 até 2014-T4.....	103
Tabela 22 – Valores estatísticos do teste de Johansen para o modelo IEC.	103
Tabela 23 – Teste de causalidade de Granger para as variáveis endógenas do modelo IEC.	104
Tabela 24 - Equação de longo prazo do modelo VAR/VEC para o IEC – 2002-T1 até 2014-T4.....	106
Tabela 25 – Critério de informação AIC e SC, teste de autocorrelação residual LM e teste de heterocedasticidade de White para o modelo IED – 2002-T1 até 2014-T4.	108
Tabela 26 – Valores estatísticos do teste de Johansen para o modelo IED.	109
Tabela 27 – Teste de causalidade de Granger para as variáveis endógenas do modelo IED.	110
Tabela 28 - Equação de longo prazo do modelo VEC para o IED.....	112

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Gráfico 1 – Índice mensal geral e por grupos dos preços das <i>commodities</i> – janeiro de 1995 até dezembro de 2014 – Base 100 = 2010.....	72
Gráfico 2 – Índices anuais de preços absolutos e relativos das <i>commodities</i> – 1995 até 2014 – Base 100 = 2010.	73
Gráfico 3 – Comportamento das séries dos preços das <i>commodities</i> , exportações, IED e IEC no Brasil – 1995-T1 até 2014-T4.	76
Gráfico 4 – Mudanças de regimes nas séries COMM, EXPORT, IED e IEC – 1995-T1 até 2014-T4.	88
Gráfico 5 – Efeito impulso-resposta sobre a variável EXPORT a partir do modelo VAR/VEC.	98
Gráfico 6 – Comportamento das séries EXPORT, PIB_M e COMM e coeficientes de correlação – 1995-T1 até 2014-T4.	100
Gráfico 7 – Efeito impulso-resposta sobre a variável IEC a partir do modelo VAR/VEC....	105
Gráfico 8 – Efeito impulso-resposta sobre a variável IED a partir do modelo VAR/VEC....	111

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	10
2 OS PREÇOS DAS <i>COMMODITIES</i> E A ENTRADA DE CAPITAL EXTERNO: UMA BREVE REVISÃO TEÓRICA	13
2.1 A Influência dos Preços das <i>Commodities</i> Sobre as Exportações.....	13
2.2 O Investimento Externo Direto e os Ciclos de Preços das <i>Commodities</i>	20
2.3 O Investimento Externo em Carteira e o ciclo de Preços das <i>Commodities</i>	28
3 A ENTRADA DE CAPITAIS EXTERNOS E OS PREÇOS DAS <i>COMMODITIES</i>: UMA REVISÃO EMPÍRICA.....	35
3.1 Exportações	35
3.2 Investimento Estrangeiro Direto.....	39
3.3 Investimento Estrangeiro em Carteira	42
4 METODOLOGIA, FONTE E TRATAMENTO DOS DADOS.....	48
4.1 Modelos <i>Markovianos</i> de Mudança de Regime.....	48
4.2 Estacionariedade e Modelos de Cointegração: Bivariada e Multivariada.....	53
4.2.1 Séries de Tempo e Estacionariedade	54
4.2.2 Cointegração Bivariada	57
4.2.3 Cointegração Multivariada: Modelo Vetorial de Correção de Erros.....	58
4.3 Fonte e Tratamento dos Dados.....	63
5 O RECENTE PERÍODO DE ELEVAÇÃO NOS PREÇOS DAS <i>COMMODITIES</i> E O EFEITO SOBRE A ENTRADA DE CAPITAL EXTERNO NO BRASIL.....	70
5.1 O Recente Ciclo de Alta dos Preços das <i>Commodities</i>	70
5.2 Mudanças de Regime nos Preços das <i>Commodities</i> e na Entrada de Capital Externo no Brasil.....	75
5.3 Análise Econométrica da Influência dos Preços das <i>Commodities</i> Sobre a Entrada de Capital Externo no Brasil.	90
5.3.1 Estacionariedade e Cointegração Bivariada Engle-Granger	91
5.3.2 Análise Econométrica da Influência dos Preços das <i>Commodities</i> sobre as Exportações, IEC e IED no Brasil.....	95
6. CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	114
REFERÊNCIAS	117
APÊNDICE A – TESTE ESTATÍSTICO DE RAÍZES INVERSAS DOS MODELOS VAR/VEC PARA AS VARIÁVEIS EXPORT, IEC E IED.....	124

1 INTRODUÇÃO

Os ciclos dos preços das *commodities*¹ influenciam direta e indiretamente um conjunto de variáveis macroeconômicas, especialmente nos países especialistas na produção destes produtos. Conhecer a influência destes preços sobre as economias exportadoras de *commodities* implica em direcionar corretamente as políticas públicas para suavização dos efeitos dos choques externos sobre essas variáveis macroeconômicas.

Recentemente, a economia mundial passou por um período de forte aumento nos preços absolutos e relativos das *commodities*, em parte gerado por questões ligadas à demanda final e financeira (PRATES, 2007), porém, conforme salientado por Serrano (2013), também relacionado a questões de oferta e ao efeito-china-custos, que reduziu os preços dos bens industrializados exportados pelo país, potencializando os efeitos sobre os preços relativos das *commodities*. Além disto, segundo World Bank (2009), este recente ciclo de alta dos preços das *commodities* pode ser considerado o mais impressionante que a economia mundial vivenciou em mais de 100 anos, tanto em termos de duração, intensidade e abrangência de produtos. O reflexo deste choque externo favorável foi que, durante os anos 2000, muitos países em desenvolvimento exportadores de *commodities* experimentaram melhorias nos seus termos de troca e forte crescimento econômico.

A economia brasileira vivenciou, a partir de 2003, um período de forte crescimento da renda sem, contudo, incorrer em crises de balanço de pagamentos. Entre 2003 e 2011, de acordo com dados do Banco Central (Bacen), a taxa real média de crescimento econômico foi de 4,03%, já as exportações em dólares cresceram, em média, 13,70% a.a., com crescente participação das *commodities*. (APEX, 2011). Além disto, a economia brasileira experimentou, neste período, grande entrada de capitais via investimento estrangeiro direto (IED) e investimento estrangeiro em carteira (IEC). Ainda conforme os dados do Bacen, a entrada de capitais externos a partir destes dois fatores cresceram em média 10,58% e 13,51% a.a, respectivamente, entre 2003 e 2011. Este crescimento na entrada de divisas externas², seja via exportações, seja via investimentos, impulsionou o forte aumento observado na acumulação de reservas internacionais pelo país, com taxa média anual no último período delimitado de 20,28% a.a.

¹ Conforme Sinnott, Nash e Torre (2010), *commodities* são definidas por serem produtos qualitativamente indiferenciados, comercializados a granel, com baixo nível de processamento industrial e elevado conteúdo de recursos naturais.

² Ao longo deste trabalho, usaremos capital externo como sinônimo de divisas externas.

Concomitantemente a este ciclo de crescimento econômico e de aumento dos influxos de capitais externos na economia brasileira, ocorreu o ciclo de alta dos preços absolutos e relativos das *commodities*. Conforme apontado por Serrano (2013), este recente ciclo dos preços das *commodities* ajudou a potencializar os fluxos de capitais internacionais rumo aos países em desenvolvimento exportadores destes produtos. O autor lembra que, após as recorrentes crises de balanço de pagamentos vivenciadas nos anos 1990, muitos países exportadores de *commodities* passaram a adotar medidas a fim de reduzir a dependência externa de suas economias, através da redução da dívida externa pública e privada e adoção de regime de câmbio de flutuação administrada. Ademais, após o início do ciclo de alta nos preços das *commodities*, as expansões das receitas de exportações destes países permitiram que estes crescessem sem enfrentar problemas de restrição externa. Esta situação macroeconômica extremamente favorável, juntamente com as políticas de redução das fragilidades externas adotadas anteriormente, resultou em um aumento da confiança dos investidores externos sobre estas economias, reduzindo os *spreads* cobrados sobre os fluxos de capitais, gerando grande melhora no saldo do balanço de pagamentos.

Entretanto, a partir de meados de 2011, este ciclo de alta dos preços das *commodities* parece ter se arrefecido. A taxa média mensal de crescimento dos preços das *commodities*, calculada com base no índice de preços destes produtos divulgado pelo Fundo Monetário Internacional (FMI), passou de 0,83% a.m., entre janeiro de 2003 e dezembro de 2011, para uma taxa de -1,02% a.m., entre janeiro de 2012 e dezembro de 2014. Segundo Gruss (2014), o crescimento econômico observado nos países da América Latina está ligado à taxa de crescimento dos preços das *commodities* devido à dependência desenvolvida por estas economias em relação ao permanente crescimento destes preços. O comportamento da economia brasileira parece ir ao encontro destas evidências, pois a taxa média real da renda, entre os anos de 2012 e 2014, foi de 1,55%, significativamente menor do que a taxa média observada entre os anos de 2003 e 2011. Ademais, esta taxa foi acompanhada por um decréscimo médio nas exportações na ordem de 4,43% a.a. e, em relação aos investimentos externos, o IED apresentou taxa média de crescimento de -3,49% a.a. e o IEC, 20,62% a.a., no mesmo período.

Portanto, além da provável influência exercida pelos preços das *commodities* sobre as exportações brasileiras, o recente ciclo de alta destes preços aparenta exercer certa influência, direta ou indireta, sobre a entrada de capital externo para o Brasil, via IED e IEC. Neste sentido, o objetivo geral deste trabalho é testar a influência do recente período de alta dos preços das *commodities* sobre a entrada de capital externo no Brasil.

Os objetivos específicos deste estudo são:

- a) Revisar as teorias econômicas que apresentam, direta ou indiretamente, a possível relação entre os preços das *commodities* e o comportamento das exportações, do IED e do IEC nas economias.
- b) Apresentar a literatura empírica que busca verificar a relação existente entre os preços das *commodities* e a entrada de capitais externos no país.
- c) Delimitar o recente período de alta dos preços das *commodities*, verificando se este período aproxima-se com os períodos de altas das exportações, do IED e IEC no Brasil.
- d) Investigar a influência do recente período de alta dos preços das *commodities* na entrada de divisas externas na economia brasileira, observando, para tanto, o comportamento dos seguintes agregados do balanço de pagamentos: exportações, IED e IEC.

Com efeito, esse trabalho delimita-se a estudar os efeitos do período de alta dos preços das *commodities* agrícolas e não agrícolas sobre a entrada de divisas externas no Brasil. Assim, primeiramente estima-se a duração do recente período de alta nos preços das *commodities* através da metodologia de Mudanças de Regime de *Markov*, identificando o período que será utilizado como referência para análise dos dados. A partir de então, utiliza-se a metodologia econométrica de vetores auto regressivos (VAR/VEC), estimando um modelo para cada agregado selecionado do balanço de pagamentos. Com isso, acredita-se que é possível testar a influência dos preços das *commodities* sobre a entrada de divisas no Brasil.

Para cumprir com o objetivo proposto, esta dissertação está dividida em outras quatro partes, além dessa introdução. A seguir, o referencial teórico apresenta as principais hipóteses teóricas desenvolvidas na economia sobre os canais pelos quais os preços das *commodities* podem afetar as exportações e os investimentos externos da economia. No capítulo 3, tem-se a revisão de literatura, onde se descreve os principais trabalhos empíricos sobre o tema caracterizado nessa dissertação. Já o capítulo 4 descreve a metodologia econométrica, a fonte e o tratamento das séries selecionadas para a análise. O capítulo 5 apresenta, primeiramente, o comportamento recente dos preços das *commodities* e faz uma breve revisão da discussão sobre o do recente ciclo de alta destes produtos. Em seguida, serão apresentados, neste capítulo, os resultados obtidos nas estimações econométricas realizadas. Por fim, as considerações finais discutem os principais resultados encontrados sobre a influência dos preços das *commodities* sobre a entrada de capital externo no Brasil.

2 OS PREÇOS DAS *COMMODITIES* E A ENTRADA DE CAPITAL EXTERNO: UMA BREVE REVISÃO TEÓRICA

Alguns autores analisaram sobre diversos aspectos, teóricos e empíricos, os efeitos macroeconômicos que os ciclos dos preços das *commodities* exercem sobre economias em desenvolvimento e exportadoras líquidas destes produtos³. Assim, nesse capítulo serão revisadas algumas formulações teóricas que buscam explicar os efeitos, diretos e indiretos, exercidos pelos movimentos dos preços das *commodities* sobre a entrada de divisas externas nas economias que apresentam abundância de recursos naturais. Ou seja, esse capítulo tem como objetivo principal revisar as teorias que explicam a relação existente entre os preços das *commodities* e as exportações, o IED e o IEC em economias ricas em recursos naturais.

Para alcançar o objetivo proposto, esse capítulo está estruturado em três seções. A primeira tratará da influência dos preços das *commodities* sobre as exportações. A seção seguinte abordará a relação existente entre esses preços e o IED. Por fim, a terceira seção apresenta a abordagem teórica do IEC e os ciclos dos preços das *commodities*.

2.1 A Influência dos Preços das *Commodities* Sobre as Exportações

Os preços das *commodities* afetam as exportações de países abundantes em recursos naturais de modo peculiar, especialmente em economias em desenvolvimento que apresentam elevada dependência em relação ao comércio destes produtos. Em relação à América Latina (AL), Raúl Prebisch é considerado o fundador da linha do desenvolvimento estruturalista na região e é referência em estudos conduzidos pela Cepal (BIELSCHOWSKY, 2011). Prebisch, assim como Singer (1950), estudaram a maneira pela qual as exportações de *commodities*⁴ pelos países periféricos⁵ geram disparidades entre o desenvolvimento econômico observado nestas economias em relação aos países centrais.

Segundo Prebisch (2011a), a teoria das vantagens comparativas, de que o comércio internacional leva a uma distribuição equitativa dos benefícios gerados pelo progresso técnico, não se aplica ao comércio entre países em desenvolvimento, exportadores de bens primários e com elástica oferta de mão de obra, e países desenvolvidos, exportadores de bens industriais. Para o autor, a falha neste mecanismo reside na diferença entre o comportamento

³ Ver, por exemplo, Prebisch (2011a), Singer (1950), Sinnot, Nash e Torre (2010), Gruss (2014).

⁴ Autônomas em relação ao nível de atividade interno do país exportador.

⁵ Termo utilizado por Prebisch (1950) para se referir os países latino americanos, periféricos em relação ao sistema econômico dominado por países desenvolvidos (chamados de “centrais” pelo autor).

dos preços das *commodities* em relação aos preços dos produtos industriais, pois para estes últimos, a estrutura competitiva de mercado destes produtos e o maior poder de barganha dos trabalhadores dos países industriais não permitem que o aumento da produtividade observado nestes países se traduza em compatíveis reduções nos preços dos produtos industriais. Por outro lado, a estrutura de mercado dos bens primários e a oferta de mão de obra elástica para produção destes bens, existente nos países periféricos, induzem a uma rápida e compatível queda nos preços das *commodities* em resposta aos aumentos na produtividade do setor. Este processo levaria a uma danosa queda estrutural nos termos de troca dos países latino americanos.

Prebisch (2011a) e Singer (1950) mostram que esta redução estrutural do poder de compra das exportações está relacionada ao fato de que os maiores incrementos de produtividade estão concentrados na indústria e que os países centrais absorvem os ganhos resultantes deste progresso técnico, através dos salários pagos e dos incrementos nos lucros empresariais. Desta forma, mesmo durante o ciclo de baixa atividade econômica, os preços dos produtos industriais apresentam maior rigidez à queda em resposta ao progresso técnico, devido ao maior poder de barganha da classe trabalhadora e empresarial, no sentido de manter seus rendimentos. Por outro lado, se os preços destes produtos caíssem de forma compatível com o aumento da produtividade, os benefícios deste progresso seriam distribuídos aos países da periferia, uma vez que estes países são importadores líquidos destes bens e, com o mesmo valor exportado de bens primários, poderiam aumentar o consumo de bens industriais. Entretanto, segundo os autores, a tendência é ocorrer exatamente os efeitos opostos aos defendidos pela teoria das vantagens comparativas, pois o poder de compra das exportações de produtos primários tende a se deteriorar e, conseqüentemente, os benefícios do progresso técnico obtido na produção de bens primários são transferidos integralmente para os consumidores dos países industriais, via queda nos preços destes produtos.

Em relação ao poder de compra das exportações, Prebisch (2011a) e Singer (1950) acrescenta que a tendência de deterioração dos termos de troca das economias periféricas está ligada as diferenças entre as elasticidades renda da demanda por bens industriais e por bens primários. Isto é, enquanto para os primeiros observa-se, em geral, um comportamento mais elástico da demanda a partir de incrementos na renda, para os segundos observa-se uma baixa elasticidade-renda da demanda. Portanto, o crescimento econômico gera aumento na demanda por bens industriais em proporção maior do que o aumento da demanda por *commodities*, gerando pressões negativas sobre os preços dos bens primários e sobre o poder de compra das

exportações dos países exportadores de tais produtos e, como consequência, influenciando negativamente a renda e o balanço de pagamento destes países⁶. (SILVA, 2013).

Assim, a hipótese desenvolvida por Prebisch e Singer indica que, no longo prazo, existe uma tendência de que os preços das *commodities* influenciem negativamente as receitas com exportações dos países latino-americanos, sendo esta influencia tão maior quanto mais concentrada for a pauta exportadora dos países nestes produtos. Dado que as receitas com exportações são resultado das variações da quantidade e dos preços dos produtos exportados, ao se considerar que o progresso técnico do setor de produção de bens primários tende a ser plenamente repassado aos preços finais dos produtos, deste modo, *ceteris paribus*, o declínio dos preços das *commodities* tende a reduzir as receitas com exportações do país.

Apesar disto, Prebisch afirma que as exportações de bens primários não são incompatíveis com o desenvolvimento industrial na AL, pelo contrário, “ela é o instrumento para alcançar o desenvolvimento progressivo da produção interna” (PREBISCH, 2011b, p. 248) e, desta forma, as exportações primárias desempenham papel importante para estas economias ao viabilizarem a importação de bens essenciais para a industrialização. Neste sentido, segundo Couto (2007), outra contribuição teórica importante de Prebisch foi defender uma política de substituição das importações (SI) para os países da região, a qual foi muito influente na história economia brasileira. Esta política consiste em direcionar as escassas divisas externas destes países para adquirir bens de capital requeridos pelo desenvolvimento econômico. A partir disto, em um segundo passo de sua teoria, Prebisch (2011c) apresenta a importância de desenvolver um mercado comum latino americano para exportações de bens industriais na região, ampliando assim a escala das indústrias desenvolvidas a partir do processo de SI.

O processo de SI foi uma importante fonte de mudanças para as economias periféricas que os adotaram, uma vez que, a complexidade do processo exigia uma industrialização diversificada, com o desenvolvimento concomitante de setores produtores de bens de consumo duráveis, de bens de consumo não duráveis e também de bens de capital. Com isso, era possível promover um distanciamento das economias periféricas do dinamismo primário-exportador, impulsionando a industrialização e o aumento da capacidade produtiva destas economias. (TAVARES, 1973). Para Medeiros e Serrano (2001), o processo de SI gerou uma mudança drástica na economia brasileira durante os anos 70, pois a posição favorável dos

⁶ É importante destacar que, mesmo não havendo a tendência de declínio nos preços das *commodities*, a estrutura de elasticidade renda da demanda por *commodities* e por manufaturados, por si só, impede a convergência entre o crescimento econômico compatível com a restrição externa dos países exportadores de *commodities* em relação aos exportadores de bens manufaturados.

preços das *commodities* em relação aos produtos industriais, a elevada liquidez internacional e as políticas públicas ativas possibilitaram um aprofundamento do processo de industrialização, destacando o Brasil entre os países em desenvolvimento em termos de extensão e diversificação do parque industrial, possibilitando inclusive um crescimento das exportações de manufaturados pelo país.

Apesar das dificuldades enfrentadas pelo Brasil nos anos 1980, período marcado por uma forte retração do mercado interno e por uma ruptura do processo de SI em resposta a crise da dívida externa, e nos anos 1990, quando houve uma massiva entrada de capitais externos, um forte crescimento das importações e uma contínua atrofia do setor industrial exportador (MEDEIROS E SERRANO, 2001), o país permanece em posição diferenciada na AL, com diversos setores econômicos relativamente mais desenvolvidos, tanto em termos de escala quanto de produtividade (PANARIELLO, 2007). Como resultado, apesar da grande parcela das exportações concentrada em bens primários, o país possui um elevado nível de diversificação industrial (FERRAZ E MARQUES, 2014), com uma estrutura produtiva muito mais complexa, especialmente na indústria de transformação, do que a observada em seus parceiros comerciais da região. (PANARIELLO, 2007).

Este diferencial levaram autores como Bastos (2011; 2012) a formular considerações a respeito, não só dos efeitos diretos dos preços das *commodities* sobre as exportações brasileiras, mas também pensar nos efeitos indiretos destes preços sobre as exportações de bens manufaturados pelo Brasil aos demais países da AL. A hipótese central do argumento é de que o Brasil, cuja estrutura industrial diferencia-se dos demais países da AL, ampliou o seu comércio intrarregional em resposta ao aumento da renda observado nos países latino-americanos a partir do *boom* dos preços das *commodities*. Entretanto, a explicação para este fenômeno passa por uma retrospectiva de fatos ocorridos, principalmente a partir dos anos 1990, tanto na AL, quanto nos países desenvolvidos e em desenvolvimento asiáticos.

No final dos anos 1990, segundo Veiga e Rios (2007), uma sucessão de crises nos países em desenvolvimento, problemas cambiais ocorridos no Brasil e na Argentina, bem como o fraco desempenho econômico dos países da AL, contribuíram para uma mudança de foco da política econômica dos países latino-americanos. Os postulados neoliberais e o regionalismo aberto passaram a serem questionados pelos países da AL e, neste contexto, houve uma reversão das negociações liberalizantes da Rodada de Doha da Organização Mundial do Comércio, bem como a rejeição do projeto americano de criar uma Área de Livre Comércio na América. Segundo Bastos (2012), se por um lado no Brasil, assim como nos demais países da AL, a onda liberalizante do início dos anos 1990 gerou aumento da

concorrência e quebra de importantes elos produtivos da indústria, por outro lado, a inserção brasileira na divisão regional do trabalho atraiu empresas estrangeiras a fixarem suas plantas produtivas no país, sobretudo em setores intensivos em escala e tecnologia, para assim explorar o mercado regional da AL. O autor afirma que este processo, também ocorrido em menor grau na Argentina, gerou dois efeitos estruturais irreversíveis no comércio regional da AL: (1) aumento da dependência tecnológica dos demais países da região em relação à indústria do Brasil e da Argentina, onde se localizam a maior parte das filiais de corporações estrangeiras e; (2) aumento da polarização regional das atividades industriais, processo evidente nos superávits comerciais das indústrias dos dois países em relação aos seus parceiros regionais.

A aversão ao plano liberalizante proposto pelos países desenvolvidos, por parte dos países da AL, foi acompanhada por uma volta ao nacionalismo econômico como matriz de políticas e pelo surgimento de um incipiente regionalismo pós-liberal entre os países da AL. Segundo Bastos (2011, p. 65), este movimento foi impulsionado pela chamada onda rosa⁷, que representa “uma reação aos impactos sociais e políticos do neoliberalismo e de sua crise financeira e cambial no final da década de 1990, com questionamento explícito das ideologias de liberalização” na AL. Esta onda rosa marcou uma mudança econômica fundamental destes países, que passaram a direcionar políticas rumo a reduções das fragilidades externas, ao crescimento econômico e a redistribuição de renda na região.

Entretanto, este movimento foi facilitado por um contexto internacional favorável, permitindo que estes países deixassem de lado a tutela do FMI e reduzissem a influência ideológica e política exercida pelos Estados Unidos (EUA). (BASTOS, 2011). O crescimento econômico mundial foi marcado por uma sinergia de fatores como:

- a) Crescimento do crédito, da financeirização na economia americana e dos déficits comerciais em manufaturas deste país e da Europa com os países asiáticos (BASTOS, 2012);
- b) Vigoroso crescimento econômico da Ásia, principalmente da China e Índia que passaram a serem conhecidos como “*Asian Drivers*” de mudanças econômicas mundiais (KAPLINSKY E MESSNER, 2008);

⁷ Segundo Bastos (2011), a onda se refere à eleição de governos de esquerda nos seguintes países da AL: Venezuela (1998); Brasil (2002); Argentina (2003); Uruguai (2004); Honduras (2005); Chile (2006); Costa Rica (2006); Equador (2006); Nicarágua (2006) e Paraguai (2008).

- c) Aumento nos preços das *commodities*, impulsionado pelo crescimento da demanda final e especulativa por *commodities*, especialmente pela Ásia e EUA, respectivamente (BASTOS, 2012; PRATES, 2007);
- d) Retorno ao nacionalismo dos recursos naturais na produção de petróleo e minerais. (SERRANO, 2013).

Neste contexto, enquanto os EUA e a Europa se tornaram o principal destino das exportações de bens industrializados pela China, principalmente até o estouro da crise econômica de 2008, a AL se beneficiou do aumento do comércio mundial através das exportações de bens primários. Este cenário facilitou a independência política e econômica dos países latino americanos, que aproveitaram o momento favorável para acumular reservas cambiais, diversificar os destinos de suas exportações, expandir as receitas fiscais e reduzir o passivo externo junto ao FMI. (BASTOS, 2011).

Assim, as condições externas favoráveis e a elevada rentabilidade do setor primário exportador, somada, fundamentalmente, com políticas econômicas orientadas para o crescimento do mercado interno e distribuição de renda, favoreceu o aprofundamento da integração comercial da AL, processo cujo Brasil desempenhou importante papel diplomático e acabou sendo um dos grandes beneficiados economicamente. (BASTOS, 2011). Na AL, durante o *boom* dos preços das *commodities*, constatou-se que a região como um todo depende das exportações destes bens para financiar as suas importações intrarregionais de bens manufaturados, os quais em parte foram exportados pelo Brasil, que passou a acumular grandes superávits comerciais na região. Assim, segundo Bastos (2012) e Castilho e Luporini (2010), o Brasil se beneficiou duplamente do ciclo de alta dos preços das *commodities*, via efeitos diretos e indiretos deste ciclo sobre as exportações do país. Os efeitos diretos ocorrem via aumento do quantum e dos preços destes produtos exportados pelo Brasil. Já os efeitos indiretos ocorreram via aumento do quantum exportado de bens industriais aos países exportadores de *commodities*.

Segundo Bastos (2011, 2012), Castilho e Luporini (2010) e Medeiros e Cintra (2015), o crescimento da renda e do mercado interno dos países exportadores de *commodities*, influenciado não só pelos preços das *commodities*, mas também pelas políticas econômicas adotadas a partir do início do ciclo de alta destes preços, aumentou a demanda destes países por bens manufaturados, beneficiando as exportações brasileiras destes produtos. Assim, a

melhora dos termos de troca dos países latino-americanos exportadores de *commodities*⁸ viabilizou o aumento do consumo de bens manufaturados de maneira compatível com o equilíbrio externo destas economias. (BLACK, 2015; MEDEIROS E CINTRA, 2015). Black (2015) salienta, ainda, a importância da manutenção de relações comerciais sólidas entre os países beneficiados pela melhora nos termos de troca, pois este seria o condicionante para que o incremento do poder de compra destes países seja direcionado a expansão do comércio regional de manufaturados, fortalecendo assim o crescimento econômico dos países da região.

Por fim, conforme apontado por Serrano (2013), os anos 2000 foram marcados pela peculiar mudança na tendência dos preços absolutos e relativos das *commodities*, que gerou alguns questionamentos em relação à teoria desenvolvida por Prebisch e Singer para explicar o comportamento dos preços das *commodities*. Segundo Medeiros e Cintra (2015), esta nova realidade dos anos 2000, em grande parte imposta pela ascensão da economia chinesa e a consequente ampliação da demanda por *commodities*, trouxe melhorias aos termos de troca e destravaram as restrições de balanço de pagamentos dos países da AL. Neste contexto, estas economias aproveitaram o momento favorável para expandir seus mercados internos e, com o crescimento econômico destes países, o Brasil acabou se beneficiando ao explorar o mercado regional de bens manufaturados.

Em resumo, os efeitos dos preços das *commodities* sobre as exportações podem ser resumidos em dois: (i) diretos, apresentados, principalmente, através das teorias de Prebisch (2011a) e Singer (1950) e; (ii) indiretos, verificados, principalmente, por Bastos (2011; 2012). Quanto ao efeito direto, no curto prazo, o aumento dos preços das *commodities* exportadas pelo país, *ceteris paribus*, aumenta o valor das exportações em dólares do país. Já no longo prazo, considerando a estrutura de mercado competitiva em que se inserem os bens primários e, portanto, a tendência de que os benefícios do progresso técnico na produção de *commodities* sejam integralmente repassados aos preços dos produtos⁹, *ceteris paribus*, existe uma tendência de que os preços das *commodities* influenciem negativamente as receitas com exportações dos países que concentram sua pauta exportadora em tais produtos.

Já os efeitos indiretos dos preços das *commodities* sobre as exportações, especificamente no Brasil, ocorrem via aumento das exportações de bens manufaturados para

⁸ Em decorrência do aumento dos preços absolutos e relativos das *commodities*, os países da AL observaram uma melhora nos seus termos de troca, sendo esta mudança tão maior quanto mais concentrada estiveram suas pautas de exportação e importação em *commodities* e manufaturados, respectivamente. (BLACK, 2015).

⁹ Também devem ser considerados os demais determinantes dos preços das *commodities*. Deste modo, não somente o progresso técnico do setor primário exportador e a oferta elástica de mão de obra poderão determinar a tendência declinante destes preços, mas também os movimentos da moeda americana em relação às moedas dos principais países exportadores líquidos destes produtos.

os países da AL, os quais tiveram suas rendas incrementadas através de políticas voltadas para o crescimento econômico e, concomitantemente a isto, a ocorrência do ciclo de alta dos preços das *commodities* permitiu que estes países crescessem sem, contudo, incorrer em crises de Balanço de Pagamentos. Desta forma, a revisão aqui apresentada buscou mostrar algumas formulações a respeito, não só da influência direta dos preços das *commodities* sobre as exportações brasileiras, mas também da possível influência indireta destes preços sobre as exportações de bens industriais do país.

2.2 O Investimento Externo Direto e os Ciclos de Preços das *Commodities*

A teoria de caráter holístico, proposta John H. Dunning (1977) e chamada de Paradigma Eclético apresenta os determinantes dos fluxos de IED e do comportamento das empresas multinacionais (MNE's) no processo de internacionalização da produção. (DUNNING, 1998). O autor buscou compreender, não somente os fatores que determinam o IED, sintetizados na existência necessariamente conjunta das vantagens de propriedade (*ownership advantage* – “O”), de localização (*location advantage* – “L”) e de internalização (*internalization* – “I”), que formam o modelo OLI (DUNNING, 1988b), como também buscou explicar a importância dos fluxos de investimentos para as economias no contexto do capitalismo mundial, bem como os benefícios e custos implícitos na entrada de IED nos países, sejam eles desenvolvidos ou não¹⁰.

O Paradigma Eclético de Dunning tem como objetivo a convergência entre diferentes teorias que procuravam compreender os determinantes do IED. Com isso, busca formular uma teoria simples, porém profunda, que explica o IED através das vantagens OLI¹¹, que devem coexistir para que a MNE se envolva na atividade de internacionalizar a sua produção. (DUNNING, 2000). Esta abordagem sobre a internacionalização das empresas convencionou-se chamar de eclética, segundo Dunning (1988), devido as seguintes razões: por reunir as principais teorias desenvolvidas entre os anos 1950 e 1980 sobre os determinantes das atividades das MNE's; por poder ser usada para explicar todos os tipos de IED e; por explicar os motivos pelos quais MNE's internacionalizam suas atividades, seja através de IED, comércio ou via contratos de licença ou venda de ativos para empresas estrangeiras.

¹⁰ Ver, por exemplo, Dunning (1994, 1997, 1998).

¹¹ Segundo Dunning (1981), a vantagem de Propriedade é derivada da teoria da Organização Industrial e da teoria pela busca por recursos da firma, a vantagem de Localização deriva da teoria da localização e a vantagem de Internalização é derivada da teoria da firma. Para uma resenha destas e outras teorias sobre os determinantes do IED, ver Faeth (2009).

O ponto central da teoria desenvolvida por Dunning, como já salientado, reside na existência conjunta das vantagens OLI, que são inerentes à firma e ao país receptor do investimento, as quais embasam as decisões das MNE's na internacionalização de sua produção e ditam a “razão de ser” dos investimentos externos realizados pelas mesmas. Dunning (1998, p. 45) salienta a importância da coexistência destas vantagens através do seguinte exemplo: “The OLI triad of variables [...] determining foreign investment (FDI) and MNE activity may be likened to a three-legged stool; each leg is supportive of other, and the stool is only functional if the tree leg are evenly balance”. Neste sentido, antes de descrever as vantagens de localização, dentre às quais se encontra a disponibilidade de recursos naturais, e os motivos que levam as empresas a internacionalizarem a sua produção, segue-se com a descrição das vantagens de propriedade e internalização.

Segundo Dunning (1988b), a **vantagem de propriedade** da MNE diz respeito a vantagens internas da empresa geradas a partir da posse de ativos tangíveis e intangíveis, que promovem diferenciais competitivos de mercado à empresa, tanto no país de sua sede, como em outros onde deseja se instalar. Ao planejarem o IED, as empresas comparam suas vantagens de propriedade *vis a vis* às vantagens de propriedade de outras empresas, especialmente, das instaladas no país alvo do investimento. As vantagens de propriedades podem se manifestar na posse de poder de mercado; no tamanho da empresa que gera economias de escala e retraem os efeitos competitivos; na capacidade da empresa gerenciar suas atividades, inclusive de diferentes, porém complementares ramos de atuação; no direito de uso exclusivo de marcas, patentes e tecnologias.

Esta vantagem contraria a teoria neoclássica, no que tange a estrutura de mercado em concorrência perfeita, que pressupõe não existirem tais diferenças competitivas entre as empresas: “the firm is a ‘black box’, no FDI is possible – as all firms have equal access to the same resources and capabilities *within* their own countries, while there is complete immobility of resource and capabilities *between* countries”. (DUNNING, 2000, p. 168). Entretanto, Dunning afirma não só existirem tais vantagens e que algumas delas são “transferíveis” para além das fronteiras do país sede da empresa, como também as empresas são estimuladas, em certas circunstâncias, a mantê-las e ampliá-las, via internalização das mesmas. Dunning (1988b) explica que a **vantagem de internalização** é resultado das imperfeições de mercado, existentes nas relações com fornecedores e clientes da empresa, que estimulam as MNE a expandirem suas operações e internalizar o uso de seus ativos para assim adicionarem valor agregado às suas atividades.

Dunning (1981) aponta que as vantagens de propriedade podem gerar valor agregado às empresas que as possuem através da exploração externa ou interna à empresa, ou seja, podem ser exploradas tanto pela própria empresa, como por outras empresas a partir de contratos de licença remunerada de ativos. Entretanto, além de existirem ativos gerenciais e tecnológicos que não são passíveis de transferência para outras empresas, existem ativos que geram maior valor agregado às atividades da empresa se forem internalizados, pois apresentam grandes diferenciais competitivos de mercado. A partir desta situação, em que a empresa decide internalizar o uso de seus ativos, ela pode expandir seus mercados e constituir valor agregado a partir do uso de tais ativos através das exportações (comércio) ou através do IED para economias cujo interesse da empresa é assegurar vantagens competitivas em tais mercados (internacionalização da produção). Assim, a questão passa a ser, segundo Dunning (2000), porque a empresa decide investir na produção em outros países ao invés de simplesmente exportar seus produtos para os mesmos ou vender direitos de uso de alguns ativos? O autor afirma que a empresa procura tirar proveito e se proteger das imperfeições existentes nos mercados através da utilização das vantagens de internalização para, assim: evitar custos de negociação e de cobrança de direitos de propriedade; evitar possíveis problemas com barreiras ao comércio internacional que possam ser estabelecidas pelos governos; controlar a oferta de insumos, internalizando as atividades intermediárias de fornecimento destes bens; garantir suas vantagens competitivas no mercado frente aos seus concorrentes; garantir a manutenção da credibilidade da marca, através do controle da qualidade dos produtos vendidos e dos insumos empregados na produção. Em resumo, Dunning (1977, p. 59) afirma: “Internalization is thus powerful motive for takeovers or mergers, and a valuable tool in the strategy of oligopolists.”

O terceiro sub paradigma do modelo OLI é a **vantagem de localização**, que é exógena à empresa e está ligada a ativos tangíveis e intangíveis situados em um determinado país ou região, os quais não podem ser transferidos para além das fronteiras. Estes ativos geram vantagens, diferenciais competitivos aos países que os possuem em relação aos demais e, devido à imobilidade de tais vantagens, as empresas só conseguem usufruí-las através da internalização da produção no país. Tais vantagens abrangem não só as do tipo “Ricardianas”, como abundância de recursos naturais, o tipo de mão de obra disponível (qualificação e produtividade) e a proximidade de outros mercados, mas também o ambiente social, legal e comercial. (DUNNING, 1980). Assim, as MNE analisam, principalmente, as seguintes características do país alvo do investimento em relação às existentes em outros países e em seu país de origem, para assim decidir sobre suas inversões em IED: disponibilidade de

recursos naturais; preço e a produtividade dos fatores de produção; custos de transporte e comunicação internacionais; incentivos ou desincentivos ao investimento; barreiras comerciais ao comércio de bens; infraestrutura do país; diferenças psicológicas, referentes à cultura, idioma e costumes; e o sistema econômico e político. (DUNNING, 1988a).

A teoria do Paradigma Eclético afirma que o IED ocorre se e quando as três condições do modelo OLI forem satisfeitas, sendo assim: quanto maiores as vantagens de propriedade que a empresa tiver em relação aos seus principais concorrentes, maior será o seu interesse em manter estas vantagens sob sua plena administração, internalizando-as para gerar o maior valor agregado possível do uso de tais vantagens. Caso a empresa transfira os direitos de uso de seus ativos para que outras empresas possam explorá-las em seus países sede, a empresa não irá usufruir das vantagens de internalização. Por outro lado, se a empresa não transferir os direitos de propriedade, ela poderá expandir os mercados dos seus produtos através das exportações, mantendo desta forma as vantagens de propriedade devidamente internalizadas. Entretanto, caso as vantagens de localização existentes em outros países gerem maior valor agregado às MNE do que se elas simplesmente abastecessem estes mercados com exportações, nestas condições, a empresa estará propensa a internalizar também as vantagens de localização proporcionadas pelo país, realizando assim IED. (DUNNING, 1988b).

Em resumo, a tabela 1 apresenta os tipos de atividade que a empresa pode empreender para se inserir em diferentes mercados e as vantagens cumulativamente necessárias em cada atividade.

Tabela 1 - Tipos de atividades empreendidas pelas empresas e as vantagens necessárias.

Vantagens Tipo de atividade	Vantagem de Propriedade “O”	Vantagem de Internalização “I”	Vantagem de Localização “L”
IED	Sim	Sim	Sim
Exportações	Sim	Sim	Não
Contrato de transferência de ativos	Sim	Não	Não

Fonte: Dunning (1988b, p. 28).

Assim, Dunning (1980) afirma que, enquanto as vantagens de propriedade da MNE determinam se a empresa irá poder atender um mercado externo em particular, as vantagens de localização determinam se a empresa vai atender este mercado via exportações (comércio) ou via produção local (IED). Porém, é importante especificar que as vantagens que formam cada um dos sub paradigmas do modelo OLI variam, de modo específico, de empresa para empresa, ou seja, um determinado fator pode representar uma grande vantagem para uma

empresa individual, inserida em um determinado setor, porém pode não representar grande diferencial competitivo para outras empresas, de outros setores produtivos. As diferentes configurações das vantagens que formam os sub paradigmas do modelo e que definem as estratégias individuais das MNE's, no processo de internacionalização da produção, são influenciadas pelos seguintes fatores, segundo Dunning (2000): econômicos e políticos do país sede da empresa transnacional e do país em que a empresa busca fazer o investimento; o tipo de indústria ou atividade em que a MNE está envolvida; as estratégias individuais da firma para alcançar os seus objetivos e; a “razão de ser” do IED.

Especialmente em relação ao último fator, Dunning (2000) afirma haver, basicamente, quatro razões que levam as MNE's a realizarem o IED: orientando-se pela oferta, buscando o acesso a recursos naturais disponíveis no país ou a mão de obra abundante, chamando pelo autor de IED destinado a “*resource seeking*”; orientando-se pela demanda, cujo objetivo é atender um mercado externo particular, conhecido como “*market seeking*”; buscando melhorar a divisão do trabalho de um já existente portfólio de investimentos externos e domésticos da MNE, chamando de “*efficiency seeking*” e; buscando proteger ou aumentar as vantagens de propriedade da MNE, bem como reduzir a concorrência, chamado de “*asset seeking*”.

A estratégia de IED orientado pela oferta busca, segundo Dunning (1994), obter acesso facilitado a recursos naturais e humanos disponíveis em outros países que agreguem valor às atividades das empresas MNE's, principalmente, através das exportações da produção. O IED voltado para *resource seeking* é atraído, não somente pela abundância de recursos naturais e mão de obra disponível no país alvo do IED, mas também busca um ambiente econômico e político favorável à exploração destes recursos, traduzidos em fatores tais como: disponibilidade, preço e qualidade dos recursos naturais, bem como facilidades que permitam o processamento, transporte e comercialização de tais recursos; baixo custo da mão de obra; existência de uma infraestrutura logística e de telecomunicações adequada à produção e comercialização; políticas que facilitem a exportação da produção, tais como acordos comerciais com outros países e criação de zonas de processamento de exportações; ambiente legal adequado à entrada de IED no país e que possibilite os envios de remessas de lucros às sedes das empresas; incentivos fiscais direcionados a promoção dos investimentos externos no país; existência de empresas locais que possuam algum tipo de conhecimento avançado na exploração de recursos naturais para que, assim, as empresas interessadas em investir no país possam formar parcerias com as empresas locais a fim de intensificar o

conhecimento, o emprego de capital e de tecnologias na exploração de tais recursos. (DUNNING, 1998).

Portanto, considerando os fatores que influenciam o IED voltado para *resource seeking*, Dunning (1981; 1998), afirma que este tipo de IED geralmente ocorre em economias em desenvolvimento. Segundo o autor, a entrada líquida de IED¹² nestas economias cresce à medida que elas passam a se tornar comercialmente viáveis, devido ao crescimento do mercado doméstico, a reduções nos custos de abastecer tais mercados a partir da produção interna e/ou de explorar os recursos naturais abundantes em tais países. Neste sentido, Dunning (1994) ainda afirma que, tanto a estratégia de IED voltado para *resource seeking* como a voltada para *market seeking* possuem a mesma característica, qual seja, são os principais motivos que levam as empresas a iniciarem suas operações em determinado país em desenvolvimento.

O IED voltado para a exploração de um mercado específico, *market seeking*, busca aproveitar as vantagens relacionadas ao crescimento do mercado interno do país receptor do IED e, também, dos mercados vizinhos do país, especialmente se houver algum tipo de integração comercial na região onde se localiza o país alvo do IED. Dunning (1998) afirma que este tipo de IED é influenciado por características dos países, tais como: (1) crescimento do mercado interno e regional; (2) disponibilidade e preço da mão de obra qualificada e profissional; (3) presença de empresas com atividade relacionadas e competitivas, que impulsionam o desenvolvimento de uma apropriada rede de fornecedores; (4) qualidade e disponibilidade da infraestrutura local; (5) existência de atividades que promovam o crescimento econômico regional; (6) crescimento das aglomerações produtivas de empresas com atividade relacionadas, que reduzem os custos de transação espaciais, via fornecimento de serviços e matéria prima específica e; (7) restrições às importações impostas pelo país receptor do IED, que dificultam o acesso da empresa ao mercado consumidor através do comércio externo e impulsionam as inversões produtivas no país para viabilizar a inserção no mercado local. Além disto, esta estratégia de IED também demanda um ambiente econômico, político e legal favoráveis a entrada de capitais no país e ao comércio internacional.

¹² Entrada líquida de capitais pode crescer a partir da evolução da entrada de IED e estagnação ou inexistência de investimentos externos realizados pelas empresas nacionais em outros países. Dunning (1981) caracteriza esta fase como o segundo estágio do ciclo de fluxos líquidos de IED, que geralmente ocorre em economias em desenvolvimento que possuam um ambiente econômico e político favorável ao IED, o que permite uma adequada exploração das vantagens de localização oferecidas pelo país. Por outro lado, o incipiente desenvolvimento das indústrias nacionais, que ainda não possuem as vantagens de propriedade necessárias para internacionalizar a produção, não permite que estas empresas invistam em outros países.

O terceiro tipo de IED, chamado de *efficiency seeking*, é uma estratégia de internacionalização da produção adotada por empresas que buscam ampliar a eficiência do uso de suas vantagens de propriedade, a partir de uma melhor integração de seus ativos, produtos e mercados. Uma das alternativas para tal racionalização é buscar investir em países que oferecem os menores custos relativos para produção de determinado produto. Outra estratégia é investir em países cuja estrutura e grau de desenvolvimento econômico proporcionam economias de escala e escopo à empresa que realiza a inversão. Assim, as MNE's buscam explorar as diferenças nas estruturas de oferta e de demanda existentes entre os países através de um portfólio de investimentos diversificado, que objetiva aumentar a eficiência produtiva. (DUNNING, 1994). Para tanto, as vantagens de localização requeridas nas decisões que envolvem este tipo de IED são, principalmente: o aprimoramento do desenvolvimento das vantagens (2), (3), (4) e (6), citadas no parágrafo anterior, especialmente em atividades intensivas em conhecimento e que agreguem valor às atividades das MNE's; existência de políticas públicas que promovam educação e qualificação da mão de obra; disponibilidade de parques indústrias e científicos, de aglomerados econômicos, de zonas de processamento de exportações; incentivos fiscais (redução de impostos ou concessão de subsídios).

Por fim, segundo Dunning (1994; 1998), o IED voltado para a busca por ativos, ou *asset seeking*, está preocupado não com a exploração das vantagens de propriedade que a MNE possui, mas sim em ampliá-las e protegê-las frente à concorrência regional ou global, através da aquisição de novos ativos ou através de contratos de parceria com outras empresas que agreguem vantagens tecnológicas, administrativas ou competitivas nos mercados de atuação da empresa. Este tipo de IED se traduz em transações de fusões e aquisições de empresas e, geralmente, está concentrado em transações entre países desenvolvidos, pois o tipo de indústria que demanda este tipo de investimento concentra-se em indústrias intensivas em tecnologia, com profundo conhecimento técnico, experiência de mercado, expertise em gerenciamento e diferenciadas competências organizacionais. Este tipo de IED busca agregar vantagens competitivas aos ativos já existentes na empresa, através do investimento em economias com vantagens a oferecer, tais como: possibilidade de adquirir ativos necessários a proteção das vantagens de propriedade da empresa, frente as demais empresas do mercado, à preços competitivos; variáveis institucionais que favorecem a aquisição de tais ativos pelas empresas estrangeiras; oportunidades de trocar conhecimento através da interação com empresas locais; acesso a diferentes culturas, padrões de consumo e preferências de consumidores.

O Paradigma Eclético de Dunning apresenta uma explicação ampla sobre a dinâmica dos fluxos de investimento direto entre as economias. Em resumo, a possibilidade de um país receber investimentos produtivos de uma empresa depende, segundo Dunning (1981), das vantagens de propriedade líquidas que a empresa estrangeira possui em relação às empresas do país alvo do IED; do valor adicionado relativamente maior proveniente da internalização destas vantagens pela empresa do que o gerado pela venda destes ativos a outras empresas do mercado; se é suficientemente rentável para a empresa alocar unidades de produção fora das fronteiras de seu país sede.

A posição do país em relação aos fluxos de investimentos diretos, ou seja, se o país será um receptor líquido de investimentos ou um investidor líquido em outros países depende, basicamente, do tipo de recursos naturais e humanos disponíveis; da infraestrutura do país; do tamanho e das características do mercado interno e; das políticas governamentais. Estas diferentes características irão influenciar, tanto nas vantagens de propriedade e de internalização que as empresas de um país irão possuir em relação às outras empresas de outras nacionalidades, quanto nas vantagens de localização existentes no país em relação aos demais. As mudanças ocorridas entre estas características influenciam, portanto, nas vantagens do modelo OLI e no ciclo de fluxos de IED para as economias. Conforme estas variáveis se alteram ao longo do tempo, como resultado do desenvolvimento econômico dos países, a entrada de fluxos líquidos de IED vai se modificando também.

A fim de fortalecer estas constatações, Dunning (1981) procurou explicar as diferenças existentes nos fluxos líquidos de IED conforme o grau de desenvolvimento dos países. O autor mostra que economias pobres e em desenvolvimento possuem pouco ou nenhuma entrada líquida de IED, devido ao seu incipiente nível de desenvolvimento econômico. Já os países de nível intermediário de desenvolvimento, que possuem algumas das características requeridas pelas MNE's ao investirem em tais países, tendem a apresentar uma crescente entrada líquida de investimentos. Estas economias, grupo no qual segundo o autor se encaixa o Brasil, se tornam cada vez mais atrativas ao IED devido à abundância de recursos naturais e humanos e, também, por causa do crescimento do mercado interno de consumo. Em um segundo momento, ao se acentuar o processo de desenvolvimento, o país continua recebendo fluxos do IED, entretanto, as vantagens do modelo OLI passam também a serem conquistadas pelas empresas nacionais, levando-as a também internacionalizar suas atividades produtivas, o que resulta em saldo líquido de IED do país cada vez menor ao longo do tempo. Por fim, o país pode ser tornar um exportador líquido de investimentos. Esta fase é característica em economias desenvolvidas, cujo suas empresas nacionais alcançaram grandes vantagens de

propriedade e internalização e buscam aproveitá-las em economias cujas vantagens de localização permitem agregar maior valor aos seus ativos.

Esta seção buscou apresentar, através da Teoria do Paradigma Eclético, como a abundância de recursos naturais pode atrair os fluxos de IED rumo às economias em desenvolvimento. A teoria holística desenvolvida por Dunning permite analisar, não somente como as empresas multinacionais decidem internacionalizar a sua produção, mas também o comportamento dinâmico dos fluxos de IED para as economias, sejam elas desenvolvidas ou não. Os fatores que determinam esta dinâmica serão incorporados como variáveis de controle na análise econométrica proposta neste trabalho. O objetivo do exercício estatístico é encontrar a relação entre os preços das *commodities* e os fluxos de IED para a economia brasileira.

2.3 O Investimento Externo em Carteira e o ciclo de Preços das *Commodities*

Os fluxos de IEC rumo às economias em desenvolvimento, especialmente a partir dos anos 1990, têm chamado atenção de diversos autores¹³ que buscam compreender os fatores determinantes destes fluxos de capitais. Basicamente, as pesquisas teóricas e empíricas se concentram na análise dos fatores externos aos países em desenvolvimento, que podem “empurrar” os fluxos de capitais para estas economias, chamados de *push factors*, e/ou nos fatores internos a estes países, que podem atrair estes capitais, chamados de *pull factors*.

Neste contexto, apesar de pouco explorado pela literatura, os preços das *commodities* podem exercer influência direta nos fatores *push* e indireta nos fatores *pull*, uma vez que estes preços são determinados em mercados internacionais e individualmente, os países possuem pouca ou nenhuma interferência na determinação dos seus movimentos. Com isso, especialmente em economias ricas em recursos naturais, a elevação dos preços das *commodities* pode “empurrar” os capitais para as economias em desenvolvimento na busca pela aquisição de ativos financeiros que proporcione rentabilidade atrelada, direta ou indiretamente, a elevação destes preços. Por outro lado, os preços das *commodities* podem influenciar o nível de atividade e os indicadores de solvência externa da economia receptora dos capitais, indicadores estes que podem “puxar” os capitais para as economias em desenvolvimento. Deste modo, os preços das *commodities* também podem influenciar indiretamente os fatores *pull*.

¹³ Dentre os trabalhos seminais estão Calvo, Leiderman e Reinhart (1993) e Fernandez-Arias (1994), ambos descritos em detalhes neste capítulo.

A abordagem *pull* está concentrada na solvência e credibilidade da economia, fatores estes que reduzem os riscos e atraem o capital externo. (FERNANDEZ-ARIAS, 1994). Calvo, Leiderman e Reinhart (1993), explicam que a redução das dívidas externas; a melhora dos indicadores de solvência da economia, principalmente quando decorrente de aumentos nas exportações de bens e serviços; processos de liberalização financeira e de privatizações de empresas públicas; reformas fiscais e; o controle da inflação imprime credibilidade às políticas econômicas dos países em desenvolvimento e podem exercer influência positiva sobre a atração de capitais externos. Adicionalmente, Chuhan, Claessens e Mamingi (1993), mostram que a classificação de risco¹⁴ do país também pode exercer efeito sobre a atração de capitais, inclusive sobre o tipo de capital direcionado ao país. Assim, caso os fatores relacionados à abordagem *pull* se sobreponham aos da abordagem *push*, as políticas econômicas internas dos países seriam capazes de controlar os fluxos de capitais externos. (EICHENGREEN; MODY, 1998).

Por outro lado, Calvo, Leiderman e Reinhart (1993) afirmam que os fatores internos às economias em desenvolvimento, apesar de importantes e explicarem parte dos fluxos de capitais, não são capazes de controlar plenamente os fluxos de IEC nestes países e que, portanto, os fatores *push* são fundamentais na determinação destes fluxos. Os fatores *push* englobam fatores exógenos a economia receptora das inversões, ligado, principalmente, à taxa de juros internacional, considerada como uma espécie custo de oportunidade dos capitais investidos em países em desenvolvimento (FERNANDEZ-ARIAS, 1994 e CALVO; LEIDERMAN; REINHART, 1993), bem como relacionados ao nível de atividade das principais economias mundiais, como a dos EUA. (CALVO; LEIDERMAN; REINHART, 1993). Nesta visão, segundo Eichengreen e Mody (1998), os países em desenvolvimento ficam mais vulneráveis aos choques externos, pois dependem do comportamento externo das taxas de juros, que quando estão baixas geram um grande influxo de capitais, porém quando são elevadas abruptamente, podem precipitar a ocorrência de sérias crises de balanço de pagamentos nestes países.

Crises econômicas também causam efeitos adversos sobre a liquidez internacional e sobre a percepção de risco dos investidores internacionais, levando-os a adotar posições mais conservadoras, especialmente em relação aos investimentos de curto prazo em economias em desenvolvimento. Entretanto, a partir do estouro da crise financeira ocorrido em 2008 nos EUA, autores como Griffith-Jones e Ocampo (2009) observam que, a despeito de elevada

¹⁴ A classificação de risco distingue os países em, basicamente, duas categorias: grau especulativo ou de investimento. Também conhecido como *rating* ou nota de crédito.

instabilidade internacional, muitos países em desenvolvimento continuaram apresentando fluxos líquidos de entrada de capital externo em suas economias. Os autores salientam a importância dos preços das *commodities*, que em média se mantiveram elevados durante a crise, e das elevadas reservas internacionais acumuladas por estes países nos anos anteriores a crise como fatores determinantes na atração do capital externo.

Lara (2014) afirma que, especificamente no Brasil, a composição do passivo externo líquido, com parcela significativa deste passivo denominado em moeda nacional, especialmente entre os anos de 2006 e meados de 2008 (início e aprofundamento da crise financeira estadunidense), e a presença de fatores patrimoniais estabilizantes, ligados às desvalorizações da taxa nominal de câmbio e a redução dos preços dos ativos negociados no país, reduziram significativamente o valor em dólares dos estoques de passivos externos previamente acumulados. Assim, o autor conclui que estas características do passivo externo da economia brasileira, somados a um expressivo acúmulo de reservas internacionais, contribuíram com a posição relativamente confortável do país no que abrange os efeitos da crise internacional sobre a economia.

Chuhan, Claessens e Mamingi (1993) apontam para a possível determinação endógena dos fluxos de capitais, percepção esta formalizada no modelo desenvolvido por Fernandez-Arias (1994). Neste sentido, Fernandez-Arias (1994) explica que os fluxos de capitais rumo a economias em desenvolvimento dependem dos fatores *push* e *pull*, porém, salienta que os fatores exógenos também exercem influência sobre os fatores internos a estas economias, identificando a dinâmica endógena entre os fatores *push* e *pull*.

Deste modo, por exemplo, a solvência externa do país, considerada como um fator de atração dos fluxos de capitais, também pode sofrer forte influência de fatores externos que empurram estes fluxos em direção ao país em questão. Assim, a fim de ilustrar os canais pelos quais os fatores internos e externos afetam a solvência do país e mostrar a importância deste e de outros indicadores na determinação dos fluxos de capitais voluntários para as economias em desenvolvimento é importante estabelecer a condição de não-arbitragem no modelo. Segundo Fernandez-Arias (1994), esta condição é necessária para tornar os determinantes dos fluxos de capitais endógenos ao modelo e não determinados pelos ganhos de arbitragem que as diferenças entre a rentabilidade dos ativos podem gerar em diferentes mercados.

A seguinte equação possui papel central no modelo desenvolvido por Fernandez-Arias (1994) para explicar a alocação internacional de ativos privados:

$$D_t \cdot C_t = R_t \tag{1}$$

Onde:

D_t = taxa de retorno esperada específica do ativo a ser adquirido no país receptor do capital, no tempo t .

C_t = Fator de solvência do país receptor do capital, no tempo t . Valor varia entre 0 e 1, sendo que 1 representa máxima solvência e é considerado nas alocações de ativos realizadas em países desenvolvidos.

R_t = Custo de oportunidade do capital, representado pelo retorno esperado em investimentos realizados nos países desenvolvidos, no tempo t .

Na visão do investidor externo, o retorno esperado sobre o capital investido em determinado país resulta da taxa de retorno específica do ativo, chamada de D_t , ajustada pelo retorno global dos ativos no país alvo da inversão, chamado de C_t . O primeiro reflete fatores idiossincráticos ligados ao ativo alvo das inversões, já o segundo reflete o ambiente econômico do país receptor do capital, mais especificamente, a condição de solvência externa da economia. Ao contrário dos investidores nacionais, os investidores estrangeiros não analisam somente os retornos D_t , mas também o comportamento da taxa de câmbio do país, a posição da balança de pagamentos e, mais genericamente, as diversas formas que o capital pode ser taxado direta ou indiretamente no país alvo das inversões. Por fim, a rentabilidade total do investidor externo depende da rentabilidade esperada ajustada ($D_t.C_t$) das inversões nestes países e da rentabilidade alternativa que o capital externo pode obter se investido em economias desenvolvidas, chamado de custo de oportunidade do capital R_t , medido pela taxa de juros internacional.

Por sua vez, segundo Fernandez-Arias (1994), a rentabilidade esperada ajustada dos ativos alvos de inversões em países em desenvolvimento depende dos seguintes fatores:

$$D_t = D(d_t, F_t) \text{ sendo } \frac{\partial D}{\partial d} > 0 \text{ e } \frac{\partial D}{\partial F} < 0 \quad (2)$$

$$C_t = C(c_t, S_t) \text{ sendo } \frac{\partial C}{\partial c} > 0 \text{ e } \frac{\partial C}{\partial S} < 0 \quad (3)$$

Onde:

d_t = variável que reflete o ambiente econômico interno e influencia no retorno esperado dos ativos, no período t .

c_t = variável que reflete a capacidade de pagamento do país alvo das inversões.

F_t = Entrada de fluxos líquidos de capital externo.

S_t = Estoque de capital externo.

A expressão (2) mostra que o retorno esperado dos ativos domésticos depende do ambiente econômico e dos fluxos de capital rumo à economia alvo das inversões. O parâmetro d_t é exógeno ao modelo e mostra que a melhora do ambiente de negócios interno

do país influencia positivamente a rentabilidade esperada dos ativos nacionais. Portanto, este fator dependente completamente das mudanças ocorridas internamente no país, ou seja, de fatores que estão sobre controle do país receptor do capital e podem ser gerenciados como meio para atrair estes capitais. Fernandez-Arias e Montiel (1995, p. 20) listam os seguintes exemplos de fatores que influenciam na variável d_t :

- a) Políticas que promovam elevação das taxas de retorno de longo prazo dos projetos de investimento *reais* da economia e/ou que reduzam a percepção de risco, tais como reformas estruturais e institucionais (incluindo liberalização financeira e comercial, bem como privatizações de empresa públicas). Melhorias nas políticas macroeconômicas, especialmente a fim de obter sucesso na estabilização da inflação, acompanhado por ajustes fiscais sustentáveis.
- b) Políticas macroeconômicas de curto prazo que aumentem a taxa de retorno esperada dos instrumentos financeiros nacionais, resultando em diferenciais positivos nas taxas de juros *ex-ante*. Estas políticas englobam políticas fiscais e/ou monetárias expansionistas ou contracionistas;
- c) Políticas que aumentem o grau de abertura do mercado financeiro nacional aos investidores estrangeiros, tais como remover controles de capital e liberalizar restrições aos investimentos externos diretos;
- d) Políticas estruturais e/ou macroeconômicas que, por causa da falta de credibilidade, distorçam intertemporalmente os preços relativos, ou seja, políticas e comerciais e/ou inflacionárias impensadas.

Em relação a variável F_t , da equação (2), ela indica que um aumento nos fluxos de capitais para a economia, rumo a inversões nos diversos ativos disponíveis, gera decréscimos na rentabilidade esperada específica dos ativos. Segundo Fernandez-Arias (1994) este comportamento inverso entre as duas variáveis ocorre porque, conforme aumentam os fluxos de capital para determinada economia, tornam-se mais escassas as oportunidades de investimento com a mesma rentabilidade anterior, o que resulta em retornos decrescentes do capital. Já segundo Fernandez-Arias e Montiel (1995), este comportamento também pode ser explicado pela produtividade marginal decrescente do capital¹⁵.

¹⁵ Entretanto, aqui cabe lembrar a teoria proposta por Keynes (2007), que apresenta o princípio da escassez dos ativos. Especificamente no capítulo 17 da Teoria Geral, Keynes mostra ser mais razoável avaliar a rentabilidade esperada dos ativos em termos de sua escassez e não segundo a produtividade marginal decrescente. Segundo Keynes (2007), a escassez de um bem ou ativo financeiro é a peculiaridade que torna os seus fluxos de renda esperados, durante a sua existência, maiores que o seu preço de oferta/aquisição.

Passando para a expressão (3), esta evidencia que o fator de solvência do país alvo das inversões depende da capacidade de pagamento do país e do estoque de capital externo existente na economia. Ou seja, Segundo Fernandez-Arias e Montiel (1995), a solvência depende do valor esperado dos recursos externos disponíveis no país em relação ao tamanho do seu passivo externo, sendo o primeiro representado pela variável c_t da equação (3). Por sua vez, a variável c_t é influenciada por fatores internos e externos à economia receptora das inversões, fatores estes formalizados na seguinte equação:

$$c_t = \frac{Y_t}{(R_t - g_t)} \quad (4)$$

Sendo:

Y_t = divisas externas disponíveis no país.

g_t = taxa de crescimento esperada para as divisas externas do país.

Através da expressão (4), chega-se a variável que mensura a habilidade do país em honrar seus compromissos externos. Esta habilidade depende dos recursos externos disponíveis no país, descontados pelo custo de oportunidade destes capitais subtraído pela taxa esperada de crescimento das divisas externas disponíveis no país. Portanto, a variável c_t é determinada tanto por fatores internos à economia, que podem ser resumidos na capacidade do país de atrair divisas externas e de gerenciá-las da melhor forma, quanto por fatores externos, representados basicamente pela taxa de juros praticada em países desenvolvidos. Fernandez-Arias e Montiel (1995, p. 21) listam os seguintes fatores internos à economia que influenciam na capacidade de pagamento dos compromissos externos do país:

- a) Acordos que busquem a troca de dívidas externas por ativos (*debt/equity swaps*), a sustentabilidade e a redução dos débitos externos;
- b) Políticas estruturais de estabilização que afetem a alocação eficiente dos recursos, a nível agregado;
- c) Choques ocorridos na renda nacional proveniente das mudanças nos termos de troca do país;
- d) Políticas que afetem o nível da absorção doméstica da renda.

Em relação aos fatores externos que afetam a capacidade de pagamento do país, Fernandez-Arias e Montiel (1995, p. 21), citam as seguintes variáveis internacionais que afetam direta ou indiretamente o custo de oportunidade do capital: taxas de juros internacionais e/ou recessão econômica exterior; flexibilizações nas normas dos mercados de capitais dos países credores, que afetem o acesso a estes mercados e; “Efeitos manadas” que ocorrem nos mercados de capitais internacionais.

O passo seguinte do modelo desenvolvido por Fernandez-Arias (1994) é substituir as equações (2) e (3) na equação (1), para obter a equação (5), que mostra os ajustes nos fluxos de capitais privados em função dos choques observados nas variáveis d_t , c_t e R_t , sendo importante lembrar que a primeira é influenciada basicamente por fatores internos (*pull*) à economia receptoras dos capitais, a última é completamente exógena (*push*) a estas economias e a variável c_t é influenciada por uma combinação de fatores *push* e *pull*.

$$D_t(d_t; F_t) = \frac{1}{C_t(c_t; S_t)} \cdot R_t \quad (5)$$

O parâmetro $1/C_t(c_t; S_t)$ pode ser interpretado como o prêmio de risco do país receptor das inversões, ou seja, $\Delta c_t > 0$ reduz o prêmio de risco exigido pelos investidores e, *ceteris paribus*, aumentam os fluxos de capitais para o país. Variações positivas nos fluxos de capital podem ocorrer também quando houver $\Delta d_t > 0$ ou $\Delta R_t < 0$. Por fim, ao substituir a variável S_t por $(S_{t-1} + F_t)$ e calculando as derivadas parciais da equação (5) em relação à d_t , c_t , R_t e S_{t-1} chega-se a seguinte expressão, que resume as conclusões do modelo:

$$F_t = F(\overset{+}{\hat{d}}_t, \overset{+}{\hat{c}}_t, \overset{-}{\hat{R}}_t, \overset{-}{\hat{S}}_{t-1}) \quad (6)$$

A equação (6) mostra que os ajustes nos fluxos de capitais decorrem tanto de fatores que estão sobre controle dos países receptores de tais inversões, como por fatores que estão totalmente fora do controle os países. O equilíbrio do modelo, apresentado inicialmente através da equação (1), é alcançado via dois canais: Ajustamento no fluxo de capitais externos, através das mudanças no retorno esperados dos ativos domésticos e; via ajuste no estoque destes capitais, através das mudanças que interferem na credibilidade do país.

Esta seção procurou apresentar a abordagem *push* e *pull* de determinação dos fluxos de IEC rumo a economias em desenvolvimento. Especialmente sob o ponto de vista do modelo desenvolvido por Fernandez-Arias (1994), esta abordagem parece ser bastante adequada na investigação empírica da influência dos preços das *commodities* sobre a entrada destes capitais no Brasil. Os preços das *commodities* são determinados por fatores exógenos à economia brasileira, porém podem afetar positivamente os fatores internos que atraem estes fluxos, hipótese esta que pode ajudar a explicar a manutenção dos influxos líquidos de capitais no Brasil, mesmo após o estouro da crise financeira nos EUA.

Já estabelecida uma breve revisão teórica da relação entre os preços das *commodities* e a entrada de capitais, considerando os agregados do balanço de pagamentos: exportações, IEC e IED, o próximo capítulo busca apresentar alguns trabalhos que tiveram como objetivo a determinação dos fatores que influenciam esses agregados.

3 A ENTRADA DE CAPITAIS EXTERNOS E OS PREÇOS DAS *COMMODITIES*: UMA REVISÃO EMPÍRICA

Este capítulo objetiva descrever estudos que buscaram caracterizar influência dos preços das *commodities* sobre a entrada de capitais no Brasil ou na AL. De mais a mais, não foram encontrados estudos que analisam conjuntamente as três formas de ingresso de divisas. Assim, para uma melhor compreensão dos trabalhos analisados, este capítulo será dividido em três seções, cada uma especifica os estudos encontrados sobre a influência dos preços das *commodities* sobre as exportações, IED e IEC do Brasil ou AL. Salienta-se que nessa revisão empírica, toma-se como um dos critérios, mas não o único, de seleção dos trabalhos que serão apresentados, a inclusão dos preços das *commodities* como determinantes da entrada de capitais na economia brasileira ou da AL¹⁶, região que se caracteriza pela dependência das atividades econômicas intensivas em recursos naturais.

3.1 Exportações

A escassa literatura sobre a influência do recente ciclo de alta dos preços das *commodities* sobre o crescimento das exportações¹⁷ do Brasil se divide, basicamente, em dois tipos. Por um lado, alguns autores investigaram a influência indireta deste ciclo sobre as exportações do Brasil de manufaturados, especialmente para os países da AL e, por outro lado, alguns autores investigaram os efeitos diretos destes preços sobre o crescimento das exportações, seja via aumento dos preços dos produtos exportados, seja via aumento do *quantum* exportado.

Hiratuka et al. (2012) analisaram, dentre outros fatores, os efeitos indiretos do aumento das exportações de *commodities* para a China dos países integrantes da Associação Latino-Americana de Integração (ALADI) sobre o comércio de bens industriais intrarregional, entre os anos de 2002 e 2009. Os autores utilizaram o modelo gravitacional, estimado através de uma estrutura de dados em *Pooled*, visando investigar se o incremento da renda e dos termos de troca dos países da região, impulsionados pelas exportações de *commodities* para a China, estimulou o comércio intrarregional de bens industriais. Para tanto, além das tradicionais variáveis utilizadas nos modelos gravitacionais, foram utilizadas variáveis como o

¹⁶ Devido ao número limitado de trabalhos específicos sobre este tema, também foram mostrados trabalhos com corte de economias desenvolvidas e em desenvolvimento, especialmente na seção sobre o IEC.

¹⁷ Isto se deve, provavelmente, a dinâmica recente de elevação dos preços das *commodities*. Com isso, os pesquisadores não tiveram tempo hábil para aprofundar essa discussão.

PIB total e per capita dos países da região, importações de cada país da ALADI provenientes da China e de seus vizinhos regionais, bem como as exportações totais da ALADI para a China, que são concentradas em *commodities* agrícolas e minerais. Os principais resultados podem ser resumidos da seguinte maneira: o comércio intrarregional dos países da ALADI, de modo geral, foi favorecido pelo incremento da renda dos países da região; parece existir certa complementariedade entre as exportações chinesas para a região e o comércio intrarregional; o Brasil foi o país que mais se beneficiou com a elevação da renda e melhora dos termos de troca da região, que impulsionou suas exportações de bens industriais para os países da ALADI.

Castilho e Luporini (2010) analisaram os determinantes das exportações setoriais brasileiras entre os anos de 1986 e 2007, para tanto utilizaram um modelo de equações uniequacionais. As seguintes variáveis foram utilizadas: índices de *quantum* (Xq) e de preços (Xp) das exportações brasileiras, segundo setor de atividade; preços relativos dos produtos exportados; PIB do país destino; taxa de câmbio real brasileira em relação à moeda do mercado destino das exportações e; utilização da capacidade instalada do Brasil. Os autores procuram estimar as elasticidades renda das exportações brasileiras de manufaturados, cujos principais destinos são os países da AL e África. Os principais resultados apontam que as exportações brasileiras de manufaturados são altamente sensíveis às mudanças na renda dos países da AL. Assim, considerando a elevação das exportações destes produtos nos anos 2000 e, concomitantemente a isto, o ciclo de alta dos preços das *commodities*, os autores afirmam que o Brasil se beneficiou duplamente deste ciclo, tanto via exportações de bens primários para Ásia e Europa, quanto pelo incremento das exportações de bens manufaturados para os países da AL, que tiveram suas rendas incrementadas pela expansão das exportações de produtos primários.

Com o objetivo central de verificar se o crescimento econômico do Brasil é restrito pelo balanço de pagamentos (BP), Silveira (2015) estimou as funções demanda por exportações e importações do Brasil, entre os anos de 1995 e 2013, em periodicidade trimestral. Especificamente sobre a primeira função, o autor utilizou as variáveis PIB mundial, índice geral dos preços das *commodities* (COMM) e taxa de câmbio real (R\$/US\$) (*cambio_r*) para estimar a sensibilidade das exportações brasileiras em relação às mudanças nestas variáveis. O autor utilizou os modelos VAR/VEC e estrutural em formato de estado de espaço, sendo este último aplicado especificamente ao período do recente ciclo de alta dos preços das *commodities*, estimado pelo autor entre os anos de 2001 e 2013. Os resultados apontam para uma elevada sensibilidade das exportações brasileiras em relação à renda

mundial e às flutuações nos preços das *commodities* e, por outro lado, as exportações brasileiras são pouco sensíveis às mudanças no $cambio_r$. Por fim, a razão entre os coeficientes estimados para a elasticidade-renda das exportações e importações brasileiras aponta que a renda do Brasil estaria condenada a crescer 20% menos do que a renda mundial, para que assim não ocorram problemas no BP do país. Por fim, a análise específica para o período do ciclo de alta dos preços das *commodities* aponta que este problema foi agravado e a renda brasileira estaria condenada a crescer 30% menos do que a mundial.

Prates e Marçal (2008) analisaram o desempenho das quantidades e dos preços dos produtos exportados pelo Brasil, entre os anos de 1999 e 2006, para identificar os efeitos do recente ciclo de alta nos preços das *commodities* sobre as exportações. Os autores utilizaram o modelo econométrico VAR irrestrito, conjugado com análise de cointegração, com as seguintes séries: X_q ; X_p ; PIB americano como *proxy* da renda mundial; taxa de câmbio efetiva deflacionada pelo índice de preços ao consumidor amplo (IPCA). O exercício aponta que o aumento dos preços foi responsável direta e indiretamente pela maior parte da elevação das exportações brasileiras, sendo os efeitos diretos observados na evolução do índice de preços dos produtos exportados e o efeito indireto via incrementos no *quantum* exportado.

Nakahodo e Jank (2006) analisaram as mudanças ocorridas na dinâmica exportadora do Brasil, entre os anos de 1996 e 2005, através das contribuições dos preços e do *quantum* exportado por segmento econômico para o crescimento das exportações brasileiras. A partir do cálculo do índice de Fischer para os preços, quantidades e valor, no período analisado, os autores indicam que o crescimento das exportações de *commodities* do Brasil esteve predominantemente associado ao aumento do *quantum* exportado, enquanto o crescimento das exportações de produtos diferenciados esteve ligado ao aumento dos seus preços. Ademais, os autores constataam que a proporção entre exportações de *commodities* e de produtos diferenciados se manteve constante no período, o que indica que as exportações das duas classes de produtos cresceram proporcionalmente no período. Em relação aos destinos das exportações, o estudo mostra existir uma tendência de que o Brasil seja cada vez mais conhecido como um “*global trader*” de *commodities* primárias e processadas e um “*regional trader*” de bens manufaturados, uma vez que os principais destinos dos bens primários são a Europa e Ásia, enquanto as manufaturas são predominantemente exportadas para a AL.

Quadro 1 – Relação entre preços das commodities e as exportações do Brasil

Autores	Objetivo	Metodologia	Variáveis	Resultados
Hiratuka et al. (2012)	Efeitos competitivos da China sobre o comércio intrarregional da ALADI.	Modelo gravitacional	PIB; importações e exportações dos países da ALADI, por setor e principais destinos; Distância geográfica e; idioma.	Efeito complementar entre exportações do Brasil e da China para ALADI.
Castilho e Luporini (2010)	Estimar as elasticidades setoriais das exportações brasileiras de manufaturados.	Uniequacional	Xq e Xp brasileiros; segundo setor de atividade; preços relativos dos produtos exportados; PIB do país destino; taxa de câmbio real; utilização da capacidade instalada.	Incrementos na renda da AL durante o ciclo de alta dos preços das <i>commodities</i> estimularam as exportações do Brasil de manufaturados.
Silveira (2015)	Verificar se o crescimento econômico brasileiro é restrito pelo BP.	VAR/VEC e Estado de Espaço.	Função demanda por Exportações: PIB mundial; Cambio_r; COMM.	Elevada elasticidade em relação ao PIB mundial e a variável COMM.
Prates e Marçal (2008)	Efeitos do recente ciclo de alta nos preços das <i>commodities</i> sobre as exportações brasileiras	VAR irrestrito e análise de cointegração	Xq; Xp; PIB (EUA); taxa de câmbio efetiva.	Preços das <i>commodities</i> influenciaram o <i>quantum</i> e os preços das exportações totais do Brasil.
Nakahodo e Jank (2006)	Contribuição das quantidades e dos preços no crescimento das exportações do Brasil.	Índice de Fischer de preços, quantidade e valor.	Exportações totais e desagregadas por setor econômico e por destino.	<i>Quantum</i> exportado de <i>commodities</i> possui significativo peso no crescimento das exportações totais.

Fonte: Elaborado pelo autor.

O quadro 1 resumiu os estudos apresentados nesta seção, as principais conclusões encontradas pelos autores são de que os preços das *commodities* exerceram influencia sobre as exportações, seja pelo aumento dos preços dos produtos exportados ou via expansão do *quantum* exportado de bens primários. Além disto, os países da AL também se beneficiaram deste ciclo e o Brasil pode ter aumentado suas exportações de manufaturados para estes países em decorrência da melhora da renda, da redução das restrições externas e do incremento nos termos de troca destes países.

3.2 Investimento Estrangeiro Direto

A relação entre o IED e as *commodities* é investigada na literatura, basicamente, a partir das seguintes variáveis: índice de preços das *commodities* ou abundância de recursos naturais na economia receptora das inversões. Neste sentido, primeiramente segue o estudo de Frizo e de Souza Lima (2014), que investigaram a relação entre os preços das *commodities* e o fluxo de IED para o Brasil, entre os anos de 1996 até 2011. Considerando a elevada participação das *commodities* nas exportações brasileiras e que o IED é influenciado pelo risco de investir no país alvo das inversões, risco este que pode ser mensurado pela relação entre dívida externa e exportações, os autores investigaram o impacto dos preços das *commodities* sobre esta medida de risco, que se relaciona inversamente com os fluxos de IED. No estudo foram utilizados os índices de preços das *commodities* minerais e agrícolas, a taxa de câmbio nominal (Cambio_n) e uma variável *dummy* que representa a taxa de substituição entre as poupanças externas e internas do Brasil. Os resultados apontam que os aumentos nos preços das *commodities* minerais reduzem a medida de risco do IED, influenciando positivamente os fluxos de capitais. Ademais, o câmbio não apresentou significância estatística para explicar as flutuações na medida de risco do Brasil.

De Castro, Fernandes e Campos (2014) buscaram compreender os fatores determinantes do crescente fluxo de capitais em direção ao Brasil e México, entre os anos de 1990 e 2010. Os autores destacam que estes dois países foram os principais receptores de IED na AL, recebendo em conjunto mais de 50% dos IED destinados à região e constando na lista dos 10 países em desenvolvimento que mais receberam IED em meados da década de 2000. Deste modo, os autores procuraram captar as características comuns e divergentes no fluxo deste tipo de capitais, bem como os motivos para a concentração destes fluxos nestes dois países da AL. Através do modelo econométrico VEC, os autores investigaram o papel das seguintes variáveis na determinação dos fluxos de IED para as duas economias: preços das *commodities*, grau de abertura comercial (AB), PIB real expresso em dólares e cambio_r.

Os resultados apontam que, para a economia brasileira, a principal estratégia das empresas multinacionais concentra-se em *Market Seeking*, uma vez que a variável PIB se mostrou mais importante na explicação destes fluxos de capitais, seguida pela variável AB. O cambio_r não apresentou significância estatística no modelo para o Brasil, porém, para a economia mexicana os resultados apontam para uma elevada predominância das variáveis Cambio_r e AB na explicação dos fluxos de IED, o que leva os autores a concluir que o principal motivador do IED para o México concentra-se em *Efficiency Seeking*. Sobre os

preços das *commodities*, esta apresentou sinal negativo e significativo, indicando que os aumentos nestes preços reduzem os fluxos de capitais rumo aos dois países. Este resultado, aparentemente espúrio, é explicado pelos autores através da abrangência temporal da pesquisa, iniciada no ano de 1990, enquanto o início do ciclo de alta dos preços destes produtos foi no ano de 2004. Para os autores, devido à disponibilidade de recursos naturais nas duas economias, a elevação nestes preços deveria resultar em aumento dos fluxos de capitais, especialmente naqueles setores relacionados diretamente com a exploração dos recursos naturais. Por isso, nas considerações finais, os autores sugerem uma análise mais criteriosa e focada nos possíveis efeitos do recente ciclo de alta destes preços sobre o IED nestas economias.

Cunha Junior (2012) analisou os determinantes da atratividade do IED para o Brasil, entre os anos de 2009 e 2011, período em que o Brasil figurou entre os cinco principais países de destino dos fluxos de IED mundiais. Assim como o estudo dos autores De Castro, Fernandes e Campos (2014), Cunha Junior também se baseou no Paradigma Eclético de Dunning para investigar os fatores ligados ao país de destino das inversões que são considerados pelas empresas multinacionais no processo de internacionalização da sua produção. A partir da aplicação de questionários em empresas multinacionais interessadas em investir no Brasil, o autor realizou uma análise descritiva dos dados e classificou os determinantes da atratividade do IED no Brasil em grupos de elevadíssima, elevada e baixa influência. Destaca-se, dentre os resultados encontrados, o papel da disponibilidade de recursos naturais estratégicos, do PIB, do tamanho do mercado doméstico, das expectativas positivas sobre o futuro econômico, da estabilidade política, econômica e social do país dentre os fatores de elevadíssima influência sobre as decisões das empresas multinacionais no momento de realizarem o IED no Brasil. Por outro lado, dentre as variáveis de baixa interferência sobre a atratividade do IED estão: taxa de câmbio real; incentivos fiscais; disponibilidade de mão de obra; sistema de infraestrutura e; distância geográfica entre o Brasil e o país de origem da inversão.

Nesta mesma linha de pesquisa adotada por Cunha Junior, a Conferência das Nações Unidas sobre Comércio e Desenvolvimento (UNCTAD) divulga anualmente um Relatório Mundial de Investimentos, cujo objetivo está centrado em compreender a dinâmica do IED no mundo e nos níveis regionais e nacionais. O relatório apresenta os resultados de pesquisas realizadas com diversas corporações transnacionais sobre os planos de investimentos e as expectativas em relação às economias alvo das inversões. Além disto, o relatório mostra os dados dos fluxos de IED distribuídos por principais países receptores, regiões, países

desenvolvidos e em desenvolvimento. Através da análise descritiva dos dados, a UNCTAD (2008) mostra que o Brasil, mesmo após a crise financeira americana, continuou figurando em quinto lugar no ranking dos países que mais receberam estes tipos de investimentos, ademais, aponta que o país subiu no ranking das economias favoritas a receber novos investimentos no horizonte de dois anos, passando da sexta colocação para a quinta, posição que se mantém inalterada nas pesquisas realizadas nos anos de 2013 e 2014¹⁸. Segundo o estudo, seguem os motivos que levaram a economia brasileira para tal posição¹⁹: taxa de crescimento do mercado interno (25%); tamanho do mercado (22%); acesso ao mercado internacional e regional (17%); acesso aos recursos naturais e a mão de obra barata (16%); qualidade das instituições, eficiência do governo, disponibilidade de fornecedores e mão de obra qualificada (16%) e; acesso ao mercado financeiro local, incentivos fiscais e seguindo seus competidores (4%). Deste modo, o relatório do ano de 2008 apresenta em detalhes alguns fatos que ajudam a compreender as razões que levaram o Brasil a receber um grande fluxo destes capitais.

Quadro 2 – Relação entre preços das *commodities* e os fluxos de IED para o Brasil.

Autores	Objetivo	Metodologia	Variáveis	Resultados
Frizo e de Souza Lima (2014)	Influencia dos preços das <i>commodities</i> sobre o risco do IED no Brasil.	Regressão linear múltipla	Cambio_n , Preços das <i>commodities</i> e <i>dummy</i> para taxa de substituição da poupança pela externa.	Aumento dos Preços das <i>commodities</i> minerais aumentam os fluxos de IED.
De Castro, Fernandes e Campos (2014)	Determinantes do IED no Brasil e no México, entre os anos de 1990 e 2010.	VAR	Preços das <i>commodities</i> , Cambio_r, AB, PIB.	Brasil: <i>Market seeking</i> . México: <i>efficiency seeking</i> .
Cunha Junior (2012)	Determinantes da atratividade do IED para o Brasil.	Aplicação de questionário e estatística descritiva	Séries relacionadas ao nível de atividade, aos custos e ao ambiente regulatório.	Mercado interno, recursos naturais e estabilidade econômica atraem o IED para o país.
UNCTAD (2008)	Determinantes da atratividade do IED.	Aplicação de questionários e estatística descritiva	Variáveis diversas, relacionadas ao nível de atividade, aos custos e ao ambiente regulatório para o IED.	A entrada de IED no Brasil depende, principalmente, do mercado interno, regional e dos recursos naturais.

Fonte: Elaborado pelo autor.

¹⁸ Ver UNCTAD (2013; 2014).

¹⁹ Os valores entre parênteses, descritos em cada um dos motivos, representam o percentual de empresas transnacionais que responderam a pesquisa dizendo ser o respectivo motivo o principal atrativo oferecido pela economia brasileira.

O quadro 2 resume os estudos que investigaram, de alguma forma, a influência que os recursos naturais e os preços das *commodities* podem exercer sobre a entrada de IED no Brasil. As principais constatações são de que o IED para o Brasil é governado, predominantemente, pelo tamanho e crescimento do mercado interno. Assim, em linha com os pressupostos teóricos do Paradigma Eclético de Dunning, predominam as constatações de que o IED para o Brasil é motivado por *Market Seeking*, seguido pelo motivo *Resource Seeking*.

3.3 Investimento Estrangeiro em Carteira

Esta seção irá apresentar alguns trabalhos que examinaram os fatores *push* e *pull* dos fluxos de investimentos em carteira para o Brasil. Primeiramente serão apresentados os trabalhos considerados seminais na área, desenvolvidos por Calvo, Leiderman e Reinhart (1993) e por Fernandez-Arias (1994). Em seguida, serão descritos alguns trabalhos que analisaram os determinantes dos fluxos de IEC, com foco na economia brasileira²⁰ durante os anos 2000, período concomitante com o recente ciclo de alta dos preços das *commodities*. Entretanto, não foram encontrados trabalhos empíricos que analisaram os efeitos destes preços sobre os fluxos de capitais²¹. Salienta-se, todavia, conforme apresentado na revisão teórica, que as alterações nos preços das *commodities* possivelmente afetam os fatores *push*, uma vez que estes preços são predominantemente determinados no mercado internacional. Segundo Griffith-Jones e Ocampo (2009), os preços das *commodities* podem exercer papel importante dentre os fatores que empurram os fluxos de capitais rumo a economias emergentes, estando, inclusive, dentre as variáveis que impulsionaram os fluxos de capitais para estes mercados após o estouro da crise financeira americana do ano de 2008.

Entre os objetivos do trabalho desenvolvido por Calvo, Leiderman e Reinhart (1993), consta a investigação da influência dos fatores externos e internos sobre os influxos de capitais em dez países da AL, incluindo o Brasil, entre os anos de 1988 e 1991. Para tanto, devido a falta de dados disponíveis para todos os países, os autores utilizaram como *proxy* para os fluxos de capitais o comportamento das reservas internacionais e da taxa de câmbio real dos países. Através da metodologia econométrica VAR, combinada com análise de decomposição da variância, os autores investigaram a influência dos choques externos

²⁰ Também são descritos trabalhos realizados para economias desenvolvidas e em desenvolvimento, visto a existência de trabalhos empíricos relevantes que utilizam este corte para a análise dos fatores *push* e *pull*.

²¹ Assim como no caso dos estudos empíricos para a relação entre preços das *commodities* e exportações, acredita-se que a escassez de trabalhos deve-se ao fato de ser muito recente este ciclo de elevação dos preços das *commodities* e, por isso, não houve tempo para realização de análises mais profundas dos efeitos diretos destes preços sobre a entrada de IEC no Brasil.

provenientes da economia americana, relacionados ao comportamento da taxa de juros, da balança de pagamentos e das recessões sobre a acumulação de reservas, em um primeiro modelo, e sobre o câmbio real dos países da AL, no segundo modelo.

O principal resultado encontrado é de que os fatores externos explicam mais de 50% da variância observada nas reservas e na taxa de câmbio dos países da AL e, portanto, por diferença, os fatores internos são responsáveis por menos da metade das mudanças ocorridas nos fluxos de capitais. Entretanto, entre os países que ainda não haviam implementado reformas de estabilização econômica, tais como Bolívia, Colômbia, Chile e Equador, esta dependência dos fatores externos se mostrou maior. Já para os países como o Brasil, Argentina, México e Venezuela, que implementaram algum tipo de reforma econômica, os fatores externos apresentaram menor importância do que a observada para os demais países, o que sugere que os fatores internos às economias receptoras dos fluxos de capitais também possuem papel importante, porém secundário, na determinação de tais fluxos.

Fernandez-Arias (1994) superou os problemas enfrentados por Calvo, Leiderman e Reinhart em relação à indisponibilidade das séries dos fluxos de capitais e conseguiu analisar os efeitos dos fatores *push* e *pull* diretamente sobre os fluxos de capitais direcionados a trinta economias emergentes, inclusive o Brasil, durante os anos de 1989 e 1993. As seguintes variáveis, em periodicidade trimestral, foram utilizadas na estimação por Dados em Painel: razão entre fluxos de capitais em portfólio²² e o PIB; fluxos acumulados de capitais durante o período analisado, como *proxy* para o estoque de capital; preço da dívida do país receptor das inversões no mercado secundário, como *proxy* para a credibilidade externa do país²³; taxa de juros nominal dos títulos americanos.

Assim como Calvo, Leiderman e Reinhart (1993), o autor também encontrou evidências de que os fluxos de capitais são determinados pelas condições externas, principalmente pela queda na taxa de juros americana, que empurra os capitais rumo a outras economias. Ademais Fernandez-Arias inovou, incluindo em seu modelo a importância da taxa de juros externa à economia receptora dos capitais como um importante determinante da credibilidade do país, uma vez que ela afeta o valor dos passivos externos do país e, conseqüentemente, pode alterar a capacidade de pagamento do país. Assim, no modelo, a

²² Investimentos em carteira do tipo *equity* e *bond fund*.

²³ No modelo proposto pelo autor, a credibilidade externa do país relaciona-se negativamente com o estoque de passivos de todos os ativos da economia, por isso o valor atualizado do estoque da dívida é utilizado como *proxy* para a credibilidade. Ademais, como este valor é influenciado pela taxa de juros interna e externa do país, dependendo da origem do passivo (interno ou externo), esta variável capta o efeito proposto no modelo teórico do autor, que mostra que a credibilidade do país não depende somente de fatores internos, mas também dos fatores externos à economia receptora dos capitais.

credibilidade do país não depende somente dos fatores internos a economia, mas também está suscetível a fatores externos. Ademais, os fluxos de capitais não aparecem como um importante componente dos ajustes no estoque dos capitais externos em portfólio, pois a reversão nas condições externas apenas desacelera a taxa de crescimento dos influxos nestas economias, não afetando assim o estoque de capitais. Para o autor, o estoque pode ser afetado se houver, conjuntamente, reversões nas condições externas e deteriorações nas condições domésticas do país.

Fratzscher (2011) estudou o comportamento e os determinantes dos fluxos de investimentos em portfólio em 50 economias desenvolvidas e em desenvolvimento, incluindo o Brasil, nos períodos pré-estouro da crise financeira americana (2005-2007), durante (2007-2008) e pós-crise (2009-2010). O objetivo do estudo foi o de investigar a importância dos fatores globais sobre os fluxos mundiais de capitais – *push factors* – e dos fatores internos às economias – *pull factors* – no sentido de contornar os efeitos que os choques externos podem exercer sobre os fluxos de capital. Os autores focaram na análise dos determinantes dos fluxos de investimentos em carteira do tipo *equity* e *bond fund*, usando as seguintes variáveis explicativas: *dummy* para a crise financeira; índice VIX *Standard & Poor's 500* como *proxy* para o risco; TED *Spread* como *proxy* para liquidez²⁴; retornos dos fundos de ações americanas e dos países receptores dos capitais; variável *dummy* representativa de choques macroeconômicos nos EUA e nas economias receptoras dos fluxos; variáveis representativas dos macro fundamentos das economias receptoras das inversões, tais como PIB, desemprego, produção industrial, balança comercial, taxa de inflação, crédito, dívida pública; variáveis representativas da qualidade das instituições do país receptor das inversões, tais como nota do rating de crédito do país, índice de risco político e institucional do país²⁵; variáveis representativas da política econômica, tais como controles de capital e intervenções no mercado de crédito.

Primeiramente, foi apresentado o comportamento dos fluxos de capitais para as economias emergentes e avançadas. Os dados mostram que, apesar dos possíveis efeitos nocivos da crise americana sobre os fluxos de capitais rumo a economias emergentes, após o ano de 2009, estes fluxos de capitais foram significativamente maiores do que o observado para as economias desenvolvidas. Assim, o autor passou a analisar os determinantes destes fluxos de capitais e os resultados apontam que, durante o estouro da crise financeira, os

²⁴ Spread entre a taxa LIBOR (*London Interbank Offered Rate*) para 3 meses e a taxa de juros dos títulos do tesouro americano de curto prazo. Aumentos nesta taxa resultam em maiores dificuldades para as instituições financeiras ou não em obter capital, diminuindo assim a liquidez.

²⁵ Índices divulgados pelo *International Country Risk Guide*.

fatores globais predominaram na determinação dos investimentos em portfólio, especialmente as variáveis relacionadas ao risco e a liquidez mundial. Já no período pré e pós-crise, os fatores internos das economias, tais como os fundamentos macroeconômicos, institucionais e políticos, prevaleceram na determinação dos fluxos de capitais para as economias emergentes, especialmente da AL e Ásia. Por fim, a abertura comercial e financeira dos países apresentou pouca ou nenhuma influência sobre estes fluxos de capitais, o que sugere que as políticas macroeconômicas internas sólidas são mais capazes de controlar os fluxos de entrada e saída de capitais do que o grau de abertura financeira do país.

Barbosa e Meurer (2011) investigaram os determinantes do IEC para a economia brasileira entre os anos de 1995 e 2009. Este período foi escolhido para testar a influência das crises financeiras da Ásia, Rússia, Brasil, Argentina e EUA sobre o IEC do Brasil. As seguintes variáveis foram utilizadas, com periodicidade trimestral: fluxo e estoque de IEC em razão do PIB; taxa de crescimento real do PIB; saldo das transações correntes em relação ao PIB; inflação; taxa de juros dos EUA; variação e risco cambial; MSCI *World Index*²⁶; índice EMBI+²⁷ como *proxy* para o risco do país; *dummy* representando as crises financeiras ocorridas no período. Através da estimação de sistemas uniequacionais, os autores concluíram que o estoque de IEC não interfere nos seus fluxos e que tanto os fatores *push*, quanto os *pull*, interferem nos fluxos de IEC para o Brasil. Especificamente, no grupo de fatores internos, o PIB, risco cambial e risco do país influenciam nos fluxos de IEC. Já em relação às variáveis externas à economia brasileira, o retorno do mercado de ações mundial e a taxa de juros americana figuram entre as variáveis que determinam os fluxos de IEC para o Brasil. Por fim, a variável *dummy* representativa das crises financeiras não mostrou relevância estatística para explicar os fluxos de IEC.

Peres et al (2013) investigaram os determinantes dos fluxos de investimentos externos de curto prazo no Brasil, entre os anos de 2000 a 2013. Os autores investigaram os fatores *push* e *pull* que interferem nos fluxos de investimentos externo em portfólio, derivativos e outros investimentos. Para tanto, os autores utilizaram a metodologia VAR estruturada (SVAR), combinada com análise da decomposição da variância, com as seguintes variáveis em periodicidade mensal: taxa de juros dos títulos americanos; índice de produção industrial americana; índice da bolsa de valores *Dow Jones*, dos EUA; taxa de juros Selic (Selic); índice da bolsa de valores brasileira (Ibovespa); resultado primário das contas públicas, como *proxy*

²⁶ Índice calculado pela *Morgan Stanley Capital International* e composto por 1500 ações mundiais, de diversos mercados, excluindo os dos países emergentes.

²⁷ O *Emergent Markets Bonds Index Plus* (EMBI+) é calculado pelo Banco JP Morgan e avalia o prêmio de risco de títulos das economias emergentes em relação aos retornos dos títulos do Tesouro Americano.

para a fragilidade fiscal; saldo das transações correntes, como *proxy* para a fragilidade externa do país; *dummy* para as crises financeiras do período.

Os resultados encontrados mostram uma predominância dos fatores *pull* sobre os fatores *push* na determinação dos fluxos de capitais de curto prazo no Brasil. A análise da decomposição da variância aponta que, dentre as variáveis estatisticamente significativas no modelo, aos fatores de atração dos capitais, tais Ibovespa, saldo fiscal primário, saldo das transações correntes e Selic, explicam cerca de 26% das variações nos fluxos de IED no Brasil, por um período de seis meses. Por outro lado, o índice de produção americana, a taxa de juros dos títulos americanos e o índice Dow Jones respondem por cerca de 19% da variância do fluxo de capitais. Ademais, os autores salientam que, dentre os fatores *push*, a produção industrial americana apresentou o maior peso na explicação dos fluxos de capitais para o Brasil e, dentre as explicações apontadas para este resultado, os autores salientam que as elevações na atividade industrial americana geram pressões sobre a elevação dos preços das *commodities* que, por sua vez, podem afetar positivamente o influxo de capitais para a economia brasileira, já que o país é um grande exportador de tais produtos.

Quadro 3 – Relação entre preços das *commodities* e os fluxos de IEC.

Autores	Objetivo	Metodologia	Variáveis	Resultados
Calvo, Leiderman e Reinhart (1993)	Efeitos dos choques externos sobre a entrada de capitais na AL.	VAR e Decomposição	Reservas internacionais e taxa de câmbio dos países da AL. Choques na economia americana.	Choques externos determinam os fluxos de capitais. Fatores internos possuem papel importante, porém secundário.
Fernandez-Arias (1994)	Explicar os fluxos de capitais rumo a economias emergentes.	Dados em painel com efeitos de efeitos aleatórios	Fluxos e estoque de capital em portfólio, taxa de juros americana, <i>proxy</i> para credibilidade do país.	<i>Pull</i> : quedas na taxa de juros americana determinam os fluxos de capitais.
Fratzscher (2011)	Importância dos fatores <i>push</i> e <i>pull</i> sobre os fluxos mundiais de capitais	Modelo de dois fatores.	Risco, liquidez, solidez política, institucional e econômica, <i>dummy</i> para a crise financeira americana.	<i>Push</i> : Risco e liquidez durante momentos de crise. <i>Pull</i> : macro fundamentos antes e após a crise.
Barbosa e Meurer (2011)	Determinantes do IEC para o Brasil.	Sistema uniequacional	PIB, risco país, taxa de juros dos EUA, retorno das ações mundiais, <i>dummy</i> para crises as financeiras, cambio.	<i>Push</i> : PIB, risco cambial e risco país. <i>Pull</i> : taxa de juros dos EUA e retorno ações mundiais.

Peres et al (2013)	Determinantes do fluxo de capitais de curto prazo para o Brasil.	SVAR e Decomposição da Variância	EUA: produção industrial; Dow Jones; Taxa de juros. Brasil: Saldo das transações correntes; saldo fiscal primário; taxa de juros; Ibovespa, Selic.	Fatores <i>pull</i> explicam 26% da variância dos fluxos de capitais e os fatores <i>push</i> , cerca de 19%.
--------------------	--	----------------------------------	--	---

Fonte: Elaborado pelo autor.

Conforme os estudos resumidos no quadro 3, os trabalhos seminais apontam para um predominância dos fatores *push* na determinação dos fluxos de capitais durante os anos 90. Já entre os estudos atualizados sobre o tema e específicos para a economia brasileira, existe certa heterogeneidade de resultados, o que aponta para a necessidade de incluir ambos os fatores, internos e externos, na análise empírica deste trabalho. Ademais, pretende-se avançar ao investigar o papel do recente ciclo de alta dos preços das *commodities* sobre os fluxos de IEC para o Brasil.

Este capítulo objetivou apresentar os trabalhos empíricos sobre os fatores de determinação das exportações, IED e IEC, com foco na economia brasileira. O próximo capítulo apresentará as metodologias econométricas que serão utilizadas neste estudo, que buscará investigar a interferência dos preços das *commodities* nestes agregados do balanço de pagamentos do Brasil e, portanto, busca analisar a influência destes preços sobre a entrada de capitais externos no país.

4 METODOLOGIA, FONTE E TRATAMENTO DOS DADOS

Este capítulo objetiva apresentar um resumo da metodologia estatística dos modelos econométricos de Mudança de Regimes de *Markov* e de cointegração bivariada e multivariada, os quais serão empregados neste estudo. Como o propósito deste trabalho é analisar os efeitos do recente período de alta dos preços das *commodities* sobre a entrada de capital externo no Brasil, primeiramente, serão utilizados os modelos *Markovianos* de Mudança de Regime com a finalidade principal de estimar o período de duração do recente ciclo de alta dos preços das *commodities*. Ademais, o período de alta estimado para estes preços será comparado com os períodos de alta estimados para as exportações, IED e IEC do Brasil, a fim de verificar se estes períodos são similares. Deste modo, a primeira seção deste capítulo apresentará a metodologia de Mudanças de Regime *Markovianos*.

Em seguida, na segunda seção, será descrito o problema de estacionariedade que as séries de tempo podem apresentar e serão especificados os modelos de cointegração bivariada e multivariada. A cointegração bivariada será empregada para verificar a existência de relações estáveis de longo prazo entre os preços das *commodities* e as séries das exportações, IED e IEC do Brasil. Por fim, a cointegração multivariada, investigada através da metodologia econométrica de VAR/VEC, será utilizada para analisar os efeitos dos preços das *commodities* sobre as exportações, IED e IEC no Brasil. Para tanto, serão estimados três modelos, um para cada agregado do balanço de pagamentos que se pretende analisar e, dentre as variáveis explicativas incluídas em cada modelo, estará o índice de preços das *commodities*. Por fim, a terceira seção deste capítulo irá apresentar as variáveis, fontes e tratamento dos dados que serão utilizados nos modelos de Mudança de Regime e nos modelos de cointegração bivariada e multivariada.

4.1 Modelos *Markovianos* de Mudança de Regime

A concepção de que as séries econômicas podem sofrer mudanças estruturais ao longo do tempo vem sendo investigada por diversos autores²⁸ que buscam desenvolver métodos para captar estas mudanças de forma endógena. Nesta linha, os modelos de mudança de regime de *Markov* são amplamente utilizados para investigar o comportamento não linear das séries econômicas, permitindo estimar a duração de cada regime de expansão e de recessão das séries, bem como as probabilidades de transição de um regime para o outro.

²⁸ Tais como Goldfeld e Quandt (1973), Dempster, Laird e Rubin (1977), Hamilton (1989; 1990) e Kim (1994).

Os trabalhos econométricos seminais sobre a estimação de regressões sujeitas à mudanças de regime que seguem uma cadeia de *Markov* foram desenvolvidos por Quandt (1972) e Goldfeld e Quandt (1973). O primeiro autor introduziu o método- λ para resolver um sistema formado por duas equações, uma para cada regime em que a série de tempo em questão estaria sujeita, cuja probabilidade do sistema se encontrar no regime 1 é dada por λ e a de se encontrar no regime 2 é expressa por $1-\lambda$, sendo λ não observado. A partir desta formulação, Quandt (1972) estimou a função de verossimilhança e maximizou-a em relação às variâncias e aos coeficientes de cada uma das equações que formam o sistema²⁹ e também em relação ao λ ³⁰, para assim resolver o sistema de equações e estimar os diferentes regimes da série de tempo. Já Goldfeld e Quandt (1973) aprimoram o método ao identificarem que as mudanças nos regimes podem seguir um processo de *Markov*, cuja probabilidade do sistema se encontrar no regime 1 ou 2, no tempo t , é influenciada pelo regime em que o sistema se encontrava no período $t-1$. Assim, “this interpretation makes the regime switching process a Markov chain”. (GOLDFELD; QUANDT, 1973).

Posteriormente, Hamilton (1989; 1990) realizou importantes avanços no método desenvolvido por Goldfeld e Quandt (1973), ao especificar que as mudanças nos regimes seguem um processo autorregressivo. Nesse sentido, desenvolveu um algoritmo de estimação não linear e suavizado para encontrar os regimes de alta e de baixa das séries econômicas, buscando a maximização da função de verossimilhança em relação à população total de parâmetros estimados no modelo. Esta metodologia acabou por permitir a realização de inferências estatísticas sobre os diferentes regimes não observados das séries. Além disto, o modelo estima endogenamente as datas das mudanças estruturais das séries, chamados de momentos de *turning points*. Por fim, Hamilton (1989) aplicou o método para investigar o comportamento não linear do crescimento da economia estadunidense e os resultados confirmam que o modelo pode ser utilizado como uma importante ferramenta de mensuração dos ciclos de negócios.

Essencialmente, nos modelos de mudança de regime *markovianos*, os parâmetros estimados se alteram em função de diferentes regimes estocásticos. Importante destacar que os regimes e os seus *turning points* não são observadas pelo pesquisador e, *a priori*, conforme Hamilton (1990) existe apenas uma suspeita quanto à ocorrência de mudanças no nível, na variância e/ou nos componentes autorregressivos da série de tempo em análise. Já ao aplicar

²⁹ Assumindo que o termo errático em cada uma das equações dos regimes seja $u_i \sim NID(0, \sigma^2)$.

³⁰ Sendo $0 \leq \lambda \leq 1$.

esse método, o mesmo estima as mudanças de regime endogenamente, apresentando as probabilidades de transição entre os diferentes estados.

Para estimar as possíveis mudanças de regimes nas séries em questão neste trabalho, serão testadas duas formulações dos modelos de mudança de regime *markoviano*: *Markov Switching* - Mistura de Normais (MS-MN) e o modelo *Markov Switching* - *Dynamic Regression* (MS-DR). O primeiro é a formulação mais básica dos modelos de mudança de regime, assumindo que o processo gerador da variável dependente é formado pela mistura de diferentes distribuições de probabilidades, uma para cada regime não observado estimado endogenamente pelo modelo. (HAMILTON, 1994). Já o modelo MS-DR pode ser considerado como um desdobramento do modelo de MS-MN, pois adiciona à estimação um componente autorregressivo de ordem p da variável dependente, cujo parâmetro estimado depende das mudanças de regimes não observadas. Nas duas formulações, o ajuste no modelo ocorre instantaneamente com a mudança no regime, ou seja, apresenta uma resposta imediata na série dependente em função das mudanças nos regimes (DOORNIK, 2013)³¹.

Através destes modelos pretende-se estimar se houveram mudanças de regimes³² significativas em cada uma das séries de interesse, verificar se as datas das mudanças mais importantes de cada série são concomitantes e, por meio destes resultados, escolher o período amostral da pesquisa proposta neste trabalho. Para tanto, conforme Hamilton (1994), segue a especificação do modelo de MS-MN:

$$y_t = \mu_{st} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim IID(0; \sigma^2) \quad (7)$$

Sendo:

y_t : variável observada no tempo t .

μ_{st} : parâmetro não observado do estado S , no tempo t ;

ε_t : Resíduo.

A equação (7) especifica que o processo gerador da variável observada y_t é influenciado pelo intercepto μ , que se modifica de acordo com os diferentes regimes não observados S ao longo do tempo, que podem assumir qualquer valor j entre os números

³¹ Neste modelo, o componente autorregressivo de ordem p abrange apenas a variável endógena e, por isso, o ajuste à mudança no regime é imediata. Por outro lado, no modelo *Markov Switching* – *Autoregression* (MS-AR), o componente autorregressivo é formado pela diferença entre a variável endógena defasada e a média estimada para a variável endógena no regime S_{t-1} , o que ocasiona uma mudança lenta entre os regimes. O modelo MS-AR foi apresentado nos trabalhos seminais de Hamilton (1989; 1990) e aplicado pelo autor para analisar os ciclos de crescimento da economia americana. Exemplos comparativos entre os dois modelos podem ser encontrados em Doornik (2013).

³² Nos modelos MS-DR e MS-MN, os conceitos de regimes e estados são sinônimos, uma vez que o número de regimes incluídos no modelo gera a estimação do mesmo número de interceptos (estados) na equação, um para cada regime. Por outro lado, no modelo MS-AR o número de interceptos calculados cresce exponencialmente com o número de regimes e com a ordem de defasagens incluídas no modelo.

naturais, excluindo o zero ($j = 1, 2, \dots, N$). Segundo Lindgren (1978), o modelo permite estimar endogenamente as probabilidades de transição entre o conjunto de S regimes incluídos na regressão, probabilidades estas que são estacionárias e seguem uma cadeia de *Markov*, cuja probabilidade do regime S_t assumir qualquer valor j depende unicamente do valor i assumido no regime S_{t-1} . Assim, segue a distribuição de probabilidade:

$$P(S_t = j | S_{t-1} = i, S_{t-2} = k, \dots, y_{t-1}) = P(S_t = j | S_{t-1} = i) = p_{ij} \quad (8)$$

A partir da expressão (8), é possível representar as diversas probabilidades de transição entre todos os estados do sistema através da matriz de transição de dimensão $N \times N$:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & \dots & p_{N1} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{1N} & \dots & p_{NN} \end{bmatrix} \quad (9)$$

A matriz de transição (9) representa as probabilidades de transição entre os S regimes existentes no sistema, sendo a soma de cada coluna igual a 1. Por exemplo, o elemento p_{1N} representa a probabilidade de transição do estado 1, no período t , para o estado N , no período $t+1$.

A partir da especificação do modelo apresentada na equação (7) e considerando os resíduos dependentes dos S regimes, chega-se nas seguintes densidades de probabilidade para a variável y_t , condicionadas a variável S_t assumir qualquer valor j :

$$\eta_t = \begin{bmatrix} f(y_t | S_t = 1; \theta) \\ f(y_t | S_t = 2; \theta) \\ f(y_t | S_t = j; \theta) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_1}} \exp\left\{-\frac{(y_t - \mu_1)^2}{2\sigma_1^2}\right\} \\ \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_2}} \exp\left\{-\frac{(y_t - \mu_2)^2}{2\sigma_2^2}\right\} \\ \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_j}} \exp\left\{-\frac{(y_t - \mu_j)^2}{2\sigma_j^2}\right\} \end{bmatrix} \quad (10)$$

Sendo:

η_t = vetor das funções densidades dos N regimes do modelo.

θ = vetor dos parâmetros da população, incluindo $\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_j; \sigma_1^2, \sigma_2^2, \dots, \sigma_j^2$.

Conforme especificado na expressão (10), a variável observada y_t está condicionada a cada um dos S regimes aleatórios. A mistura de normais do modelo reside na especificação de que cada regime j é distribuído como $y_t \sim N(\mu_j, \sigma_j^2)$, com a seguinte probabilidade:

$$P(S_t = j; \theta) = \pi_j, \text{ para } j = 1, 2, \dots, N \quad (11)$$

π_j = probabilidade incondicional de S_t assumir qualquer valor j .

Agora, ao incluir no vetor dos parâmetros θ as probabilidades $\pi_1, \pi_2, \dots, \pi_N$, tem-se:

$$\theta \equiv (\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_j; \sigma_1^2, \sigma_2^2, \dots, \sigma_j^2; \pi_1, \pi_2, \dots, \pi_N)$$

A probabilidade da variável y_t estar condicionada ao regime S_t , entre um espaço de tempo aleatório e, ao mesmo tempo, o regime S_t assumir o valor j dá-se pela multiplicação das expressões (10) e (11), resultando na seguinte função densidade de probabilidade conjunta:

$$f(y_t, S_t = j; \theta) = f(y_t | S_t = j; \theta) \cdot \pi_j \quad (12)$$

A partir da soma das n funções densidades de probabilidades conjuntas que o processo pode assumir, chega-se a função densidade incondicional que descreve a variável y_t , conforme Hamilton (1994, p. 686):

$$p(y_t; \theta) = \sum_{j=1}^N p(y_t, S_t = j; \theta) = \frac{\pi_1}{\sqrt{2\pi\sigma_1}} \exp\left\{-\frac{(y_t - \mu_1)^2}{2\sigma_1^2}\right\} + \frac{\pi_2}{\sqrt{2\pi\sigma_2}} \exp\left\{-\frac{(y_t - \mu_2)^2}{2\sigma_2^2}\right\} + \dots + \frac{\pi_N}{\sqrt{2\pi\sigma_N}} \exp\left\{-\frac{(y_t - \mu_N)^2}{2\sigma_N^2}\right\} \quad (13)$$

Por fim, o logaritmo da verossimilhança pode ser calculado a partir da expressão (13), chegando a seguinte expressão:

$$l(\theta) = \sum_{t=1}^T \log f(y_t; \theta) \quad (14)$$

Para maximizar a função (14) e assim estimar os parâmetros desconhecidos³³ da expressão (13), definidos no vetor de parâmetros θ , primeiramente é preciso considerar as seguintes restrições, segundo (Doornik, 2013, p. 28):

$$\begin{aligned} \sum_{j=0}^{S-1} \pi_j &= 1 \\ 0 \leq \pi_j &\leq 1, \quad \text{para } j = 1, 2, \dots, N \end{aligned} \quad (15)$$

Assim, a dificuldade em maximizar a função (14) reside no fato de ser necessário estimar as probabilidades do processo se encontrar em um determinado regime, sendo que este regime não é observado. Hamilton (1990) e Kim (1994) desenvolveram métodos de estimação das probabilidades filtradas e suavizadas para os modelos de mudança de regime. Em linhas gerais, a probabilidade suavizada desenvolvida por Kim (1994) é estimada através de um algoritmo considerando a população total de informações T . Já o algoritmo de probabilidade filtrada desenvolvido por Hamilton (1990) considera apenas as informações passadas, até o período t . Realizar inferências sobre as probabilidades é apenas um dos passos da estimação do modelo, que está sujeito a um processo recursivo³⁴.

Algoritmos para resolver o sistema de equações não lineares, provenientes do processo de estimação dos parâmetros da equação (13), foram desenvolvidos por Dempster, Laird e Rubin (1977), Hamilton (1990). Os primeiros autores estabeleceram o princípio de dois passos para maximização da função de verossimilhança, o primeiro de Expectativa e o

³³ Estimação que ocorre através de equações não lineares.

³⁴ Ver Hamilton (1994), apêndice 22.A para a derivação completa dos estimadores de máxima verossimilhança.

segundo de Maximização (EM). Hamilton (1990), por sua vez, adaptou este princípio e desenvolveu um algoritmo para resolver o problema de maximização envolvido na equação (14).

O desenvolvimento do modelo de Mudança de Regime *Markoviano* exposto até aqui se referiu ao caso mais básico, o de MS-MN. Entretanto, é possível estender a equação (7) e adicionar um vetor da variável dependente defasada (y_{t-1}), cujo parâmetro (β_{st}) estará sujeito a mudanças de regimes³⁵. Assim, chega-se a formulação básica do modelo MS-DR.

$$y_t = \mu_{st} + \beta_{st}y_{t-1} + \varepsilon_{st} \quad (16)$$

No exercício proposto neste trabalho serão testadas as duas especificações do modelo de Mudança de Regime de *Markov*, ambas apresentadas através da equação (7) e (16), a fim de escolher o modelo que apresenta as melhores estatísticas de ajuste a série observada. Por fim, cabe destacar que o objetivo desta estimação é o de levantar hipóteses sobre o comportamento conjunto das variáveis de interesse neste trabalho e aproximar o período de duração do ciclo de alta dos preços das *commodities*, ao longo de tempo. A seção seguinte apresenta um resumo sobre os modelos de cointegração.

4.2 Estacionariedade e Modelos de Cointegração: Bivariada e Multivariada

Esta seção objetiva descrever o processo estocástico estacionário que as séries de tempo podem apresentar e os modelos que possibilitam estabelecer relações estáveis entre variáveis que não sejam estacionárias. Para tanto, esta seção está dividida em três partes: primeiramente, será apresentada o conceito de estacionariedade, bem como os testes estatísticos que serão utilizados neste exercício para detectar tal comportamento nas séries; a seguir será apresentado o teste de cointegração bivariada de Engle-Granger; por fim, na terceira subseção será apresentada a cointegração multivariada, a partir do modelo econométrico VAR/VEC.

Nesse momento é importante estabelecer uma ressalva. Os modelos de Mudança de Regime de *Markov* acabam por identificar alterações, significativas, no comportamento das séries temporais. Ou seja, busca-se caracterizar, endogenamente, os períodos que ocorrem mudanças estruturais ou as modificações nas fases cíclicas das variáveis estudadas. Este tipo de metodologia pode ser desenvolvido a partir de um modelo econométrico VAR com mudança de regime. Todavia, ao se especificar um processo de cointegração entre as variáveis

³⁵ Além disto, é possível adicionar outros vetores de variáveis exógenas, dependentes ou não da mudança de regime. (DOORNIK, 2013).

envolvidas na análise, sem a necessidade de controlar essas alterações de regimes, conclui-se que existe uma relação estável entre estas variáveis no longo prazo. Assim, mesmo que os regimes sejam diferentes, no curto prazo, existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as séries temporais investigadas. Nesse sentido, ao se identificar uma relação de cointegração nas séries estudadas e conhecido o objetivo do trabalho proposto, os modelos VAR/VEC tradicionais são eficientes³⁶.

4.2.1 Séries de Tempo e Estacionariedade

As séries de tempo nada mais são do que séries de valores gerados e ordenados sequencialmente no tempo. Com isso, é importante conhecer as especificidades inerentes a este tipo de disposição de dados para que se possa adequar corretamente o modelo econométrico aos objetivos esperados.

Segundo Fava (2000), a maioria dos trabalhos envolvendo séries de tempo procurava decompor-las nos seguintes componentes, expressos pela função (17).

$$y_t = T_t + C_t + S_t + E_t \quad (17)$$

Onde:

y_t = série de tempo

T_t = Tendência, movimento contínuo ao longo do tempo em uma determinada direção;

C_t = Ciclo, movimento oscilatório em torno da tendência, não necessariamente regular;

S_t = Sazonalidade, oscilações regulares ocorridas entre subperíodos;

E_t = Componente errático, irregular, decorrente de fatores aleatórios.

A partir desta especificação, observa-se que a série de tempo y , ao longo do tempo t , é determinada pela combinação de funções determinísticas de tendência, ciclo e sazonalidade, além do termo aleatório errático. Alternativamente, segundo Fava (2000), podem-se encarar as séries de tempo como resultantes integralmente de um processo estocástico, ou seja, cada valor da série representa a realização aleatória de uma população de possíveis valores admissíveis naquele momento.

Dado o processo estocástico é preciso detectar o seu comportamento, a existência ou não de um processo estocástico estacionário. Segundo Gujarati e Porter (2011), uma série temporal estacionária apresenta média, variância e autocovariâncias constantes ao longo do tempo. Assim, tal série temporal sempre tenderá para a sua média, com amplitude de

³⁶ A questão da eficiência está associada à comparação entre os graus de liberdade dos modelos VAR com mudança de regime e os mesmos modelos sem o controle dos regimes. Ou seja, a cada regime inserido na especificação econométrica, o número de parâmetros estimados se amplia de forma significativa.

flutuações e velocidade de reversão para o valor médio constante ao longo do tempo. O resultado de uma série de dados estacionária é que ela possui boa previsibilidade.

No caso de séries não estacionárias, choques ocorridos na série não serão dissipados ao longo do tempo, verificando-se assim alterações na sua média e variância ao longo do tempo. (ENDERS, 1995). Neste exercício, buscou-se detectar a estacionariedade ou não das séries a partir da utilização de dois testes de raiz unitária, comumente empregados, o Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e uma modificação deste teste, desenvolvido por Perron (1989), que agrega à estimação coeficientes de quebra estrutural, que podem ocorrer tanto no nível quanto na tendência.

Segue, primeiramente, a caracterização do teste proposto por Dickey e Fuller (1979) e “aumentado” por Said e Dickey (1984), que incorporaram componentes autorregressivos à equação básica para, assim, corrigir o problema dos resíduos estimados serem serialmente correlacionados.

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (17)$$

$$\Delta y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (18)$$

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (19)$$

Onde:

ε_t = termo de ruído branco.

$$\gamma = \rho - 1$$

$$\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$$

As funções acima são estimadas por meio dos mínimos quadrados ordinários (MQO) e representam o processo estocástico gerador da série y_t . A expressão (19) representa um passeio aleatório, cujo Δy_t é explicado pelo seu valor defasado em nível e na diferença, adicionado a um choque aleatório ε_t . Já a equação (18) se diferencia, da equação (19), por acrescentar uma constante de deslocamento α , assim como a equação (17) que, cumulativamente a esta constante, adiciona um intercepto de tendência linear βt . Percebe-se que a variável y_t pode ser representada por qualquer um dos três modelos, porém é importante observar qual deles é o mais significativo para explicá-la: (a) modelo com tendência e intercepto (expressão (17)); (b) modelo somente com intercepto (expressão (18)) e; (c) modelo sem tendência e sem intercepto (expressão (19)). Portanto, observar a significância dos parâmetros α e βt é um procedimento que deve anteceder a observação da estatística-t do teste ADF.

Ao se definir o processo estocástico que representa a variável y_t , passa-se a análise da estatística-t do teste ADF. A hipótese nula (H_0) do teste é que $\rho = 1$, ou seja, $Y = 0$ e a não rejeição desta hipótese evidência a presença de raiz unitária ou, em outras palavras, a não estacionariedade da série.

Entretanto, o teste ADF pode falhar quando houver quebras estruturais na série, pois conduzem o teste a apresentar resultados viesados quanto à rejeição da hipótese nula. Segundo Harris (1995), caso a série em análise possua algum tipo de quebra, seja de nível e/ou de declividade, o teste de raiz unitária realizado através do teste ADF poderá apresentar estatísticas com baixo poder explicativo.

Considerando que normalmente as séries econômicas observadas ao longo do tempo sofrem algum tipo de choque exógeno, que pode afetar o nível e/ou a tendência da série, Perron (1989) avançou no método ao incorporar variáveis *dummies* do tipo *pulse* e/ou *step* na regressão (19), sendo que a primeira assume o valor 1 apenas durante a ocorrência de determinado evento (movimento de alteração de declividade), já a segunda assume o valor zero até a ocorrência do evento e 1 após a ocorrência do evento (movimento de alteração de nível). Segue a especificação deste modelo, chamado de *Innovational outlier* (IO):

$$y_t = \mu + \beta t + \gamma DU_t + \delta D(T_b)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (20)$$

$$y_t = \mu + \beta t + \phi DT_t + \gamma DT_t + \delta D(T_b)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (21)$$

Onde:

DU_t = variável *dummy* do tipo *step*, capta uma mudança abrupta no intercepto.

DT_t = variável *dummy* do tipo *pulse*, capta uma mudança abrupta da tendência.

Em alguns casos, as quebras na série são conhecidas e, nestes casos, basta usar a especificação apresentada na equação (20) ou (21), caracterizando as variáveis *dummies* conforme a quebra observada na série a ser testada. Entretanto, quando as quebras não são observadas é possível adotar procedimentos para a estimação das mesmas. Perron (1995) aplica diversos métodos para a determinação endógena das quebras³⁷, bem como para escolha do número de defasagens utilizadas no modelo, incluindo a análise dos critérios de informação AIC e SC.

Portanto, neste trabalho serão utilizados os testes de estacionariedade ADF e com quebra estrutural, modelo IO, sendo que os resultados obtidos nestes testes indicarão a possibilidade de aplicar os modelos de cointegração bivariada e multivariada. Segundo Gujarati e Porter (2011), caso a série em questão apresente comportamento estacionário em

³⁷ Tais como os desenvolvidos por Banerjee, Lumsdaine e Stock (1992) e Zivot e Andrews (1992).

nível, ou seja, sem a necessidade de diferenciação da série, a mesma será especificada como integrada de ordem zero (I(0)). Caso seja necessário aplicar a diferenciação para tornar a série estacionária, a mesma será especificada como integrada de primeira (I(1)) ou de segunda ordem (I(2)), dependendo da quantidade de diferenciações necessárias para tornar a série em questão estacionária.

4.2.2 Cointegração Bivariada

A cointegração significa que a combinação linear entre duas ou mais variáveis, sendo elas individualmente não estacionárias³⁸, gera uma relação de equilíbrio de longo prazo, ou seja, a combinação entre as séries é estacionária. (HAMILTON, 1994). Conforme apresentado na seção anterior, se as séries não forem descritas por um processo estocástico estacionário, os choques ocorridos nas mesmas não são dissipados ao longo do tempo. Porém, caso seja verificada a cointegração entre duas ou mais séries não estacionárias, a análise conjunta destas variáveis, sem a necessidade de torná-las estacionárias, passa a ter sentido econômico, pois implica em uma relação estável de longo prazo.

Verificada a ordem de integração nas séries de interesse, segue-se para a análise da possível relação de cointegração entre as séries. Para tanto, neste exercício, será utilizado o teste de cointegração bivariada Engle-Granger que, em linhas gerais, testa a estacionariedade dos resíduos resultantes de uma equação estimada com duas variáveis não estacionárias, em nível, desde que as duas séries apresentem a mesma ordem de integração. Caso os resíduos da equação cointegrante sejam I(0), as séries são ditas cointegradas. (PATTERSON, 2000).

Para aplicação do teste de cointegração Engle-Granger, segundo Patterson (2000), primeiramente deve se estimar a seguinte equação através do estimador MQO.

$$Y_t = \hat{\varphi}_1 + \hat{\varphi}_2 X_t + \hat{\varepsilon}_t \quad (22)$$

Onde:

Y_t e X_t = séries observadas, apresentam a mesma ordem de integração.

$\hat{\varepsilon}_t$ = resíduos estimados.

Estimada a equação (22), aplica-se o teste de raiz unitária sobre os resíduos estimados, a fim de testar a hipótese nula de que $\hat{\varepsilon}_t \sim I(1)$, contra a hipótese alternativa de que $\hat{\varepsilon}_t \sim I(0)$. Isto é, a rejeição da hipótese nula indica que as séries possuem uma relação linear estável de longo prazo. (HARRIS, 1995). Conforme indicação de Engle e Granger (1987) é possível

³⁸ Desde que as séries apresentem estacionariedade já na primeira diferença, ou seja, sejam I(1).

aplicar o teste ADF especificado através da equação (18) sobre os resíduos da equação (22)³⁹, para testar a hipótese nula de que $Y = 0$ e, portanto, de que as séries Y e X não são cointegradas. Todavia, os valores críticos do teste são calculados através do método desenvolvido por MacKinnon (apud PATTERSON, 2000, p. 372).

Por fim, conforme salientado por Harris (1995), caso seja verificada a cointegração das séries, as estatísticas estimadas e utilizadas para realizar inferências sobre os parâmetros estimados através da equação (22) podem ser empregados. Ou seja, as estatísticas do teste- t e $-f$ podem ser aplicadas para testar a significância estatística dos parâmetros.

Deste modo, pretende-se aplicar o teste de cointegração bivariada de Engle-Granger para testar a existência de uma relação de longo prazo estável entre a série dos preços das *commodities* e as demais séries representativas da entrada de capital externo no Brasil. Com isso, após verificar as alterações de regimes, o comportamento estacionário das séries e a aplicação do teste de cointegração bivariada, tem-se os passos intermediários que serão desenvolvidos antes do modelo VEC. Os modelos Vetoriais de Correção de Erros buscam delimitar a relação específica existente entre os preços das *commodities* e a entrada de capitais no Brasil, durante o ciclo de alta dos preços destes produtos.

4.2.3 Cointegração Multivariada: Modelo Vetorial de Correção de Erros

Esta seção objetiva apresentar o modelo vetorial autoregressivo (VAR) e vetorial de correção de erros (VEC), com foco principal no segundo. Estes modelos são caracterizados por estimar um conjunto de equações simultaneamente, com o emprego de componentes vetoriais que podem conter variáveis não-estacionárias, desde que a combinação linear entre elas resulte em alguma relação de cointegração. Segundo Engle e Granger (1987, p. 251)

If each element of a vector of time series x_t first achieves stationarity after differencing, but a linear combination $\alpha'x_t$ is already stationary, the time series x_t are said to be co-integrated with co-integrating vector α . There are may be several such co-integrating vectors so that α becomes a matrix. Interpreting $\alpha'x_t = 0$ as a long run equilibrium, co-integration implies that deviations from equilibrium are stationary, with finite variance, even though the series themselves are nonstationary and have infinite variance.

³⁹ Segundo Harris (1995), aplica-se o teste ADF com intercepto se a equação de cointegração for estimada com intercepto. Caso a equação (22) for estimada com intercepto e termo de tendência, o teste ADF deve acompanhar esta especificação e ser estimado através da equação (17). Porém, usualmente utiliza-se a estimação da equação (22) sem intercepto e tendência, o que acarreta no emprego da especificação do teste ADF apresentado na equação (19). (PATTERSON, 2000).

Deste modo, antes de passar à estimação modelo VEC, deve-se testar a estacionariedade das séries a serem incluídas na regressão. Este procedimento pode ser realizado através dos testes de raiz unitária ADF e de quebra estrutural, modelo IO, descritos na seção 4.2.1. Caso seja verificada a não-estacionariedade das séries, habilita-se a estimação para o emprego da metodologia VEC.

Gujarati e Porter (2011, p. 769) apresentam o modelo VAR da seguinte maneira:

A metodologia VAR lembra superficialmente a modelagem das equações simultâneas no sentido de que devemos considerar muitas variáveis endógenas em conjunto. Contudo, cada variável endógena é explicada por seus valores defasados, ou passados, e pelos valores defasados de todas as outras variáveis endógenas no modelo; normalmente, não há variáveis exógenas.

Os modelos VAR e VEC possuem a mesma estrutura econométrica, sendo o segundo mais restritivo do que o primeiro por trabalhar com a combinação de variáveis não-estacionárias no modelo, desde que os choques individuais de curto prazo destas sejam dissipados ao longo do tempo, resultando em um modelo com alguma relação de cointegração. Harris (1995) explica como é aproximada a função VEC a partir do modelo VAR. Assim, primeiramente o autor apresenta um modelo VAR simples, sem o parâmetro constante, estimado com k defasagens, para as n variáveis endógenas do modelo. Segue:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_k y_{t-k} + \varepsilon_t, \text{ sendo } \varepsilon_t \sim IN(0, \Sigma) \quad (23)$$

Onde:

y_t = Vetor de n potenciais variáveis endógenas.

A_1, \dots, A_k = matriz de ordem $n \times n$ dos parâmetros.

ε_t = resíduo.

A função (23) apresenta a especificação do modelo VAR, que possibilita estimar as relações dinâmicas existentes entre as variáveis endógenas do modelo. Porém, este modelo é gerado a partir de variáveis que, individualmente, são estacionárias. Caso as séries sejam I(1)⁴⁰, habilita-se o modelo para a abordagem econométrica VAR com correção de erros, chamada de VEC.

Enders (2010) apresenta a função dos vetores de correção de erro entre duas variáveis I(1), formalizada através de operações matriciais, da seguinte maneira.

$$\Delta y_t = \alpha_y (y_{t-1} - \beta z_{t-1}) + \varepsilon_{yt} \quad (24)$$

$$\Delta z_t = \alpha_z (y_{t-1} - \beta z_{t-1}) + \varepsilon_{zt} \quad (25)$$

⁴⁰ A inclusão de séries I(0) no modelo não impede a estimação via metodologia VEC, pois segundo Gujarati e Porter (2011, p. 741), “uma combinação linear ou soma de série temporal estacionária e não estacionária é não estacionária”.

Onde:

$$\alpha_y = -A_{12}A_{21}/(1 - A_{22})$$

$$\beta = (1 - A_{22})/A_{21}$$

$$\alpha_z = A_{21}$$

ε_y e ε_z = resíduos.

Nas equações (24) e (25), as duas variáveis y_t e z_t são I(1), porém a combinação linear delas ($y_t - \beta z_t$) é I(0) e o vetor que normaliza a função é representado por β . Os parâmetros α_y e α_z representam a velocidade de ajustamento das variáveis y_t e z_t . Assim, o modelo de correção de erros implica, necessariamente, em uma relação de cointegração entre os vetores das variáveis.

Destaca-se que neste modelo VEC, a relação de cointegração dos vetores de correção foi especificada entre apenas duas variáveis, entretanto, segundo Enders (2010), pode-se incluir n variáveis no modelo, implicando em prováveis $n-1$ vetores de correção cointegrados. Ademais, salienta-se que os modelos VAR/VEC seguem uma estrutura multivariada, que estima uma equação de curto prazo para cada variável incluída no modelo. Ou seja, cada variável é determinada endogenamente pelo seu valor defasado e pelos valores defasados das demais variáveis incluídas no modelo⁴¹. Para Gujarati e Porter (2011), no curto prazo é comum ocorrer desvios das variáveis em relação posição de equilíbrio do sistema. Entretanto, no modelo VEC, estes choques são corrigidos e os desvios são dissipados, levando o sistema a atingir a estabilidade.

Assim, segundo Harris (1995), o modelo VEC pode ser formalizado através da seguinte expressão:

$$\Delta y_t = \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta y_{t-k+1} + \Pi y_{t-k} + \varepsilon_t \quad (26)$$

Onde:

$$\Gamma_i = -(I - A_1 - \dots - A_i), (i = 1, \dots, k - 1)$$

$$\Pi = -(I - A_i - \dots - A_k)$$

A equação (26) contém as duas relações estimadas através do modelo VEC, de longo e de curto prazo, representadas por $\hat{\Pi}$ e $\hat{\Gamma}$. Sendo que a expressão de longo prazo pode ser formalizada através da seguinte expressão, implicitamente já demonstrada nas expressões (24) e (25) para o caso de duas variáveis.

$$\Pi = \alpha\beta' \quad (27)$$

⁴¹ A escolha do número de defasagens mais adequado pode ser feita através da análise dos critérios de informação Akaike e Schwarz, bem como através da análise dos resíduos da equação, que devem ser homocedásticos e não autocorrelacionados.

Em resumo, a relação de curto prazo da equação (26) é formada pelos vetores autorregressivos das variáveis, os quais captam o comportamento das variáveis do modelo em resposta aos seus choques de curto prazo, que estão fora da relação de equilíbrio de longo prazo. Já a relação de longo prazo é formada pelo vetor de cointegração (β') e de pesos de correção de erros (α), dada pela expressão Πy_{t-k} ou, da mesma forma, por $\alpha\beta' \cdot y_{t-k}$, que forma a equação de cointegração do modelo, onde os desvios de curto prazo das variáveis são dissipados e o modelo converge para a estabilidade de longo prazo⁴².

Johansen (1988) desenvolveu um método para estimar os vetores da equação de cointegração através de estimadores de máxima verossimilhança. Através deste método, segundo Harris (1995), é possível obter os n autovetores ($\hat{V} = \hat{v}_1, \dots, \hat{v}_n$) e os correspondentes n autovalores ($\hat{\lambda}_1 > \dots > \hat{\lambda}_n$) da matriz de determinação da relação de longo prazo do modelo. Os r elementos existentes em \hat{V} determinam o vetor de cointegração da equação (27), ou seja, ($\hat{\beta} = \hat{v}_1, \dots, \hat{v}_r$). Assim, caso seja verificado, através do teste de cointegração, que $0 < r < n$, isto significa dizer que cada uma das r colunas existentes na matriz β representam vetores de cointegração, mostrando que o modelo apresenta pelo menos uma relação de cointegração e que, portanto, a expressão $\alpha\beta' \cdot y_t$ é estacionária.

A fim de verificar a existência de relações de cointegração multivariada, o teste de Johansen pode ser aplicado para testar a hipótese nula de que os autovetores de determinação da relação de longo prazo são iguais à zero, ou seja, de que não existe relação de cointegração no modelo. Segundo Harris (1995), as estatísticas do teste podem ser obtidas através da estatística do traço e do máximo autovalor. Já os valores críticos assintóticos podem ser obtidos em MacKinnon, Haug e Michelis (1998). Quanto maior o número de equações cointegradas existente no modelo VEC, mais estável ele será no longo prazo, tornando a análise econômica dos resultados do modelo mais robusta. (JUSELIUS, 2006).

No que tange a relação de curto prazo do modelo VEC, representado por Γ na equação (26), a análise é realizada através das funções impulso-resposta (FIR), que apresenta o comportamento de uma variável em relação a um choque inesperado ocorrido no termo de erro da equação de determinação de outra variável. Deste modo, a FIR mostra a propagação dos choques inesperados ocorridos em uma determinada variável sobre os valores da própria variável e sobre as demais variáveis endógenas inseridas no modelo.

⁴² A estabilidade do modelo VEC pode ser verificada através do comportamento das raízes inversas do polinômio autoregressivo, que mostra se o modelo possui uma trajetória convergente (raízes dentro do círculo unitário) ou explosiva (pelo menos uma raiz fora do círculo unitário).

A FIR é estimada, primeiramente, através da ordenação das equações de curto prazo que compõem o sistema de equações do modelo VEC, conforme a ordem de propagação dos choques ocorridos em cada equação nas demais. Alternativamente, pode-se utilizar a metodologia desenvolvida por Pesaran e Shin (1998), que possibilita estimar a FIR a partir da formatação de impulsos generalizados, que é indiferente em relação à ordenação das equações no sistema. Segundo os autores, este método não causa alterações significativas nos resultados obtidos, portanto, para este exercício, optou-se pela utilização deste método.

Por fim, um procedimento estatístico auxiliar importante, que antecede a análise da FIR, é a verificação das possíveis relações de causalidade entre as variáveis inseridas no modelo VEC. O teste de Causalidade de Granger pode ser aplicado com o objetivo de apurar a existência ou não, no curto prazo, de algum sentido de causalidade estatística entre cada variável endógena do modelo. Os resultados deste teste serão utilizados para auxiliar a caracterização da direção dos impulsos resposta do modelo VEC de curto prazo.

O teste bivariado de Causalidade de Granger, segundo Hamilton (1994), procura investigar se os valores defasados de uma variável x podem causar os valores da variável y e vice-versa, através da especificação das seguintes funções:

$$y_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i \cdot x_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j \cdot y_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (28)$$

$$x_t = \sum_{i=1}^n \varphi_i \cdot x_{t-i} + \sum_{j=1}^n \delta_j \cdot y_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (29)$$

A equação (28) postula que a variável y corrente seja relacionada aos seus valores defasados e aos valores defasados de x . O contrário ocorre na equação (29), cuja hipótese de causalidade seria de y para x . Este teste também supõe que os termos de erro sejam não correlacionados e que as variáveis sejam estacionárias⁴³. Segundo Gujarati e Porter (2011), este teste pode identificar as seguintes relações de causalidade entre as duas variáveis:

a) Causalidade estatística unidirecional: Será indicada se um dos coeficientes estimados das defasagens de y para x ou de x para y forem estatisticamente diferentes de zero.

b) Causalidade estatística bilateral: Será sugerida quando os coeficientes estimados das defasagens de y para x e, simultaneamente, de x para y forem estatisticamente diferentes de zero.

c) Independência estatística: Será indicada quando o conjunto de coeficientes, de x para y e de y para x , forem estatisticamente iguais à zero.

Esta seção procurou descrever a metodologia VAR/VEC, bem como os principais procedimentos estatísticos complementares necessários a aplicação do modelo. Destaca-se

⁴³ Segundo Gujarati e Porter (2011), o problema da não-estacionariedade das séries pode ser contornado com as primeiras diferenças das variáveis (Δ).

que a escolha desta metodologia para a pesquisa proposta se deu pelo fato de o modelo permitir trabalhar com a combinação de variáveis não estacionárias, uma vez que, em se tratando de séries econômicas “a não-estacionariedade é a regra e não a exceção entre elas”. (FAVA, 2000 p. 245). Ademias, através da FIR, é possível analisar os efeitos dinâmicos causados por cada variável no modelo e, por fim, verificar o comportamento de longo prazo conjunto das variáveis, através da equação de cointegração.

Deste modo, após a apresentação da metodologia estatística dos modelos econométricas de Mudança de Regime *Markoviano* e de cointegração bivariada e multivariada, a seção seguinte busca apresentar as variáveis que irão compor estes modelos econométricos.

4.3 Fonte e Tratamento dos Dados

Além dos preços das *commodities*, para atingir os objetivos propostos neste trabalho faz-se necessário incluir algumas variáveis de controle em cada um dos modelos VEC a serem estimados, que também podem explicar o comportamento das variáveis dependentes nos modelos. A escolha destas variáveis seguiu os pressupostos teóricos expostos no segundo capítulo deste trabalho e, de modo complementar, a literatura empírica existente sobre o tema.

Primeiramente, segue-se com a apresentação das séries dos preços das *commodities*, das exportações, do IEC e do IED, que serão utilizadas na aplicação das três metodologias apresentadas neste capítulo: (1) Mudança de Regimes de *Markov*; (2) cointegração Bivariada e; (3) cointegração multivariada. Lembrando que o objetivo da utilização do modelo de Mudança de Regimes de *Markov* é de estimar o período de duração da alta dos preços das *commodities* e verificar se este período é concomitante com o período de alta na entrada de capital externo no Brasil. Por isso, para alcançar este objetivo, as séries utilizadas neste modelo terão abrangência temporal maior do que o provável ciclo de alta dos preços das *commodities*, justamente para que seja possível delimitar este período. Por fim, a partir da delimitação temporal da pesquisa, serão aplicadas as metodologias de cointegração bivariada e multivariada, a fim de verificar a influência do ciclo de alta dos preços das *commodities* sobre as exportações, IED e IEC brasileiros.

Neste sentido, as séries descritas a seguir foram coletadas em periodicidade trimestral, entre o primeiro trimestre do ano de 1995 (1995-T1), até o quarto trimestre de 2014 (2014-T4). Salienta-se que todas as séries foram transformadas em número índice, ano base 2000,

además sofreram transformação logarítmica e foram ajustadas sazonalmente pelo método Arima X12.

- a) Preço das *Commodities* (**COMM**): Índice geral de preços das *commodities*, divulgado em periodicidade mensal pelo FMI, ano base 2005. Para este exercício, foi calculada a média de três meses do índice, obtendo assim, o índice em periodicidade trimestral. Espera-se que esta variável influencie positivamente a entrada de capitais no Brasil, no período analisado.
- b) Exportações (**EXPORT**): Exportações de bens *Free On Board*. Série em milhões de dólares, extraídas do Balanço de Pagamentos brasileiro divulgado pelo Bacen na periodicidade trimestral.
- c) Investimento Estrangeiro em Carteira (**IEC**): Série em milhões de dólares, extraídas do Balanço de Pagamentos brasileiro divulgado pelo Bacen na periodicidade trimestral.
- d) Investimento Estrangeiro Direto (**IED**): Série em milhões de dólares, extraídas do Balanço de Pagamentos brasileiro divulgado pelo Bacen na periodicidade trimestral.

Em resumo, a partir do Modelo de Mudança de Regime de *Markov* será delimitada a abrangência temporal do ciclo de alta das séries COMM, EXPORT, IED e IEC. Já com os resultados desta delimitação, serão estimados três modelos de cointegração bivariada e três de cointegração multivariada. A cointegração bivariada será especificada com a finalidade de verificar se existe uma relação estável de longo prazo entre a variável COMM e as variáveis EXPORT, IEC e IED. Já a cointegração multivariada será aplicada para explicar o comportamento dos seguintes agregados: EXPORT; IEC e; IED em resposta ao ciclo de alta dos preços das *commodities*. Destaca-se que para cada agregado será estimado um modelo VEC específico que incluirá, além da variável explicativa COMM, outras variáveis de controle, selecionadas a partir da literatura teórica e empírica revisadas nos capítulos 2 e 3 deste trabalho.

Assim, segue-se com a apresentação das variáveis de controle que serão utilizadas nos modelos de cointegração multivariada para as exportações, IEC e IED no Brasil. As séries foram coletadas em periodicidade trimestral, entre o período de 2002-T1 a 2014-T4⁴⁴. Salienta-se que as séries que foram transformadas em número índice, ano base 2000, serão indicadas com um asterisco (*) e as séries que sofreram transformação logarítma serão

⁴⁴ A fim de deixar mais clara a especificação das variáveis de controle que serão utilizadas nos modelos de cointegração multivariada, adianta-se aqui os resultados obtidos nas estimações dos Modelos de Mudança de Regime de *Markov*, que indicou o período entre 2002-T1 a 2014-T4 como o de abrangência do ciclo de alta dos preços das *commodities*.

indicadas com o subscrito (*log*). Ademais, todas as séries foram ajustadas sazonalmente pelo método Arima X12.

- a) Taxa de Câmbio Real_{log} (**Cambio_r**): Série construída a partir da taxa média de Câmbio nominal (R\$/US\$), divulgada pelo Bacen, da taxa de inflação ao consumidor dos EUA, obtida através do Bacen, e do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), divulgado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Esta variável será empregada no modelo das exportações e espera-se que desvalorizações reais na taxa de câmbio do Brasil impulsionem as exportações do país.
- b) Produto Interno Bruto Mundial*_{log} (**PIB_M**): *Proxy* construída a partir da soma do PIB trimestral de 46 países, obtidos na base de dados *The Economist Intelligence Unit* (EIU), expressos em mil dólares estadunidense, a preços constantes de 2005. A soma destes valores representam, em média, 89% do PIB mundial entre os anos de 2002 e 2014. A construção desta série foi baseada na metodologia utilizada por Silveira (2014). Quanto à utilização desta variável, ela será inserida no modelo das exportações e espera-se que os resultados indiquem que os incrementos na renda mundial aumentam a exportações brasileiras.
- c) Índice da Bolsa de Valores de São Paulo - IBOVESPA_{log} (**Bovespa**): Indicador divulgado pela BM&F Bovespa, em periodicidade mensal. Para construir a série trimestral foi calculada a média de três meses do indicador. Em linhas gerais, o índice é formado por ações que apresentaram maior representatividade nas negociações que ocorrem na BM&F Bovespa, em um determinado período, de acordo com a metodologia de classificação divulgada pela BM&F Bovespa (2015). Esta variável será utilizada no modelo do IEC e espera-se que a relação estimada seja positiva, pois incrementos nos valores das ações negociadas na BM&F podem atrair os capitais de curto prazo para o país. Entretanto, também é possível verificar uma influência positiva do IEC sobre o IBOVESPA, caso a entrada destes capitais seja direcionada para compra de ações que compõem o índice.
- d) Índice *Dow Jones*_{log} (**Jones**): Indicador de desempenho médio das 30 principais ações negociadas na Bolsa de Valores de Nova Iorque. Os dados brutos foram obtidos através do Bacen em periodicidade mensal e, para obter a série trimestral, foi calculada a média de três meses do indicador. Esta variável será empregada no modelo do IEC e espera-se que o sinal do parâmetro estimado seja negativo, pois

incrementos no valor das ações da principal bolsa de valores americana devem atrair os capitais para o mercado de ações americano.

- e) Taxa do Sistema Especial de Liquidação e Custódia (**SELIC**): Taxa referencial de juros nominal brasileira, divulgada pelo Bacen em periodicidade mensal. Utilizou-se a taxa acumulada de três meses para construir a série trimestral. Esta variável será utilizada no modelo do IEC e espera-se que a elevação da taxa de juros básica do Brasil atraia os capitais de curto prazo para o país.
- f) *Emerging Market Bond Index* - Risco Brasil_{log} (**EMBI**): Índice representativo do *spread* soberano dos títulos de países em desenvolvimento. O EMBI - Risco Brasil reflete o risco dos títulos emitidos pelo país em relação aos títulos da dívida americana. Dados obtidos no Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) em periodicidade mensal. A série trimestral foi obtida através da média de 90 dias. Esta variável será aplicada no modelo do IEC e espera-se obter uma relação negativa desta medida de risco com a entrada de capitais de curto prazo no país.
- g) *Federal Funds Rate* (**FED**): Taxa básica de juros nominal *overnight* do mercado interbancário americano. Série obtida no Bacen, com periodicidade mensal. Utilizou-se a taxa de 3 meses acumulada para construir a série trimestral. Esta variável será utilizada no modelo do IEC, pois se espera que a redução da taxa de juros básica dos EUA empurre os capitais de curto prazo para o Brasil. Ademais, esta variável também será utilizada no modelo do IED, como *proxy* para a liquidez internacional, verificada especialmente após o estouro da crise financeira internacional. Deste modo, espera-se que a redução da taxa de juros básica dos EUA auxilie as empresas no processo de internacionalização da sua produção e, assim, possa afetar positivamente a entrada de IED no Brasil.
- h) Diferencial de taxa de juros (**D_juros**): Diferença percentual entre a taxa de juros SELIC e a taxa de juros FED. Os dados brutos foram obtidos no Bacen. Esta variável será utilizada nos modelos do IEC e espera-se que o aumento no diferencial de juros praticado na economia brasileira, em relação à economia americana, atraia os capitais de curto prazo para o país.
- i) Solvência – Déficit nas Transações Correntes (DTC) sobre as exportações - (**SOL**): Série percentual construída pelo autor com base na relação entre o DTC e as exportações de bens *Free On Board*. A fonte dos dados brutos é o Balanço de Pagamentos do Brasil, divulgado pelo Bacen na periodicidade trimestral. Esta variável busca mensurar os efeitos das condições de solvência externa da

economia⁴⁵, pois quanto maior o déficit em transações correntes em relação às exportações⁴⁶ do país, maior tende a ser a necessidade da economia de recorrer a financiamento externo para fechar o Balanço de Pagamentos. Assim, espera-se obter uma relação negativa entre o IEC e esta variável, visto que a deterioração das condições externas de solvência resulta em maior percepção de risco por parte dos investidores estrangeiros.

- j) Solvência – Passivo Externo Líquido (PEL) sobre as exportações - (**SOLL**): Série percentual construída pelo autor com base na relação entre o PEL e as exportações de bens *Free On Board*. A série do PEL foi obtida através dos dados brutos do ativo e do passivo externo do Brasil, divulgados pelo Bacen, em periodicidade trimestral, na série histórica da Posição de Investimento Internacional. Esta variável possui o mesmo objetivo da variável SOL no modelo do IEC, entretanto, optou-se por testar as duas especificações de solvência externa e verificar qual delas apresenta as melhores estatísticas de ajuste no modelo. Ademais, esta variável parece ser mais relevante no exercício proposto, visto que apresenta a relação entre o tamanho do passivo externo líquido do país em relação à fonte última de divisas externas do país, que são as exportações. Deste modo, espera-se obter uma relação negativa entre esta variável e o IEC. Entretanto, a entrada de IEC no país eleva o PEL, ocasionando, *ceteris paribus*, uma deterioração do indicador de solvência.
- k) Taxa de Câmbio nominal_{log} (**Cambio_n**): Taxa de câmbio nominal (R\$/US\$), divulgada pelo Bacen, em periodicidade trimestral. Para obter a série trimestral, foi realizada a média de três meses. Esta variável será utilizada nos modelos do IEC e do IED e a relação esperada com estes agregados pode ser positiva ou negativa, visto que as desvalorizações da moeda nacional podem gerar incertezas no mercado, reduzir a lucratividade esperada dos investimentos e causar redução na entrada de capitais no país, especialmente no curto prazo. Por outro lado, estas desvalorizações cambiais reduzem os preços dos ativos nacionais em dólares, o que pode

⁴⁵ Lara (2012) estuda a efetividade deste indicador na análise das condições de inserção externa das economias periféricas. Ademais, discute os limites para a absorção de capitais destas economias, com base neste indicador e no indicador de liquidez externa. Por fim, o autor define que a relação DTC/EXPORT é um bom indicador para a avaliação das condições de solvência destas economias. Entretanto, conforme apontado por Lara (2014), é importante observar as mudanças nos estoques de passivos externos, relacionados à moeda em que os ativos estão denominados, se nacional ou em dólar, e ligados aos movimentos na taxa de câmbio. Isto porque o indicador DTC/EXPORT pode apresentar deterioração, porém o estoque de passivo externo em relação às exportações pode estar melhorando devido aos aspectos patrimoniais favoráveis. Neste caso, o indicador DTC/EXPORT pode gerar uma perspectiva enganosa sobre a situação do BP.

⁴⁶ Vale destacar que as exportações são consideradas a fonte básica de divisas para cobrir os compromissos externos do país.

impulsionar a entrada de capitais no país em busca de oportunidades de investimentos relacionadas à redução nos custos das inversões.

- l) Produto Interno Bruto do Brasil*_{log} (**PIB**): Média móvel de quatro trimestres do PIB brasileiro. Dados brutos obtidos nas Contas Nacionais Trimestrais (CNT) do IBGE, em mil dólares americanos, a preços de 2005. Esta série será utilizada no modelo do IED com o propósito de testar os efeitos do tamanho da economia sobre a entrada de investimentos produtivos no país. Deste modo, espera-se que o PIB do país influencie positivamente na entrada de IED no país, hipótese esta que está alinhada ao motivo *market seeking* da teoria do Paradigma Eclético.
- m) Abertura Comercial (**AB**): Soma das exportações e importações de bens *Free On Board*, dividido pelo PIB do país. Para construir esta série foram utilizados os dados trimestrais das exportações e importações, divulgados no Balanço de Pagamentos, em milhões de dólares, pelo Bacen. Já o PIB do Brasil foi extraído das CNT/IBGE, em milhões de dólares, a preços correntes. Ademais, utilizou-se a média móvel de quatro trimestres da série AB, visto que se pretende captar os efeitos desta variável na entrada de IED no país que, por se tratar de investimentos de longo prazo, espera-se que o investidor analise o comportamento de médio prazo da série. Por fim, espera-se obter uma relação positiva deste indicador com o IED, em linha com o motivo *efficiency seeking* da teoria do Paradigma Eclético.
- n) Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (**IPCA**): Taxa de inflação oficial brasileira, acumulada dos últimos 12 meses, obtida no IBGE. *Proxy* utilizada para testar influência da estabilidade econômica do país sobre o IED e IEC. Deste modo, espera-se que os aumentos da inflação do país se relacionem negativamente com a entrada de capitais, visto que pode indicar que o país enfrenta uma fase de instabilidade econômica.
- o) Taxa de Absorção Interna (**AI**): Somatório do consumo das famílias, do governo e da Formação Bruta de Capital Fixo do Brasil, dividido pelo PIB do país. As séries foram obtidas nas CNT/IBGE trimestrais, a preços correntes, em milhões de reais. Utilizou-se o valor acumulado em 4 trimestres das séries para construir um indicador de médio prazo, que possa refletir os efeitos do crescimento do mercado interno sobre a atração de IED para o país. Assim, espera-se que esta variável apresente uma influência positiva sobre o IED, alinhado ao motivo *market seeking* da teoria do Paradigma Eclético.

- p) Taxa de crescimento do PIB mundial (**PIB_M_tx**): Taxa de crescimento média de quatro trimestres da série PIB_M. Esta variável será utilizada no IED para captar os efeitos do nível de atividade da economia mundial sobre as estratégias de internacionalização da produção das empresas. Assim espera-se que o crescimento da economia mundial afete positivamente a entrada de IED no Brasil.
- q) Taxa de Crescimento dos Preços das *Commodities* (**COMM_tx**): Taxa de crescimento média de quatro trimestres da série COMM. Esta série será aplicada no modelo do IED, em substituição da variável COMM. A hipótese a ser testada para a utilização desta especificação é de que, dado que o IED trata-se de inversões essencialmente de longo prazo, é plausível que as empresas tomem decisões a partir do comportamento de médio prazo das variáveis, não se prendendo apenas a mudanças econômicas ocorridas no mesmo momento temporal da decisão de investir. Especificamente em relação aos preços das *commodities*, Fornero e Kirchner (2014) afirmam que existe um *lag* temporal entre a alta dos preços das *commodities* e as decisões empresarias de investir, mesmo em setores voltados a exploração dos recursos naturais. Isto se deve ao caráter de longo prazo destas inversões, que leva os agentes a formularem suas expectativas com base na mudança persistente nos preços das *commodities*, não com base em choques temporários. Ademais, a pesquisa sobre as intenções de investimentos diretos em economias em desenvolvimento, divulgada pela UNCTAD (2008), está baseada no horizonte temporal de 2 anos, o que nos indica que o prazo médio de 1 ano para observação do comportamento dos preços das *commodities*, por parte dos investidores estrangeiros, parece ser uma alternativa adequada para analisar a influência deste preços sobre os investimentos diretos.

Este capítulo buscou apresentar os modelos econométricos que serão empregados neste exercício. Ademais, buscou-se apresentar as variáveis que irão representar a entrada de capitais no Brasil, bem como as variáveis de controle que serão utilizadas nos modelos VEC, estimados com o objetivo principal de verificar a influência dos preços das *commodities* sobre os três agregados do Balanço de Pagamentos do Brasil. Deste modo, o próximo capítulo apresentará os resultados dos modelos estimados.

5 O RECENTE PERÍODO DE ELEVAÇÃO NOS PREÇOS DAS *COMMODITIES* E O EFEITO SOBRE A ENTRADA DE CAPITAL EXTERNO NO BRASIL

Este capítulo tem como finalidade apresentar a relação entre as variações nos preços das *commodities* e a entrada de capital externo no Brasil. É importante lembrar que esta análise será feita a partir dos movimentos de três agregados do Balanço de Pagamentos: (1) Exportações; (2) Investimento Estrangeiro Direto; (3) Investimento Estrangeiro em Carteira.

Para cumprir com o objetivo proposto, esse capítulo será dividido em três seções. A primeira seção especificará, brevemente, a discussão sobre os possíveis determinantes do comportamento dos preços das *commodities* no recente ciclo de alta desses preços. Na segunda seção será realizada a análise econométrica das mudanças de regimes nas séries dos preços das *commodities*, das exportações, do IED e IEC brasileiros, a fim de verificar se os regimes de alta e de baixa destas séries são concomitantes. Ao mesmo tempo, é possível aproximar o período de início do recente ciclo de alta dos preços das *commodities*, período este que será utilizado como delimitador temporal nas estimações dos modelos econométricos de cointegração. A terceira seção especifica um exercício estatístico de cointegração bivariada entre os preços das *commodities* e os três agregados do Balanço de Pagamentos já indicados. Ademais, nesta mesma seção, serão apresentados os resultados obtidos através do emprego da metodologia de cointegração vetorial VAR/VEC, objetivando verificar a possível influência dos preços das *commodities* sobre as exportações, IED e IEC no Brasil.

Acredita-se que a partir da observação das respostas estatísticas das três abordagens econométricas sugeridas: (1) Mudanças de Regimes; (2) Cointegração bivariada; (3) Cointegração multivariada, pode-se ter uma ampla visão da relação entre preços das *commodities* e a entrada de capitais no Brasil.

5.1 O Recente Ciclo de Alta dos Preços das *Commodities*

O debate a respeito da influência dos preços das *commodities* sobre as economias em desenvolvimento intensificou-se durante os anos 2000, quando se iniciou um novo ciclo de expansão destes preços. Por definição, segundo Sinnott, Nash e Torre (2010), *commodities* são produtos padronizados e qualitativamente indiferenciados, comercializados a granel na forma bruta ou com baixo nível de processamento industrial. Segundo Nakahodo e Jank (2006), os preços destes produtos são fixados majoritariamente pelo mercado, via bolsa de valores do próprio país ou do exterior, restando assim pouco ou nenhum poder de mercado ao

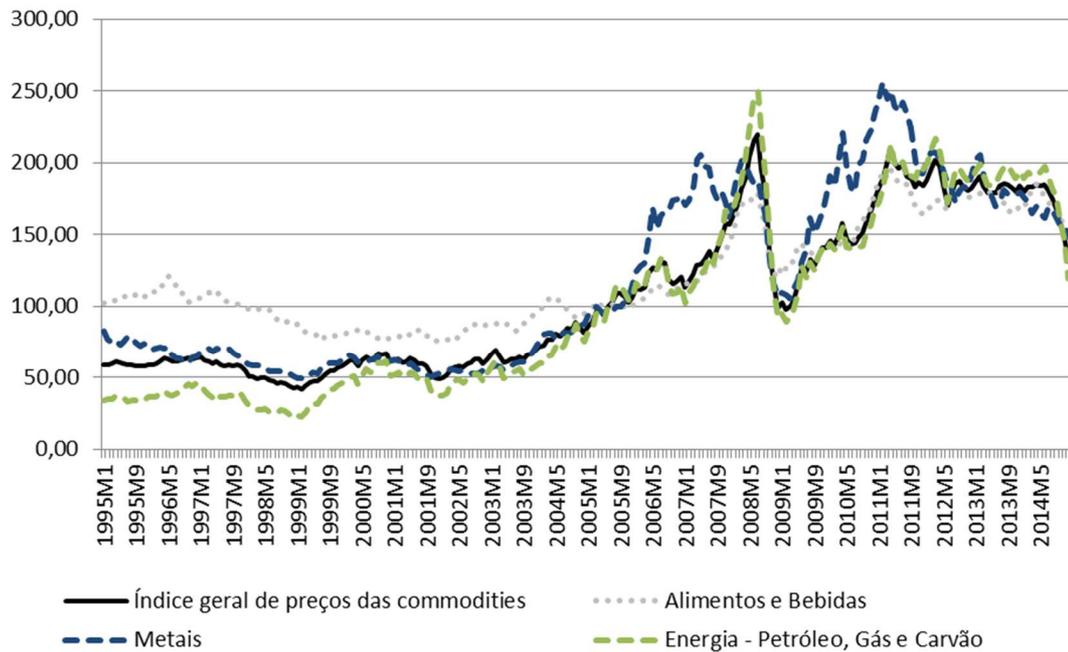
produtor individual, no sentido de fixar seus preços, levando assim o produtor a buscar a “liderança em custos” como estratégia para melhor se inserir neste mercado competitivo.

A “liderança em custos” na produção de *commodities*, segundo os autores, está relacionada à exploração de economias de escala e escopo, à abundância e ao acesso aos recursos naturais, aos ganhos de produtividade, às condições de transporte e infraestrutura existentes no país, entre outros fatores. Dentre estes fatores, o predominante na determinação de quais economias se tornam grandes produtoras destes bens é a abundância de recursos naturais. Entretanto, segundo Sinnott, Nash e Torre (2010), esta abundância e a possível concentração da estrutura produtiva na exploração destes recursos geram diversos desafios de política econômica que, no que abrange os preços destes produtos, frequentemente estão associados à elevada volatilidade dos preços observada no curto prazo e, no longo prazo, relacionado à tendência de declínio dos preços das *commodities* em relação aos preços dos produtos industriais.

Entretanto, a partir do ano de 2003 iniciou-se um ciclo de forte expansão nos preços absolutos e relativos das *commodities* em geral, agrícolas e não-agrícolas, que vem sendo conhecido como “superciclo dos preços das *commodities*”. (BLACK, 2013). Dentre as peculiaridades deste ciclo estão o aumento significativo da volatilidade dos preços e a tendência de elevação dos preços relativos destes produtos. Estas duas características podem ser visualmente identificadas através dos gráficos 1 e 2.

O gráfico 1 apresenta os índices mensais de preços gerais e desagregados nos principais grupos de *commodities*, entre os anos de 1995 e 2014. Alguns pontos chamam atenção na comparação entre o período 1995-2002 e o período 2003-2014 (provável abrangência do ciclo de alta), tais são: estabilidade dos preços no primeiro período *versus* forte expansão no segundo período; mudança no comportamento da volatilidade, especialmente no período pós-crise financeira americana; liderança na magnitude do índice dos preços dos alimentos no primeiro *versus* liderança da magnitude do índice dos metais e energia no segundo período.

Gráfico 1 – Índice mensal geral e por grupos dos preços das *commodities* – janeiro de 1995 até dezembro de 2014 – Base 100 = 2010.



Fonte: Elaborado pelo autor, com base nos dados brutos fornecidos pelo FMI.

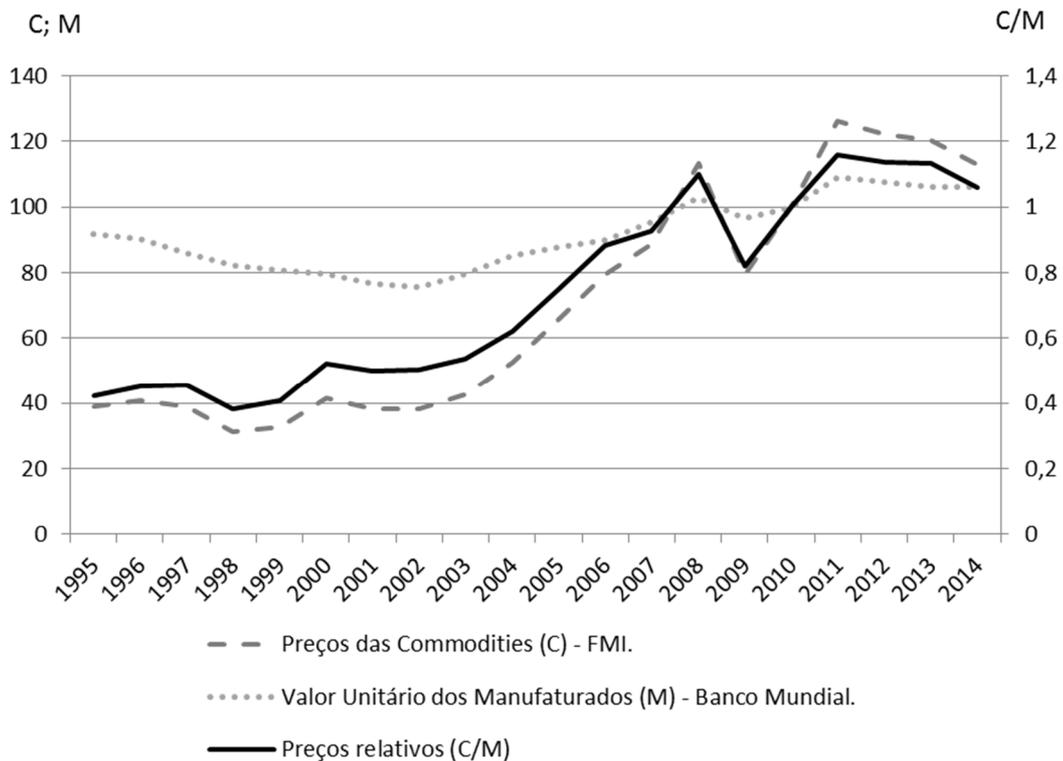
Dentre os autores que procuram explicar os motivos pelos quais os preços absolutos destes produtos aumentaram significativamente, Prates (2007) explica que este ciclo é formado por uma sobreposição de fatores de natureza conjuntural e estrutural, que resultaram em pressões sobre a demanda por estes produtos. Tais fatores estariam relacionados à recuperação da economia mundial pós anos 90, ao “efeito-china” sobre a demanda por minério de ferro e alimentos, ao processo de financeirização das *commodities*, às baixas taxas de juros praticadas pelos Estados Unidos e a desvalorização do dólar em relação às principais moedas mundiais.

Por outro lado, Serrano (2013) rebate os argumentos baseados predominantemente em aspectos da demanda, afirmando que eles sozinhos são insuficientes para explicar a mudança estrutural observada na tendência dos preços das *commodities*. Para o autor, esta mudança deve ser analisada através das alterações ocorridas em variáveis relacionadas aos custos de produção das *commodities*, tais como: tendência de aumentos nos salários reais em economias exportadoras de *commodities*, combinada com uma valorização da taxa de câmbio real destes países; menor crescimento dos salários reais em relação ao crescimento da produtividade das economias centrais e de países em desenvolvimento exportadores de manufaturados; rápido crescimento da produtividade nas indústrias relacionadas à tecnologia da informação; retorno

ao “nacionalismo dos recursos naturais”⁴⁷ em muitos países exportadores de *commodities*, principalmente metálicas e energéticas.

Ademais, o autor salienta a peculiaridade deste recente ciclo dos preços das *commodities*, pois neste período também foi possível observar uma forte alta dos preços relativos destes produtos. Para explicar este comportamento, Serrano (2013) mostra a importância do “efeito-china-custos”, que aumentou a competitividade nos setores de bens manufaturados que são exportados pela China, bens estes produzidos, na sua maioria, com custos reduzidos em relação aos demais países produtores de tais bens, seja devido à manutenção de uma taxa de câmbio fortemente desvalorizada, seja pelos baixos custos salariais chineses. O gráfico 2 apresenta a relação entre os preços das *commodities* e os preços dos bens manufaturados.

Gráfico 2 – Índices anuais de preços absolutos e relativos das *commodities* – 1995 até 2014 – Base 100 = 2010.



Fonte: Elaborado pelo autor, com base nos dados brutos fornecidos pelo FMI e Banco Mundial.

As trajetórias dos preços absolutos e relativos das *commodities*, apresentadas nos gráficos 1 e 2, respectivamente, mostram um forte, porém breve impacto da crise financeira do ano de 2008 ocorrida nos EUA. Este aspecto chama atenção, principalmente quando

⁴⁷ Estratégia que pode ser adotada por países ricos em recursos naturais para “manipular” os preços das *commodities* a seu favor e controlar o acesso à exploração de seus recursos.

comparado à recuperação observada da economia mundial. A Unctad (2011) observa que os preços das *commodities* apresentaram recuperação já no início de 2009, entretanto, a produção industrial e a economia mundial apresentaram os primeiros sinais de recuperação apenas em 2011. Ainda segundo a Unctad, este fato pode ser explicado pela forte alavancagem financeira ocorrida nos mercados de *commodities*, que contribuíram não somente para a rápida recuperação destes preços, mas também para acentuar a volatilidade dos mesmos⁴⁸.

Estes movimentos financeiros, apesar de gerar dúvidas quanto à determinação da tendência de longo prazo dos preços das *commodities* (SERRANO, 2013; BLACK, 2013), são considerados como importantes determinantes da volatilidade de curto prazo destes preços. (UNCTAD, 2011; SERRANO, 2013). A financeirização das *commodities* que, segundo Prates (2007), está fortemente relacionada à desvalorização do dólar frente às principais moedas mundiais e as baixas taxas de juros praticadas principalmente pelos EUA, parece estar no centro da explicação para o aumento da volatilidade destes preços após a crise do ano de 2008. A especulação dos agentes financeiros em relação aos preços futuros das *commodities*, principalmente quando estes agentes são grandes investidores, somada a políticas monetárias expansionistas e ao enfraquecimento do dólar, que estimulam a migração do capital em direção a estes ativos, geram grande instabilidade sobre os preços à vista destes produtos. (MASTERS, 2008).

Deste modo, o ciclo de alta dos preços absolutos e relativos das *commodities*, que devido a sua magnitude e duração vêm sendo conhecido como superciclo, apresenta peculiaridades relacionadas a seus determinantes que ajudam a entender a relação existente entre a elevação destes preços e a entrada de capital externo na economia brasileira. Mais pontualmente, sobre os efeitos nas exportações, destaca-se que este superciclo de alta dos preços das *commodities* abrangeu todas as categorias de produtos, desde os alimentos até a energia, de maneira muito similar. Ou seja, independentemente do tipo de *commodity* predominantemente exportada pelo país ou da diversificação da pauta exportadora de produtos primários, o valor das exportações foram afetados pela alta nos preços. Ademais, os possíveis efeitos positivos sobre as exportações, sobre o nível de atividade e sobre os indicadores de solvência das economias exportadoras líquidas de recursos naturais podem ter afetado a entrada de capitais externos via IED e IEC. Em relação ao IEC, o processo de

⁴⁸ Destaca-se a existência de trabalhos empíricos que não encontraram efeitos significativos entre a financeirização das *commodities* e a elevação da volatilidade, tais como Bohl e Stephan (2013). Outros autores afirmam que a introdução dos mercados futuros de *commodities* ajudou a reduzir a volatilidade dos preços *spot*, tais como Morgan (1999) e Santos (2002).

financeirização das *commodities* pode ter impulsionado a entrada de capitais externos de curto prazo no Brasil.

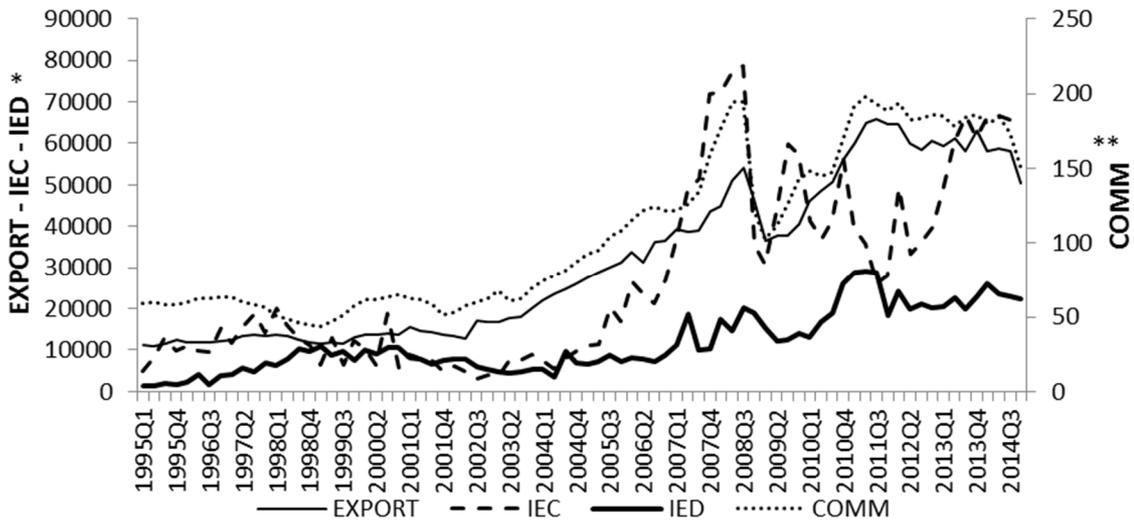
Assim, já com algumas considerações preliminares sobre a influência do superciclo dos preços das *commodities* nas variáveis estudadas neste trabalho, as seções seguintes buscam especificar, através dos modelos econométricos de mudanças de regimes e de cointegração bivariada e multivariada, a relação existente entre a alta destes preços e a entrada de capital externo do Brasil.

5.2 Mudanças de Regime nos Preços das *Commodities* e na Entrada de Capital Externo no Brasil

Esta seção tem como objetivo apresentar os resultados dos modelos de Mudança de Regimes *Markovianos*. Para cumprir tal proposta, serão apresentados, nesta ordem, os resultados dos modelos de MS-MN e MS-DR, especificados através das equações (7) e (16), para as variáveis EXPORT, COMM, IEC e IED. Por fim, pretende-se analisar conjuntamente as mudanças de regimes encontradas em cada série, a fim de verificar: (1) A duração do período de alta dos preços das *commodities*; (2) Se o período de alta dos preços das *commodities* é concomitante com o de alta das séries representativas da entrada de capital externo no Brasil.

Assim, primeiramente, segue-se com o gráfico (3) que apresenta as séries COMM, EXPORT, IEC e IED. A análise prévia das séries que serão sujeitas aos modelos de mudança de regimes é importante, pois conforme afirma Hamilton (1990), *a priori*, existem apenas suspeitas quanto às possíveis mudanças de comportamento das séries ao longo do tempo. Assim, o possível comportamento estrutural diferenciado ao longo do tempo pode ser observado nas séries e tem-se maior segurança quanto a importância das estimações dos modelos de mudança de regimes.

Gráfico 3 – Comportamento das séries dos preços das *commodities*, exportações, IED e IEC no Brasil – 1995-T1 até 2014-T4.



Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados brutos divulgados pelo Banco Central e FMI. *Em milhões de dólares, ajustado sazonalmente. ** Índice de preços das *commodities* ajustado sazonalmente.

No eixo vertical esquerdo do gráfico 3 apresenta-se a evolução trimestral das séries EXPORT, IED e IEC do Brasil. Já no eixo vertical direito do mesmo gráfico é apresentada a evolução da série COMM. A análise do gráfico 3 levanta a suspeita de que tanto os preços das *commodities* quanto as variáveis representativas da entrada de capitais externos no Brasil tiveram uma forte mudança concomitante de comportamento a partir de meados da década de 2000. Até o ano de 2004, aparentemente, todas as séries encontravam-se em regime de baixa, com a média das observações evidentemente menor do que a média das observações no período entre 2004 e 2014. Assim, a partir de meados da década de 2000, a média, tendência e a volatilidade de todas as séries parecem ter se alterado significativamente, corroborando assim a importância de verificar se estas mudanças são estatisticamente significativas. Além disto, o comportamento das séries EXPORT e COMM ao longo do tempo é bastante similar, o que já levanta a hipótese da possível existência de uma relação de cointegração entre as duas variáveis.

A estimação os modelos de MS-MN e MS-DR para cada uma das séries descritas foi realizada através do software *OxMetrics 7*, pacote *PcGive 14*. A comparação entre os modelos, bem como a escolha do número de regimes incluídos nas regressões foi realizada com base na análise conjunta dos parâmetros estimados, das estatísticas de ajuste dos resíduos estimados e dos critérios de informação *Akaike* (AIC) e *Schwarz* (SC). Assim, seguem os resultados das estimações do modelo de mudança de regime para a variável COMM.

Tabela 2 – Estimação dos modelos MS-MN e MS-DR para a série COMM – 1995-T1 até 2014-T4**.

COMM (2 regimes)			COMM (3 regimes)				COMM (4 regimes)							
MS-MN		MS-DR		MS-MN		MS-DR		MS-MN*		MS-DR				
	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor		
$\mu(0)$	4,9894	0,0000	1,7181	0,0000	4,7859	0,0000	2,5927	0,2030	4,7487	0,0000	1,9462	0,0000		
$\mu(1)$	4,0754	0,0000	-0,0063	0,9410	4,0691	0,0000	-0,1933	0,0500	4,1142	0,0000	0,2696	0,1090		
$\mu(2)$					5,2238	0,0000	3,0632	0,0000	5,2239	0,0000	3,0116	0,0000		
$\mu(3)$									3,8929	0,0000	1,1575	0,0000		
COMM_1(0)			0,5836	0,0000			0,4404	0,2720			0,6098	0,0000		
COMM_1(1)			1,0053	0,0000			1,0504	0,0000			0,9505	0,0000		
COMM_1(2)							0,4140	0,0000			0,4252	0,0000		
COMM_1(3)											0,7103	0,0000		
Resíduo(0)	0,2492		0,0247		0,1883		0,1196		0,2216		0,0489			
Resíduo(1)	0,1342		0,0683		0,1271		0,0559		0,0458		0,0270			
Resíduo(2)					0,0381		0,0316		0,0380		0,0306			
Resíduo(3)									0,0779		0,0602			
Teste de Linearidade		Teste de Linearidade		Teste de Linearidade		Teste de Linearidade		Teste de Linearidade		Teste de Linearidade		Teste de Linearidade		
	Estat.	P-valor	Estat.	P-valor	Estat.	P-valor	Estat.	P-valor	Estat.	P-valor	Estat.	P-valor	Estat.	P-valor
LR	150,58	0,0000	38,865	0,0000	212,1	0,0000	52,108	0,0000	244,03	0,0000	60,908	0,0000	60,908	0,0000
Testes dos Resíduos		Testes dos Resíduos		Testes dos Resíduos		Testes dos Resíduos		Testes dos Resíduos		Testes dos Resíduos		Testes dos Resíduos		
	Estat.	P-valor	Estat.	P-valor	Estat.	P-valor	Estat.	P-valor	Estat.	P-valor	Estat.	P-valor	Estat.	P-valor
Normalidade	8,480	0,0144	2,4948	0,2873	4,1003	0,1287	1,6629	0,4358	0,7162	0,6990	0,9952	0,608	0,9952	0,608
ARCH	91,582	0,0000	0,0006	0,9802	51,4880	0,0000	0,0703	0,7917	5,2191	0,0256	0,2922	0,5909	0,2922	0,5909
Portmanteau	108,00	0,0000	20,2000	0,0614	67,3420	0,0000	22,018	0,0497	18,6500	0,0973	22,147	0,0359	22,147	0,0359
Critérios de seleção		Critérios de seleção		Critérios de seleção		Critérios de seleção		Critérios de seleção		Critérios de seleção		Critérios de seleção		
AIC	-0,3088		-2,3926		-0,9778		-2,4589		-1,2769		-2,3931		-2,3931	
SC	-0,1599		-2,1526		-0,7098		-2,099		-0,8898		-1,8233		-1,8233	

* Modelo estimado com resíduos robustos. ** Todos os testes estatísticos levaram em consideração o nível de significância de 5%. Fonte: Elaborado pelo autor.

A tabela 2 apresenta os resultados dos modelos de MS-MN e MS-DR, para 2, 3 e 4 regimes. As primeiras linhas da tabela apresentam as estatísticas estimadas dos parâmetros sujeitos às mudanças de regimes, sendo que a variável COMM_1 representa a inclusão da variável COMM defasada em 1 período, nos modelos MS-DR. Os próximos resultados apresentam as estatísticas estimadas para os testes de linearidade (teste LR), os quais rejeitam a hipótese de que os parâmetros estimados se comportam de maneira linear em todos os modelos, o que justifica a aplicação dos modelos de mudança de regime. Esta definição estatística estabelece que os parâmetros das equações mudam, significativamente, de valor entre um regime e outro. (DOORNIK, 2013).

Logo abaixo das estatísticas estimadas do teste LR, estão descritos os resultados dos testes de normalidade, heterocedasticidade (teste ARCH) e de autocorrelação (teste *Portmanteau*) dos resíduos, cuja não rejeição das hipóteses nulas é um pré-requisito indispensável na escolha do modelo que melhor se ajusta as hipóteses da estatística clássica. Todavia, em relação à rejeição da hipótese nula de resíduos homocedásticos e, caso o modelo em questão possua distribuição normal e não apresente autocorrelação, adota-se a estimação dos erros consistentes para heterocedasticidade. Segundo Gujarati e Porter (2011), este

método, conhecido como erros padrão robustos permite que as inferências estatísticas realizadas sobre os verdadeiros valores dos parâmetros da regressão sejam assintoticamente válidas. White (1982) formulou este método e afirma que o procedimento pode ser adotado tanto em regressões lineares como em não lineares. Com efeito, perfeitamente aplicável às regressões de mudança de regime.

Por fim, a tabela 2 apresenta ainda os valores dos critérios de informação AIC e SC que auxiliam na escolha do modelo que apresenta o melhor ajuste. Segundo Enders (2010) os dois critérios apresentam um balanço entre o benefício de se incluir novos parâmetros à estimação, no sentido de reduzir a soma dos quadrados dos resíduos, e o custo adicional que estes novos parâmetros agregam ao modelo, pois resultam em perda de graus de liberdade. Assim, dentre os modelos que apresentarem resíduos normais e sem a presença de autocorrelação, escolhe-se o modelo que identifica o menor valor nos critérios de informação.

Com base na análise comparativa dos resultados caracterizados na tabela 2, o modelo de MS-MN com quatro regimes (MS-MN(4)) é o que melhor se ajusta a variável observada COMM. Ao se verificar as estatísticas de ajustamento dos resíduos estimados, as hipóteses das estatísticas clássicas e considerando 5% de significância, percebe-se que apenas os modelos MS-DR(2) e MS-MN(4) cumprem os pré-requisitos básicos. Entretanto, ao observar os coeficientes estimados para os interceptos destes dois modelos, é possível perceber que no modelo MS-DR(2) o intercepto de um, dos dois regimes estimados, não é estatisticamente significativo. Assim, apesar dos critérios de informação AIC e SC indicarem a utilização do modelo MS-MN(2)⁴⁹, optou-se por trabalhar com a especificação do modelo MS-DR(4).

Deste modo, segue-se com a tabela 3, que apresenta as datas das mudanças de regimes estimadas para a variável COMM. As cores que destacam o nome da cada regime são as mesmas que serão utilizadas na apresentação gráfica dos regimes estimados para a série COMM. Assim, a partir deste momento, todas as informações a respeito dos regimes virão acompanhadas deste destaque, visto que facilita a análise dos resultados.

⁴⁹ Foi estimado o modelo MS-MN(5) para verificar se os critérios AIC e SC melhoravam, porém houve deterioração destes valores, indicando que o modelo com 4 regimes realmente parece ser o mais adequado.

Tabela 3 – Duração dos regimes estimados no modelo MS-MN(4) para a série COMM – 1995-T1 até 2014-T4.

	Parâmetro	Data de início	Data final	Trimestres de duração
REGIME 0	4,7487*	2004-T1	2007-T4	16
		2008-T4	2010-T3	8
		2014-T4	2014-T4	1
REGIME 1	4,1142*	1995-T1	1997-T4	12
		1999-T4	2001-T3	8
		2002-T2	2003-T4	7
REGIME 2	5,2239*	2008-T1	2008-T3	3
		2010-T4	2014-T3	16
REGIME 3	3,8929*	1998-T1	1999-T3	7
		2001-T4	2002-T1	2

*Conforme os dados apresentado na tabela 2, os parâmetros são estatisticamente significativos a 5% de significância. Fonte: Elaborado pelo autor.

A tabela 3 caracteriza as datas de inicio e fim de cada regime estimado no modelo MS-MN(4) para a série COMM, bem como replica os parâmetros estimados no modelo e já apresentados na tabela 2. Deste modo, é possível identificar facilmente a magnitude dos regimes estimados para a série COMM, sendo: Regime 3 (verde) < Regime 1 (cinza) < Regime 0 (azul) < Regime 2 (amarelo). Destacam-se as datas de inicio e fim dos dois períodos estimados para o regime 3, sendo que o primeiro período inicia em 1998-T1 e termina em 1999-T3 e o segundo inicia em 2001-T4 e termina em 2002-T1. Ademais, no período entre 1995-T1 e 1997-T4, bem como no período entre 1999-T1 e 2001-T3, vigorou o regime 1.

A partir destes resultados tem-se que, entre 1995-T1 e 2002-T1, a série COMM é formada pelos regimes 1 e 3, que são relativamente mais baixos do que os regimes estimados 2 e 0, os quais dominam a formação da série COMM entre os anos de 2004-T1 e 2014-T4. Ademais, apesar do regime 1 ter sido estimado para o período entre 2002-T2 e 2003-T4, este regime não é o mais baixo da série e, por isso, considera-se que a partir de 2002-T2 os preços das *commodities* entraram em regimes consecutivamente mais altos e, portanto, inicia-se nesta data o ciclo de alta destes preços.

Ademais, destaca-se que nos regimes 0 e 2, cuja média da série é significativamente maior do que a média observada nos demais regimes, respondem, conjuntamente, por 55% do período total de abrangência da amostra. Este cálculo é feito a partir da relação entre o número total de trimestres existentes na amostra (80 trimestres) e o número total de trimestres que foram estimados nos regimes 0 e 2 (44 trimestres).

Apresentada a delimitação temporal de cada regime que compõe o modelo MS-MN(4) para a série COMM, segue-se com a apresentação das probabilidades de transição estimadas no modelo.

Tabela 4 – Probabilidades de transição do modelo MS-MN(4) para a série COMM – 1995-T1 até 2014-T4.

COMM	Regime 0, t	Regime 1, t	Regime 2, t	Regime 3, t
Regime 0, t+1	0,91952	0,03735	0,10862	0,00000
Regime 1, t+1	0,00000	0,88761	0,00000	0,22299
Regime 2, t+1	0,08048	0,00000	0,89138	0,00000
Regime 3, t+1	0,00000	0,07504	0,00000	0,77701

Fonte: Elaborado pelo autor.

A tabela 4 apresenta as probabilidades de transição entre os quatro regimes do modelo de MS-MN para a série COMM. Ao analisar os dados é possível visualizar que os regimes são persistentes, ou seja, as maiores probabilidades situam-se em estar em um determinado regime, no tempo t , e permanecer no mesmo regime no período seguinte. Por exemplo, a probabilidade de estar no regime 0, no tempo t , e de se manter neste mesmo regime no tempo $t+1$ é de 91,95%. Já a probabilidade de estar no regime 2, no tempo t , e permanecer no neste no período seguinte é de 89,13%.

Portanto, os resultados do modelo MS-MN(4) para os preços das *commodities* indicam que o período de alta destes preços inicia em 2002-T2 e permanece até o final da amostra, em 2014-T4. Ademais, salienta-se que as probabilidades de transição estimadas para os regimes 0 e 2, que formam a maior parte do período de alta dos preços das *commodities*, mostram que estes regimes são mais persistentes do que os regimes relativamente mais baixos da série. Ademais, cabe ressaltar que, apesar do regime 1 ser relativamente mais baixo do que os regimes 0 e 2, o início do último período estimado para este regime será considerado como o de início do ciclo de alta dos preços das *commodities*, visto que, no período imediatamente anterior a este vigorava o regime 3, que é o mais baixo do modelo, e após encerrado o último período do regime 1, os regimes 0 e 2 dominaram a formação da série COMM.

Apresentados os resultados da série COMM, passa-se aos resultados dos modelos de mudança de regime para a série EXPORT. Assim, primeiramente, segue a tabela 5 com os resultados das estimações dos modelos MS-MN e MS-DR.

Tabela 5 – Estimação dos modelos MS-MN e MS-DR para a série EXPORT – 1995-T1 até 2014-T4*.

EXPORT (2 regimes)			EXPORT (3 regimes)				EXPORT (4 regimes)							
MS-MN		MS-DR		MS-MN		MS-DR		MS-MN		MS-DR				
	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor		
$\mu(0)$	10,6768	0,0000	0,6680	0,0040	10,4642	0,0000	0,4557	0,1620	10,6074	0,0000	-0,1551	0,4720		
$\mu(1)$	9,5034	0,0000	1,3303	0,0000	9,4990	0,0000	1,2409	0,0000	9,9844	0,0000	3,1552	0,0000		
$\mu(2)$					10,9983	0,0000	5,4332	0,0000	10,9998	0,0000	5,7330	0,0510		
$\mu(3)$									9,4589	0,0000	1,8655	0,0490		
EXPORT_1(0)			0,9402	0,0000			0,9640	0,0000			1,0202	0,0000		
EXPORT_1(1)			0,8507	0,0000			0,8692	0,0000			0,6945	0,0000		
EXPORT_1(2)							0,5056	0,0000			0,4790	0,0720		
EXPORT_1(3)											0,8032	0,0000		
Resíduo(0)	0,3299		0,0595		0,2711		0,0573		0,1609		0,0383			
Resíduo(1)	0,1345		0,0461		0,1294		0,0471		0,2107		0,0674			
Resíduo(2)					0,0674		0,0347		0,0659		0,0377			
Resíduo(3)									0,0850		0,0455			
Teste de Linearidade		Teste de Linearidade		Teste de Linearidade		Teste de Linearidade		Teste de Linearidade		Teste de Linearidade		Teste de Linearidade		
	Estat.	P-valor	Estat.	P-valor	Estat.	P-valor	Estat.	P-valor	Estat.	P-valor	Estat.	P-valor	Estat.	P-valor
LR	160,08	0,0000	17,318	0,0039	220,58	0,0000	22,272	0,0081	261,15	0,0000	41,925	0,0001		
Testes dos Resíduos		Testes dos Resíduos		Testes dos Resíduos		Testes dos Resíduos		Testes dos Resíduos		Testes dos Resíduos		Testes dos Resíduos		
	Estat.	P-valor	Estat.	P-valor	Estat.	P-valor	Estat.	P-valor	Estat.	P-valor	Estat.	P-valor	Estat.	P-valor
Normalidad	2,132	0,3444	4,6679	0,0969	0,0077	0,9961	7,3590	0,0252	0,1137	0,9447	4,2093	0,1219		
ARCH	99,089	0,0000	0,3751	0,5422	23,003	0,0000	0,7085	0,4030	6,5095	0,0130	0,2006	0,6558		
Portmantea	130,420	0,0000	10,4490	0,5766	66,214	0,0000	12,349	0,4181	93,7090	0,0000	14,91	0,2464		
Critérios de seleção		Critérios de seleção		Critérios de seleção		Critérios de seleção		Critérios de seleção		Critérios de seleção		Critérios de seleção		
AIC	0,0655		-2,4628		-0,6157		-2,4242		-1,0477		-2,5464			
SC	0,2144		-2,2228		-0,3775		-2,0643		-0,7202		-2,0356			

* Todos os testes estatísticos levaram em consideração o nível de significância de 5%. Fonte: Elaborado pelo autor.

De acordo com os resultados dos testes dos resíduos estimados, apresentados na tabela 5, tem-se que apenas os modelos MS-DR(2) e MS-DR(4) apresentaram os pré-requisitos básicos exigidos na análise clássica. Quanto ao teste LR, a estatísticas estimadas ratificam a importância dos modelos estatísticos de mudanças de regimes. Por fim, ao analisar os parâmetros estimados em cada um dos modelos, percebe-se que o modelo MS-DR(4) apresenta dois, dos quatro interceptos estimados não significativos, bem como o coeficiente da variável defasada no regime dois também é não significativo estatisticamente. Por outro lado, todos os coeficientes estimados no modelo MS-DR (2) apresentaram significância estatística a 5%. Ademais, dentre estes dois modelos, o critério de informação SC indica a utilização do modelo MS-DR(2)⁵⁰ que, por isso, foi o modelo escolhido para a análise dos regimes na série EXPORT.

Deste modo, segue-se com a apresentação da tabela 6, que caracteriza as datas das mudanças de regimes estimadas no modelo MS-DR (2) para a variável EXPORT.

⁵⁰ Nestes casos, em que os critérios de informação AIC e SC divergem na indicação do melhor modelo, optou-se por utilizar preferencialmente o critério SC, visto que o cálculo desta estatística aplica uma penalização mais dura em relação ao número de parâmetros incluídos no modelo em questão. (ENDERS, 2010).

Tabela 6 – Duração dos regimes estimados no modelo MS-DR(2) para a série EXPORT – 1995-T1 até 2014-T4.

	Parâmetro	Data de início	Data final	Trimestres de duração
REGIME 0	μ : 0,668*	2002-T3	2008-T3	25
	Export_1: 0,9402*	2009-T2	2014-T4	23
REGIME 1	μ : 1,3303*	1995-T1	2002-T2	29
	Export_1: 0,8597*	2008-T4	2009-T1	2

*Conforme os dados apresentados na tabela 5, os parâmetros são estatisticamente significativos a 5% de significância. Fonte: Elaborado pelo autor.

O regime de alta estimado no modelo MS-DR(2) para a série EXPORT é o regime 0, determinado pelo modelo a partir da combinação entre os parâmetros estimados para a média e para a variável defasada. Esta informação ficará mais clara na apresentação dos gráficos das mudanças de regimes, onde será possível perceber que, durante o regime 0, a série observada EXPORT apresenta uma forte tendência de crescimento. Deste modo, percebe-se que a série EXPORT permaneceu em um regime de baixa (regime 1) durante o período de 1995-T1 até 2002-T2, passando para o regime de alta em 2002-T3 e permanecendo neste regime até 2008-T3. Entre 2008-T4 e 2009-T1, novamente vigorou o regime de baixa, entretanto, já em 2009-T2 inicia-se um novo regime de alta, o qual permanece até o final do período da amostra. Ademais, salienta-se que o regime 0 abrange 48 trimestres, o que corresponde por 60,76% do período total da amostra.

Caracterizada a delimitação temporal de cada regime que compõe o modelo MS-DR(2) para a variável EXPORT, segue-se com a matriz de probabilidades de transição estimada no modelo.

Tabela 7 - Probabilidades de transição do modelo MS-DR(2) para a série EXPORT – 1995-T1 até 2014-T4.

EXPORT	Regime 0, t	Regime 1, t
Regime 0, t+1	0,96437	0,07242
Regime 1, t+1	0,03563	0,92758

Fonte: Elaborado pelo autor.

A tabela 7 mostra que as probabilidades de transição estimadas no modelo MS-DR(2) para a série EXPORT possuem elevada persistência, sendo que a probabilidade de estar no regime 0, no tempo t , e ficar no regime 0 no período seguinte é superior ao de estar no regime 1 e, no período seguinte, ficar no regime 1. Isto mostra a persistência relativamente maior do regime de alta estimado no modelo. Ademais, destaca-se que tanto em termos de persistência, quanto em relação ao período de início do regime de alta, as estimações para a série EXPORT e COMM mostram que as duas séries tiveram, em geral, um comportamento bastante

semelhante no período analisado. Estas comparações serão realizadas em detalhes no final desta seção, onde serão apresentados em conjunto os gráficos das mudanças de regimes.

Definido o modelo de mudança de regimes para a série EXPORT, passa-se a apresentação dos resultados dos modelos para a série do IEC.

Tabela 8 – Estimação dos modelos MS-MN e MS-DR para a série IEC – 1995-T1 até 2014-T4*.

IEC (2 regimes)				IEC (3 regimes)				IEC (4 regimes)						
MS-MN		MS-DR		MS-MN		MS-DR		MS-MN		MS-DR				
	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor		
$\mu(0)$	10,724	0,0000	1,9845	0,2400	10,5362	0,0000	6,0114	0,0090	10,5429	0,0000	3,1630	0,0400		
$\mu(1)$	9,1354	0,0000	4,1605	0,0020	9,1259	0,0000	3,9731	0,0170	9,3878	0,0000	5,6526	0,0000		
$\mu(2)$					11,1295	0,0000	4,0495	0,1150	11,1296	0,0000	3,4357	0,0010		
$\mu(3)$									8,7135	0,0000	6,4389	0,0020		
IEC_1(0)			0,8162	0,0000			0,4193	0,0560			0,6918	0,0000		
IEC_1(1)			0,5435	0,0000			0,5661	0,0030			0,4047	0,0000		
IEC_1(2)							0,6387	0,0070			0,6944	0,0000		
IEC_1(3)											0,2741	0,2140		
Resíduo(0)	0,3599		0,2426		0,2856		0,2177		0,2804		0,2592			
Resíduo(1)	0,4763		0,3839		0,4691		0,3770		0,3487		0,2152			
Resíduo(2)					0,0835		0,0877		0,0835		0,0883			
Resíduo(3)									0,3319		0,3966			
Teste de Linearidade		Teste de Linearidade		Teste de Linearidade		Teste de Linearidade		Teste de Linearidade		Teste de Linearidade		Teste de Linearidade		
	Estat.	P-valor	Estat.	P-valor	Estat.	P-valor	Estat.	P-valor	Estat.	P-valor	Estat.	P-valor	Estat.	P-valor
LR	112,82	0,0000	17,171	0,0018	137,84	0,0000	31,779	0,0002	154,69	0,0000	40,954	0,0001		
Testes dos Resíduos		Testes dos Resíduos		Testes dos Resíduos		Testes dos Resíduos		Testes dos Resíduos		Testes dos Resíduos		Testes dos Resíduos		
	Estat.	P-valor	Estat.	P-valor	Estat.	P-valor	Estat.	P-valor	Estat.	P-valor	Estat.	P-valor	Estat.	P-valor
Normalidade	3,294	0,1927	1,6270	0,4433	1,5120	0,4695	1,9385	0,3794	1,3905	0,4989	5,435	0,0660		
ARCH	17,529	0,0001	0,7535	0,3883	10,853	0,0016	1,3418	0,2510	0,6665	0,4172	0,4906	0,4863		
Portmanteau	55,099	0,0000	22,0380	0,0371	44,239	0,0000	26,179	0,1010	23,4360	0,0242	21,988	0,0377		
Critérios de seleção		Critérios de seleção		Critérios de seleção		Critérios de seleção		Critérios de seleção		Critérios de seleção		Critérios de seleção		
AIC	1,3375		0,7152		1,1247		0,6569		1,0140		0,6420			
SC	1,4863		0,9251		1,3926		1,0168		1,4011		1,1219			

* Todos os testes estatísticos levaram em consideração o nível de significância de 5%. Fonte: Elaborado pelo autor.

Ao analisar os resultados expostos na tabela 8, observa-se que dentre as seis estimações realizadas para a variável IEC, apenas o modelo MS-DR(3) apresenta os resultados desejados nas estatísticas do teste de normalidade, heterocedasticidade e autocorrelação residual. Ademais, os valores calculados nos critérios de informação AIC e SC para o modelo MS-DR(3) encontram-se entre os mais baixos, comparativamente aos demais modelos estimados. Quanto ao teste LR, as estatísticas estimadas justificam a aplicação do modelo de mudança de regime, considerando 5% de significância.

A partir da escolha do modelo MS-DR(3) para a série IEC, segue-se com a apresentação da tabela 9, que caracteriza as datas das mudanças de regimes estimadas.

Tabela 9 - Duração dos regimes estimados no modelo MS-DR(3) para a série IEC – 1995-T1 até 2014-T4.

	Parâmetro	Data de início	Data final	Trimestres de duração
REGIME 0	μ : 6,0114* IEC_1: 0,4193*	2004-T1	2007-T4	16
		2008-T4	2010-T3	8
		2014-T4	2014-T4	1
REGIME 1	μ : 3,9731* IEC_1: 0,5661*	1995-T1	1997-T4	12
		1999-T4	2001-T3	8
		2002-T2	2003-T4	7
REGIME 2	μ : 4,0495* IEC_1: 0,6387*	2008-T1	2008-T3	3
		2010-T4	2014-T3	16

*Conforme os dados apresentados na tabela 8, os parâmetros são estatisticamente significativos a 5% de significância. Fonte: Elaborado pelo autor.

A tabela 9 especifica a duração de cada regime estimado no modelo MS-DR(3) para a série IEC, bem como replica os parâmetros estimados no modelo e já apresentados na tabela 8. A partir da combinação entre os parâmetros estimados para a média e para a variável defasada, os resultados estabelecem a seguinte ordem para os regimes: Regime 1 (cinza) < Regime 2 (amarelo) < Regime 0 (azul). Destacam-se as datas de início e fim dos três períodos estimados para o regime 1, que se concentram entre 1995-T1 e 2003-T4, sendo intercalado apenas por breves períodos relativamente mais altos, onde o regime 2 vigora. Em resumo, se percebe que o regime mais baixo estimado no modelo é observado apenas até o quarto trimestre do ano de 2003, a partir desta data os dois regimes relativamente mais altos dominam o período. Deste modo, considera-se que a partir de 2004-T1 a série do IEC entrou num ciclo de alta, que é observado até o final do período da amostra.

Ademais, destaca-se a semelhança do comportamento do ciclo de alta do IEC com o da variável COMM. Apesar de se considerar que a série COMM iniciou sua trajetória de alta em 2002-T2, a partir do início de 2004, as séries do IEC e COMM apresentaram o mesmo comportamento, no sentido de que os regimes relativamente mais altos se alternam com frequência. Isto levanta suspeitas sobre a existência de uma relação de determinação endógena entre estas duas variáveis. No final desta seção serão apresentados os gráficos das mudanças de regimes das séries e visualmente será mais fácil identificar esta possível relação.

Delimitadas as datas de início e fim dos regimes que compõem o modelo MS-DR(3) para o IEC, segue-se com a matriz de probabilidades de transição estimada no modelo.

Tabela 10 – Probabilidades de transição do modelo MS-DR(3) para a série IEC – 1995-T1 até 2014-T4.

IEC	Regime 0, t	Regime 1, t	Regime 2, t
Regime 0, t+1	0,78946	0,02318	0,15740
Regime 1, t+1	0,00000	0,97682	0,00000
Regime 2, t+1	0,21054	0,00000	0,84260

Fonte: Elaborado pelo autor.

A tabela 10 mostra que, em geral, os regimes estimados no modelo MS-DR(3) são persistentes, especialmente o regime 1, que é o regime mais baixo da série. Entretanto, a probabilidade de estar no regime 0 ou no regime 2, no tempo t , e passar para o regime 1 no período seguinte é nula. Ademais, destaca-se que a probabilidade de transição de estar no regime 0, no tempo t , e passar para o regime 2 no período seguinte, bem como a probabilidade de estar no regime 2 e passar para o regime 0 são de, respectivamente, 21,05% e 15,74%. Deste modo, verifica-se que existe uma elevada probabilidade da série IEC se manter em regimes relativamente mais altos, durante o período analisado.

Analisado o modelo de mudanças de regimes para a série IEC, passa-se a análise da série do IED. Portanto, primeiramente seguem os resultados dos modelos MS-MN e MS-DR.

Tabela 11– Estimação dos modelos MS-MN e MS-DR para a série IED – 1995-T1 até 2014-T4**.

IED (2 regimes)				IED (3 regimes)				IED (4 regimes)						
MN		MS-DR		MN		MS-DR		MN		MS-DR*				
	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor	Coef.	P-valor		
$\mu(0)$	9,8670	0,0000	5,9527	0,0090	9,0203	0,0000	7,2610	0,0160	9,5756	0,0000	7,3674	0,0070		
$\mu(1)$	8,6971	0,0000	1,5241	0,0080	8,1359	0,0000	1,9370	0,0040	8,8802	0,0000	3,9328	0,0000		
$\mu(2)$					9,8403	0,0000	6,0153	0,0030	10,0398	0,0000	5,9925	0,0080		
$\mu(3)$									7,6733	0,0000	6,4574	0,0090		
IED_1(0)			0,4069	0,0700			0,2420	0,4330			0,2301	0,4150		
IED_1(1)			0,8327	0,0000			0,7819	0,0000			0,5586	0,0000		
IED_1(2)							0,4009	0,0430			0,4032	0,0700		
IED_1(3)											0,1559	0,6120		
Resíduo(0)	0,2751		0,1287		0,1618		0,2114		0,2240		0,2217			
Resíduo(1)	0,5658		0,2862		0,5229		0,2856		0,2799		0,2160			
Resíduo(2)					0,2891		0,1306		0,1399		0,1306			
Resíduo(3)									0,4430		0,3670			
Teste de Linearidade		Teste de Linearidade		Teste de Linearidade		Teste de Linearidade		Teste de Linearidade		Teste de Linearidade		Teste de Linearidade		
	Estat.	P-valor	Estat.	P-valor	Estat.	P-valor	Estat.	P-valor	Estat.	P-valor	Estat.	P-valor	Estat.	P-valor
LR	77,708	0,0000	9,6263	0,0472	135,36	0,0000	13,536	0,0947	158,72	0,0000	26,119	0,0103		
Testes dos Resíduos		Testes dos Resíduos		Testes dos Resíduos		Testes dos Resíduos		Testes dos Resíduos		Testes dos Resíduos		Testes dos Resíduos		
	Estat.	P-valor	Estat.	P-valor	Estat.	P-valor	Estat.	P-valor	Estat.	P-valor	Estat.	P-valor	Estat.	P-valor
Normalidade	22,954	0,0000	19,1380	0,0001	4,6235	0,0991	18,3720	0,0001	1,0438	0,5934	3,5823	0,1668		
ARCH	71,387	0,0000	5,0078	0,0284	7,216	0,0090	3,6996	0,0587	7,8441	0,0067	8,4797	0,0050		
Portmanteau	121,23	0,0000	22,895	0,0286	40,858	0,0001	21,150	0,0482	29,2050	0,0037	19,256	0,0825		
Critérios de seleção		Critérios de seleção		Critérios de seleção		Critérios de seleção		Critérios de seleção		Critérios de seleção		Critérios de seleção		
AIC	1,3859		0,2596		0,7652		0,3114		0,5233		0,2534			
SC	1,5348		0,4696		1,0332		0,6413		0,8508		0,7033			

* Modelo estimado com resíduos robustos. ** Todos os testes estatísticos levaram em consideração o nível de significância de 5%. Fonte: Elaborado pelo autor.

Os resultados apresentados na tabela 11 não deixam dúvidas a respeito do modelo mais adequado para analisar as mudanças de regime na série do IED, pois apenas o modelo MS-DR(4) apresentou os resultados esperados nos testes dos resíduos. Ademais, os valores calculados nos critérios de informação AIC e SC para o modelo MS-DR(4)⁵¹ encontram-se entre os mais baixos comparativamente aos demais modelos estimados. Por fim, com 5% de significância, as estatísticas do teste LR rejeitam a hipótese de linearidade do modelo.

Assim, segue-se com a caracterização dos períodos de duração dos regimes estimados no modelo MS-DR(4) para a série do IED.

Tabela 12 – Duração dos regimes estimados no modelo MS-DR(4) para a série IED – 1995-T1 até 2014-T4.

	Parâmetro	Data de início	Data final	Trimestres de duração
REGIME 0	μ : 7,3674* IED_1: 0,2301	2007-T1	2010-T1	13
REGIME 1	μ : 3,9328* IED_1: 0,5586*	1996-T4	2006-T4	41
REGIME 2	μ : 5,9925* IED_1: 0,4032*	2010-T2	2014-T4	19
REGIME 3	μ : 6,4574* IED_1: 0,1559	1995-T2	1996-T3	6

Fonte: Elaborado pelo autor.

A tabela 12 apresenta as datas de início e fim de cada regime estimado no modelo MS-DR(4) para o IED, bem como identifica os regimes segundo a combinação dos parâmetros estimados no modelo para a média e a variável defasada, sendo: Regime 3 (verde) < Regime 1 (cinza) < Regime 0 (azul) < Regime 2 (amarelo). O primeiro ponto que chama atenção é que os regimes não se alternam com frequência, o que mostra um comportamento relativamente mais estável da série do IED em comparação às séries COMM, EXPORT e IEC. Ademais, as mudanças entre os regimes ocorrem de um regime menor para o imediatamente maior, indicando que no período analisado a série apresentou certa tendência de crescimento.

Considera-se que o período mais alto da série IED começa em 2007-T1 e vigora até o final do período da amostra, em 2014-T4. Portanto, este período é formado pelos regimes 0 e 2. Este resultado é bastante divergente em comparação a data de início do ciclo de alta dos preços das *commodities*. Duas possíveis hipóteses podem ser levantadas a respeito desta comparação: (1) os preços das *commodities* não exercem significativa influência sobre o IED; (2) existe uma defasagem temporal entre o aumento dos preços destes produtos e as decisões

⁵¹ Foi testado o modelo MS-DR(5), porém os valores dos critérios de informação AIC e SC aumentaram, indicando que o modelo com 4 regimes é o mais adequado.

das empresas multinacionais em internacionalizar a sua produção. Estas hipóteses serão testadas com maiores detalhes nos modelos de cointegração bivariada e multivariada.

Por fim, segue-se com a matriz de probabilidades de transição do modelo MS-DR(4) para o IED.

Tabela 13 – Probabilidades de transição do modelo MS-DR(4) para a série IED – 1995-T1 até 2014-T4.

IED	Regime 0, t	Regime 1, t	Regime 2, t	Regime 3, t
Regime 0, t+1	0,92523	0,02446	0,00000	0,00000
Regime 1, t+1	0,00000	0,97553	0,00000	0,13887
Regime 2, t+1	0,07476	0,00000	1,00000	0,00000
Regime 3, t+1	0,00000	0,00000	0,00000	0,86113

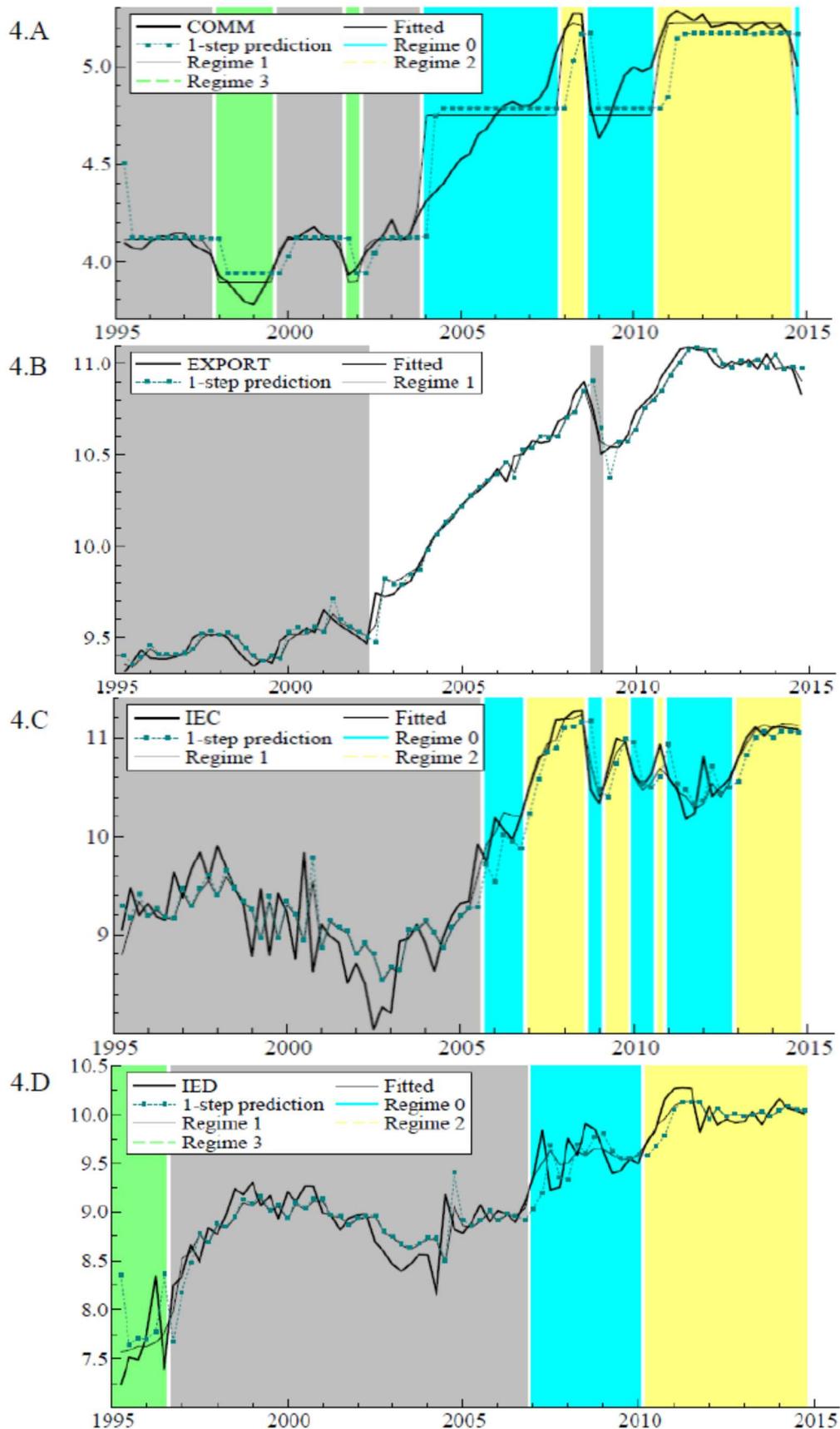
Fonte: Elaborado pelo autor.

Dentre as probabilidade de transição estimadas para o modelo MS-DR(4) para o IED, destaca-se a persistência do regime 2, com probabilidade de 100%⁵². Este regime situa-se nos dezenove trimestres finais da amostra e é o mais alto da série. Apesar da elevada persistência deste regime de alta, destaca-se que os regimes de baixa 1 e 3 abrangem, em conjunto, o maior período da amostra, correspondendo por 59,94% dos trimestres da amostra, entretanto, para o período analisado, após a série do IED entrar em um regime de alta, a probabilidade da mesma retornar para os regimes mais baixos é nula.

A fim de destacar as características em comum dos diferentes regimes que cada uma das séries em questão possui, segue o gráfico 4 que sintetiza a análise feita até aqui e apresenta um comparativo entre as datas de início dos regimes de cada série. Optou-se por apresentar os quatro gráficos em conjunto para facilitar a análise comparativa das mudanças de regimes nos preços das *commodities* e a entrada de divisas no Brasil. Salienta-se que, apesar dos diferentes números de regimes estimados para cada série, esta divergência não se apresenta como um empecilho para a análise, uma vez que se pretende comparar os momentos de alta e de baixa das séries, não importando o número de regimes de alta e baixa que cada série possui. Ademais, cabe destacar que, conforme se pode observar no gráfico a seguir, sempre que as séries COMM, EXPORT, IEC e IED entram em regimes relativamente mais altos, em nenhuma delas ocorre o retorno para os regimes relativamente mais baixos. Isto mostra que houve um comportamento consistente e conjunto de alta das séries analisadas.

⁵² A probabilidade de 100% está relacionado ao período estimado para o regime 2, que não apresenta transição para outros regimes. Ver resultados apresentados na tabela 12.

Gráfico 4 – Mudanças de regimes nas séries COMM, EXPORT, IED e IEC – 1995-T1 até 2014-T4.



Fonte: Elaborado pelo autor.

O gráfico 4 apresenta cada uma das séries observadas e os regimes não observados estimados em cada modelo. As regiões coloridas dos gráficos representam a duração estimada de cada regime e destacam as diferenças existentes na média das séries em cada um dos regimes. Com isso, para o gráfico 4.A da série COMM, o regime 2 apresenta média das observações estimada em 5,22, que é estatisticamente⁵³ diferente da média das observações estimada para o regime 3, que é de 3,89⁵⁴.

Ao comparar os diferentes regimes de cada série percebe-se, primeiramente, uma elevada proximidade do início do regime de alta dos preços das *commodities* com o início do regime de alta das exportações do Brasil. Entre 1995 T1 e 2003 T4, os dois regimes de baixa dos preços das *commodities* se intercalam, sendo que o período é finalizado pelo regime de baixa 1, que é relativamente mais alto do que o regime 3. Assim, pode-se considerar que a partir de 2002 T2, quando se inicia o último período estimado para o regime 1, os preços das *commodities* já demonstravam sinais de alta, sinais estes que se solidificam a partir de 2004, quando os regimes estimados são evidentemente mais altos em relação aos regimes vigentes no período anterior. Ao se considerar que os preços das *commodities* demonstraram sinais de alta em 2002 T2 e, comparando estes resultados com o gráfico da série EXPORT, tem-se que as duas séries entram no período de alta praticamente ao mesmo tempo. Isto é, o regime de alta da série EXPORT se inicia em 2002 T3, um trimestre à frente do início do regime da alta das COMM. Este já é um forte indício da possibilidade da influência do recente ciclo de alta dos preços das *commodities* sobre a entrada de divisas no Brasil, via EXPORT, a partir do ano de 2002.

Por outro lado, observa-se que as séries do IEC e do IED entram nos seus regimes de alta com uma diferença maior de tempo em relação ao começo da alta dos preços das *commodities*, sendo que o regime intermediário da série do IEC se inicia em 2005 T2 e a de alta do IED em 2006 T3. Por hipótese, considerando a influência dos preços das *commodities* sobre estas duas séries, pode-se cogitar que realmente exista certa defasagem entre a alta dos preços das *commodities* e a resposta das séries IEC e IED a esta alta. Um dos motivos para esta diferença temporal, *vis a vis* a resposta das EXPORT, pode residir nos efeitos mais indiretos destes preços sobre o IEC e sobre o IED, que podem ocorrer pelos canais descritos no segundo capítulo deste trabalho, tais como via influência dos preços das *commodities* sobre os indicadores de solvência e nível de atividade da economia receptora de tais capitais, sendo que para este último, o efeito está condicionado pelo crescimento do mercado interno.

⁵³ De acordo com os resultados do teste de linearidade.

⁵⁴ Lembra-se que os dados passaram por transformação logarítmica.

Ademais, esta diferença pode ter sua origem no próprio comportamento histórico dos preços das *commodities*, que é bastante volátil e influencia nas expectativas futuras destes preços. Em outras palavras, os preços das *commodities* estavam localizados em um regime de baixa até o ano de 2002, passado certo período de aumento consistente nos preços das *commodities*, tanto os investidores em carteira quanto os investidores diretos, reformularam suas expectativas em relação aos preços destes produtos, conferindo maior confiança na alta destes preços do que na baixa ou no seu comportamento volátil.

Por fim, cabe ressaltar que o objetivo da estimação das mudanças de regimes das séries não é o de estabelecer qualquer relação de causalidade entre as variáveis, pois objetivava-se apenas levantar hipóteses sobre o comportamento conjunto destas variáveis ao longo de tempo e, concomitantemente a isso, estimar o recente ciclo de alta dos preços das *commodities*. Neste sentido, com base nos resultados expostos, define-se que o período amostral adotado para esta pesquisa será entre 2002-T1 e 2014-T4⁵⁵, período que será considerado em todas as análises realizadas nas próximas seções⁵⁶. Um passo intermediário que ainda pode ser tomado, antes da estimação dos modelos VAR/VEC, é o de testar a existência de cointegração bivariada entre os preços das *commodities* e as demais séries analisadas, procedimento este demonstrado na próxima seção.

5.3 Análise Econométrica da Influência dos Preços das *Commodities* Sobre a Entrada de Capital Externo no Brasil.

O objetivo desta seção é investigar a influência exercida pelo recente ciclo de alta dos preços das *commodities* sobre a entrada de capital externo no Brasil. Para tanto, esta seção divide-se em duas partes, na primeira serão apresentados os resultados dos testes de raiz unitária e do modelo de cointegração bivariada a partir da metodologia de Engle-Granger. Na segunda subseção serão apresentados os resultados dos modelos VAR/VEC para as séries EXPORT, IEC e IED.

⁵⁵ Optou-se por definir o início do período de alta em 2002-T1 porque os modelos VAR/VEC são estimados na diferença e, com isso, sempre se perde uma informação da amostra.

⁵⁶ Apesar das séries do IEC e IED entrarem em seus regimes de alta apenas nos anos de 2005 e 2006, respectivamente, o período entre os anos de 2002 e 2014 foi escolhido por ser o de aproximada duração do ciclo de alta dos preços das *commodities*, o que vai ao encontro do objetivo central deste trabalho, que é o de verificar a influência deste ciclo sobre as variáveis EXPORT, IEC e IED.

5.3.1 Estacionariedade e Cointegração Bivariada Engle-Granger

O primeiro procedimento a ser adotado para a estimação dos modelos de cointegração é o de verificar o comportamento estocástico das séries envolvidas nas estimações. Conforme já apresentado no capítulo 4, a cointegração significa que a combinação linear entre duas ou mais séries, sendo elas individualmente $I(1)$, gera uma relação de equilíbrio de longo prazo. Assim, como este procedimento é necessário para a aplicação dos modelos de cointegração Engle-Granger e dos modelos VAR/VEC, segue-se com a apresentação dos resultados dos testes de estacionariedade das séries que serão empregadas nos dois modelos econométricos propostos para este exercício.

Todavia, é válido lembrar que o período escolhido para a análise das relações de cointegração abrange o primeiro trimestre do ano de 2002 até o último trimestre do ano de 2014, que é o período de duração estimado para o ciclo de alta dos preços das *commodities*. Ademais, para a aplicação dos modelos de cointegração, as séries do IED, IEC e EXPORT foram transformadas em número índice, ano base 2000, e utilizadas em logaritmo natural.

Neste exercício, buscou-se apurar o comportamento estacionário das séries a partir da utilização dos testes de raiz unitária ADF e do teste de raiz unitária com quebra estrutural, modelo IO, ambos especificados através na seção 4.2.1 deste trabalho. Portanto, seguem os resultados dos dois testes para todas as variáveis que serão utilizadas, tanto no modelo de cointegração bivariada, quanto no modelo VAR/VEC. Ademais, cabe destacar que os resultados dos testes serão apresentados em uma tabela única, visto que independem dos modelos em que cada variável será inserida e que este procedimento é um pré-requisito para a estimação de todos os modelos de cointegração.

Tabela 14 – Teste de raiz unitária com quebra estrutural e teste ADF para as séries que serão empregadas nos modelos de cointegração bivariada e multivariada.

TESTE COM QUEBRA - MODELO IO					TESTE ADF			
Série e Quebra	C/Lag	Est. T	VC*	GI	C/Lag	Est. T	VC*	GI
COMM	c+t, 1	-5,0847	1% -5,719	I(1)	c, 2	-2,0702	1% -3,562	I(1)
Quebra: 2008-T3	c+t		5% -5,174				5% -2,918	
EXPORT	t+c	-2,3597	1% -5,067	I(1)	c	-2,3395	1% -3,562	I(1)
Quebra: 2011-T3	t		5% -4,443				5% -2,918	
IEC	c+t	-4,7091	1% -5,719	I(1)	c	-1,5045	1% -3,562	I(1)
Quebra: 2008-T3	c+t		5% -5,175				5% -2,918	
IED	c	-3,885	10% -4,443	I(1)	c+t	-3,9361	1% -4,144	I(0)
Quebra: 2008-T3	c		5% -4,193				5% -3,498	
AB	c, 1	-4,9829	1% -4,443	I(0)	c, 1	-2,7676	1% -3,548	I(1)
Quebra: 2009-T1	c		5% -4,193				5% -2,912	
Bovespa	t+c	-4,6189	1% -5,067	I(0)	c	-1,003	1% -3,546	I(1)
Quebra: 2007-T4	t		5% -4,524				5% -2,911	
Cambio_r	c+t, 1	-4,8624	1% -5,067	I(0)	c	-2,0385	1% -3,548	I(1)
Quebra: 2011-T1	t		5% -4,524				5% -2,912	
Cambio_n	c+t, 1	-4,8183	1% -5,719	I(1)	c	-2,0433	1% -3,548	I(1)
Quebra: 2008-T4	c+t		5% -5,175				5% -2,912	
Jones	c+t, 1	-5,2509	1% -5,347	I(1)	c+t, 1	-2,3175	1% -4,124	I(1)
Quebra: 2008-T2	c		5% -4,859				5% -3,489	
D_juros	c, 1	-5,6856	1% -4,949	I(0)	c+t, 1	-4,1383	1% -4,124	I(0)
Quebra: 2005-T3	c		5% -4,443				5% -3,489	
EMBI	c, 1	-3,6012	1% -4,949	I(1)	c+t, 1	-2,3305	1% -4,124	I(1)
Quebra: 2004-T2	c		5% -4,443				5% -3,489	
FED	c+t, 3	-4,7088	1% -5,719	I(1)	1	-2,5241	1% -2,605	I(0)
Quebra: 2004-T2	c		5% -5,175				5% -1,946	
IPCA	c+t, 1	-5,1441	1% -5,347	I(0)	c, 2	-2,8502	1% -3,550	I(1)
Quebra: 2005-T4	c		5% -4,859				5% -2,913	
PIB	c+t, 1	-4,0865	1% -5,067	I(1)	2	-2,4301	1% -2,611	I(0)
Quebra: 2012-T2	t		5% -4,524				5% -1,947	
PIB_M	c, 1	-3,4196	1% -4,949	I(1)	c, 2	-1,1552	1% -3,571	I(1)
Quebra: 2009-T1	c		5% -4,443				5% -2,922	
SELIC	c+t, 1	-6,2475	1% -5,347	I(0)	c+t, 1	-4,6862	1% -4,124	I(0)
Quebra: 2006-T3	c		5% -4,859				5% -3,489	
SOL	c+t	-4,002	1% -5,067	I(1)	c	-0,8898	1% -3,546	I(1)
Quebra: 2003-T3	t		5% -4,524				5% -2,911	
SOLL	c+t, 1	-4,7528	1% -5,347	I(1)	c	-3,2408	1% -3,565	I(0)
Quebra: 2003-T4	c		5% -4,859				5% -2,919	
AI	c	-3,5942	1% -4,949	I(1)	c+t	-3,6634	1% -4,148	I(0)
Quebra: 2008-T2	c		5% -4,443				5% -3,500	
PIB_M_tx	c, 5	-5,088	1% -4,949	I(0)	c, 6	-1,876	1% -3,584	I(1)
Quebra: 2008-T1	c		5% -4,443				5% -2,928	
COMM_tx	c, 1	-7,6307	1% -5,347	I(0)	c+t, 5	-3,4952	1% -4,170	I(1)
Quebra: 2008-T3	c		5% -4,859				5% -3,510	

Legenda: Coeficientes e lag (c/lag) indicam os parâmetros utilizados e a quantidade de defasagens empregadas nas estimações; Estatística-t (Est. T); Valor Crítico (VC); Grau de Interação (GI). *Considerando 5% de significância. Fonte: Elaborado pelo autor com base nas estatísticas calculadas pelo programa Eviews 9.

Os dois quadrantes superiores da tabela 14 apresentam os resultados dos testes com quebra estrutural e ADF para as séries COMM, EXPORT, IEC e IED, sendo que apenas o teste ADF para a variável IED rejeita a hipótese nula de que a série possui raiz unitária, com 5% de significância. Entretanto é possível que este resultado seja espúrio, uma vez que ao observar o comportamento da série e as significativas mudanças de regimes estimadas para a mesma, na seção anterior deste capítulo, existem indícios de que o teste mais adequado para a análise do comportamento estacionário da série seja o teste de raiz unitária com quebras estruturais que, neste caso, aponta para a não rejeição da hipótese nula.

Em relação às demais séries, os resultados apontam que, com 5% de significância a não-estacionariedade está presente na maior parte das séries. Para algumas séries, os dois testes divergem quanto aos resultados para a estacionariedade em nível ou após a primeira diferença. Ademais, considerando que o teste ADF pode apresentar resultados viesados em séries econômicas que sofreram algum tipo de quebra e como os testes apresentaram quebras significativas em todas as séries, considera-se mais prudente avaliar a estacionariedade ou não das séries a partir dos resultados obtidos no teste com quebra estrutural. Ademais, salienta-se que as únicas séries que apresentaram comportamento estacionário nos dois testes realizados foram as variáveis SELIC e D_juros.

De qualquer modo, cabe destacar que a maior parte das variáveis a serem utilizadas nos modelos, incluindo as séries EXPORT, IED, IEC e COMM, são I(1) e que, a inclusão de séries I(0) nos modelos não impede a estimação via metodologia VAR/VEC, pois segundo Gujarati e Porter (2011, p. 741), “uma combinação linear ou soma de série temporal estacionária e não estacionária é não estacionária”. Deste modo, os resultados dos testes de estacionariedade para as séries abrem a possibilidade da utilização dos modelos econométricos de cointegração.

Verificada a integração de primeira ordem nas séries EXPORT, IED, IEC e COMM, segue-se com os resultados estimados no teste de cointegração bivariada Engle-Granger, já descrito na seção 4.2.2 deste trabalho, que busca analisar a possível relação de cointegração entre cada uma das séries que representam a entrada de capitais externos no Brasil e os preços das *commodities*.

Tabela 15 – Teste de cointegração bivariada Engle-Granger para as séries EXPORT, IEC e IED, contra a série COMM.

Variável dependente	Lags *	Estatística-tau	P-valor**	Estatística Z	P-valor**
EXPORT	2	-4,460	0,004	-72,355	0,000
COMM	2	-4,701	0,002	-87,892	0,000
IEC	0	-2,422	0,327	-11,335	0,251
COMM	1	-2,795	0,185	-16,484	0,079
IED	0	-4,339	0,006	-25,717	0,007
COMM	0	-4,534	0,003	-24,391	0,010

* Escolhido com base no critério de informação Schwarz. **Nível de significância considerado de 5%.

Fonte: Elaborado pelo autor com base nas estatísticas calculadas pelo programa Eviews 9.

Os resultados apresentados na tabela 15 mostram a existência de relação de cointegração entre as séries EXPORT e COMM, assim como entre as séries IED e COMM, a um nível de significância de 5%. Estes resultados evidenciam que, apesar de individualmente estas séries não possuírem média e variância constante, a combinação linear entre elas gera uma relação de equilíbrio de longo prazo. Assim, somando-se a resultados os obtidos na seção anterior, onde foram verificadas mudanças de regimes em cada uma das séries, com a ocorrência de regimes de alta e baixa de cada série em períodos bastante próximos, pode-se afirmar que, estatisticamente, estas séries possuem comportamentos muito semelhantes no longo prazo, ou seja, que os regimes de baixa e de alta verificados nas séries poderão seguir as mesmas trajetórias ao longo do tempo.

Ainda observando as estatísticas especificadas na tabela 15, para o IEC e COMM indica-se que não existe relação de cointegração entre estas variáveis. Ao comparar estes resultados com os obtidos para as mudanças de regimes, observa-se que, apesar dos regimes de alta e de baixa destas séries terem ocorrido em períodos similares, o IEC possui uma elevada variância ao longo do tempo, principalmente se comparado ao comportamento da série COMM. De qualquer modo, destaca-se que a cointegração bivariada objetiva analisar o comportamento conjunto de longo prazo de duas variáveis não estacionárias, não busca estabelecer qualquer relação de causa entre as mesmas. Assim, buscando verificar a relação entre o ciclo de alta dos preços das *commodities* e a entrada de capitais externos no Brasil, segue-se com a próxima seção que, através da aplicação do modelo VAR/VEC e dos testes estatísticos complementares, busca testar de maneira mais robusta a possível relação entre a alta dos preços das *commodities* e a entrada de divisas externas no Brasil, via EXPORT, IEC e IED.

5.3.2 Análise Econométrica da Influência dos Preços das *Commodities* sobre as Exportações, IEC e IED no Brasil.

Esta seção objetiva descrever os resultados obtidos através da aplicação da metodologia VAR/VEC, com o foco na análise dos efeitos dos preços das *commodities* sobre a entrada de capitais no Brasil via EXPORT, IED e IEC. Deste modo, serão estimados três modelos econométricos diferentes, um para cada variável representativa da entrada de capitais no Brasil, sendo que em todos os modelos constam a série COMM ou, como no caso do modelo do IED, a série COMM_tx⁵⁷ como variável endógena explicativa. Ademais, em cada modelo foram utilizadas variáveis de controle, detalhadas no capítulo 4.3.

Deste modo, antes de passar a estimação dos modelos VAR/VEC para a EXPORT, IEC e IED, segue-se com o quadro 4 que resume as variáveis que serão aplicadas neste exercício, bem como especifica em que modelo cada variável será empregada.

Quadro 4 – Resumo das variáveis que serão aplicadas nos modelos VAR/VEC.

SÉRIE	MODELO VAR/VEC
EXPORT* <i>log</i>	EXPORT
Cambio_r <i>log</i>	EXPORT
PIB_M* <i>log</i>	EXPORT
COMM* <i>log</i>	EXPORT e IEC
IEC* <i>log</i>	IEC
Bovespa <i>log</i>	IEC
Jones <i>log</i>	IEC
SELIC	IEC
EMBI <i>log</i>	IEC
D_juros	IEC
SOL	IEC
SOLL	IEC
FED	IEC e IED
Cambio_n <i>log</i>	IEC e IED
IPCA	IEC e IED
IED* <i>log</i>	IED
COMM_tx	IED
PIB* <i>log</i>	IED
AB	IED
AI	IED
PIB_M_tx	IED

Fonte: Elaborado pelo autor com base nas descrições das séries realizadas no capítulo 4.3.

⁵⁷ Ver seção 4.3, que descreve os motivos para o emprego desta especificação da série COMM.

Os resultados de cada modelo VAR/VEC serão apresentados em detalhes, nesta ordem: (1) EXPORT; (2) IEC e; (3) IED. Os procedimentos adotados em cada especificação econométrica são semelhantes e seguem, de modo geral, a seguinte ordem: primeiramente serão apresentadas as estatísticas dos testes de autocorrelação e de heterocedasticidade que, em conjunto com os critérios de informação AIC e SC, embasarão a escolha do número de defasagens a ser adotada nos modelos; escolhido o número de defasagens, será testado o número de equações cointegrantes; a seguir, será realizado o teste de causalidade de Granger e; por fim, serão analisados os resultados obtidos na FIR e na equação de longo prazo.

Assim, primeiramente, segue-se com a estimação e análise do modelo VEC para a variável EXPORT. A tabela 16 apresenta os resultados dos testes de autocorrelação residual Multiplicado de Lagrange (LM), de heterocedasticidade de White e os valores dos critérios de informação AIC e SC de acordo com o número de defasagens incluídas no modelo.

Tabela 16 – Critério de informação AIC e SC, teste de autocorrelação residual LM e teste de heterocedasticidade de White para o modelo EXPORT – 2002-T1 até 2014-T4.

Ordem 2		Ordem 3		Ordem 4		
AIC	SC	AIC	SC	AIC	SC	
-16,488	-14,837	-16,650	-14,398	-16,267	13,415	
Teste de Heterocedasticidade - White						
Chi-sq	p-valor	chi-sq	p-valor	chi-sq	p-valor	
245,47	0,000	296,47	0,059	378,86	0,071	
Teste de Autocorrelação Residual LM						
lags	Estatística	p-valor	Estatística	p-valor	Estatística	p-valor
1	21,948	0,144	7,342	0,966	15,798	0,467
2	31,333	0,012	13,748	0,617	15,927	0,458
3	21,914	0,146	7,543	0,961	18,607	0,289
4	11,527	0,775	4,921	0,996	2,443	1,000
5	9,248	0,902	15,158	0,513	16,350	0,428

Fonte: Elaborado pelo autor com base nas estatísticas estimadas a partir do software Eviews 7.

Os resultados apresentados na tabela 16 indicam que o modelo mais adequado a estimação econométrica é o que inclui 3 defasagens. Analisando os resultados dos testes de autocorrelação e de heterocedasticidade, apenas os modelos com 3 e 4 defasagens atendem as hipóteses clássicas desejáveis para os resíduos da regressão, considerando um nível de significância de 5%. Dentre estes dois modelos, o modelo com 3 defasagens é o mais adequado, visto que apresentou os menores valores nos critérios de informação AIC e SC.

Com este resultado, passa-se a apresentação das estatísticas dos testes de cointegração para o modelo EXPORT com 3 defasagens. Neste exercício foi aplicado o teste de

cointegração de Johansen, já apresentado no capítulo 4.2.3, que utiliza as estatísticas obtidas através dos critérios do Traço e do Máximo-autovalor.

Tabela 17 – Valores estatísticos do teste de Johansen para o modelo EXPORT.

Nr. de equações cointegradas	Estatística do Traço	P-valor	Estatística Máximo-autovalor	
			Máximo-autovalor	P-valor
Nenhuma	81,633	0,001	42,021	0,001
≤ 1	39,613	0,103	25,165	0,103
≤ 2	14,448	0,621	11,725	0,621
≤ 3	2,723	0,908	2,723	0,908

Fonte: Elaborado pelo autor com base nas estatísticas estimadas a partir do software Eviews 7.

Os resultados apresentados na tabela 17 confirmam a existência de pelo menos uma relação de cointegração no modelo proposto, estabelecendo assim a possibilidade de prosseguir com a análise do modelo VEC⁵⁸. A seguir, a tabela 18 apresenta os resultados do teste de causalidade de Granger, realizado com as variáveis em diferença e considerando o mesmo número de defasagens utilizada no modelo VEC.

Tabela 18 – Teste de causalidade de Granger para as variáveis endógenas do modelo EXPORT.

Hipótese Nula	Estatística	P-valor
Δ EXPORT não causa Δ PIB_M	3,63911	0,0202
Δ PIB_M não causa Δ EXPORT	5,24067	0,0037
Δ COMM não causa Δ PIB_M	3,28766	0,0298
Δ PIB_M não causa Δ COMM	2,12687	0,1112
Δ CAMBIO_R não causa Δ PIB_M	2,11453	0,1127
Δ PIB_M não causa Δ CAMBIO_R	0,20876	0,8898
Δ COMM não causa Δ EXPORT	12,7941	4,00E-06
Δ EXPORT não causa Δ COMM	0,1441	0,9329
Δ CAMBIO_R não causa Δ EXPORT	4,63088	0,0069
Δ EXPORT não causa Δ CAMBIO_R	1,71458	0,1786
Δ CAMBIO_R não causa Δ COMM	0,45222	0,7171
Δ COMM não causa Δ CAMBIO_R	0,37532	0,7712

Fonte: Elaborado pelo autor com base nas estatísticas estimadas a partir do software Eviews 7.

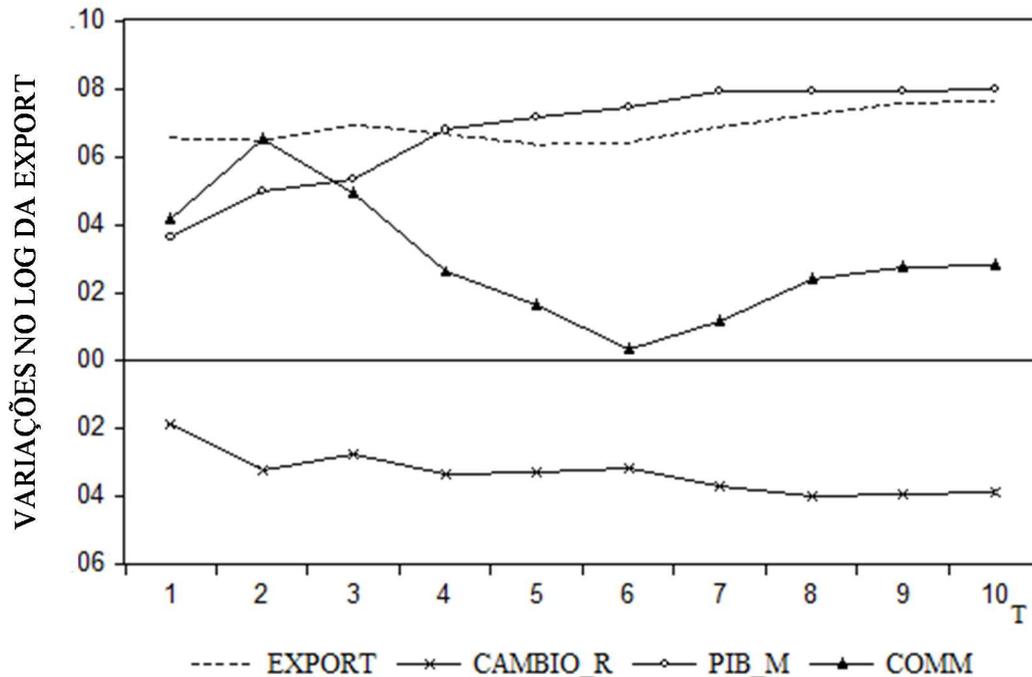
Os resultados apresentados na tabela 18 mostram a existência de relações interessantes, tais como o sentido de causalidade de Granger das variáveis COMM, Cambio_r e PIB_M para a variável EXPORT, considerando um nível de significância de 1%. Com este resultado, torna-se bastante possível que a variável EXPORT realmente seja determinada endogenamente pelo sistema de equações proposto, uma vez que, a 1% de significância

⁵⁸ A figura 1 do Apêndice A apresenta os resultados do teste de raízes inversas do polinômio característico do modelo EXPORT, sendo que os resultados confirmam a estabilidade do modelo proposto.

EXPORT é causada no sentido de Granger pelas outras variáveis do modelo. Já ao se considerar um nível de significância de 5% EXPORT é causada no sentido de Granger por COMM e Cambio_r. Ademais, a tabela também apresenta os resultados obtidos no teste para a variável COMM em relação às demais variáveis endógenas do modelo, visto que esta variável é de suma importância para a análise proposta neste trabalho. Nesta análise, tem-se que a variável COMM causa, no sentido de Granger, o PIB_M, resultado este que parece ser espúrio.

Realizados os testes preliminares ao modelo VEC, segue-se com a apresentação dos resultados obtidos na FIR e na equação de cointegração do modelo proposto. Primeiramente, o gráfico 5 apresenta a reação da variável EXPORT, no curto prazo, em relação aos choques nos termos erráticos das equações de determinação das variáveis endógenas do modelo VEC.

Gráfico 5 – Efeito impulso-resposta sobre a variável EXPORT a partir do modelo VAR/VEC.



Fonte: Elaborado pelo autor com base nas estatísticas estimadas a partir do software Eviews 7.

A partir da análise do gráfico 5, percebe-se a existência de uma elevada sensibilidade da variável EXPORT em relação aos choques ocorridos nas variáveis endógenas do modelo, com destaque para os choques provenientes das variáveis COMM e PIB_M, sendo que esta segunda apresenta o maior efeito positivo sobre as exportações brasileiras, além de resultar em efeitos mais estáveis. Ademais, os resultados apresentam um efeito negativo da desvalorização da taxa de câmbio real sobre as exportações, o que contraria as considerações teóricas. Entretanto, destaca-se que este resultado também foi encontrado no estudo de

Silveira (2015) e pode ser fruto de um processo de dinamismo das exportações brasileiras puxado pelo crescimento da renda mundial, e não pelos possíveis efeitos competitivos relacionados à taxa de câmbio real. Em relação aos choques nos preços das *commodities*, percebe-se um comportamento cíclico mais acentuado na resposta da variável EXPORT, que parece se estabilizar após o oitavo trimestre em um patamar positivo, ou seja, tem-se que os choques na variável COMM influenciam positivamente as exportações brasileiras.

A seguir, apresenta-se a equação de longo prazo estimado para o modelo das exportações.

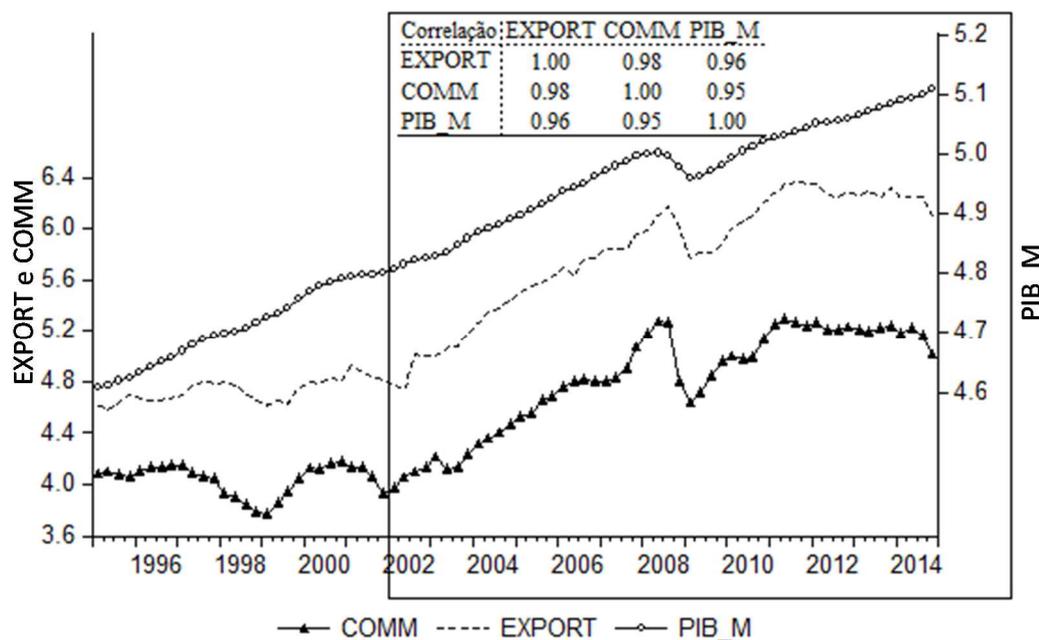
Tabela 19 – Equação de longo prazo do modelo VAR/VEC para as exportações – 2002-T1 até 2014-T4.

Variável	Parâmetro e desvio padrão
Cambio_r	0,214 (0,079)
PIB_M	-3,786 (1,038)
COMM	1,548 (0,161)
Tendência	0,014 (0,003)
Constante	15,817

Fonte: Elaborado pelo autor com base nas estatísticas estimadas a partir do software Eviews 7.

A tabela 19 apresenta os parâmetros estimados para a equação de longo prazo do modelo VEC. Os resultados mostram que a desvalorização da taxa de câmbio real e o aumento dos preços das *commodities* influenciam positivamente as exportações brasileiras, sendo que a elasticidade estimada para a segunda variável é significativamente maior do que a estimada para a primeira. Em relação a variável PIB_M, esta apresentou parâmetro estimado negativo e significativo no modelo, o que parece ser um resultado espúrio, pois se espera uma elasticidade-renda da demanda por exportações positiva, tanto em termos de *quantum*, quanto em termos de preços. Entretanto, alguns indícios nos levam a considerar que este resultado pode ser fruto de alguma relação muito próxima entre as variáveis PIB_M, EXPORT e COMM, que possuem praticamente o mesmo comportamento no período analisado.

Gráfico 6 – Comportamento das séries EXPORT, PIB_M e COMM e coeficientes de correlação – 1995-T1 até 2014-T4.



Fonte: Elaborado pelo autor com base nas estatísticas estimadas a partir do software Eviews 7.

O gráfico 6 apresenta o comportamento das séries do PIB_M, COMM e EXPORT, entre o período de 1995-T1 e 2014-T4, com destaque para o período entre 2002-T1 e 2014-T4, que está sendo alvo desta pesquisa. Ademais, o gráfico apresenta os coeficientes de correlação entre as variáveis para o período entre 2002-T1 e 2014-T4. Nota-se que até o ano de 2002, as séries EXPORT e COMM apresentavam uma tendência diferente da apresentada para a série do PIB_M, entretanto a partir de 2002, as três séries passaram a apresentar um comportamento bastante similar, com destaque para os movimentos das séries COMM e EXPORT, que foram praticamente iguais, o que resulta em um elevado coeficiente de correlação entre elas, de 0,98. Somente após o ano de 2010 parece ter ocorrido um novo distanciamento da tendência de crescimento das séries COMM e EXPORT em relação ao observado para a série do PIB_M, a exemplo do que ocorreu entre os anos de 1995 e 2002. Além disto, a divergência na trajetória de crescimento das séries do PIB mundial e das exportações brasileiras, observada após o ano de 2010, pode explicar o sinal negativo estimado para o parâmetro da série PIB_m no modelo VAR/VEC para a série EXPORT.

A partir destas observações, suspeita-se que o efeito da série COMM pode estar se sobrepondo aos efeitos da renda mundial sobre a variável EXPORT, uma vez que, especificamente durante o recente período de alta dos preços das *commodities*, esta série apresentou um comportamento muito próximo ao observado no PIB_M e que, dado o

crescente peso destes produtos na pauta exportadora brasileira, os efeitos da série COMM sobre as exportações podem estar substituindo, dentro da dinâmica de longo prazo do modelo, os possíveis efeitos da renda mundial sobre a demanda por exportações brasileiras. Por isso, considerando os resultados robustos para a relação entre as exportações e a renda mundial, tanto no teste de causalidade de Granger quanto na FIR, vamos considerar que os resultados para o PIB_M na regressão de longo prazo são apenas não significativos.

Ademais, cabe ressaltar que o modelo estimado neste trabalho para as exportações é bastante semelhante ao estimado por Silveira (2014). O autor utilizou as mesmas variáveis empregadas no modelo VAR/VEC para a série EXPORT, entretanto a pesquisa do autor abrange o período entre 1995-T1 e 2013-T4. Com isso, os resultados obtidos por Silveira (2014) para a variável COMM e PIB_M foram positivos e significativos, sendo que a elasticidade renda da demanda por exportações brasileiras foi maior que 1 e o parâmetro estimado para a série PIB_M foi maior do que o estimado para a variável COMM.

Em resumo, os resultados do modelo VEC indicam que os preços das *commodities* afetam significativamente as exportações brasileiras. Neste período de alta dos preços das *commodities* tem-se que, no curto prazo, um choque positivo na série COMM aumenta significativamente as exportações no decorrer de dois trimestres, sendo que após este período as exportações passam a apresentar uma resposta mais cíclica ao impulso inicial, que se estabiliza em um patamar positivo, após transcorridos oito trimestres. No longo prazo, confirma-se, estatisticamente, que o modelo apresenta alguma relação de cointegração e a equação estimada apresentou parâmetro de 1,54 para os preços das *commodities*, ou seja, um aumento de 1% nestes preços aumenta em 1,54% as exportações brasileiras.

Apresentado o modelo para a variável EXPORT, passa-se a estimação do modelo VEC para o IEC. Inicialmente, faz-se necessário aplicar um procedimento preliminar à estimação, que se refere à escolha das variáveis que efetivamente irão compor o modelo, visto que a quantidade de séries candidatas a compor este modelo é bastante expressiva, conforme apresentado no quadro 4. Assim, dado o tamanho que o modelo VEC pode assumir, tanto devido ao número de variáveis inseridas na estimação, quanto ao número de defasagens utilizadas, recomenda-se selecionar criteriosamente as variáveis relevantes para compor o modelo, objetivando não perder um número expressivo de graus de liberdade, que poderá inviabilizar a correta estimação do modelo.

A fim de selecionar quais são as variáveis mais importantes para compor o modelo VAR/VEC, primeiramente, se verifica quais as variáveis explicativas x_t são significativas para determinar as variações observadas no IEC. Para tanto, constrói-se a seguinte regressão:

$$\Delta(IEC_t) = \beta_0 + \beta_1 \cdot \Delta(x_t) + \varepsilon_t \quad (30)$$

Ao estimar a função (30), testa-se a seguinte hipótese:

$$H_0: \beta_1 = 0$$

$$H_1: \beta_1 \neq 0$$

A tabela 20 apresenta os resultados das estatísticas-t, os parâmetros β 's obtidos nas regressões e os respectivos p -valores.

Tabela 20 – Estatísticas-t para as variáveis candidatas a compor o modelo VEC para o IEC.

Variável dependente: ΔIEC		
Variável independente	Parâmetro	P-valor
$\Delta Bovespa$	1,293	0,000
$\Delta Cambio_n$	-2,346	0,000
$\Delta COMM$	1,079	0,000
ΔD_juros	-0,296	0,407
$\Delta EMBI$	-0,973	0,000
ΔFED	0,775	0,064
$\Delta IPCA$	0,008	0,974
$\Delta Jones$	2,585	0,000
$\Delta SELIC$	-0,204	0,647
$\Delta SOL (DTC/EXPORT)$	0,386	0,494
$\Delta SOLL (PEL/EXPORT)$	0,934	0,000

Fonte: Elaborado pelo autor com base nas estatísticas estimadas a partir do software Eviews 7.

Os resultados apresentados na tabela 20 indicam que as variáveis estatisticamente significativas para explicar as variações no IEC são: Bovespa, Cambio_n, COMM, EMBI, Jones e SOLL, com 5% de significância, e estas séries serão utilizadas no modelo VEC para o IEC. Além destas, com um nível de significância de 10%, a variável FED também é significativa, porém com sinal inverso ao esperado. Deste modo, considerando este resultado para a variável FED e, dada a importância teórica empírica atribuída à taxa de juros interna do país receptor das inversões e à taxa de juros internacional, que pode empurrar os capitais rumo à economia que ofereçam melhores condições de remuneração, neste exercício optou-se por utilizar a variável D_juros, que representa a diferença entre a taxa Selic e a taxa de juros americana, apesar da regressão linear estimada não indicar a sua utilização.

Definidas as variáveis que irão compor o modelo, segue-se com a escolha do número de defasagens que será utilizada na regressão.

Tabela 21 - Critério de informação AIC e SC, teste de autocorrelação residual LM e teste de heterocedasticidade de White para o modelo IEC – 2002-T1 até 2014-T4.

IEC				
Ordem 2		Ordem 3		
AIC	SC	AIC	SC	
-11,756	-5,888	-13,315	-4,895	
Teste de Heterocedasticidade - White				
Chi-sq	p-valor	chi-sq	p-valor	
1202,32	0,665	*	*	
Teste de Autocorrelação Residual LM				
lags	Estatística	p-valor	Estatística	p-valor
1	78,900	0,100	63,088	0,509
2	61,049	0,582	55,642	0,762
3	73,462	0,196	66,039	0,406
4	63,133	0,507	83,532	0,051
5	92,224	0,012	68,687	0,322

*Não foi possível obter as estatísticas do teste. Fonte: Elaborado pelo autor com base nas estatísticas estimadas a partir do software Eviews 7.

As estatísticas apresentadas na tabela 21 indicam que o modelo mais adequado à estimação econométrica é o que inclui duas defasagens, pois tanto os testes de heterocedasticidade, quanto o de autocorrelação atendem as hipóteses clássicas desejáveis para os resíduos da regressão, considerando um nível de significância de 5%⁵⁹. Ademais, o modelo com duas defasagens apresentou o menor valor no critério de informação SC, que impõe punições maiores ao número de parâmetros inseridos na regressão, quando comparado com o critério AIC, e, portanto, é o critério mais adequado para escolha do número de defasagens. Por consequência, a seguir, apresentam-se os resultados do teste de cointegração para o modelo do IEC com duas defasagens.

Tabela 22 – Valores estatísticos do teste de Johansen para o modelo IEC.

Nr. de equações cointegradas	Estatística do Traço	P-valor	Estatística Máximo-autovalor	P-valor
Nenhuma	339,329	0,000	103,880	0,000
≤ 1	235,449	0,000	75,096	0,000
≤ 2	160,353	0,000	52,520	0,001
≤ 3	107,834	0,000	49,579	0,000
≤ 4	58,254	0,004	29,339	0,030
≤ 5	28,915	0,063	18,113	0,126
≤ 6	10,802	0,224	10,632	0,174
≤ 7	0,169	0,681	0,169	0,681

Fonte: Elaborado pelo autor com base nas estatísticas estimadas a partir do software Eviews 7.

⁵⁹ A 1% de significância o modelo de ordem 4 também não apresenta autocorrelação residual.

Os resultados apresentados na tabela 22 confirmam a existência de pelo menos quatro relações de cointegração no modelo proposto, dentre as sete possíveis relações, o que mostra uma elevada estabilidade do modelo. Assim, confirma-se a possibilidade de prosseguir com as estimações realizadas através do modelo VEC⁶⁰. A seguir, a tabela 23 apresenta os resultados do teste de causalidade de Granger, realizado com as variáveis em diferença e considerando duas defasagens para as variáveis.

Tabela 23 – Teste de causalidade de Granger para as variáveis endógenas do modelo IEC.

Hipótese Nula	Estatística	P-valor
Δ COMM não causa Δ IEC	1,5899	0,2152
Δ IEC não causa Δ COMM	0,0997	0,9053
Δ D_juros não causa Δ IEC	0,1334	0,8755
Δ IEC não causa Δ D_juros	0,5047	0,6071
Δ EMBI não causa Δ IEC	0,2058	0,8148
Δ IEC não causa Δ EMBI	0,8468	0,4355
Δ Cambio_n não causa Δ IEC	2,4148	0,1009
Δ IEC não causa Δ Cambio_n	0,0311	0,9694
Δ Bovespa não causa Δ IEC	2,7703	0,0733
Δ IEC does não causa Δ bovespa	1,5557	0,2222
Δ JONES não causa Δ IEC	1,2453	0,2976
Δ IEC não causa Δ JONES	0,3258	0,7236
Δ SOLL não causa Δ IEC	0,7481	0,4792
Δ IEC não causa Δ SOLL	1,5129	0,2315
Δ D_JUROS não causa Δ COMM	1,5358	0,2263
Δ COMM não causa Δ D_JUROS	3,0407	0,0577
Δ EMBI não causa Δ COMM	0,4115	0,6651
Δ COMM não causa Δ EMBI	0,8067	0,4527
Δ Cambio_n não causa Δ COMM	0,9978	0,3767
Δ COMM não causa Δ Cambio_n	0,6494	0,5272
Δ Bovespa não causa Δ COMM	1,5260	0,2284
Δ COMM não causa Δ bovespa	4,1236	0,0227
Δ Jones não causa Δ COMM	0,7114	0,4964
Δ COMM não causa Δ Jones	5,6445	0,0065
Δ SOLL não causa Δ COMM	3,3480	0,0443
Δ COMM não causa Δ SOLL	8,0554	0,0010

Fonte: Elaborado pelo autor com base nas estatísticas estimadas a partir do software Eviews 7.

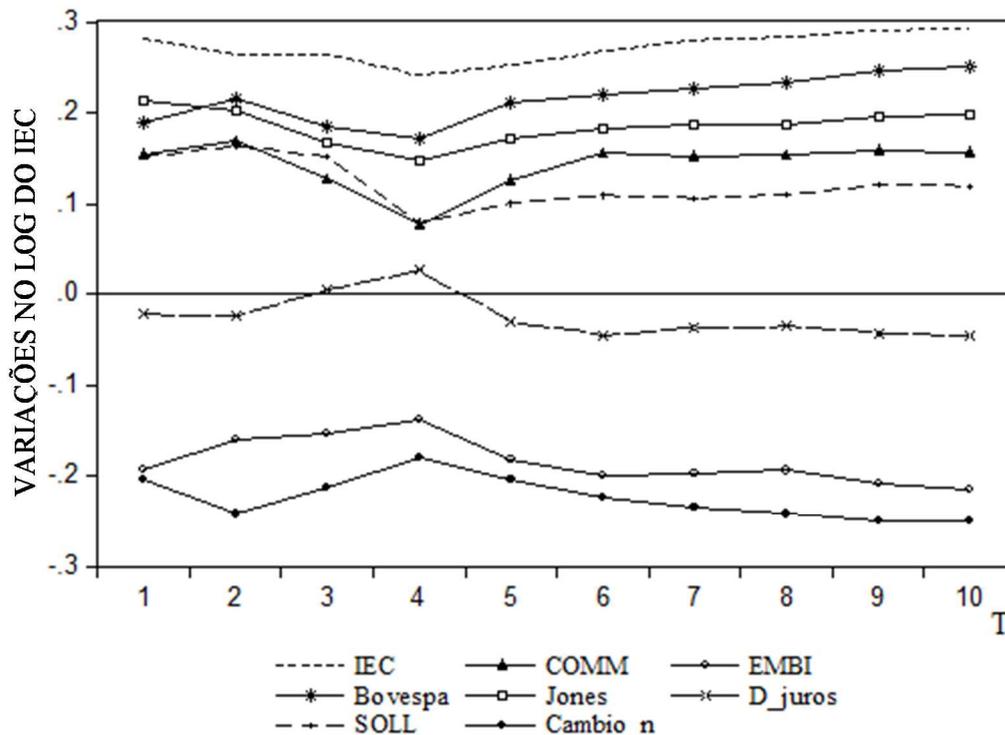
A tabela 23 apresenta os resultados para o teste de causalidade de Granger entre as séries do IEC e as demais inseridas no modelo, bem como os da série COMM em relação às outras variáveis endógenas do modelo VEC. Primeiramente, os resultados para a variável IEC mostram que apenas a série Bovespa causa, a 10% de significância, a variável IEC. Já em

⁶⁰ A figura 2 do Apêndice A apresenta os resultados do teste de raízes inversas do polinômio característico do modelo IEC, sendo que os resultados confirmam a estabilidade do modelo proposto.

relação aos resultados para os preços das *commodities*, se observa algumas relações interessantes, pois a variável COMM causa, no sentido de Granger, a série Bovespa, Jones e SOLL, considerando 5% de significância, sendo que para esta última o sentido de causalidade é bidirecional. Sobre a causalidade dos preços das *commodities* nos índices das bolsas de valores americana e brasileira, este resultado é bastante plausível, visto que, as ações das grandes empresas que comercializam *commodities* são negociadas nestas bolsas de valores e, portanto, aumento nos preços dos produtos comercializados por elas tende a valorizar os ativos das empresas, o que se reflete em aumento dos índices de valores destas bolsas.

Com estes resultados, segue-se para a análise das relações de curto e longo prazo do modelo VEC. Deste modo, o gráfico 7 apresenta a FIR para o modelo IEC.

Gráfico 7 – Efeito impulso-resposta sobre a variável IEC a partir do modelo VAR/VEC.



Fonte: Elaborado pelo autor com base nas estatísticas estimadas a partir do software Eviews 7.

Os resultados da FIR para o modelo IEC mostram que, como era esperado, choques no termo errático das equações de determinação das variáveis Bovespa e COMM aumentam, no curto prazo, a entrada de capitais no Brasil via IEC e, por outro lado, choques positivos nas equações das variáveis EMBI e Cambio_n reduzem a entrada de capitais, pois implicam em aumento do risco, no caso da primeira e, para a segunda, pode representar um aumento da instabilidade da economia. Em relação ao índice Dow Jones, no curto prazo, elevações no índice da bolsa americana parecem empurrar os capitais rumo à economia brasileira, resultado

que parece contraditório, mas talvez possa ser explicado pelo ambiente de ânimo do mercado internacional que impulsiona os agentes a investirem e especularem também em outras economias. Já as respostas de curto prazo apresentadas pelo IEC em relação aos choques nas séries SOLL e D_juros parecem ser espúrias, uma vez que deteriorações nas condições de solvência aumentam o IEC e elevações no diferencial de juros da economia brasileira reduzem o IEC, o que contraria os pressupostos teóricos sobre os determinantes do IEC.

Passando para os resultados da equação de longo prazo, segue a tabela 24 com os parâmetros estimados.

Tabela 24 - Equação de longo prazo do modelo VAR/VEC para o IEC – 2002-T1 até 2014-T4.

Variável	Parâmetro e desvio padrão
COMM	44,438 (6,354)
EMBI	-20,158 (4,874)
Bovespa	-22,544 (5,953)
Jones	-25,837 (8,107)
D_juros	8,403 (1,134)
SOLL	-2,400 (0,294)
Cambio_n	12,650 (8,647)
C	380,86

Fonte: Elaborado pelo autor com base nas estatísticas estimadas a partir do software Eviews 7.

Os resultados de longo prazo para o modelo IEC, apresentados na tabela 24, mostram uma influência positiva e bastante elevada dos preços das *commodities* sobre a entrada de capitais no Brasil. Ademais, os parâmetros estimados para as variáveis EMBI e SOLL são negativos e significativos, com 95% de confiança, mostrando que aumentos no risco e na deterioração das condições de solvência da economia brasileira reduzem a entrada de IEC no país. Em relação à taxa de câmbio nominal, a mesma não apresentou significância estatística para explicar as variações no IEC, no longo prazo.

Cabe destacar que os resultados encontrados para a variável EMBI corroboram com as evidências empíricas apresentadas Barbosa e Meurer (2011), entretanto, sobre os resultados encontrados para o indicador de solvência, este trabalho avançou em relação às pesquisas

realizadas por Barbosa e Meurer (2011) e Peres et al (2013), ao adicionar a variável SOLL na regressão. Assim como Calvo, Leiderman e Reinhart (1993) e Fernandez-Arias (1994), estes autores empregaram variáveis *proxy* para verificar a influência da solvência e fragilidade externa do país na entrada de capitais de curto prazo no Brasil, tais variáveis são o saldo em transações correntes, no caso do estudo de Peres et al (2013) e o fluxo e estoque de IEC em relação ao PIB do Brasil, no caso do estudo de Barbosa e Meurer (2011).

Ademais, além dos resultados encontrados na equação de longo prazo do modelo VAR/VEC para o IEC, destaca-se que existe uma relação de causalidade bidirecional, no sentido de Granger, entre os preços das *commodities* e a variável SOLL, que levanta a suspeita para uma possível relação de determinação endógena do indicador de solvência. Tal efeito foi formalizado na teoria de Fernandez-Arias (1994) que, em linhas gerais, afirma que os fatores que empurram os capitais externos em direção às economias em desenvolvimento, neste caso pode se inserir os preços das *commodities*, também podem afetar os fatores que atraem estes mesmos capitais para tais economias, neste caso, as exportações e, *ceteris paribus*, o indicador de solvência. A melhora nos indicadores de solvência pode atrair capitais de curto prazo para a economia que, em um segundo momento, pode gerar deterioração dos indicadores de solvência, via ampliação do estoque de PEL. Deste modo, suspeita-se que os preços das *commodities* exerçam efeitos indiretos neste processo.

Já em relação aos índices das bolsas de valores americana e brasileira, os parâmetros estimados para as variáveis foram negativos e significativos, contrariando os resultados apresentados na FIR. Quanto ao Jones, acredita-se que no longo prazo os agentes irão procurar manter suas inversões vinculadas a ativos mais seguros, ligados a economias desenvolvidas e a mercados financeiros mais maduros e, portanto, elevações no índice Dow Jones podem resultar em reduções no IEC do Brasil. Não obstante, no curto prazo os agentes buscam rentabilidade nos mercados de capitais das economias em desenvolvimento. Quanto ao sinal negativo para o índice Bovespa, analisando conjuntamente este resultado com o apresentado no teste de causalidade de Granger, pode-se explicá-lo como fruto de um efeito de causação inversa, que inicia com o aumento dos preços das *commodities*, que empurram os capitais externos para a economia brasileira e que resulta em elevação no índice de valores da bolsa brasileira.

Portanto, os resultados do modelo IEC permitem considerar que os preços das *commodities* parecem ser um importante fator que empurra o capital estrangeiro de curto prazo para o Brasil. Este resultado corrobora com o esperado para este exercício, pois dada a financeirização destes produtos, que inclusive é apontada pela literatura como parte da causa

do recente ciclo de alta dos preços das *commodities*⁶¹, é provável que a alta destes preços tenha contribuído significativamente para a entrada de IEC no país.

Finalizando a apresentação dos modelos propostos, segue-se com a estimação do modelo para o IED. Neste modelo não foi necessário realizar a pré-seleção das variáveis e, portanto, segue a tabela 25 com os resultados dos testes de autocorrelação residual LM, de heterocedasticidade de White e os valores dos critérios de informação AIC e SC.

Tabela 25 – Critério de informação AIC e SC, teste de autocorrelação residual LM e teste de heterocedasticidade de White para o modelo IED – 2002-T1 até 2014-T4.

		Ordem 2		Ordem 3	
		AIC	SC	AIC	SC
		-16,864	-9,637	-19,733	-9,308
Teste de Heterocedasticidade - White					
		Chi-sq	p-valor	chi-sq	p-valor
		1740,86	0,296	*	*
Teste de Autocorrelação Residual LM					
lags	Estatística	p-valor	Estatística	p-valor	
1	79,738	0,519	106,644	0,030	
2	90,418	0,222	90,304	0,225	
3	91,500	0,199	78,289	0,565	
4	89,969	0,232	104,798	0,039	
5	62,252	0,940	92,029	0,189	

*Não foi possível obter as estatísticas do teste. Fonte: Elaborado pelo autor com base nas estatísticas estimadas a partir do software Eviews 7.

Conforme os resultados apresentados na tabela 25, o modelo escolhido para prosseguir com as estimações é o que inclui duas defasagens. Considerando 5% de significância, este modelo não apresenta autocorrelação residual e heteroscedasticidade, além disto, o critério informação SC confirma que a melhor especificação para este modelo é a que inclui duas defasagens. Deste modo, segue-se com a apresentação dos resultados do teste de cointegração de Johansen.

⁶¹ Ver Prates (2007)

Tabela 26 – Valores estatísticos do teste de Johansen para o modelo IED.

Nr. de equações cointegradas	Estatística do Traço	P-valor	Estatística Máximo-autovalor	P-valor
Nenhuma	425,906	0,000	109,637	0,000
≤ 1	316,269	0,000	78,855	0,000
≤ 2	237,414	0,000	67,172	0,000
≤ 3	170,242	0,000	50,245	0,003
≤ 4	119,996	0,000	38,930	0,012
≤ 5	81,067	0,000	28,816	0,035
≤ 6	52,251	0,000	24,617	0,016
≤ 7	27,634	0,001	14,639	0,044
≤ 8	12,996	0,000	12,996	0,000

Fonte: Elaborado pelo autor com base nas estatísticas estimadas a partir do software Eviews 7.

A tabela 26 mostra que, a 5% de significância, existem até 8 relações de cointegração no modelo estimado, sendo que o número máximo de equações cointegradas que pode existir no modelo é 8. Este resultado é um indicador da estabilidade do modelo proposto e não deixa dúvidas sobre a estimação via metodologia VEC⁶².

Deste modo, segue-se com a apresentação dos resultados do teste de causalidade de Granger, com duas defasagens.

⁶² A figura 3 do Apêndice A apresenta os resultados do teste de raízes inversas do polinômio característico do modelo IED, sendo que os resultados confirmam a estabilidade do modelo proposto.

Tabela 27 – Teste de causalidade de Granger para as variáveis endógenas do modelo IED.

Hipótese Nula	Estatística	P-valor
$\Delta\text{COMM_tx}$ não causa ΔIED	2,962	0,062
ΔIED não causa $\Delta\text{COMM_tx}$	0,512	0,603
ΔPIB não causa ΔIED	4,392	0,018
ΔIED não causa ΔPIB	0,948	0,395
$\Delta\text{PIB_M_tx}$ não causa ΔIED	2,724	0,076
ΔIED não causa $\Delta\text{PIB_M_tx}$	0,265	0,768
ΔAI não causa ΔIED	1,000	0,376
ΔIED não causa ΔAI	0,061	0,941
ΔAB não causa ΔIED	0,574	0,568
ΔIED não causa ΔAB	0,367	0,695
$\Delta\text{Cambio_n}$ não causa ΔIED	1,972	0,151
ΔIED não causa $\Delta\text{Cambio_n}$	0,999	0,376
ΔIPCA não causa ΔIED	1,338	0,273
ΔIED não causa ΔIPCA	0,368	0,694
ΔFED não causa ΔIED	0,449	0,641
ΔIED não causa ΔFED	0,969	0,387
ΔPIB não causa $\Delta\text{COMM_tx}$	1,368	0,265
$\Delta\text{COMM_tx}$ não causa ΔPIB	4,278	0,020
$\Delta\text{PIB_M_TX}$ não causa $\Delta\text{COMM_tx}$	9,033	0,001
$\Delta\text{COMM_tx}$ não causa $\Delta\text{PIB_M_tx}$	6,006	0,005
ΔAI não causa $\Delta\text{COMM_tx}$	0,745	0,480
$\Delta\text{COMM_tx}$ não causa ΔAI	1,282	0,287
ΔAB não causa $\Delta\text{COMM_tx}$	1,491	0,236
$\Delta\text{COMM_tx}$ não causa ΔAB	5,964	0,005
$\Delta\text{Cambio_n}$ não causa $\Delta\text{COMM_tx}$	1,943	0,155
$\Delta\text{COMM_tx}$ não causa $\Delta\text{Cambio_n}$	0,434	0,651
ΔIPCA não causa $\Delta\text{COMM_tx}$	0,169	0,845
$\Delta\text{COMM_tx}$ não causa ΔIPCA	2,029	0,143
ΔFED não causa $\Delta\text{COMM_tx}$	4,889	0,012
$\Delta\text{COMM_tx}$ não causa ΔFED	0,147	0,864

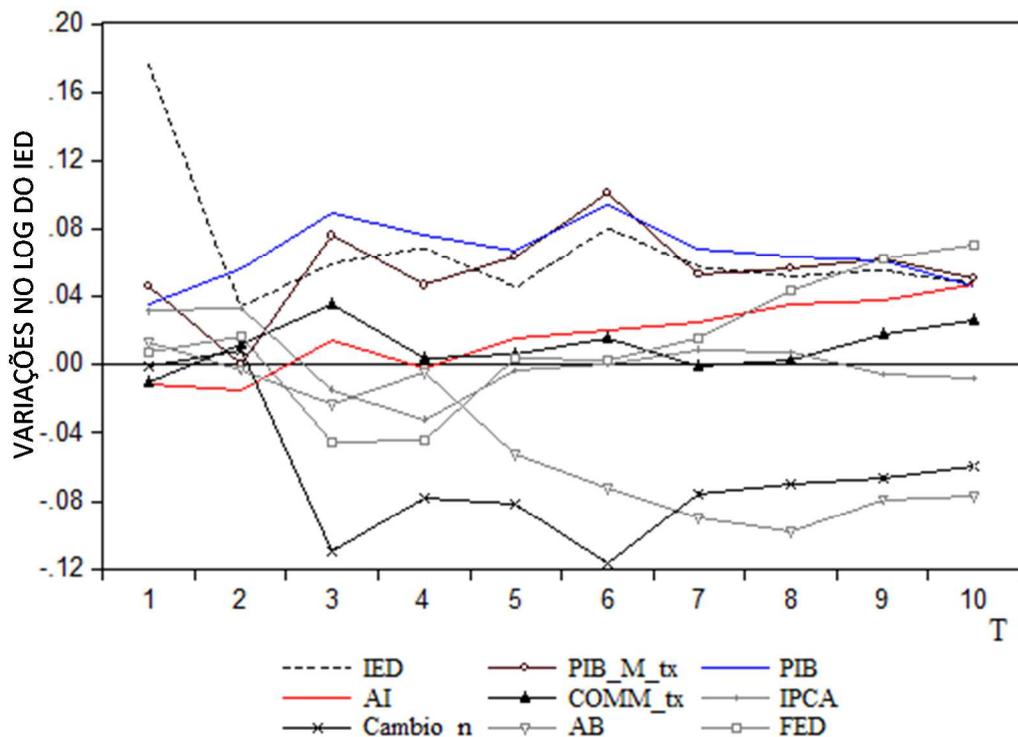
Fonte: Elaborado pelo autor com base nas estatísticas estimadas a partir do software Eviews 7.

A partir dos resultados apresentados na tabela 27, é possível observar algumas relações interessantes entre o IED e as demais variáveis endógenas do modelo, bem como entre a variável COMM_tx e outras variáveis endógenas. Apresentando inicialmente as relações de causalidade de Granger para o IED, com 10% de significância, o teste mostra que as variáveis COMM_tx e PIB_M_tx causam, no sentido de Granger, as variações no IED brasileiro. Ademais, com 5% de significância, o PIB causa o IED, o que indica a possível importância do tamanho da economia brasileira na entrada de capitais de longo prazo no país.

Passando aos resultados relacionados à taxa de crescimento dos preços das *commodities*, dentre os resultados relevantes com 5% de significância consta a relação de

causalidade da variável *COMM_tx* para as séries *PIB*, *AB* e *PIB_M_tx*, sendo que para esta última variável o sentido de causalidade é bilateral. Deste modo, o teste indica que os preços das *commodities* não só causam no sentido de Granger o IED, mas também o PIB, que por sua vez causa o IED. Ademais, a relação entre as séries *COMM_tx* e *AB* não surpreende, visto que o indicador de abertura comercial é formado pela soma das importações e exportações do país, dividido pelo PIB. Conforme já verificado no modelo *EXPORT*, os preços das *commodities* influenciam as exportações e, conforme indicado no teste de causalidade de Granger, estes preços causam o PIB. De qualquer modo, estas são apenas análises preliminares de relações de causalidade, que devem ser testadas de forma mais robusta no modelo *VAR/VEC* proposto. Assim, segue-se com a *FIR* para o modelo IED.

Gráfico 8 – Efeito impulso-resposta sobre a variável IED a partir do modelo *VAR/VEC*.



Fonte: Elaborado pelo autor com base nas estatísticas estimadas a partir do software Eviews 7.

O gráfico 8 apresenta os resultados *FIR* do modelo IED e pode-se observar que um choque nas variáveis *AI*, *PIB_M_tx*, *COMM_tx* e *PIB* geram aumento na entrada de IED no Brasil. Quanto a variável *IPCA*, que é uma *proxy* para a estabilidade econômica do país, aumentos nesta variável geram reduções acentuadas no IED, nos primeiros 5 trimestres após o choque, passando a ter um pequeno efeito positivo a partir do sexto trimestre e voltando a causar efeitos negativos sobre o IED a partir do nono trimestre, resultando por fim em um pequeno, mas negativo efeito sobre o IED. Já a relação entre as variáveis *AB* e *FED* são espúrias no curto prazo, pois choques positivos na primeira geram reduções no IED e, na

segunda, que é uma *proxy* para a liquidez internacional, geram elevações no IED. Especificamente quanto à série AB, este resultado pode ser explicado pela composição da variável, pois aumentos no PIB, *ceteris paribus*, reduzem o valor do índice de abertura comercial e, por outro lado, conforme demonstrado no gráfico 8, os aumentos no PIB atraem os investimentos para o Brasil.

Por fim, segue-se com a apresentação da equação de longo prazo do modelo VEC para o IED.

Tabela 28 - Equação de longo prazo do modelo VEC para o IED.

Variável	Parâmetro e desvio padrão
PIB_M_tx	-0.060 (0.164)
PIB	4.410 (0.512)
AI	16.928 (5.002)
COMM_tx	0.055 (0.007)
IPCA	-0.063 (0.024)
Cambio_n	4.667 (0.530)
AB	-0.258 (0.041)
FED	-0.076 (0.119)
C	-31.784

Fonte: Elaborado pelo autor com base nas estatísticas estimadas a partir do software Eviews 7.

A tabela 28 apresenta os resultados de longo prazo estimados para o modelo do IED. Dentre os resultados significativos, com 95% de confiança, tem-se que as variáveis ligadas ao nível de atividade econômica do Brasil exercem os maiores efeitos de longo prazo sobre o IED, especialmente a variável AI, que representa as oportunidades ligadas ao crescimento do mercado interno do país, ou seja, pode-se dizer que o IED no Brasil está predominantemente voltado para o *Market Seeking*. Ademais, o cambio_n também apresentou sinal positivo e significativo, a 5% de significância, mostrando que as desvalorizações da taxa de cambio aumentam o IED no Brasil, pois reduzem os valores dos ativos denominados em dólares.

Em relação a variável COMM_tx, esta apresentou parâmetro estimado significativo e portanto, apesar de ser pequena a influencia positiva do crescimento dos preços das *commodities* sobre o IED no Brasil, tem-se que estes preços auxiliam no aumento dos

investimentos diretos no país. O mesmo ocorre com a variável IPCA, que apresentou parâmetro estimado pequeno, porém significativo e com sinal negativo, mostrando que aumentos na inflação brasileira reduzem a entrada de IED no país. Já os resultados estimados para a variável AB são espúrios e os parâmetros estimados para as variáveis PIB_M_tx e FED não são significativos.

De modo geral, os resultados estimados para o modelo VAR/VEC para o IED estão de acordo com os obtidos por De Castro, Fernandes e Campos (2014), Cunha Junior (2012) e UNCTAD (2008). Quanto ao crescimento dos preços das *commodities*, que pode estimular a entrada de investimentos diretos pelo motivo *Resource Seeking*, os resultados deste trabalho são mais próximos aos apontados pelo Relatório Mundial de Investimentos, divulgado pela UNCTAD (2008). Este relatório aponta que os principais fatores que levam as empresas multinacionais a investirem no Brasil estão relacionados ao crescimento (1º lugar do *ranking*) e ao tamanho do mercado interno do país (2º lugar no *ranking*). Por outro lado, o acesso aos recursos naturais do país figura em quarto lugar neste *ranking*. Assim, a análise dos resultados obtidos através do modelo VAR/VEC para o IED corrobora com a pesquisa realizada pela UNCTAD (2008), visto que os preços das *commodities* exercem influência secundária na determinação do IED brasileiro, isso se comparado aos resultados estimados para as variáveis ligadas ao nível de atividade econômica do país.

Este resultado parece ser natural, visto o tamanho da economia brasileira e do mercado consumidor em relação ao peso que o mercado externo exerce sobre a economia, sendo que a exploração de recursos naturais está predominantemente relacionada à exportação de *commodities*. Entretanto, é possível considerar que os preços das *commodities* tenham exercido efeitos indiretos sobre o crescimento da economia brasileira. Uma das relações que se pode pensar é a de que o aumento dos preços das *commodities*, a melhoria dos termos de troca dos países exportadores de *commodities* da AL, bem como o aumento da renda destes países impulsionou a demanda por produtos manufaturados exportados pelo Brasil, sendo assim, o ingresso de IED para o Brasil pode também ter sido realizado pelo motivo *Efficiency Seeking*. Entretanto, estas ligações não foram explicitamente testadas nos modelos econométricos propostos.

Este capítulo procurou apresentar os resultados dos modelos VAR/VEC para as exportações, IED e IEC do Brasil. O capítulo seguinte apresentará as considerações finais.

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo central da análise proposta neste trabalho foi o de verificar a influência do recente ciclo de alta dos preços das *commodities* sobre a entrada de capital externo no Brasil. Para tanto, foi testada a influência deste ciclo sobre os três grandes agregados do Balanço de Pagamentos brasileiro, que representam as formas de ingresso de divisas externas no país, que são as exportações, IEC e IED. O principal resultado encontrado indica que o recente período de alta destes preços incrementou a entrada de divisas no país, sendo que os efeitos diretos mais fortes foram observados através das exportações e do IEC.

Esta possível influência dos preços das *commodities* foi analisada, primeiramente, sobre o aspecto teórico e empírico, com o objetivo de verificar, primeiramente, os possíveis canais pelos quais os preços das *commodities* podem afetar a entrada de capitais externos no Brasil. A partir disto, este trabalho procurou testar, com o uso dos modelos econométricos de Mudanças de Regimes *Markovianos* e de cointergração bivariada e multivariada, a possível influência exercida pelo recente ciclo de alta dos preços das *commodities* sobre a entrada de divisas externas no Brasil, via exportações, IEC e IED.

A análise das mudanças de regimes nos preços das *commodities* permitiu destacar o período de crescimento destes preços a partir do ano 2002, cujos seus aspectos determinantes foram discutidos por autores como Prates (2007), Unctad (2011) e Serrano (2013). Os resultados obtidos permitem notar que durante o ciclo de alta destes preços, a duração e a persistência dos regimes da série dos preços das *commodities* foi maior do que a observada no período anterior ao ano de 2002. Ademais, a partir de 2002, as alternâncias de regimes ocorrem entre os regimes mais altos estimados para o modelo, enquanto que no período entre os anos de 1995 e 2002, a série dos preços das *commodities* é formada pela alternância dos regimes mais baixos estimados para a série.

Esta mesma análise foi estendida para a entrada de capital externo no Brasil e os resultados apontam para um comportamento similar aos dos preços das *commodities*. Tanto a alternância, a persistência e a duração dos regimes foram alteradas após o início do ciclo de alta dos preços das *commodities*. Com exceção do IED, que apresentou uma alternância de regimes mais estável e gradual, as demais séries seguem padrões de comportamento dos regimes bastante similares, com destaque para os preços das *commodities* e as exportações, que entram em regimes considerados de alta com apenas um trimestre de diferença.

Portanto, a partir destes resultados é possível considerar que a expressiva entrada de capitais no Brasil, durante os anos 2000, e a conseqüente formação de reservas

internacionais⁶³ pelo país realmente possui alguma relação com o concomitante ciclo de alta dos preços das *commodities*. Neste sentido, os resultados dos modelos de cointegração ajudam a compreender e testar esta relação.

Assim, foram estimados modelos VAR/VEC para as exportações, IED e IEC, com o uso dos preços das *commodities* como variável explicativa central na análise, acompanhada por variáveis de controle apontadas pela literatura teórica e empírica como importantes na determinação dos fluxos de capitais para economias em desenvolvimento. Os resultados mostram que os preços das *commodities* são importantes determinantes da entrada de divisas externas no Brasil, via exportações e IEC. Quanto ao IED, este efeito é menor, mostrando que o motivo *Resource Seeking* de internacionalização da produção de empresas multinacionais possui papel secundário na determinação destes investimentos no Brasil.

Ademais, salienta-se que foram encontradas relações de cointegração bivariada entre os preços das *commodities* e as exportações, bem como entre estes preços e a entrada de capital externo via IED, porém não foi encontrada uma relação bivariada estável entre o IEC e os preços das *commodities*, resultado este que parece ser natural, tendo em vista o comportamento volátil da série do IEC, evidenciado nos resultados encontrados para as mudanças de regimes nesta série. Destaca-se, entretanto, que os resultados do modelo dinâmico de cointegração multivariada VAR/VEC apontam que existe uma relação estável entre as variáveis endógenas do modelo do IEC. Deste modo, suspeita-se que a relação de longo prazo entre os preços das *commodities* e o IEC ocorre, predominantemente, via canais indiretos, que podem estar sintetizados na possível influência destes preços sobre os indicadores de solvência externa do país.

Com efeito, tem-se que o recente ciclo de alta dos preços das *commodities*, além de ter influenciado as exportações do Brasil, possui papel mais amplo na economia, ao determinar a entrada de divisas externas no país via comércio e investimentos de curto prazo. As consequências desta influência são preocupantes, visto que a possível dependência do país em relação ao comportamento destes preços não se limita apenas ao comércio exterior, mas também abrange a entrada de capitais.

Contudo, o IED parece ser determinado, principalmente, pelo nível de atividade interno da economia brasileira, o que reduz a importância do comportamento dos preços das *commodities* sobre a atração destes investimentos ao país. Entretanto, um dos aspectos que

⁶³ Cabe ressaltar que a formação de reservas depende, primeiramente, da política cambial adotada pelo país. Dado a adoção de política de câmbio administrada, deve-se ainda considerar os motivos que levam o país a formar reservas. Neste sentido, o estudo de Van Der Laan (2008) investiga quais os principais motivos que levaram o Brasil a adotar esta política de formação de reservas internacionais.

não foi profundamente analisado neste trabalho é a possível influência destes preços sobre o nível de atividade da economia. Esta é uma questão que se sugere investigar, visto que alguns resultados indicam que os preços das *commodities* podem afetar as variáveis de nível de atividade do país, tais como o sentido de causalidade de Granger estimado dos preços das *commodities* para o PIB brasileiro.

Os resultados encontrados neste trabalho permitem ainda indicar que, durante os anos 2000, a formação do expressivo volume de reservas internacionais do país foi influenciada pelos preços das *commodities*, via entrada de capitais de curto prazo e pelo comércio exterior. Neste sentido, as exportações permitiram uma expressiva melhora das condições de solvência externa do país, condições estas que são fundamentais para a entrada de capital de curto prazo na economia. Portanto, os resultados apontam que a forte influência dos preços das *commodities* na formação de reservas internacionais do país, durante os anos 2000, ocorreu através de efeitos diretos sobre as exportações e IEC, mas também, talvez, por efeitos indiretos, que podem ser sintetizados na influência destes preços sobre as condições de solvência externa da economia. Deste modo, sugere-se a realização de pesquisas que investiguem a relação entre os preços das *commodities*, as exportações e os indicadores de solvência das economias em desenvolvimento.

Ainda em relação às sugestões de pesquisas futuras, neste trabalho não foi investigada com profundidade a questão da influência dos preços das *commodities* sobre as exportações de bens manufaturados pelo Brasil para a AL. Esta questão, levantada no capítulo teórico, pode ser importante para explicar, não somente o incremento das exportações de bens manufaturados pelo Brasil durante os anos 2000, mas também pode explicar a entrada de IED no país pelo motivo *Efficiency Seeking*. Assim, algumas empresas multinacionais podem estar investindo no Brasil justamente para aproveitar as vantagens estratégicas que o país oferece no comércio regional da AL.

REFERÊNCIAS

- APEX-BRASIL. As exportações Brasileiras e os Ciclos de Commodities: tendências recentes e perspectivas. **Boletim Conjuntura e Estratégia**, jul. 2011.
- BANERJEE, A.; LUMSDAINE, R. L.; JAMES H. S. Recursive and Sequential Tests of the Unit-Root and Trend-Break Hypotheses: Theory and International Evidence. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 10, n. 3, p. 271-287, 1992.
- BARBOSA, L. O. S.; MEURER, R. Determinantes do Investimento Estrangeiro em Carteira no Brasil de 1995 a 2009. In: **Anais do XXXVIII Encontro Nacional de Economia**. ANPEC-Associação Nacional dos Centros de Pós-graduação em Economia, 2011.
- BASTOS, P. P. Z. A integração comercial da América do Sul no mundo pós-crise: Desafios para o Brasil. In: CARNEIRO, R. M.; MATIJASCIC, M. **Desafios do Desenvolvimento Brasileiro**. Brasília, DF: Ipea, 2011. p. 59-72. Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=12321>. Acesso em: 01 ago. 2015.
- _____. A Economia Política da Integração da América do Sul no Mundo pós-crise. **Textos Avulsos Unicamp**, n. 10, 2012.
- BIELSCHOWSKY, R.. Prebisch e Furtado. In: GURRIERI, A. (org.). **O Manifesto Latino-Americano e outros ensaios**. Rio de Janeiro, RJ: Contraponto, Centro Internacional Celso Furtado, p. 7-14, 2011.
- BLACK, Clarissa. Eventos relacionados ao superciclo de preços das *commodities* no século XXI. **Indicadores Econômicos FEE**, v. 40, n. 2, p. 67-78, 2013.
- _____. Preços das commodities, termos de troca e crescimento econômico brasileiro nos anos 2000. **Indicadores Econômicos FEE**, v. 42, n. 3, p. 27-44, 2015.
- BOHL, M. T.; STEPHAN, P. M. Does Futures Speculation Destabilize Spot Prices? New Evidence for Commodity Markets. **Journal of Agricultural and Applied Economics**, v. 45, n. 4, p. 595-616, 2013.
- BM&F Bovespa. **Metodologia do Índice Bovespa**. São Paulo, 2015.
- CALVO, A. G.; LEIDERMAN, L.; REINHART, C. M. Capital Inflows and Real Exchange Rate Appreciation in Latin America: The Role of External Factors. **IMF Staff Papers**, v. 40, n. 1, 1993.
- CASTILHO, R. Marta; LUPORINI, Viviane. A elasticidade-renda do comércio regional de produtos manufaturados. **Textos para discussão CEPAL-IPEA**, n. 18, 2010.
- CHUHAN, P.; CLAESSENS, S.; MAMINGI, N. Equity and Bond Flows to Asia and Latin America: The Role of Global and Country Factors. **Working Papers World Bank**, 1993.
- COUTO, J. M. O pensamento desenvolvimentista de Raúl Prebisch. **Economia e Sociedade**, v. 16, n. 1, p. 45-64, 2007.

CUNHA JUNIOR, J. R. A. **Determinantes da atratividade de investimentos estrangeiros diretos no Brasil, 2009-2011**. 2012. 164 f. Tese (Doutorado) – Universidade de São Paulo. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, São Paulo, 2012.

DE CASTRO, P. G.; FERNANDES, E. A.; CAMPO, C. C. Os Determinantes do Investimento Externo Direto no Brasil e no México: Uma Análise Empírica. In: **Anais do XLI Encontro Nacional de Economia**. ANPEC- Associação Nacional do Centros de Pós-Graduação em Economia, 2014.

DEMPSTER, A. P.; LAIRD, N. M.; RUBIN, D. B. Maximum likelihood estimation from incomplete data via EM algorithm. **Journal of the Royal Statistical Society**, v. 39, n. 1, p. 1-38, 1977.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, n. 366a, p. 427-431, 1979.

DOORNIK, Jurgen A. **Econometric Analysis with Markov-Switching Models** – PcGive™ 14 Vol V. 1 ed. London: Timberlake Consultants Ltd, 2013.

DUNNING, J. H. Trade, location of economic activity and the multinational enterprise: a search for an eclectic approach. In: OHLIN, B.; HESSELBORN, P. O.; WIJKMAN, P J. (org.). **The International Allocation of Economic Activity**. Londres: Macmillan, p. 398-418, 1977.

_____. Trade Location of economic activity and the multinational enterprise: some empirical tests. **Journal of International Business Studies**, v. 11, n. 1, p. 9-31, 1980.

_____. Explaining the international direct investment position of countries: towards a dynamic or developmental approach. **Weltwirtschaftliches Archiv**, v. 117, p. 30-64, 1981.

_____. The eclectic paradigm of international production: a restatement and some possible extensions. **Journal of International Business Studies**, v. 19, n. 1, p. 1-31, 1988a.

_____. Trade, Location of Economic Activity and the Multinational Enterprise: A search for an Eclectic Approach. In: DUNNING, John H. **Explaining International Production**.

London: Unwin Hyman, 1988b. p. 13-40. Disponível em:

<[https://books.google.com.br/books?hl=pt-](https://books.google.com.br/books?hl=pt-BR&lr=&id=3TRWBQAAQBAJ&oi=fnd&pg=PP1&dq=explaining+international+production&ots=DDrkbiVK1B&sig=iITGwEM0GnVTdHhJJsBp_3udATE#v=onepage&q=explaining%20international%20production&f=false)

[BR&lr=&id=3TRWBQAAQBAJ&oi=fnd&pg=PP1&dq=explaining+international+production&ots=DDrkbiVK1B&sig=iITGwEM0GnVTdHhJJsBp_3udATE#v=onepage&q=explaining%20international%20production&f=false](https://books.google.com.br/books?hl=pt-BR&lr=&id=3TRWBQAAQBAJ&oi=fnd&pg=PP1&dq=explaining+international+production&ots=DDrkbiVK1B&sig=iITGwEM0GnVTdHhJJsBp_3udATE#v=onepage&q=explaining%20international%20production&f=false)>. Acesso em: 09 Ago. 2015.

_____. Re-evaluating the benefits of foreign direct investment. **Transnational Corporations**, v. 3, n. 1, p. 9-22, 1994.

_____. Some paradoxes of the emerging global economy: the multinational solution. **Alliance Capitalism in Global Business**. Londres e Nova Iorque: Routledge, 1997, p. 357-372.

_____. Location and the multinational enterprise: a neglected factor? **Journal of International Business Studies**, v. 29, n. 1, p. 45-66, 1998.

_____. The eclectic paradigm as an envelope for economic and business theories of MNE activity. **International Business Review**, v. 9, n.1, p. 163-190, 2000.

EICHENGREEN, B.; MODY, A. Interest Rates in the North and Capital Flows to the South: Is There a Missing Link? **International Finance**, v. 1, p. 35-57, 1998.

ENDERS, Walter. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley & Sons, 2010.

ENGLE, G.; GRANGER, C. W. J. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. **Econometrica**, v. 55, n. 2, p. 251-276, 1987.

FAETH, I. Determinants of foreign direct investment – A tale of nine theoretical models. **Journal of Economic Surveys**, v. 23, n. 1, p. 165-196, 2009.

FAVA, Vera Lúcia. Testes de Raízes Unitárias e Co-integração. In: Vasconcellos, Marco Antonio S.; ALVES, Denisard (org.). **Manual de econometria: nível intermediário**. São Paulo: Atlas, 2000. p. 245-252.

FERNANDEZ-ARIAS, E. The new wave of private capital inflows: Push or pull? **World Bank Policy Research Working Paper**, n. 1312, 1994.

FERNANDEZ-ARIAS, E; MONTIEL, P. J. The Surge in Capital Inflows to Developing Countries: Prospects and policy Response. **World Bank Policy Research Working Paper**, n. 1473, 1995.

FERRAZ, João Carlos; MARQUES, Felipe Silveira. A construção de Vantagens Competitivas Dinâmicas a partir das Commodities. In: BELUZZO, Luiz G. de Mello; FRISCHTAK, Cláudio R.; LAPLANE, Mariano (Org.). **Produção de Commodities e Desenvolvimento Econômico**. Campinas, SP: UNICAMP, Instituto de Economia, 2014. p. 33-42. Disponível em:
<http://www3.eco.unicamp.br/neit/images/stories/arquivos/Producao_de_Commodities_e_De_senvolvimento_Economico.pdf>. Acesso em: 26 jul. 2015.

FORNERO, J.; KIRCHNER, M. Learning About Commodity Cycles and Saving-Investment Dynamics in a Commodity-Exporting Economy. **Central Bank of Chile**, n. 727, 2014.

FRATZSCHER, M. Capital Flows, Push Versus Pull Factors and the Global Financial Crisis. **European Central Bank - Working Paper Series**, n. 1364, 2011.

FRIZO, P.; DE SOUZA LIMA, R. A. Efeitos da Flutuação dos Preços das Commodities no Fluxo de Investimento Estrangeiro Direto no Brasil. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 18, n. 3, p. 393-408, 2014.

GOLDFELD, S. M.; QUANDT, R. E. A Markov Model for Switching Regressions. **Journal of Econometrics**, v. 1, p. 3-16, 1973.

GRIFFITH-JONES, S.; OCAMPO, J. A. The Financial Crisis and its Impact on Developing Countries. **International Policy Centre for Inclusive Growth Working Paper**, n. 53, 2009.

GRUSS, B. After the boom-commodity prices and economic growth in Latin América and the Caribbean. **IMF Working Paper**, n. 14/154, 2014.

GUJARATI, D. N.; PORTER D. C.. **Econometria Básica**. 5. Ed. Porto Alegre: AMGH, 2011.

HAMILTON, J. D. A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle. **Econometrica**, v. 57, n. 2, p. 357-384, 1989.

_____. Analysis of Time Series Subject to Changes in Regime. **Journal of Econometrics**, v. 45, p. 39-70, 1990.

_____. **Time Series Analysis**. New Jersey: Princeton University Press, 1994.

HARRIS, R. I. D. **Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling**. 1 ed. London: Prentice Hall, 1995.

HIRATUKA, C. et al. Avaliação da Competição Comercial Chinesa em Terceiros Mercados. In: BITTENCOURT, G (org.). **El Impacto de China en América Latina: Comercio e Inversiones**. Montevideo: RED Mercosur de Investigaciones Económicas, 2012. p. 135-192. Disponível em:

<<http://www.redsudamericana.org/sites/default/files/doc/El%20impacto%20de%20China%20en%20America%20Latina.pdf>>. Acesso em: 04 de out. 2015.

JOHANSEN, S. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, n. 12, p. 231-254, 1988.

JUSELIUS, Katarina. **The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applications**. 1 ed. New York: Oxford University Press Inc., 2006.

KAPLINSKY, Raphael; DIRK, Messner. Introduction: The Impact of Asian Drivers on the Developing World. **World Development**, v. 36, n. 2, p.197-209, 2008.

KEYNES, J. M. **A teoria geral do emprego, do juro e da moeda**. 1. ed. São Paulo: Atlas, 2007.

KIM, Chang-Jin. Dynamic linear models with Markov-switching. **Journal of Econometrics**, v. 60, p. 1-22, 1994.

LARA, F. M. Solvência e liquidez externas: Aspectos teóricos, contábeis e a definição de indicadores sintéticos para análise de conjuntura. **Textos para discussão FEE**, n. 101, 2012.

_____. Comportamento do passivo externo líquido brasileiro entre 2001 e 2013: o papel dos fatores patrimoniais. **Indicadores Econômicos FEE**, v. 42, n. 1, p. 9-22, 2014.

LINDGREN, G. Markov Regime Models for Mixed Distributions and Switching Regressions. **Scandinavian Journal of Statistics**, v. 5, n. 2, p. 81-91, 1978.

MACKINNON, J. G.; HAUG, A. A.; MICHELIS, L. Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration. **Department of Economics**, University of Canterbury, 1998.

MASTERS, Michael W. Testimony before the committee on homeland security and governmental affairs. **US Senate**, Washington, v. 20, 2008.

MEDEIROS, Carlos; CINTRA, M. R. V. P. Impacto da ascensão chinesa sobre os países latino-americanos. **Revista de Economia Política**, v. 35, n.1, p. 28-42, 2015.

MEDEIROS, Carlos; SERRANO, Franklin. Inserção Externa, Exportações e Crescimento no Brasil. In: FIORI, J.; MEDEIROS, Carlos. **Polarização mundial e crescimento**. Petrópolis: Vozes, 2001.

MORGAN, C. W. Futures Markets and Spot Price Volatility: A Case Study. **Journal of Agricultural Economics**, v. 50, n. 2, p. 247-257, 1999.

NAKAHODO, S. N.; JANK, M. S. A Nova Dinâmica das Exportações Brasileiras: Preços, Quantidade e Destinos. **Revista de Economia e Relações Internacionais**, v. 5, n. 9, 2006.

PANARIELLO, M. **Análise comparada da evolução das estruturas produtivas nos países da América do Sul**. Brasília: Convênio PNUD/CEPAL/NAE, 2007.

PATTERSON, K. **An Introduction to Applied Econometrics: A Time Series Approach**. New York: Palgrave, 2000.

PERES, S. C et al. Determinantes Macroeconômicos dos Fluxos de Capital de Curto Prazo no período 2000 a 2013: uma aplicação do modelo SVAR. In: **Anais do XVI Encontro Regional de Economia da Região Sul**. ANPEC-Associação Nacional dos Centros de Pós-graduação em Economia, 2013.

PERRON, P. The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. **Econometrica**, v. 57, n. 6, p. 1361-1401, 1989.

_____. Trend, unit root and structural change in macroeconomic time series. In: Seminários de Pesquisa Econômica, 1, 1995, Rio de Janeiro. Anais Eletrônicos...Rio de Janeiro: Escola de Pós-Graduação em Economia da FGV, 1995. Disponível em: <<http://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/bitstream/handle/10438/12305/000089649.pdf?sequence=1&isAllowed=y>>. Acesso em: 01 de dez. 2015.

PESARAN, M. Hashem; SHIN, Yongcheol. Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models. **Economics Letters**, n. 58, 1998.

PRATES, D. M. A alta recente dos preços das commodities. **Revista de Economia Política**, v. 27, n. 3, p. 323-344, 2007.

PRATES, D.; MARÇAL, E. F. O Papel do Ciclo de Preços das Commodities no Desempenho Recente das Exportações Brasileiras. **Revista Análise Econômica**, n. 49, p. 163-191, 2008.

PREBISCH, Raúl. O desenvolvimento econômico da América Latina e alguns de seus principais problemas (Manifesto Latino-Americano). In GURRIERI, A. (org.). **O Manifesto Latino-Americano e outros ensaios**. Rio de Janeiro, RJ: Contraponto, Centro Internacional Celso Furtado, p. 7-14, 2011a.

_____. Problemas teóricos e Práticos do Crescimento Econômico. In: GURRIERI, A. (org.). **O Manifesto Latino-Americano e outros ensaios**. Rio de Janeiro, RJ: Contraponto, Centro Internacional Celso Furtado, p. 247-298, 2011b.

_____. O Mercado Comum Latino-Americano. In: GURRIERI, A. (org.). **O Manifesto Latino-Americano e outros ensaios**. Rio de Janeiro, RJ: Contraponto, Centro Internacional Celso Furtado, p. 343-392, 2011c.

QUANDT, R. E. A New Approach to Estimating Switching Regressions. **Journal of the American Statistical Association**, v. 67, n. 338, p. 306-310, 1972.

SAID, S. E.; DICKEY, D. A. Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order. **Biometrika**, v. 71, n. 3, p. 599-607, 1984.

SANTOS, J. Did Futures Markets Stabilise US Grain Prices? **Journal of Agricultural Economics**, v. 53, n. 1, p. 24-36, 2002.

SERRANO, Franklin. A mudança na tendência dos preços das commodities nos anos 2000: Aspectos estruturais. **Oikos**, v. 12, n. 2, p. 168-198, 2013.

SILVA, J. C. A. L. **Revisão empírica da tese de Prebisch-Singer no período pós-bretton woods**. Dissertação (Mestrado) – Programa de Pós-Graduação, Instituto de Economia, Universidade Federal de Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2013.

SILVEIRA, E. M. C. da. **Crescimento econômico e restrição externa no Brasil: uma análise a partir da hipótese de Thirlwall**. Dissertação (Mestrado) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade do Vale do Rio dos Sinos, São Leopoldo, 2015.

SINGER, H. W. The Distribution of Gains between Investing and Borrowing Countries. **The American Economic Review**, v. 40, n. 2, p. 473-485, 1950.

SINNOTT, Emily; NASH, John; TORRE, Augusto de La. **Recursos naturais na América Latina: Indo além das altas e baixas**. 1. Ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2010.

TAVARES, M. C. **Da substituição de importações ao capitalismo financeiro: ensaios sobre a economia brasileira**. Rio de Janeiro: Zahar, 1973.

UNITED NATIONS CONFERENCE ON TRADE AND DEVELOPMENT – UNCTAD. **World Investment Prospects Survey 2008-2010**. United Nations: New York e Geneva, 2008.

_____. **Trade and Development Report**. United Nations Conference on Trade and Development, Geneva, 2011.

_____. **World Investment Prospects Survey 2013-2015**. United Nations: New York e Geneva, 2013.

_____. **World Investment Prospects Survey 2014-2016**. United Nations: New York e Geneva, 2014.

VAN DER LAAN, C. **Gestão cambial e de fluxos de capitais em economias emergentes: três ensaios sobre a experiência recente do Brasil**. Tese (doutorado em economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2008.

VEIGA, P. M.; RÍOS, S. P. O regionalismo pós-liberal na América do Sul: origens, iniciativas e dilemas. **CEPAL**, n. 82, 2007.

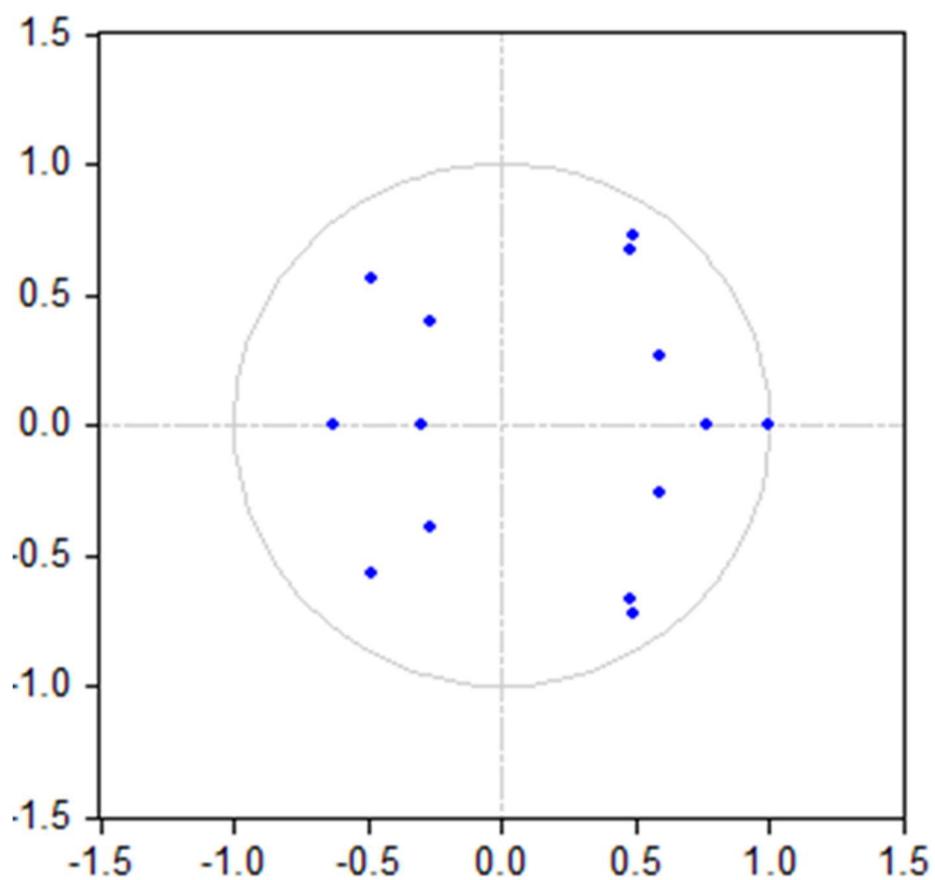
ZIVOT, Eric; ANDREWS, Donald W. K. Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 10, n. 3, p. 251-270, 1992.

WHITE, H. Maximum Likelihood Estimation of Misspecified Models. **Econometrica**, v. 50, n. 1, p. 1-25, 1982.

WORLD BANK. Global Economic Prospects 2009: Commodities at the Crossroads. Washington DC, 2009.

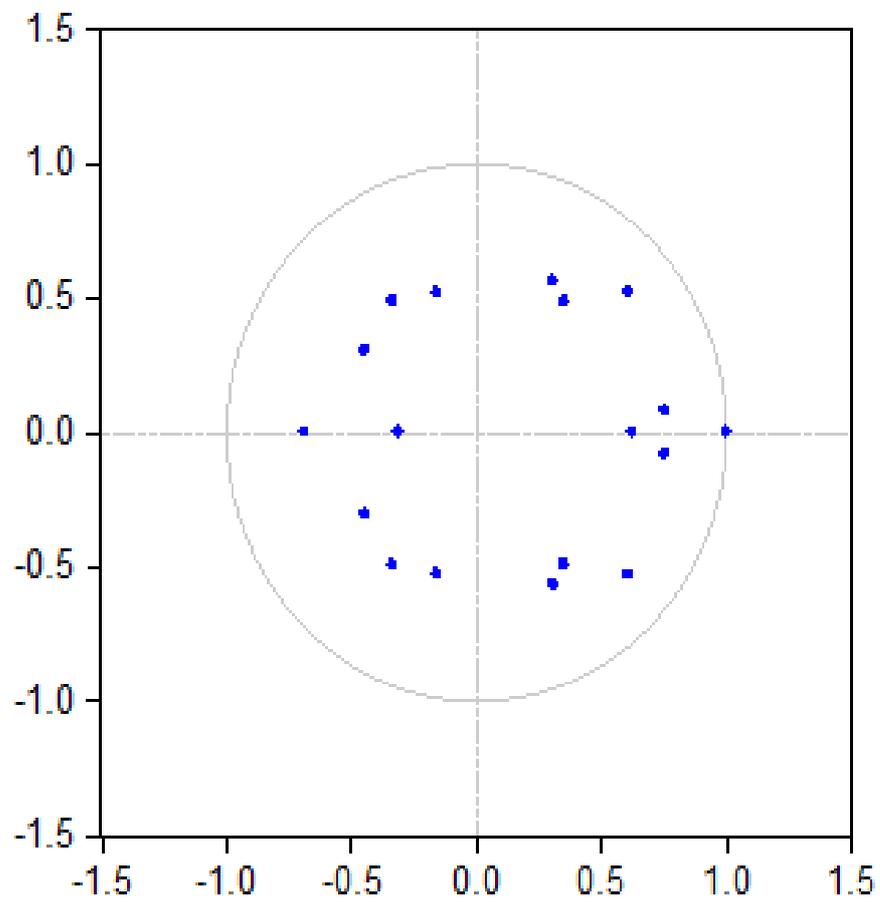
**APÊNDICE A – TESTE ESTATÍSTICO DE RAÍZES INVERSAS DOS MODELOS
VAR/VEC PARA AS VARIÁVEIS EXPORT, IEC E IED**

Figura 1 - Raízes inversas do polinômio característico do modelo VAR/VEC para a variável
EXPORT.



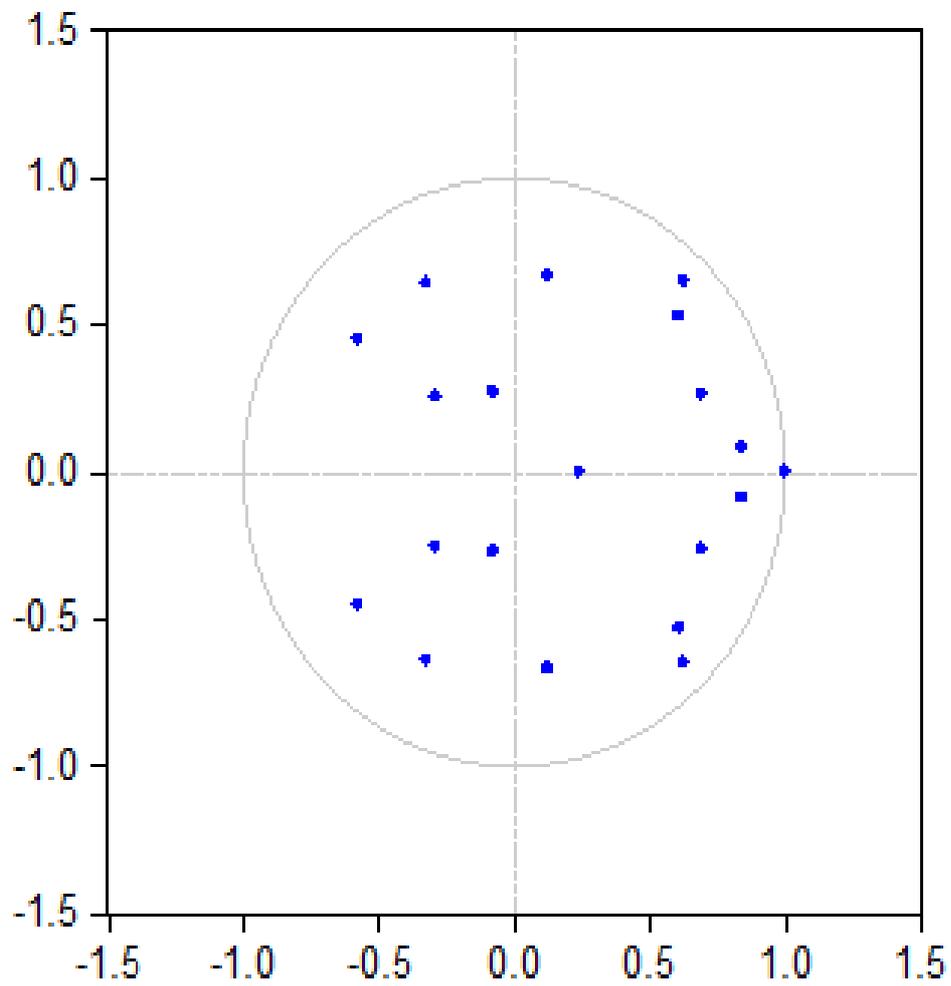
Fonte: Elaborado pelo autor com base nas estatísticas estimadas a partir do software Eviews 7.

Figura 2 - Raízes inversas do polinômio característico do modelo VAR/VEC para a variável IEC.



Fonte: Elaborado pelo autor com base nas estatísticas estimadas a partir do software Eviews 7.

Figura 3 - Raízes inversas do polinômio característico do modelo VAR/VEC para a variável IED.



Fonte: Elaborado pelo autor com base nas estatísticas estimadas a partir do software Eviews 7.