



UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO, ATUÁRIA E
CONTABILIDADE
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA – CAEN
MESTRADO EM ECONOMIA APLICADA

MARCELO DAVI SANTOS

OS EFEITOS DA VOLATILIDADE DO CÂMBIO SOBRE AS EXPORTAÇÕES
DE *COMMODITIES* ENTRE O BRASIL E OS SEUS PRINCIPAIS PARCEIROS
COMERCIAIS NO PERÍODO 2000-2013

FORTALEZA

2014

MARCELO DAVI SANTOS

OS EFEITOS DA VOLATILIDADE DO CÂMBIO SOBRE AS EXPORTAÇÕES DE
COMMODITIES ENTRE O BRASIL E OS SEUS PRINCIPAIS PARCEIROS
COMERCIAIS NO PERÍODO 2000-2013

Dissertação de Mestrado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia – CAEN da Faculdade de Economia, Administração, Atuárias e Contabilidade da Universidade Federal do Ceará como requisito parcial para obtenção de título de Mestre em Economia. Área de Concentração do trabalho: Economia Internacional e Políticas Cambiais.

Fortaleza

2014

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
Universidade Federal do Ceará
Biblioteca da Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade

-
- S236e Santos, Marcelo Davi.
Os efeitos da volatilidade do câmbio sobre as exportações de commodities entre o Brasil e os seus principais parceiros comerciais no período 2000-2013 / Marcelo Davi Santos. – 2014.
68 f.: il. color., enc. ; 30 cm.
- Dissertação (mestrado) – Universidade Federal do Ceará, Programa de Pós Graduação em Economia, CAEN, Fortaleza, 2014.
Área de Concentração: Macroeconomia e Econometria Aplicada.
Orientação: Prof. Dr. Fabrício Carneiro Linhares.
1. Mercadorias. 2. Câmbio. 3. Comércio internacional. I. Título.

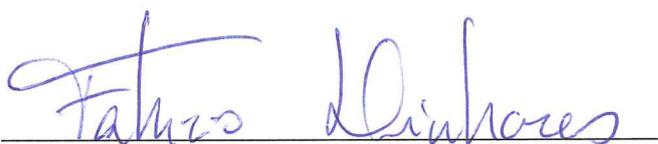
MARCELO DAVI SANTOS

OS EFEITOS DA VOLATILIDADE DO CÂMBIO SOBRE AS EXPORTAÇÕES DE
COMMODITIES ENTRE O BRASIL E OS SEUS PRINCIPAIS PARCEIROS
COMERCIAIS NO PERÍODO 2000-2013

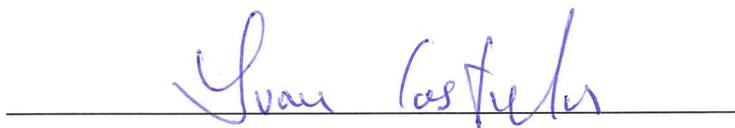
Esta dissertação foi submetida à coordenação do Programa de Pós-Graduação em Economia – CAEN da Faculdade de Economia, Administração, Atuárias e Contabilidade da Universidade Federal do Ceará como parte dos requisitos necessários à obtenção do título de Mestre em Economia, outorgado pela Universidade Federal do Ceará – UFC e encontra-se à disposição dos interessados na Biblioteca da referida Universidade.

A citação de qualquer trecho desta dissertação é permitida, desde que feita de acordo com as normas da ética científica.

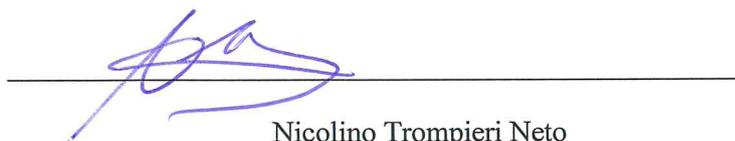
Data de aprovação: 31 / 07 / 2014



Prof. Dr. Fabrício Carneiro Linhares
Professor Orientador – Coordenação CAEN / UFC



Prof.º Luiz Ivan de Melo Castelar
Membro da Banca Examinadora – Interno / Departamento de Economia - UFC



Nicolino Trompieri Neto
Membro Externo à Instituição / Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE)

AGRADECIMENTOS

Ao Senhor Jesus Cristo, por não apenas ter me dado todos os dias o fôlego de vida, mas também por ter enxugado todas as minhas lágrimas derramadas pelas madrugadas.

Aos Meus Pais, Maria Arlinda e Raimundo Tomé, pelo amor e pelos ensinamentos dos verdadeiros valores da vida: respeito, união, decência, esforço e acima de tudo pela humildade.

Aos meus irmãos, Antônio, Emanuel, Juliana, Maurício e Simone Davi pela amizade, respeito e apoio nas minhas decisões e nos momentos mais difíceis da minha vida sempre tiveram presente. Aos meus sobrinhos, Gabriel, Gabriele, Lucas e Rebeca pelo carinho e os dias divertidos.

Aos meus pais adotivos, Anízia e Domingo, pelo respeito e profundo carinho que sempre demonstraram. Aos seus filhos Emanuel, Sayonara, Samyla, Saul, Tâmara e Talita pela gentileza de terem me aceitado como irmão.

Ao professor Fabrício Linhares, pela dedicação na realização desta dissertação, por acreditar no meu potencial e pelo respeito.

Aos professores, Ivan Castelar e Sebastião Carneiro, com os quais tive o privilégio e a honra de trabalhar ao longo da minha vida acadêmica e também pelo respeito e confiança que sempre demonstraram.

Aos amigos, Prof. Ivan Castelar e Nicolino Trompieri Neto (IPECE) por aceitarem o convite para participar da banca examinadora e pelas ricas sugestões dadas.

Aos grandes amigos da Residência Universitária REU 2133, Mateus, Yansley Clenoir, Helder, Michael, Paulo e David pela amizade e momentos divertidos.

Aos amigos Ernesto Vasconcelos, Nidyane Santos, Alexsander Lira, Pedro Fernandes, Dércio Nonato, Janaína Feijó, Netinho, pelo respeito, amizade e incentivo à carreira acadêmica.

Aos colegas da faculdade Anderson, Egio, Fabrício, Joseph, Kelson, Luciana, Marcel, Micheliana e Tibério, pelos momentos divertidos quando bolsista do Programa de Educação Tutorial (PET).

ABSTRACT

RESUMO: A grande importância que alguns estudos internacionais dão quanto aos efeitos da volatilidade do câmbio e da dinâmica das políticas cambiais sobre as transações comerciais vêm crescendo nos últimos anos. Todavia, não há um consenso na literatura precedente a respeito dos impactos da volatilidade cambial sobre o fluxo de exportações e importações. De Grauwe & Skudenly (2000), Ozturk (2006), Bahmani-Oskooee & Hegerty (2007) e Auboin & Ruta (2012) argumentam que uma maior variabilidade da taxa de câmbio é prejudicial ao comércio entre países. Para os autores, esse impacto negativo da volatilidade cambial sobre o volume financeiro de comércio internacional decorre da teoria da escolha sob incerteza. O documento concentra-se principalmente em investigar os impactos da volatilidade da taxa de câmbio sobre os fluxos de exportações de *commodities* do Brasil para Argentina, Alemanha, China e EUA durante 2000:T1 e 2013:T3. Para verificar a existência de quebras estruturais na função tendência das variáveis reais do modelo de fluxo de comércio bilateral brasileiro, aplicou-se o teste sugerido por Perron & Yabu (2009). Os resultados desse teste indicaram que das vinte e cinco (25) séries analisadas, 64% apresentaram uma quebra no nível e inclinação na função tendência das mesmas. Com o objetivo de evitar resultados viesados em relação à ordem de integração das séries por causa da presença de quebras estruturais, foram aplicados os testes de raiz unitária com quebras estruturais desenvolvidos por Lee & Strazicich (2003) e Lee & Strazicich (2004). Os resultados dos dois testes indicaram que das vinte e cinco (25) séries analisadas, 80% e 84%, são estacionárias com uma e duas quebras, respectivamente. Isto é, podem ser caracterizadas como pertencentes à classe $I(0)$. Para finalizar a análise, aplicou-se o teste de quebra estrutural de Bai e Perron (1998) para analisar as mudanças na condução da política cambial brasileira durante o período de 2000 a 2013. Os resultados indicaram a existência de duas (2) quebras estruturais nos parâmetros estimados da função tendência para as exportações de *commodities*.

PALAVRAS-CHAVES: *Commodities*, Volatilidades do Câmbio, Quebras Estruturais.

LISTA DE FIGURAS (ANEXO A)

Figura 1: Séries temporais da Taxa Real de Câmbio Bilateral para os cinco principais parceiros Comerciais do Brasil (2000-2013).....	29
Figura 2: Séries temporais da Volatilidade Cambial para os cinco principais parceiros Comerciais do Brasil (2000-2013).....	31
Figura 3: Séries temporais da Renda Real para os cinco principais parceiros Comerciais do Brasil (2000-2013).....	48
Figura 4: Séries temporais das Exportações Reais de <i>Commodities</i> Brasil – Argentina (2000-2013).....	49
Figura 5: Séries temporais das Exportações Reais de <i>Commodities</i> Brasil – Alemanha no período 2000-2013.....	50
Figura 6: Séries temporais das Exportações Reais de <i>Commodities</i> Brasil – China no período 2000-2013.....	51
Figura 7: Séries temporais das Exportações Reais de <i>Commodities</i> Brasil – EUA no período 2000-2013.....	52

LISTA DE TABELAS (ANEXO B)

Tabela 1: Resultado do teste para quebras estruturais na função tendência das séries temporais no período de 2000-2013.....	55
Tabela 2: Resultado do teste de raiz unitária com uma quebra estrutural de Lee & Strazicich (2003) para o período 2000-2013.....	56
Tabela 3: Resultado do teste de raiz unitária com duas quebra estrutural de Lee & Strazicich (2003) para o período 2000-2013.....	57
Tabela 4: Grupo de países e classe de <i>commodities</i> (NBM/SH2).....	53
Tabela 5a: teste de quebra estrutural de Bai & Perron (1998) - SupFt(1).....	54
Tabela 5b: teste de quebra estrutural de Bai & Perron (1998) - SupFt(2).....	55
Tabela 5c: teste de quebra estrutural de Bai & Perron (1998) - SupFt(2/1).....	56

LISTA DE GRÁFICOS (ANEXO C)

Gráficos 1 - Função Resposta-Impulso: Brasil – Argentina.....	57
G1.1) Exportações de Carnes e miudezas, comestíveis (NBM/SH2- Código:02).....	57
G1.2) Exportações de Café, chá, mate e especiarias (NBM/SH2 - Código: 09).....	58
G1.3) Exportações de sementes e frutos oleaginosos; Grãos, sementes e frutos diversos; Plantas industriais ou medicinais; Palhas e forragens (NBM/SH2 - Código: 12).....	59
G1.4) Exportações de Gorduras e óleos animais ou vegetais; Produtos da sua dissociação; Gorduras alimentares elaboradas; Ceras de origem animal ou vegetal (NBM/SH2 - Código: 15).....	60
G1.5) Exportações de Açúcares e produtos de confeitaria (NBM/SH2 - Código: 17).....	61
Gráficos 2 - Função Resposta-Impulso: Brasil – Alemanha.....	62
G2.1) Exportações de Café, chá, mate e especiarias (NBM/SH2 - Código: 09).....	62
G2.2) Exportações de Minérios, escórias e cinzas (NBM/SH2 - Código: 26).....	63
Gráficos 3 - Função Resposta-Impulso: Brasil – China.....	64
G3.1) Exportações de Sementes e frutos oleaginosos; Grãos, sementes e frutos diversos; Plantas industriais ou medicinais; Palhas e forragens (NBM/SH2 - Código: 12).....	64
G3.2) Exportações de Minérios, escórias e cinzas (NBM/SH2 - Código: 26).....	65
Gráficos 4 - Função Resposta-Impulso: Brasil – EUA.....	66
G4.1) Exportações de Café, chá, mate e especiarias (NBM/SH2 - Código: 09).....	66
G4.2) Exportações de Combustíveis minerais, óleos Minerais e produtos da sua destilação; Matérias betuminosas e Ceras Minerais (NBM/SH2 - Código: 27).....	67
G4.3) Exportações de Pastas de madeira ou de outras matérias fibrosas celulósicas; Papel ou cartão de reciclar (desperdícios e aparas) (NBM/SH2 - Código: 47).....	68
G4.4) Exportações de Ferro fundido, ferro e aço (NBM/SH2 - Código: 72).....	69

SUMÁRIO

LISTA DE FIGURAS	5
LISTA DE TABELAS	6
LISTA DE GRÁFICOS.....	6
CAPÍTULO 01 – INTRODUÇÃO.....	9
CAPÍTULO 02 – ARCABOUÇO TEÓRICO.....	13
2.1. Relação entre política cambial e comércio internacional.....	13
2.2. Evidências empíricas dos efeitos da volatilidade da taxa de câmbio.....	14
CAPÍTULO 03 – METODOLOGIA.....	20
3.1. Base de dados.....	20
3.1.1. Taxas bilaterais de câmbio real.....	20
3.1.2. Medida de Volatilidade: <i>Moving Standard Deviation (MSD)</i>	21
3.1.3. Renda real e exportações reais das principais <i>Commodities</i>	21
3.2. Procedimentos Econométricos.....	22
3.2.1. Teste de Perron & Yabu (2009) para verificar a existência de quebras estruturais.....	22
3.2.2. Testes de raiz unitária na presença de quebras estruturais.....	23
3.2.3. O Modelo de Múltiplas Quebras Estruturais de Bai & Perron (1998).....	24
3.2.4. Modelo empírico para as exportações bilaterais de <i>commodities</i> „„„.....	27
CAPÍTULO 04 - RESULTADOS E DISCUSSÕES.....	29
4.1. Análise do comportamento das séries temporais brasileiras (2000-2013).....	29
4.2. Análises dos testes para verificar a existência de quebras estruturais - Perron & Yabu (2009).....	31
4.3. Análises dos testes de raiz unitária com uma e duas quebras estruturais - Lee & Strazicich (2003; 2004).....	34
4.4. Análises do teste de Bai & Perron (1998) para quebras estruturais.....	37
4.5. Análise das funções resposta-impulso.....	38
CAPÍTULO 05 - CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	40
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	42

CAPÍTULO 01 - INTRODUÇÃO

As incertezas após o colapso do Sistema Bretton Woods em 1971 com relação aos efeitos da oscilação da taxa real de câmbio sobre o fluxo de comércio têm despertado bastante interesse para muitos autores da área. A importância dos efeitos de curto e longo prazo das políticas cambiais sobre os fluxos de exportações e importações, sendo estes elementos principais da balança comercial de qualquer país, têm se destacado na literatura internacional nas últimas décadas. Nesse contexto, investigar os efeitos da volatilidade da taxa real de câmbio sobre o padrão de comércio entre o Brasil e os seus principais parceiros comerciais é de grande importância para a formulação de políticas que amenizem os impactos dessa volatilidade sobre o fluxo de comércio, principalmente as exportações de *Commodities*.

Outra importância da estabilidade da taxa real de câmbio é a sua influência sobre o nível de crescimento econômico dos países em desenvolvimento (como por exemplo, o Brasil). Para Jayme Jr., Missio & Oreiro (2007), manter a taxa real de câmbio em um nível competitivo influencia o crescimento dos países basicamente porque ela exerce um efeito positivo sobre o desempenho das exportações e gera incentivos à produção de bens substitutos às importações. As conseqüências desse processo de transmissão em cadeia é o aumento da demanda agregada e, por conseguinte, da produção e do emprego no curto e longo prazo. Além disso, uma taxa real de câmbio equilibrada influencia a distribuição funcional da renda, o padrão de especialização da economia e, assim, o tamanho e o dinamismo de alguns setores importantes. Esses fatores são relevantes para manter o crescimento sustentável de uma nação (BAHMANI-OSKOOEE, HARVEY & HEGERTY, 2013).

Para Vasconcelos & Gremaud (1996), Souza & Hoff (2003), Bittencourt & Campos (2011), Bittencourt & Carmo (2012; 2013), Bahmani-Oskooee, Harvey & Hegerty (2013) e Carneiro (2013) esses estudos que buscam analisar tais efeitos fornecem informações que permitem uma melhor atuação dos agentes no mercado frente à instabilidade cambial e que eliminam aquelas variáveis que influenciam negativamente o fluxo de comércio do Brasil. Além disso, tais autores afirmam que grande parte da volatilidade da taxa real de câmbio do Brasil é decorrente da instabilidade macroeconômica internacional e dos diferentes planos e políticas econômicas de estabilização adotadas ao longo do tempo e instituídas pelo país.

No entanto, Bittencourt & Carmo (2013) observaram que alguns estudos que defendem uma política cambial com regimes fixos argumentam que os riscos associados com a volatilidade da taxa (real e nominal) de câmbio são prejudiciais às negociações internacionais, visto que, um câmbio muito volátil desestimula (estimula) os exportadores (importadores) de venderem (comprarem) os seus produtos no mercado internacional.

Dessa forma, a grande importância que alguns estudos internacionais dão quanto aos efeitos da volatilidade do câmbio e da dinâmica das políticas cambiais sobre as transações comerciais vêm crescendo nos últimos anos. Todavia, não há um consenso na literatura precedente a respeito dos impactos da volatilidade cambial sobre o fluxo de exportações e importações. Por exemplo, Bini-Smaghi (1991); Arize (1995); Chowdhury (1993); Gervais & Larue (2001); Rose (2000) e De Grauwe & Skudenly (2000) encontraram que a volatilidade cambial influencia negativamente o fluxo comercial entre os países.

Os trabalhos de Asseery & Peel (1991); Bailey, Tavlas, e Ulan (1986); Gotur (1985) & Mohanty, Meyers & Smith (2000) encontraram ou um efeito negativo ou a ausência de qualquer efeito da volatilidade sobre volume de comércio. Enquanto, Jozsef (2011) evidenciou uma relação positiva entre variabilidade cambial e fluxos comerciais. Assim, o que se tem observado é que a relação entre volatilidade cambial e fluxo de comércio pode ser positivo, negativo e em alguns casos esta relação nem existe.¹

Todavia, conforme salienta Bittencourt & Campos (2013), é importante fazer a distinção entre mudanças de curto, médio e longo prazos nas taxas de câmbio ao estudar os efeitos da incerteza cambial sobre o comércio. Pois de acordo com Cho *et al.* (2002), um argumento comum contra o uso da variabilidade de curto prazo é que o risco da taxa de câmbio pode ser facilmente coberto com adequados instrumentos de gestão de risco de curto prazo. Para Perée & Steinherr (1989), embora a curto prazo o risco da taxa de câmbio possa ser coberto com sucesso nos mercados financeiros, a incerteza além de um horizonte temporal de um ano não pode ser coberto com baixo custo, evidenciando, dessa forma, que a instabilidade cambial de longo prazo constitua um provável problema para os fluxos comerciais internacionais (BITTENCOURT & CAMPOS, 2013).

Diante disso, dado que o comércio de *commodities* é uma das variáveis que mais contribuiu para o crescimento brasileiro nas últimas décadas, analisar os efeitos da volatilidade da taxa de real de câmbio e de outros determinantes do comércio, tais como níveis de renda e câmbio real sobre o comércio internacional do Brasil é de suma importância, pois auxilia na formação de políticas econômicas equilibradas, buscando uma maior coordenação macroeconômica entre o Brasil e seus principais parceiros comerciais (BITTENCOURT & CAMPOS, 2013).

Historicamente o Brasil sempre foi e é um grande produtor e exportador de *commodities*, pois nossas exportações sempre foram pautadas em produtos de origem agrícola (açúcar, café, borracha, soja), mineral (alumínio e minérios) e combustíveis (petróleo e gás). Grande parte da balança comercial brasileira é constituída por essas categorias de produtos e que muitos dos produtos importados são manufaturados (muitos desses vindos da China).

Para muitos economistas, a especialização da base produtiva exportadora do Brasil baseada na produção de produtos básicos com baixo valor agregado, é um fator relevante, pois traz melhorias para o saldo da balança comercial. Contudo, algumas ressalvas devem ser feitas. Primeiro, se por um lado a economia se beneficia do comércio desses tipos de mercadorias, por outro o torna dependente dos preços estabelecidos internacionalmente. Por exemplo, quando a demanda internacional está em alta, a tendência dos preços favorece as empresas produtoras, pois estas auferem níveis de lucros mais significativos. Caso contrário, num cenário de recessão mundial as *commodities* se desvalorizam, prejudicando não só os lucros das empresas, mas o nível de competitividade das exportações.

O segundo ponto é que não se agrega valor aos produtos, pois muitas vezes o produto é produzido aqui e exportado e tornamos a importar o bem manufaturado. E

1. Para uma revisão mais detalhada a respeito desta relação ver Côté (1994), McKenzie (1999), Ozturk (2006) e Bahmani-Oskooee e Hegerty (2007).

por fim, não é possível controlar a sua oferta e, por isso, seus preços são muito voláteis, tornando a economia que a produz vulnerável aos humores das cotações dos preços no mercado global. Todavia, apesar dessas desvantagens quanto à produção e exportação de *commodities*, no momento atual, esses produtos estão cotados a alto valor. Esta valorização é fruto da especulação e de um aumento real da demanda devido à entrada de parcelas da população da China e de outros países emergentes na sociedade de consumo (Russa, Índia, África do Sul). Isso tem beneficiado a economia brasileira e proporcionou uma boa arrecadação com exportações no ano de 2013.

Outro fato interessante que surge quanto à especialização de um país em exportar produtos baseados em recursos naturais está relacionado ao nível de crescimento econômico. Nos últimos anos, vários autores têm discutido sobre a contribuição para o crescimento econômico de uma estrutura produtiva especializada em recursos naturais versus uma estrutura produtiva intensiva em tecnologia sofisticada. Sachs & Warner (1995), Dalum, Laursen & Verspagen (1999) e Rodrik (2006) demonstram que existe uma importância do padrão de especialização das economias. Para os autores, países que se especializam em exportar produtos industriais (i.e, manufaturados) obtêm maiores níveis de crescimento econômico. Por outro lado, em um contexto de crise, como a verificada nos anos de 2008 e 2011, Brahmhatt & Canuto (2010) evidenciam que as economias especializadas na exportação de *commodities*, apresentaram uma recuperação mais rápida dos seus efeitos em relação aos países baseados na exportação de produtos industriais (SOUZA & VERÍSSIMO, 2013).

Um estudo realizado por De Negri & Alvarenga (2011) revelou que a importância das *commodities* na pauta de exportações brasileiras cresceu nas últimas décadas. Segundo os autores, na década de 90 as *commodities* representavam 40% das exportações, enquanto entre 2007 e 2010 chegou a 51%. A grande preocupação nessas estatísticas é que, com esse aumento, caiu a participação brasileira nas outras áreas, as de produtos elaborados, justamente as que agregam mais valor. Isso significa que o Brasil exporta produto bruto, e cede mercado a outras economias que transformam esse mesmo produto em algo mais sofisticado, gerando emprego e desenvolvimento tecnológico e industrial. Desenvolvimento esse, que o Brasil não consegue produzir justamente pelas características da nossa economia. De acordo com o estudo o minério de ferro foi o principal responsável pela grande elevação do peso das *commodities* na pauta das exportações brasileiras em 2010-2011. Os resultados desse estudo chamam a atenção para um fenômeno que preocupa alguns especialistas, a desindustrialização do país (De NEGRI & ALVARENGA, 2011).

Considerando um cenário de incertezas cambiais e de evolução da participação brasileira no comércio internacional nas últimas décadas, o objetivo do presente estudo consiste em analisar as seguintes questões: como a volatilidade da taxa real de câmbio de médio e longo prazo tem afetado os fluxos de exportações de *commodities* do Brasil com seus principais parceiros comerciais, a saber: Alemanha, Argentina, China e EUA? Outra questão a ser analisada é se esses fluxos de exportações de *commodities* do Brasil com seus principais parceiros têm recebido impactos significativos e diferenciados, em relação à variabilidade cambial e dos níveis de renda e câmbio real?

A grande contribuição desse estudo em relação à literatura precedente está no nível de desagregação dos dados sobre fluxo de comércio entre o Brasil e os seus

quatro (4) principais parceiros comerciais, a saber: Argentina, Alemanha, China e EUA. Enquanto muito dos estudos avaliam os efeitos da volatilidade da taxa real de câmbio sobre o fluxo de exportações e importações no agregado, esse trabalho analisa tais efeitos sobre um determinado setor que foi e é historicamente expressivo no padrão de comércio do Brasil, a saber: o setor de *commodities*. Este estudo visa também contribuir com os demais trabalhos que avaliaram, nos últimos 20 anos, o padrão de comércio dos principais setores brasileiro, como por exemplo, Bittencourt & Campos (2011), Bittencourt & Carmo (2012; 2013), Bittencourt & Campos (2013) e Bahmani-Oskooee, Harvey & Hegerty (2013). Outra contribuição desse estudo é o fato de considerar a existência de possíveis quebras estruturais² na tendência das variáveis.

O estudo está estruturado em cinco capítulos, além desta Introdução. No capítulo 2, apresentam-se o papel das *commodities* para o comércio internacional brasileiro; o capítulo 3 a revisão da literatura; o capítulo 4 descreve os fundamentos teóricos e a metodologia utilizada no trabalho e discute brevemente os procedimentos de estimação; as análises dos resultados são apresentadas no capítulo 5, e por fim o capítulo 6 é feita as considerações finais.

2. Para verificar a existência de quebras estruturais na função tendência das variáveis aplica-se o teste sugerido por Perron & Yabu (2009). Para testar a hipótese de raiz unitária com quebras estruturais será utilizado o procedimento desenvolvido por Lee & Strazicich (2003; 2004). E para testar mudanças nos parâmetros do modelo finalizar a análise, aplica-se o teste de quebra estrutural de Bai e Perron (1998).

CAPÍTULO 02 – ARCABOUÇO TEÓRICO

Nas últimas décadas, os trabalhos investigaram a relação entre o nível e a volatilidade da taxa real de câmbio e seus efeitos nas transações comerciais, bem como seus impactos nos ciclos de negócios e no crescimento econômico para um grupo seletivo de países africanos, europeus, asiáticos, Estados Unidos e especialmente para os países latino-americanos. Neste capítulo será feita uma breve revisão das principais hipóteses dos efeitos de uma depreciação cambial sobre o fluxo de comércio. Serão revisados também os principais trabalhos que investigaram, ao longo dos últimos anos, os impactos da volatilidade do câmbio sobre o fluxo de exportações e importações.

2.1. Relação entre política cambial e comércio internacional

Não é de hoje que o grande problema de muitas economias está nos desequilíbrios dos seus balanços de pagamentos. Tais desequilíbrios tendem a ser revertidos por ajustes automáticos nos preços, na taxa de juros e renda. Contudo, a cura pode ser pior do que a própria doença, pois se esses ajustes podem acontecer, revertê-los podem ocorrer à custa de uma recessão interna ou uma inflação de preços. O que se observa ao longo das últimas décadas, é que ao invés de as autoridades monetárias se apoiarem em ajustes de preços, taxa de juros e renda para compensarem tais desequilíbrios ou esperarem na “utópica mão invisível” preconizada pelos clássicos, os governos permitem variações na taxa de câmbio real ou nominal (CARBAUGH, 2008).

Por muito tempo, estudiosos questionavam a respeito dos efeitos de curto e longo prazo de uma depreciação cambial sobre o fluxo de exportações e importações. Na literatura internacional a discussão teórica dos efeitos de uma desvalorização cambial sobre o saldo da balança comercial é tratada a partir das seguintes hipóteses. A primeira hipótese está relacionada ao fato de uma depreciação cambial implicar, no curto prazo, em uma deterioração da balança comercial com uma subsequente melhora do mesmo no longo prazo, caracterizando a existência do fenômeno da Curva-J. Enquanto a segunda hipótese está relacionada à validade da condição de Marshall-Lerner (CML). De acordo com esta hipótese, a soma do valor absoluto das elasticidades-preço da demanda de exportações e importações com respeito ao câmbio deve ser maior do que um. Esta condição garante que os efeitos da política cambial, isto é, uma desvalorização cambial tenha efeito positivo, no longo prazo, sobre a balança comercial de um determinado país.

A terceira é a hipótese ou efeito “*hysteresis*”. De acordo com Baldwin (1990) *apud* Pena *et al.* (2003), esse efeito teve sua origem na física e têm sido constantemente aplicado na economia com a finalidade de se explicar mudanças no nível de equilíbrio externo causadas por choques na taxa de câmbio da economia. Para o autor, tal conceito explorado inicialmente em macroeconomia aberta, considera a existência de custos de entrada em novos mercados que não podem ser recuperados posteriormente, ou em outras palavras, “*sunk costs*” (custos de entrada) no comércio internacional. Para Dornbusch & Fischer (1991) esse efeito ocorre quando há uma grande e persistente valorização da moeda nacional. Esse fenômeno ocorre em função de uma grande variação da taxa de câmbio, na medida em que o país passa por uma diminuição do câmbio deixando somente um impacto a longo-prazo na balança comercial (PENA *et al.*, 2003).

Uma explicação teórica para a existência destes fenômenos, condição de Marshall-Lerner (CML) e fenômeno da Curva-J, seria o de que haveria no curto prazo uma relativa rigidez em termos de *quantum* importado e exportado, bem como uma rigidez de preços. Esta rigidez ocorre em função dos contratos de comércio estabelecidos (existência de contratos de câmbio) e do hiato necessário para o ajuste da capacidade produtiva, visto a defasagem do processo de tomada de decisão dos agentes dado à mudança da política cambial. Assim, esta defasagem da resposta do fluxo de comércio à mudança na taxa de câmbio estabeleceria um padrão, no curto prazo, semelhante à letra J (LEONARDO & STOCKMAN, 2001; CAMPO *et al.*, 2010; VASCONCELOS, 2010).

Os trabalhos de Bickerdike (1920), Robinson (1947), Metzler (1948), Moura (2005), Carneiro (2013) analisaram os determinantes do comércio exterior do ponto de vista das abordagens das elasticidades e da absorção. Enquanto, os trabalhos de Rose & Yellen (1989), Rose (1990; 1991), Wilson (2001), Pena *et al.* (2003), Pholphirul (2004), Mancies (2005), Pierdzioch (2005), Sastre (2005), Lobo (2007), Matesanz & Fumorolas (2009), Bahmani-Oskooee, Hegerty & Scott (2010), Vasconcelos (2010) e Bahmani-Oskooee & Jia Xu (2012) analisam os efeitos de mudanças cambiais sobre os fluxos de exportação e importação que compõem a balança comercial a partir do ponto de vista da dinâmica do fenômeno da curva-J.

2.2. Evidências empíricas dos efeitos da volatilidade da taxa de câmbio

Atualmente a taxa de câmbio se tornou um instrumento chave para as autoridades monetárias, pois ela tem uma importância crucial no ajustamento do balanço de pagamento, principalmente na conta da balança comercial, pois dependendo da sua volatilidade o país pode apresentar superávit ou déficit no saldo comercial. Acredita-se que os diferentes planos econômicos de estabilização, ao longo do tempo, adotados por diversas nações após o “*breakdown*” do Sistema Bretton Woods em 1970, são responsáveis por grande parte da volatilidade da taxa de câmbio real de médio e longo prazo. Essa volatilidade da taxa de câmbio real é de fundamental importância para a economia, visto que, diversos países adotam um regime cambial de flutuação suja (CÔTÉ, 1994; MCKENZIE, 1999; OZTURK, 2006; BAHMANI-OSKOOEE & HEGERTY, 2007; BITTENCOURT & CAMPOS, 2011; AUBOIN & RUTA, 2012; BAHMANI-OSKOOEE *et al.*, 2013; BITTENCOURT & CARMO, 2013).

De acordo com o comportamento do câmbio, o Banco Central intervém no mercado cambial seja na compra ou na venda de divisas estrangeiras para que a taxa de câmbio não ultrapasse os limites que ele julga necessário para manutenção da sua política cambial (no caso do Brasil, manter o regime de metas inflacionárias). Portanto, as autoridades monetárias têm consciência plena de seus objetivos para conduzir suas políticas econômicas de forma eficaz, e assim, atingir seu objetivo principal: alcançar um crescimento sustentável e um balanço de pagamento equilibrado. As políticas de valorização e desvalorização cambial são consideradas instrumentos de mudanças de gastos porque intervém nas transações de importação e exportação, dada que uma valorização cambial desestimula as exportações e estimula as importações, de forma a desviar os gastos de bens locais para bens estrangeiros e assim, equilibrar o balanço de pagamentos (BLANCHARD, 2007; CARBAUGH, 2008; MANKIW, 2011).

A relação entre volatilidade da taxa de câmbio e fluxo de comércio bilateral entre os países foi examinado em uma série de pesquisas nas últimas décadas. Porém, não há um consenso na literatura quanto aos verdadeiros sinais desta variável. Para Côté (1994), McKenzie (1999), Bittencourt & Campos (2011), Bahmani-Oskooee *et al.* (2013) e Bittencourt & Carmo (2013) a volatilidade da taxa de câmbio real pode ter dois efeitos sobre a economia. O primeiro é um efeito negativo direto sobre o padrão de comércio internacional entre países, por meio da incerteza e dos custos de ajustamentos. O segundo é um efeito indireto através de seu efeito sobre a estrutura de produção, investimentos e políticas governamentais.

Conforme Auboin & Ruta (2012) relatam, em média, os efeitos da volatilidade do câmbio sobre os fluxos de comércio são negativos, mas, a extensão destes efeitos depende de um número de fatores, incluindo a existência de instrumentos de *hedging*, estrutura de produção e do grau da integração econômico entre países. Segundo Cho *et al.* (2002) o fluxo de exportações e importações serão tão mais prejudicado quanto mais avessos ao risco forem os agentes, isto é, quanto menores forem as oportunidades de *hedging* contra o risco de câmbio, bem como quanto maior for a parcela das receitas e despesas em moeda externa. Desta forma, muitos autores assumem que um risco cambial mais alto reduza receita esperada das exportações e, portanto, reduz os incentivos para o comércio (GONZAGA & TERRA, 1997).

De Grauwe & Skudenly (2000), Ozturk (2006), Bahmani-Oskooee & Hegerty (2007) e Auboin & Ruta (2012) argumentam que uma maior variabilidade da taxa de câmbio é prejudicial ao comércio entre países. Pois, esse impacto negativo da volatilidade cambial sobre o volume financeiro de comércio internacional decorre da teoria da escolha sob incerteza. Segundo os autores, esta teoria ressalta que em condições de incerteza os agentes econômicos escolhem a opção que oferece menor risco. Além disso, de acordo com Bittencourt & Campos (2011), as situações onde a volatilidade cambial torna as atividades voltadas para o mercado externo mais incertas, os agentes acabam optando por atividades onde o risco é menor. Ou se os movimentos da taxa de câmbio não são totalmente esperados, um aumento na variabilidade cambial pode levar agentes econômicos avessos ao risco a reduzirem suas atividades no comércio mundial.

Bélangier *et al.* (1988) investigaram os impactos da volatilidade da taxa de câmbio nominal sobre o fluxo de comércio bilateral entre Canadá e Estados Unidos no período 1976 a 1987. A análise foi realizada para o fluxo comercial de cinco setores, a saber: alimentos, produtos industriais, bens de capital, veículos automotivos e bens de consumo diversos. Como medida de volatilidade, eles utilizaram os erros de previsão para um período de três meses sobre um modelo de *forward market*. Utilizando técnicas de variáveis instrumentais, Bélangier *et al.* (1988) estimam equações de demanda por exportações dos Estados Unidos para o Canadá em função da volatilidade (medida de risco), capacidade instalada, produto e preço relativos. Os resultados das estimações confirmam que os efeitos da volatilidade da taxa de câmbio são prejudiciais e significantes em apenas dois setores: produtos industriais e veículos automotivos. Os efeitos estimados estavam no intervalo de 3% e 4% para os dois setores analisados. Enquanto para os setores, alimentos e bens de consumo diversos, os efeitos da volatilidade são positivos, mas insignificantes.

Todavia, os resultados de Bélanger *et al.* (1988) não foram convincentes desde que diversas variáveis utilizadas na estimação não apresentaram sinais esperados. Para corrigir tal problema, Bélanger *et al.* (1992) estimam uma função de demanda por importações para os Estados Unidos utilizando as mesmas variáveis e os mesmos setores. No entanto, uma medida diferente de volatilidade foi utilizada. Eles usaram um método desenvolvido por Pagan & Ullah (1988) que isola o prêmio de risco nos erros de previsões. Eles estimam quarenta modelos para diversas defasagens da variável volatilidade. Os resultados mostraram que de quarenta estimações, apenas dois setores foram estatisticamente significantes.

Para Alemanha, França e Itália, Bini-Smaghi (1991) analisou o volume e o nível de preços de exportações para uns dos setores mais importantes para estes países: o setor de bens manufaturados. O estudo foi analisado ao longo do período de regência do Sistema Monetário Europeu (EMS), isto é, de 1976 a 1984. Os resultados mostraram que os impactos da volatilidade³ são significantes e têm um efeito negativo sobre o fluxo de exportações para os três países. Os efeitos da variabilidade cambial sobre o nível de preços foram significantes, mas apresentaram sinais diferentes entre os países considerados na amostra. Para a Alemanha tal efeito foi negativo, enquanto, para França e Itália os efeitos foram positivos. Para Bini-Smaghi (1991) o efeito positivo sobre a estrutura de preços de exportações dos bens manufaturados para França e Itália mostra que, uma proporção maior do risco ou incerteza da taxa de câmbio real é custeada pelos exportadores. Além disso, o autor afirma que a ineficiência de alguns estudos para encontrar efeitos significantes é devido à falta de uso de dados desagregados, modelos mal especificados e uma medida eficiente de volatilidade.

No grupo de trabalhos aplicado para alguns países industriais se destaca o estudo de Asseery & Peel (1991). Nesse estudo eles examinaram a influência da variabilidade do câmbio sobre o fluxo de exportação multilateral para cinco países industriais ao longo do período anual de 1973 a 1987. Eles utilizaram os resíduos gerados a partir de um processo ARIMA para a taxa de câmbio real como medida de volatilidade e um modelo de correção de erros (VEC). Com exceção do Reino Unido, os resultados mostram que para todos os países a volatilidade teve um efeito positivo e significativo sobre as exportações desse grupo de países.

Como pode ser visto alguns estudos⁴ encontram efeitos positivos da volatilidade do câmbio sobre o nível de comércio entre países. Uma explicação para isso está no estudo de Dellas & Zilberfarb (1993). De acordo com esse estudo, os efeitos das oscilações cambiais resultariam em grande risco que, ao invés de inibir os agentes econômicos indiferentes ao risco a comercializarem, acabariam gerando oportunidades de diversificação de portfólio de risco e aumentarem a expectativa por maiores lucros. Isto ocorreria, principalmente, em países desenvolvidos dotados de um mercado financeiro altamente eficiente. De acordo com Maskus (1986) os efeitos da oscilação do câmbio variam entre os diversos setores econômicos. Estes efeitos diferenciados da variação cambial entre setores é devido aos diferentes graus de abertura ao comércio internacional e/ou porque os setores diferem quanto aos níveis de concentração da

3. Bini-Smaghi (1991) utiliza o desvio padrão da taxa de crescimento semanal da taxa câmbio efetiva (EMS) como *proxy* para a volatilidade da taxa de câmbio real.

4. Para uma revisão mais detalhada a respeito dessa relação ver Côté (1994), McKenzie (1999), Ozturk (2006), Bahmani-Oskooee & Hegerty (2007) e Auboin & Ruta (2012).

indústria e fazem uso diferenciado de contratos de longo prazo (BITTENCOURT & CAMPOS, 2011).

Chowdhury (1993) analisou a dinâmica dos impactos da instabilidade da taxa de câmbio sobre o volume de comércio no contexto de um modelo de correção de erros multivariado. O modelo foi estimado para cada país do grupo G-7 (Alemanha, Canadá, EUA, França, Itália, Japão e Reino Unido) ao longo do período de 1973 a 1990. Os resultados mostraram que o efeito da volatilidade cambial é prejudicial ao padrão de comércio destes países. Para o autor, assumindo a hipótese de que os agentes do mercado são avessos ao risco, os efeitos da volatilidade cambial provocaria uma redução nas atividades econômicas, mudanças no nível de preços e/ou mudanças nas alocações ótimas de oferta e demanda. Estas mudanças seriam para minimizar o risco gerado pelos efeitos da volatilidade da taxa de câmbio. E isto, por sua vez, poderia alterar a distribuição da produção em muitos setores nestes países. Quanto aos resultados dos testes de Chow, estes mostraram a ausência de instabilidade dos parâmetros dos modelos estimados.

Arize (1995), utilizando dados mensais de fevereiro de 1978 a junho 1986 verificou os efeitos da variação do câmbio sobre as proporções das exportações bilaterais de nove categorias de produtos dos EUA para os setes principais países industrializados. Como medida de volatilidade cambial o autor empregou o desvio padrão da variação percentual mensal da taxa de câmbio bilateral entre os EUA e os setes principais países. O estudo revelou efeitos diferenciais da volatilidade do câmbio em diferentes categorias de exportações. Desta forma, para Arize (1995), a incerteza da taxa de câmbio tem um efeito negativo sobre as exportações reais dos Estados Unidos, e por sua vez, pode ter um grande impacto sobre a alocação de recursos para diferentes indústrias, dependendo das elasticidades comerciais.

Um estudo realizado por Qian & Varangis (1994) constatou que a volatilidade da taxa de câmbio teve efeitos positivos e estatisticamente significantes sobre as exportações da Suécia. Para os autores, esta relação positiva podia ser que o efeito de uma grande depreciação da moeda sueca aumentaria os volumes de exportação daquele país. Estes resultados corroboram com o estudo de Arize (1998). Os principais resultados encontrados por ele foram que a volatilidade da taxa de câmbio teve um efeito positivamente significativo sobre o volume das importações da Grécia e Suécia.

Peridy (2003) analisou os impactos da instabilidade cambial sobre as exportações dos países pertencentes ao grupo G-7. Ele encontrou muitos efeitos negativos, todavia, estes efeitos não foram estatisticamente significantes para alguns setores e países. Os resultados mostraram que os efeitos da volatilidade do câmbio dependem, além de outros fatores, do tipo/segmento da indústria analisada e do mercado de destino (isto é, parceiro comercial). Além disso, os resultados de Peridy (2003) confirmam os problemas de alguns estudos que usaram dados agregados. Tais problemas são denominados na literatura de viés de agregação.

Bahmani-Oskooee & Hegerty (2008) analisaram os impactos da variação do câmbio sobre o comércio entre o Japão e Estados Unidos. Utilizando dados desagregados para 117 indústrias japonesas ao longo do período de 1973 a 2006, eles comprovaram que, no curto prazo, algumas indústrias foram influenciadas pela instabilidade da taxa de câmbio real, embora tal efeito seja ambíguo. Em relação ao longo prazo, as participações comerciais de muitas indústrias não foram afetadas pela

incerteza da taxa de câmbio. Outra observação importante é que os autores constaram que algumas indústrias apresentaram mudanças relativas na participação do comércio global.

Byrne, Darby & MacDonald (2008) analisaram os efeitos da volatilidade do câmbio sobre o fluxo de comércio bilateral para o mercado dos Estados Unidos ao longo do período de 1989-2001. Usando dados anuais para dois tipos de produtos: diferenciados e homogêneos. Além disso, utilizaram um painel com seis países europeus e 22 indústrias. Quando eles agruparam todas as indústrias em conjunto, as evidências de um efeito negativo da volatilidade cambial sobre o fluxo de comércio foram significantes, o que confirma os resultados de outros estudos utilizando dados agregados. No entanto, quando se analisa o fluxo comercial para os dois setores separadamente, os efeitos sobre o comércio são negativos e significantes para os bens diferenciados e insignificantes para os bens homogêneos.

Bahmani-Oskooee & Mitra (2008) investigaram, entre os Estados Unidos e a Índia, os efeitos de uma variação cambial sobre os fluxos comerciais entre os dois países considerados. Usando dados anuais para um grupo de 40 indústrias no período de 1962 a 2004, os resultados demonstraram que, no curto prazo, o fluxo de importações de 17 indústrias e o fluxo de exportações de 15 indústrias foram afetados. Estes resultados confirmam a capacidade crescente de um país emergente, como a Índia, em produzir bens de importação substituíveis. Não é à toa que tal país faz parte de um grupo em excelente ascensão nas últimas décadas, o grupo dos BRICS. Por outro lado, quanto ao longo prazo, apenas alguns setores são afetados. Para os autores, isto é devido ao aumento da dependência do comércio entre a Índia e os EUA, fazendo com que, as indústrias respondam inelasticamente aos movimentos da taxa de câmbio real.

Outro estudo muito interessante para o setor industrial é o trabalho de Bahmani-Oskooee & Kovyryalova (2008). Eles investigaram ambos os efeitos, de curto e longo prazo, das flutuações da taxa de câmbio real sobre o comércio entre os EUA e o Reino Unido, utilizando dados de exportação e importação anuais desagregada para 177 indústrias de 1971 a 2003. De acordo com os resultados, a volatilidade da taxa de câmbio real libra-dólar tem um efeito significativo, no curto prazo, sobre as importações de 109 indústrias e sobre as exportações de 99 indústrias. Onde na maioria dos casos, estes efeitos são desfavoráveis, isto é, um efeito prejudicial sobre o comércio bilateral entre os países.

Todavia, no longo prazo, o número de casos significantes foi um pouco menor do que ao anterior. Das 177 indústrias apenas 62 indústrias importadoras e 86 indústrias de exportação são significativamente e adversamente afetadas pelas oscilações do câmbio. Conforme os autores as indústrias afetadas envolvem tanto indústrias de bens duráveis e não-duráveis. Incluindo também pequenas, bem como grandes indústrias, corroborando resultados de outros estudos que usaram dados agregados.

Para o comércio bilateral entre Estados Unidos e México, Bahmani-Oskooee & Hegerty (2009) examinaram os impactos das flutuações da taxa de câmbio sobre o volume de exportação e importação entre os dois países. Neste trabalho, os autores investigaram os efeitos das flutuações do câmbio sobre o fluxo de comércio para 102 indústrias, exportadoras e importadoras, durante o período 1962 a 2004. Eles

analisaram ambos os efeitos, de curto e longo prazo, da volatilidade da taxa de câmbio real peso/dólar sobre o comércio entre os dois países.

Eles concluíram que, no curto prazo, o aumento da volatilidade afeta negativamente os fluxos de comércio na maioria das indústrias. Ao passo que, os efeitos de longo prazo foram importantes para apenas um terço das indústrias estudadas, e desta, apenas dois terços apresentaram sinais negativos. Para Bahmani-Oskooee & Hegerty (2009) o aumento da integração e a liberalização das políticas econômicas adotadas pelo México nas últimas décadas permitiram maiores ajustes no longo prazo. Desta forma, é notório que, os efeitos da instabilidade do câmbio sobre o padrão de comércio é menor no longo prazo do que no curto prazo.

CAPÍTULO 03 - METODOLOGIA

3.1. Base de dados

3.1.1. Taxas bilaterais de câmbio real (2000-2013)

As taxas bilaterais de câmbio nominal e real para os principais parceiros comerciais do Brasil foram calculadas da seguinte forma. Primeiro, os dados foram convertidos na moeda do país exportador através do deflacionamento da taxa de câmbio nominal pelo índice de preços ao consumidor (no caso do Brasil, INPC ou IPCA) do país exportador. Foi utilizada a taxa de câmbio do final do período, extraída da publicação Estatísticas Financeiras Internacionais (IFS) do Fundo Monetário Internacional (FMI, 2012) e do Ipeadata (2013). As taxas de câmbio real para cada parceiro comercial do Brasil foram calculadas a partir da equação (1):

$$RER_{i,t}^{USA} = NER_{i,t}^{USA} \left(\frac{IPC_{USA,t}}{IPC_{i,t}} \right) \quad (1)$$

Onde $RER_{i,t}^{USA}$ e $NER_{i,t}^{USA}$ são as taxas de câmbio real e nominal bilaterais, respectivamente, para o país i com respeito à moeda dos EUA⁵ no período t . Dessa forma, a equação (1) representa nada mais do que a definição de uma taxa de câmbio real do país i com relação à moeda americana (US\$). O $IPC_{USA,t}$ representa o índice de preços ao consumidor nos Estados Unidos no momento t . Enquanto o $IPC_{i,t}$ reflete o índice de preços ao consumidor do país i (Alemanha, Argentina, Brasil e China) no momento t (BAHMANI-OSKOOEE & HEGERTY, 2009; BITTENCOURT, 2012; BITTENCOURT, 2013).

Para Argentina, Alemanha, China e Estado Unidos o índice utilizado para deflacionar a taxa nominal de câmbio foi o índice geral de preço ao consumidor (CPI). Para o caso do Brasil, o índice utilizado foi o índice de preço ao consumidor amplo (IPCA). Estas séries, com periodicidade mensal, foram extraídas a partir da publicação Estatísticas Financeiras Internacionais (IFS) do Fundo Monetário Internacional (IMF, CD 2012), Ipeadata e IBGE. Todos os índices estão a preços constantes de 2005. Nesse contexto, a taxa bilateral de câmbio real $RER_{j,t}^{Brasil}$ do Brasil com respeito a cada parceiro comercial, pode ser obtida pelas razões entre a taxa de câmbio real brasileira e cada taxa bilateral de câmbio real calculada pela equação (1) para os três países. Em termos matemáticos tem-se:

$$RER_{j,t}^{Brasil} = \frac{RER_{Brasil,t}^{USA}}{RER_{j,t}^{USA}} \quad (2)$$

5. Nesta fase do trabalho, considerou-se o dólar como moeda de referência por ser utilizada nas diversas transações e acordos comerciais internacionais.

3.1.2. Medida de Volatilidade: *Moving Standard Deviation (MSD)*

De acordo com Bahmani-Oskooee & Hegerty (2009), Bittencourt (2012), Bittencourt (2013) e Bahmani-Oskooee, Harvey & Hegerty (2013) o *Moving Standard Deviation (MSD)* das diferenças do logaritmo natural da taxa real de câmbio bilateral [equação (2)] é uma modificação da medida usualmente utilizada em muitos estudos de dados *cross-section* ou de séries temporais, tais como Kenen e Rodrik (1986), De Grauwe & Bellefroid (1986) e Dell'ariccia (1999). O MSD é usado aqui porque esta medida varia com o tempo, de modo a ser compatível com a característica temporal dos dados disponível (CHO *et al.*, 2002). O *MSD* das diferenças do logaritmo natural da taxa real de câmbio bilateral $v_{j,t}^{Brasil}$ é dado por:

$$v_{j,t}^{Brasil} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^k (\text{rer}_{j,t-i}^{Brasil} - \overline{\text{rer}}_{j,t}^{Brasil})^2}{k-1}} \quad (3)$$

$k = 2, 4, \dots, 10$ trimestres

Onde:

$v_{j,t}^{Brasil}$: é uma medida de volatilidade da taxa real de câmbio cruzada do Brasil com relação ao seu parceiro comercial j ;

$\text{RER}_{j,t}^{Brasil}$: representa a taxa real de câmbio dada pela equação (2).

$$\text{rer}_{j,t}^{Brasil} = \ln \text{RER}_{j,t}^{Brasil} - \ln \text{RER}_{j,t-1}^{Brasil}$$

$\overline{\text{rer}}_{j,k}^{Brasil}$: é a média da taxa real de câmbio para os últimos k meses;

3.1.3. Exportações reais das principais *Commodities* e Renda real

Os dados relativos ao valor do fluxo comercial de exportações de *commodities*, em dólares americanos (US\$) foram extraídos do MDIC/Secex, referente ao período compreendido entre janeiro de 2000 a setembro de 2013, e deflacionados pelo índice de preço ao produtor (ou por atacado) - IPA dos EUA (Estados Unidos), divulgados pelo Fundo Monetário Internacional, International Financial Statistics (FMI/IFS) e Ipeadata, a preços constantes de 2005. Como *proxy* da variável renda real para Alemanha, Argentina e EUA essa variável é representada pelo índice do PIB real (100=2005), enquanto para a China a renda real foi representada pelas importações totais (US\$) conforme em Miranda (2011). Essas séries foram obtidas dos dados das Nações Unidas (Comtrade, 2012) e do Ipeadata⁶. Todas as séries foram deflacionadas pelo índice de preço ao produtor - IPA dos EUA a preços constantes de 2005.

6. Outros trabalhos utilizam o Índice de produção industrial como uma possível *proxy* para a renda. No entanto, esta série apresenta certo grau de sazonalidade no seu comportamento, viesando assim, os possíveis resultados.

Ressalta-se que todas as séries de fluxo de exportações foram deflacionadas pelo IPA-Índice de Preços ao produtor dos Estados Unidos, tornado-as variáveis econômicas reais. De acordo com Zini (1993) *apud* Margarido (2001) a opção em se utilizar o Índice de Preços por Atacado, ao invés de um índice de preço ao consumidor deve-se ao fato de que o IPA reflete a evolução dos preços de produtos industriais e agrícolas que podem ser caracterizados como comercializáveis com o resto do mundo (*tradeables*), enquanto o índice de preço ao consumidor inclui bens e serviços que estão à margem do comércio internacional (*no-tradeables*).

3.2. Procedimentos Econométricos

3.2.1. Teste de Perron & Yabu (2009) para verificar a existência de quebras estruturais

No que diz respeito à estacionariedade, os testes de raiz unitária padrões constituem-se numa ferramenta robusta para a avaliação de séries temporais. No entanto, a fragilidade deste tipo de teste para verificação da hipótese de raiz unitária é que mudanças estruturais nas séries tornam os resultados enviesados. Enquanto vários testes têm sido sugeridos para verificar a estacionariedade das séries de fluxo de comércio, taxa de câmbio e renda real, uma menor atenção tem sido dada à presença de quebras estruturais nessas variáveis. Desde o trabalho de Perron (1989), sabe-se que a presença de quebras estruturais pode reduzir fortemente o poder dos testes de raiz unitária. Devido a esse problema, a análise de quebras estruturais em séries temporais tem sido objeto de análise teórica e empírica nas últimas décadas. Estas quebras podem surgir nas séries macroeconômicas por diferentes motivos, a saber: mudanças institucionais, variações de conjuntura ou de políticas, instabilidades do mercado, etc (ARAGÓN, CARVALHO & SILVIA, 2010; BARBOSA, BRESSAN & IQUIAPAZA, 2011; SILVA, 2013).

Nesse contexto, são muitas as razões para verificar a presença de quebras estruturais e, caso se rejeite a hipótese nula, de estimá-las. A principal motivação é a estabilidade dos parâmetros tida como pressuposto nos testes de hipóteses. A violação desse pressuposto levaria a inferências não válidas, ainda mais nos casos de se fazer previsões. Neste trabalho, serão investigadas as propriedades estocásticas dessas variáveis levando em consideração possíveis quebras estruturais nas principais variáveis que irão compor o modelo de fluxo de exportações reais para o Brasil (PESARAN & TIMMERMANN, 2004). Para testar a existência de quebra estrutural na função tendência das séries fluxo de exportações de *commodities*, taxa real de câmbio bilateral, Volatilidade Cambial e Renda Real, será utilizado o procedimento de Perron & Yabu (2009), o qual nos ajudará a identificar o comportamento e possíveis presenças de quebras estruturais nas séries analisadas.

A vantagem desse procedimento é que ele permite testar mudanças estruturais no nível e na inclinação da função tendência de uma série temporal sem o conhecimento *a priori* sobre a ordem de integração do componente de ruído. Observe que esse teste de estabilidade na função tendência é baseado em um procedimento de *Mínimos Quadrados Generalizados Quase-factíveis - FGLS*⁷. Dessa forma, o teste Perron & Yabu (2009) é uma agregação do teste de Wald, o qual avalia todas as datas

7. *FGLS - Feasible Quasi Generalized Least Square*. Para mais detalhes com relação a parte algébrica do procedimento de Perron & Yabu (2009) ver em Perron & Yabu (2009).

de quebras possíveis usando a forma funcional na equação (4). O subscrito RQF (*Robust Quase Feasible GLS*) está relacionado ao método de estimação dos parâmetros relacionado às quebras (ARAGÓN, CARVALHO & SILVIA, 2010; BARBOSA, BRESSAN & IQUIAPAZA, 2011).

3.2.2. Teste de raiz unitária na presença de quebras estruturais

O debate sobre a hipótese de raiz unitária iniciou-se após as importantes descobertas do trabalho *seminal* de Nelson & Plosser (1982). Eles argumentam que quase todas as séries temporais macroeconômicas geralmente apresentam raiz unitária. A visão tradicional da hipótese de raiz unitária é a de que os choques correntes apenas têm efeitos temporários e que tais efeitos não alteram os movimentos, no longo prazo, das séries temporais. A implicação mais importante sob a hipótese de raiz unitária analisada pelos Nelson & Plosser (1982) é que os choques aleatórios têm efeitos permanentes sobre o nível de longo prazo da macroeconomia, isto é, as flutuações não são transitórias (GLYNN, PERERA & VERMA, 2007).

A literatura apresenta diferentes testes para verificar a existência de raiz unitária nas séries temporais. No entanto, é de amplo conhecimento, que a presença de algum tipo de quebra estrutural distorce os resultados dos testes tradicionais de raiz unitária, tais como Dickey-Fuller (DF), Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP). Como esse procedimento é fundamental na análise de séries temporais, esse problema prejudica também a determinação da ordem de integração das variáveis (MADDALA & KIM, 1998; ENDERS, 2004; GREENE, 2012). Desde então, vários estudos têm desenvolvido metodologias diferentes para determinar as datas de quebras consideradas endógena ou exógenas. Nessa lista, incluem os trabalhos de Banerjee, Lumisdaine & Stock (1992), Zivot & Andrews (1992), Perron & Vogelsang (1992), Perron (1997) e Lumisdaine & Papell (1998). Esses estudos têm mostrado que o viés nos resultados dos testes de raiz unitária convencionais podem ser reduzidos a partir da determinação, endogenamente ou exogenamente, das datas de quebras estruturais.

Lee & Strazicich (2003; 2004) demonstram que a utilização de testes de raiz unitária com quebras endógenas, também leva os pesquisadores a concluir que a série temporal é tendência estacionária, quando na verdade a série é não-estacionária com quebras. Assim, uma interpretação cuidadosa dos resultados nos diversos trabalhos empíricos é necessária. O teste de raiz unitária proposto por Lee & Strazicich (2003; 2004), não só determina endogenamente quebras estruturais, mas também evita os problemas acima de viés e regressões espúrias. Além disso, o procedimento de Lee & Strazicich (2003; 2004) são semelhantes ao modelo de Perron (1989) com quebra estrutural exógena no nível e na tendência (Modelo C).

A abordagem de Lee & Strazicich (2003; 2004) permite uma e duas quebras endógenas tanto sob a hipótese nula e a hipótese alternativa. Eles mostram que a estatística para o testes raiz unitária, com uma e duas quebras, estimada de acordo com o princípio da LM não rejeita hipótese nula de raiz unitária. Os testes de raiz unitária de Lee & Strazicich (2003; 2004), são apontados na literatura como os mais adequados por terem suas estatísticas não variantes sob as hipóteses nulas e alternativas, sendo esta uma das grandes vantagens desse teste. Ressalta-se que para a realização deste teste, inicialmente é preciso determinar as datas das quebras estruturais das séries para, em seguida prosseguir com o mesmo.

Assim, no caso da série em análise apresentar quebras estruturais, é necessário que se utilize testes de raiz unitária mais robustos. Para verificar as ordens de integrações das séries fluxo de exportações de *commodities*, taxa real de câmbio bilateral, volatilidade cambial e renda real na presença de quebras estruturais na função tendência das mesmas, serão utilizados os testes de Lee & Strazicich (2003; 2004)⁸, respectivamente. Deve-se frisar que as quebras serão ambas no nível (intercepto) e na inclinação da função tendência.

3.2.3. O Modelo de Múltiplas Quebras Estruturais de Bai & Perron (1998)

De acordo com Maddala & Kim (1998), Enders (2004) e Greene (2012), nos modelos de regressão que envolve o uso de séries temporais, pode-se observar uma mudança estrutural na relação entre o regressando e os regressores. Na presença de mudanças estruturais os valores dos parâmetros do modelo não se mantêm iguais durante todo o período analisado. As possíveis diferenças, isto é, as prováveis mudanças estruturais, podem ocorrer por meio de diferenças no intercepto ou no coeficiente angular, ou em ambos (LANTZ *et al.*, 2010; OLIVEIRA *et al.*, 2013).

Para testar se houve mudança estrutural no comportamento do valor das exportações de *commodities* entre o Brasil e os seus principais parceiros comerciais após a mudança do regime de câmbio fixo para flutuante foram estimados seis modelos para cada país e cada classe de *commodities*. A metodologia de estimação e inferência utilizada nessa última etapa do trabalho segue o trabalho de Bai & Perron (1998). Esse método de estimação considera mudanças estruturais múltiplas ocorridas em datas desconhecidas no modelo linear de regressão estimado através da minimização das somas dos quadrados dos resíduos.

Assim, considere o seguinte modelo com “*m*” quebras (*m+1* regimes) (BAI & PERRON, 1998; GALVÃO JR, 2003; ANTOSHIN, BERG & SOUTO, 2008; LANTZ *et al.*, 2010; OLIVEIRA *et al.*, 2013):

$$y_t = x_t' \beta + z_t' \delta_j + \varepsilon_t \quad (6)$$

Com

$$t = T_{j-1} + 1, \dots, T_j; j = 1, \dots, m + 1$$

Onde y_t é a variável dependente, x_t e z_t são vetores de variáveis explicativas de ordem (p x 1) e (q x 1), respectivamente. β e δ_j são coeficientes correspondentes aos vetores x_t e z_t . O componente de erro da regressão é denotado por ε_t . Em termos matriciais, a equação (6) pode ser escrita da seguinte forma:

$$Y = X\beta + \bar{Z}\delta + \varepsilon \quad (7)$$

Onde:

$$Y = (y_1, \dots, y_T)'; X = (x_1, \dots, x_T)'; \delta = (\delta_1, \dots, \delta_{m+1})' \text{ e } \varepsilon = (\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_T)'$$

8. Para mais detalhes da álgebra do teste ver em Lee & Strazicich (2003; 2004).

$$\bar{Z} = \text{diagonal}(Z_1, \dots, Z_{m+1}); Z_i = (z_{T_{i-1}+1}, \dots, z_T)'$$

Onde \bar{Z} é uma matriz bloco diagonal que particiona diagonalmente o vetor $Z = (z_1, \dots, z_T)'$ em (T_1, T_2, \dots, T_m) . Os índices⁹ T_1, T_2, \dots, T_m , são as datas das quebras estruturais e são tratadas como desconhecidas (BAI & PERRON, 1998; LANTZ *et al.*, 2010). Dessa forma, o procedimento para os testes sequenciais sugeridos por Bai & Perron (1998) consistem em estimar os coeficientes da equação (7) e as datas das quebras. Os valores verdadeiros dos parâmetros terão o sobrescrito 0. Para a partição, as estimativas de β e δ_j são obtidas por MQO e estima-se as quebras $(\hat{T}_1, \hat{T}_2, \dots, \hat{T}_m)$, tal que essas estimativas minimizem a soma dos resíduos ao quadrado (SQR):

$$(\hat{T}_1, \hat{T}_2, \dots, \hat{T}_m) = \text{argmin}_{T_i} S_T(T_1, T_2, \dots, T_m) \quad (8)$$

Como as quebras são parâmetros discretos e finitos, podem ser estimados por *grid search*. Bai & Perron (1998) derivam a convergência e a taxa de convergência da fração da quebra ($\hat{\lambda}_1 = \hat{\tau}_1/T$), mostrando que $\hat{\lambda}_1$ converge para o seu valor verdadeiro λ_1^0 , com suposições muito gerais. Note que $\hat{\lambda}_1$ depende do tamanho mínimo que deve ser alocado para cada subperíodo. Os autores sugerem uma série de testes para quebras estruturais.

(i) Teste de ausência de quebras ($m=0$) contra um número fixo de quebras ($m=k$)

O primeiro testa a ausência de quebras contra um número fixo de quebras. Esse teste é denominado de teste $SupF_T$. A hipótese nula é a ausência de quebra estrutural ($m=0$) contra a hipótese alternativa de um número fixo e desconhecido de quebras ($m=k$). Deve ser observado que a hipótese nula corresponde à estimação do modelo sobre o total da amostra (modelo irrestrito), enquanto que a hipótese alternativa corresponde à estimação dos coeficientes em cada subamostra de dimensão $T_i = \lambda_i T$. As frações de amostra λ_i são tais que:

$$A_\epsilon = \{(\lambda_1, \dots, \lambda_k); |\lambda_{i+1} - \lambda_i| \geq \epsilon, \lambda_1 \geq \epsilon, \lambda_k \geq 1 - \epsilon\} \quad (9)$$

Onde: ϵ é número positivo próximo de 0.

Assim, para cada partição (T_1, T_2, \dots, T_k) calcula-se a seguinte estatística de Fisher:

$$F_T(\lambda_1, \dots, \lambda_k; q) = \left(\frac{T - (K+1)q - p}{kq} \right) \frac{\hat{\delta}' R' (R(\bar{Z}' M_X \bar{Z})^{-1} R')^{-1} R \hat{\delta}}{SQR_k} \quad (10)$$

Onde q representa o número de regressores variantes, p o número de regressores invariantes, enquanto SQR_k é a soma dos quadrados dos resíduos correspondentes ao modelo alternativo. R é uma matriz de igualdade dos coeficientes em cada um dos sub-períodos e M_X é definida como:

$$M_X = I - X(X'X)^{-1}X' \quad (10a)$$

9. Por convenção tem-se: $T_0 = 0$ e $T_{m+1} = T$ (BAI & PERRON, 1998).

O teste é então baseado na estatística dada pela equação (11) e a distribuição dos valores críticos de $SupF_T(k; q)$ depende do número de quebras estrutural k , do número de regressores variantes (q) e do ϵ^{10} .

$$SupF_T(k; q) = \sup_{\lambda_1, \dots, \lambda_k} F_T(\lambda_1, \dots, \lambda_k; q) \quad (11)$$

(ii) **Teste de l contra $l+1$ quebras estruturais ou Teste $SupF_T(l + 1/l)$**

Bai & Perron (1998) sugerem um teste para l contra $l+1$ quebras, denominado de $SupF_T(l+1/l)$. Eles testam a hipótese nula de l quebras contra a hipótese alternativa de $(l+1)$ quebras. Inicia-se com uma amostra na qual l quebras têm sido identificado se (T_1, \dots, T_l) denotam as subamostras estimadas, minimizando a soma dos quadrados dos resíduos. Esse procedimento procura determinar se uma (1) quebra pode ser detectado em uma dessas subamostras, levando assim, até $l+1$ th quebra. O teste é então baseado na estatística dada pela equação (12) e a distribuição dos valores críticos de $SupF_T(l + 1/l; q)$ depende do número de quebras estrutural l , do número de regressores variantes (q):

$$SupF_T(l + 1/l) = \left\{ S_T(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_l) - \min_{l \leq i \leq l+1} \inf_{\Psi \in A_{i,\eta}} \sup_{\lambda_1, \dots, \lambda_k} S_T(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_{i-1}, \Psi, \hat{T}_i, \dots, \hat{T}_l) \right\} / \hat{\sigma}^2 \quad (12)$$

$$A_{i,\eta} = \left\{ \Psi; \hat{T}_{i-1} + (\hat{T}_i - \hat{T}_{i-1})\eta \leq \Psi \leq \hat{T}_i - (\hat{T}_i - \hat{T}_{i-1})\eta \right\} \quad (12a)$$

Onde η é o parâmetro de definição da parte da amostra. Os valores críticos desse teste sequencial para um número l de quebras estruturais, um número de variáveis q e $\eta = 0,05$ são dadas por Bai & Perron (1998).

Em linhas gerais, o método utiliza $(l+1)$ testes de hipótese nula de nenhuma quebra ($m=0$) contra a hipótese alternativa de uma única quebra ($m=1$). O teste é aplicado para cada segmento contendo as observações \hat{T}_{i-1} até \hat{T}_i ($i=1, \dots, l+1$). As estimativas de \hat{T}_i não precisam ser mínimos globais para a soma dos quadrados dos resíduos, só é necessário que $\hat{\lambda}_i$ convirja para seu valor verdadeiro à taxa T . O teste é realizado por meio de um procedimento sequencial até a não rejeição da hipótese nula de que não há mais mudanças estrutural.

Assim, nessa análise empírica, foram considerados os grupos de países e classes de *commodities* de acordo com a Tabela 04 em anexo. Observe que o número de modelos estimados é diferente para cada país, pois há um número diferenciado de classes de *commodities*. Por exemplo, para Argentina há cinco (5) classes de *commodities* e para cada uma dessas classes foram estimados seis (6) modelos, totalizando 30 estimações. Esse raciocínio é análogo para a Alemanha (12 estimações), China (12 estimações) e EUA (24 estimações). Dessa forma, foram estimados 78 modelos utilizando para ser escolhido o modelo que melhor representasse o comportamento das variáveis.

Vale ressaltar que o método descrito acima, por se basear em uma equação única não consegue diferenciar uma mudança autônoma na condução da política cambial de outras mudanças que podem ocorrer na estrutura da economia de forma a

10. As tabelas de valores críticos foram obtidos por simulação, para mais detalhes ver Bai & Perron (1998), página 58 para a tabela de valores críticos com $\epsilon=0,05$.

alterar a relação entre as exportações e as demais variáveis citadas acima e produzir uma falsa quebra. E apesar de utilizamos este mesmo método para todos os países da amostra, de tal forma que apesar das limitações, não se pode fazer comparações entre os países (BAI & PERRON, 1998; GALVÃO JR, 2003; ANTOSHIN, BERG & SOUTO, 2008; LANTZ *et al.*, 2010; OLIVEIRA *et al.*, 2013).

3.2.4. Modelo empírico para as exportações bilaterais de *commodities* (2000-2013)

No processo de modelagem dos fenômenos econômicos atual, reconhece-se cada vez mais, que o processo adequado dos efeitos dinâmicos requer a introdução de defasagem da variável dependente no conjunto dos regressores, conduzindo aos modelos ARDL (*Autoregressive Distributed Lag*).¹¹ Essa abordagem é considerada uma técnica ideal para estimar modelos de séries temporais em pequenas amostras, pois corrige o viés nas estimativas devido às correlações contemporânea e serial. É ideal também para capturar a dinâmica no processo de ajustamento através de um conjunto de variáveis explicativas defasadas. É um modelo dinâmico na qual o efeito de um regressor X sobre Y ocorre ao longo do tempo, em vez de uma só vez.

O presente trabalho busca estimar funções Impulso-resposta para as funções de exportações das diversas *commodities* brasileiras, tendo por base essa estrutura de modelos. Assim, as análises dos dados foram executadas em três etapas: aplicação do teste de Perron & Yabu (2009), teste s de raiz unitária Lee & Strazicich (2003;2004) e o teste de quebras estruturais de Bai & Perron (1998). Para finalizar, será estimada para cada classe de *commodities* uma função de exportações, utilizando dados trimestrais para o período de 2000 a 2013 e um modelo ARDL como função da taxa real de câmbio (efeitos-preços) e da volatilidade cambial (efeito-risco) e da renda real (efeito-renda).

Note que para a variável renda real será utilizada duas medidas diferentes: para Argentina, Alemanha e EUA será usado o PIB real e para China será utilizado as Importações Totais como uma possível *proxy* para renda real. A escolha da ordem dos modelos ARDL, essa foi baseada no Critério Bayesiano de Schwartz-(BIC), respeitando a ordem máxima de três (3) defasagens das variáveis em primeira diferença de acordo com os resultados dos testes de quebras estruturais de Bai & Perron (1998) realizado na seção anterior. Assim o modelo que se propõe analisar é o seguinte:

$$ex_{c,t}^j = \mu_t^j + \sum_{i=1}^{q_0} \gamma_i ex_{c,t-i}^j + \sum_{i=0}^{q_1} \theta_i y_{j,t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \beta_i e_{j,t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \varphi_i vol_{j,t-i} + \varepsilon_t \quad (13)$$

Com um pouco de álgebra e aplicando o operador linear de defasagem, a equação (13) pode ser reescrita da seguinte forma:

$$\Theta(L)EX_{c,t}^j = \mu_t^j + \Phi(L)Y_{j,t} + \vartheta(L)E_{j,t} + \varphi(L)VOL_{j,t} + \varepsilon_t \quad (14)$$

11. No caso de uma única variável explicativa e uma relação linear, podemos escrever o modelo como:
 $y_t = \alpha + B(L)x_t + v_t = \alpha + \sum_{i=0} \beta_i x_{s,t-s} + v_t$ (13)

onde v_t é o termo de erro, considerado estacionário. Essa forma é muito semelhante a um processo ARMA. A diferença é que os *lags* do polinômio no lado direito é aplicado a x_t e não ao em vez do ruído branco, ε_t . Os coeficientes β 's individuais são chamados pesos defasados. Eles definem o padrão de como x_t afeta y_t ao longo do tempo.

realizado para calcular as funções de resposta-impulso com objetivo de verificar como essas funções se comportavam permitindo diferentes tipo de n° de defasagens.

A análise das funções de impulso-resposta são apresentadas nos gráficos 1 a 4 (ver ANEXO C) para cada país específico. As funções impulso-resposta apresentadas foram estimadas em nível, indicando os efeitos de curto prazo dos ajustes da taxa de câmbio e da volatilidade nos países parceiros do Brasil. Os choques estimados neste modelo podem ser decorrentes de diversos eventos, porém, desde que eles sejam transitórios, promovidos por ações de políticas comerciais e econômicas, isto é, eventos que alteram acentuada e imediatamente. Dado sua pequena participação nas exportações mundiais do produto. E alguns os efeitos são menos sensíveis, com pequenas variações e ajustamento de curto prazo para algumas commodities específicas.

A partir desses gráficos, observam-se efeitos distintos de choques dessas variáveis entre os países e sobre cada *commodity*. Assim, as funções de impulso-resposta sugerem a ocorrência de um efeito positivo, negativo e alguns casos inexistentes nos últimos trimestrais e em alguns casos mais acentuadas. Tais resultados aproximam-se do cenário real, uma vez que mudanças em alguns deles tem reflexos imediatos nos outros países.

$t = 2000T1, \dots, 2013T3$; $j =$ Argentina, Alemanha, China e EUA e $c =$ Classe de commodities agregadas de acordo (NBM/SH2).

Onde:

μ_t^j : parte determinística variante no tempo;

$EX_{c,t}^j$: são as exportações da *commodity* c do Brasil para o parceiro comercial j no tempo t ;

$Y_{j,t}$: representa a renda real (efeito-renda) do parceiro comercial j no tempo t ;

$E_{j,t}$: representa a taxa real de câmbio (efeito-preço) do Brasil com relação ao parceiro comercial j no tempo t ;

$VOL_{j,t}$: representa a volatilidade da taxa real de câmbio (efeito-risco) do Brasil com relação ao parceiro comercial j no tempo t .

Nesse trabalho para identificar possíveis mudanças nos valores dos parâmetros da função que descreve o comportamento das exportações de commodities entre o Brasil e Argentina, Alemanha, China e EUA no período trimestral de 2000 a 2013, foi realizado o teste de Bai & Perron (1998), que permite observar a ocorrência de múltiplas quebras estruturais. O número máximo de defasagens e de quebras fixados nesse teste foi de três ($q=3$) e dois ($m=2$), respectivamente. Ressalta-se que para cada tipo de commodities foram estimados seis (6) modelos com os objetivos de identificar os números de lags (defasagens) corretos do modelo. Assim procedeu:

1. Modelo I: Modelo Linear (ML), sem quebra ($m=0$), com nº de defasagens (q_1) livre e escolhido pelo critério BIC.
2. Modelo II: ML com uma quebra ($m=1$), considerando nº de defasagens ($q_2=q_1$) fixo e igual ao do ML, para testar 0vs 1 quebra, supondo o q verdadeiro é o (q_1): Testar: $H_0: 0B$ vs $H_1: 1B$.
3. Modelo III: ML com uma quebra ($m=1$), com nº de defasagens (q_3) livre e escolhido pelo critério BIC, para testar 0vs 1 quebra, supondo o q verdadeiro é o (q_3): Testar: $H_0: 0B$ vs $H_1: 1B$.
4. Modelo IV: ML com duas quebra ($m=2$), considerando nº de defasagens ($q_4=q_1$) fixo e igual ao do ML, para testar 0vs 2 quebras, supondo o q verdadeiro é o (q_1): Testar: $H_0: 0B$ vs $H_1: 2B$.
5. Modelo V: ML com duas quebra ($m=2$), considerando nº de defasagens ($q_5=q_3$) fixo e igual a (q_3), para testar 1vs 2 quebra, supondo o q verdadeiro é o (q_3): Testar: $H_0: 1B$ vs $H_1: 2B$.
6. Modelo VI: ML com duas quebra ($m=2$), com nº de defasagens (q_6) livre e escolhido pelo critério BIC. Nesse modelo utilizamos dois testes:
Testar 0vs 2 quebra, supondo o q verdadeiro é o (q_6): $H_0: 0B$ vs $H_1: 1B$.
Testar 1vs 2 quebra, supondo o q verdadeiro é o (q_6): $H_0: 1B$ vs $H_1: 2B$.

Note que para cada modelo estimado o nº de defasagem foi especificado de forma diferente. Por exemplo, para os modelos I (ausência de quebras, $m=0$), III e VI (com uma e duas quebras, respectivamente), as defasagens foram escolhidas pelo critério de informação bayesiano (BIC). Já para os modelos II e IV (com uma e duas quebras respectivamente), as defasagens foram fixadas no mesmo valor do modelo I, enquanto para o modelo V (com duas quebras, $m=2$) as defasagens foram fixadas no mesmo valor do modelo III. Logo os resultados do teste de Bai & Perron (1998) foram diferentes em alguns casos e outros não. Assim, foram estimados 78 modelos.

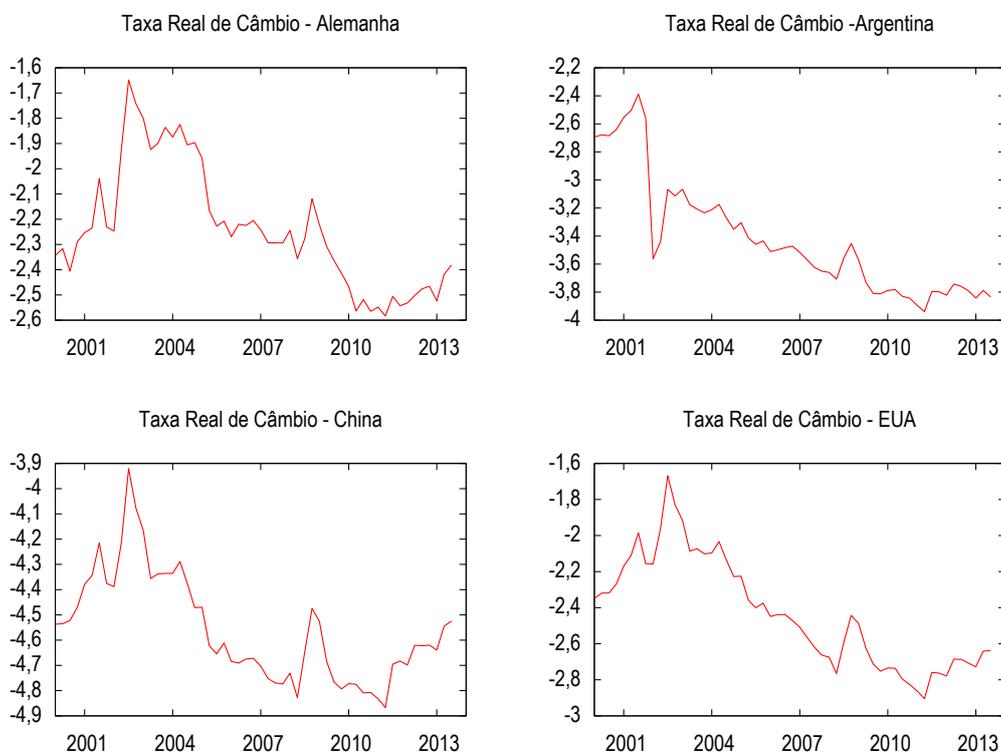
CAPÍTULO 04 - RESULTADOS E DISCUSSÕES

Neste capítulo, serão expostos os principais resultados da análise empírica conduzida neste trabalho. O primeiro passo consistiu na visualização gráfica de cada série de tempo. Esse procedimento é padrão em toda análise que envolva dados de séries temporais. O objetivo dessas análises é verificar a possível ocorrência de algumas quebras estruturais. Para verificar a existência de quebras estruturais na função tendência das variáveis reais do modelo de fluxo de comércio bilateral brasileiro, aplicou-se o teste sugerido por Perron & Yabu (2009). Em seguida foram aplicados os testes de raiz unitária com quebras estruturais desenvolvidos por Lee & Strazicich (2003) e Lee & Strazicich (2004).

4.1. Análise do comportamento das séries temporais brasileiras (2000-2013)

A partir das figuras a seguir, observa-se uma mudança brusca da trajetória das séries econômicas do Brasil no período de 2000 a 2013. Essas mudanças configuram possíveis quebras estruturais, onde possivelmente, corresponderam à mudança de regime cambial brasileiro após 1999 e as duas últimas crises internacionais ocorridas entre o período. A Figura 1 ilustra a evolução da taxa de câmbio bilateral real calculada para os quatro parceiros comerciais (Alemanha, Argentina, EUA e China) em relação à moeda do Brasil. Com base nessa figura, percebe-se que as taxas bilaterais de câmbio real para esse grupo selecionado de países, apresentaram certo padrão de comportamento decrescente ao longo do período de 2000 a 2013.

Figura 1: Séries temporais da Taxa de Câmbio Real Bilateral para os cinco principais parceiros Comerciais do Brasil (2000-2013)



Fonte: Cálculos do autor, com base em dados da taxa nominal de câmbio bilateral (final do período) extraído do FMI (2013) e do IPCA e IPC (100=2005) extraído do Ipeadata.

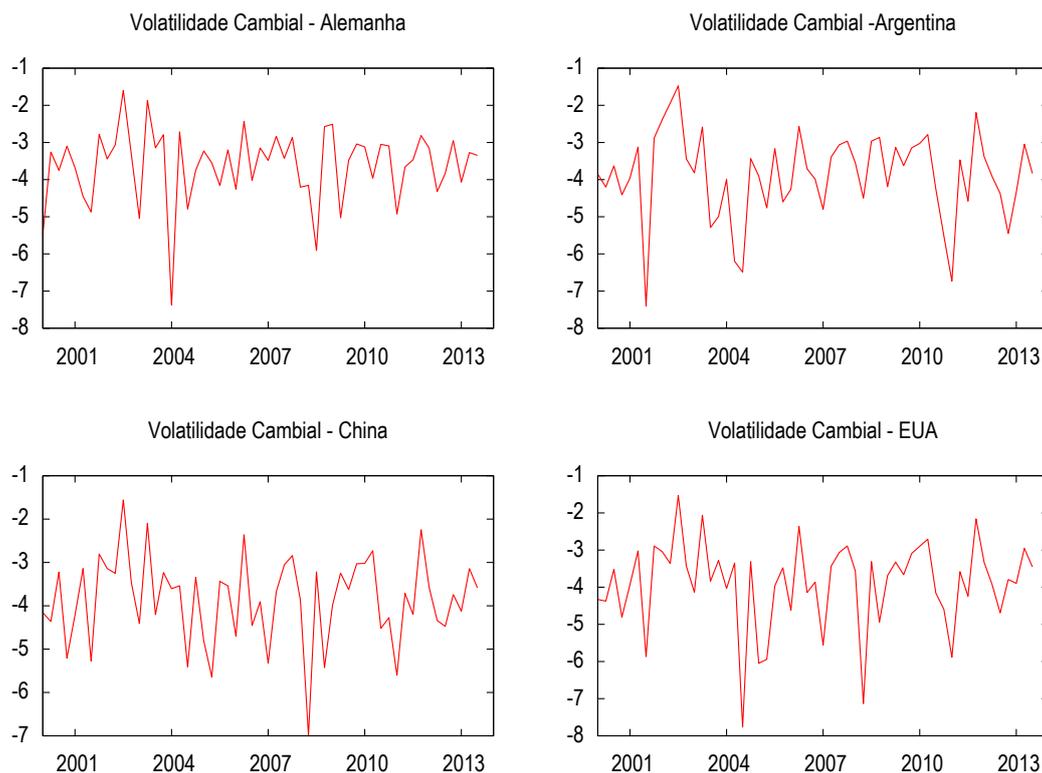
De acordo com Bittencourt (2013) essa queda pode ser interpretada como efeito da política de estabilização cambial e monetária brasileira adotada após a mudança de regime cambial no início do ano 2000. Essas políticas tinham como objetivos aumentar a credibilidade da política cambial por meio da adoção de medidas que implicavam maior estabilidade real e o padrão de variação da taxa de câmbio nominal. A taxa de câmbio real entre o peso argentino e o real brasileiro apresentou uma ligeira redução no biênio 2001-2002, mantendo-se posteriormente, uma tendência de queda estável. Para o autor, esse comportamento pode ser explicado pelos efeitos da crise cambial argentina em 2001, onde nesse mesmo ano o governo da Argentina resolveu por fim à paridade do peso argentino em relação ao dólar norte-americano.

Nesse contexto, percebe-se que o regime cambial brasileiro após 1999, não é caracterizado pelo comportamento da taxa de câmbio, e sim pela intensidade das intervenções pelo Banco Central do Brasil. Desde janeiro de 2006, o Brasil vem praticando um regime cambial muito distante do câmbio flutuante puro. Entre 2000 e o final de 2005, havia uma flutuação cambial quase pura, pois as intervenções eram muito pequenas, diferentemente dos períodos posteriores a 2006, onde as intervenções foram mais intensas do que no período entre 1994 e 1999. Além disso, ao longo do tempo essas taxas bilaterais de câmbio com relação aos cinco principais parceiros comerciais se reduziram na medida em que as novas políticas brasileiras, monetárias e fiscais de incentivo ao crescimento, eram adotadas pelos novos governos (PASTORE & PINOTTI, 2011).

A Figura 2 apresenta o comportamento da volatilidade da taxa de câmbio real calculada para Alemanha, Argentina, EUA e China ao longo do período de análise. Ressalta-se que a variação da taxa de câmbio pode ser influenciada por fatores domésticos, como a posição das reservas cambiais, a situação do balanço de pagamentos, a condução da política econômica etc. Os fatores externos também podem interferir na instabilidade cambial, como a evolução das taxas de juros internacionais comparativamente às taxas de juros domésticas, pois podem determinar o fluxo de moeda dos investidores (BACEN, 2013). Observe que as maiores variações do câmbio real brasileiro são observadas no período inicial de 2002 até os primeiros meses de 2003. Esse comportamento, *a priori*, pode estar relacionado ao período de maturação da então política adotada no período posterior a mudança de regime cambial. É importante também chamar a atenção pelo fato dos choques nessas variáveis estarem relacionado tanto com os fatores externos e internos à conjuntura da época.

Para Pastore & Pinotti (2011) e Bittencourt (2013) um dos fatores que podem ter influenciado a valorização do câmbio real brasileiro no ano de 2010, e assim afetado a volatilidade cambial, foi o programa denominado de Quantitative Easing-2 (QE2), iniciado pelo Banco Central dos EUA (FED). Esse programa tinha como objetivo a recompra de títulos de longo prazo do Tesouro dos EUA. Assim, com o aumento da quantidade de dólares em circulação, isso acentuou a desvalorização do dólar com relação a praticamente todas as moedas, inclusive o real. A reação do governo brasileiro a essa valorização foi retomar os controles nos ingressos de capitais e intensificar as intervenções no mercado à vista, tendo as compras no primeiro quadrimestre de 2011 atingido à média de US\$ 7,3 bilhões por mês.

Figura 2: Séries temporais da Volatilidade Cambial para os cinco principais parceiros Comerciais do Brasil (2000-2013)



Fonte: Cálculos do autor, com base em dados da taxa nominal de câmbio bilateral (final do período) extraído do FMI (2013) e do IPCA e IPC (100=2005) extraído do Ipeadata.

De modo geral, todas as séries, a partir das suas respectivas Figuras (03, 04, 05, 06, e 07 ver em ANEXO A), parecem indicar a presença de quebras estruturais, o que tenderia a viesar os testes convencionais. Em resumo, existe a possibilidade das séries serem, de fato, estacionárias com quebras estruturais, o que invalidaria o uso do modelo de correção de erros.

4.2. Análises dos testes para verificar a existência de quebras estruturais - Perron & Yabu (2009)

A Tabela 1 traz os resultados do teste de Perron & Yabu (2009) para Alemanha, Argentina, China e EUA. Verifica-se que, para Alemanha, Argentina, China e EUA, a variável câmbio e renda real apresentaram evidências de uma quebra estrutural na função tendência, ocorrida nos trimestres de 2002T1/2006T1, 2001T4/2003T1, 2004T3/2003T2 e 2003T1/2008T3, respectivamente. No entanto, a variável volatilidade do câmbio real não apresentou evidências de quebras na tendência das séries para esse mesmo grupo de países.

Com relação aos fluxos de exportações de *commodities* do Brasil para a Alemanha, Argentina, China e EUA, os testes apresentaram resultados diferentes. As exportações de *commodities* Brasil-China (NBM/SH2-códigos 12 e 26) e Brasil-Alemanha (NBM/SH2-códigos 09 e 26) apresentaram evidências de uma quebra na função tendência para essas duas séries. Os pontos de quebras da função tendência dessas séries para esses dois países ocorreram nos trimestres 2002T1/2010T2 e 2010T1/2010T4, respectivamente.

No grupo das cinco *commodities* (NBM/SH2 códigos 02, 09, 12, 15 e 17) que tiveram maiores participações nas exportações Brasil-Argentina, apenas dois tipos de *commodities*, NBM/SH2-códigos 09 e 15, reportaram a presença de uma quebra nos parâmetros dessa função com datas de quebras ocorridas nos trimestres 2001T4 e 2002T1, enquanto três *commodities* (NBM/SH2-códigos 02, 12 e 17) apresentaram evidências de nenhuma quebra.

Tabela 1 - Resultado do teste de Perron & Yabu (2009) para quebras estruturais na função tendência das séries temporais (2000-2013)

País	Séries	Estatística $W_{ROF}(1/0)^1$	Data da Quebra	Conclusão ²
Alemanha	Índice PIB Real (100=2005)	14,09**	2006T1	1
	Câmbio Real Bilateral	5,76**	2002T1	1
	Volatilidade Cambial	1,51	-	0
	<i>Commodity</i> (NBM/SH2-09)	17,18**	2010T3	1
	<i>Commodity</i> (NBM/SH2-26)	7,70**	2010T1	1
Argentina	Índice PIB Real (100=2005)	25,70**	2003T1	1
	Câmbio Real Bilateral	50,88**	2001T4	1
	Volatilidade Cambial	0,38	-	0
	<i>Commodity</i> (NBM/SH2-02)	2,84	-	0
	<i>Commodity</i> (NBM/SH2-09)	10,40**	2002T1	1
	<i>Commodity</i> (NBM/SH2-12)	2,72	-	0
	<i>Commodity</i> (NBM/SH2-15)	6,34**	2001T4	1
<i>Commodity</i> (NBM/SH2-17)	1,78	-	0	
China	Volume de Importações Reais	3,60**	2003T2	1
	Câmbio Real Bilateral	4,28**	2004T3	1
	Volatilidade Cambial	1,29	-	0
	<i>Commodity</i> (NBM/SH2-12)	3,72**	2002T1	1
	<i>Commodity</i> (NBM/SH2-26)	25,57**	2010T2	1
EUA	Índice PIB Real (100=2005)	7,43**	2008T3	1
	Câmbio Real Bilateral	6,01**	2003T1	1
	Volatilidade Cambial	2,22	-	0
	<i>Commodity</i> (NBM/SH2-09)	2,23	-	0
	<i>Commodity</i> (NBM/SH2-27)	1,39	-	0
	<i>Commodity</i> (NBM/SH2-47)	6,22**	2002T2	1
<i>Commodity</i> (NBM/SH2-72)	10,39**	2008T4	1	

Fonte: elaboração própria com base nos dados do FMI, BACEN, IBGE e IPEA.

Notas: 1) Os símbolos ** e * denotam significância estatística a 5% (valor crítico: 3,12) e 10% (valor crítico: 2,48), respectivamente. 2) A estrutura do teste de Perron e Yabu (2009) é da seguinte forma: H0 - Nenhuma quebra (0) versus H1-Uma quebra (1). 3) De acordo com a Nomenclatura Brasileira de Mercadorias (NBM/SH2) as *commodities* agregadas são classificadas da seguinte forma: (I) Carnes e miudezas, comestíveis (NBM/SH2 - Código: 02); (II) Café, chá, mate e especiarias (NBM/SH2 - Código: 09); (III) Sementes e frutos oleaginosos; Grãos, sementes e frutos diversos; Plantas industriais ou medicinais; Palhas e forragens (NBM/SH2 - Código: 12); (IV) Gorduras e óleos animais ou vegetais; Produtos da sua dissociação; Gorduras alimentares elaboradas; Ceras de origem animal ou vegetal (NBM/SH2 - Código: 15); (VI) Açúcares e produtos de confeitaria (NBM/SH2 - Código: 17); (VII) Minérios, escórias e cinzas (NBM/SH2 - Código: 26); (VIII) Combustíveis minerais, óleos Minerais e produtos da sua destilação; Matérias betuminosas e Ceras Minerais (NBM/SH2 - Código: 27); (IX) Pastas de madeira ou de outras matérias fibrosas celulósicas; Papel ou cartão de reciclar (desperdícios e aparas) (NBM/SH2 - Código: 47) e (X) Ferro fundido, ferro e aço (NBM/SH2 - Código: 72).

Por fim, os resultados dos testes para o comércio Brasil-EUA indicam que os coeficientes da função tendência das exportações para as duas classes de *commodities* do tipo (NBM/SH2-códigos 47 e 72) não se mantiveram estáveis ao longo do período estudado, ou seja, a hipótese de ausência de quebra na tendência das exportações de *commodities* foi rejeitada ao nível de 5% de significância. Essas quebras ocorreram nos seguintes trimestres 2002T2 e 2008T4, respectivamente. Em contraposição, os testes indicam a estabilidade da função tendência das exportações de *commodities* do tipo (NBM/SH2-códigos 09 e 27). Em geral, ao longo do período de 2000 a 2013 os testes indicam que as séries estudadas exibem uma quebra no nível e inclinação da tendência. Na maioria dos casos, as datas das quebras coincidem com períodos de crises e mudanças de governos. Por exemplo, todos os países apresentaram quebras entre o período 2000-2004 e 2006-2010, fato este que pode estar associados às duas últimas crises internacionais.

Para Gontijo (2008) a existência dessas quebras nas séries poderia ser explicada por dois fatos que marcaram a economia mundial entre o período 2000-2005. O primeiro, em 2000, com a eclosão da crise do mercado acionário americano. Como forma de contenção da crise, o Banco Central americano (FED) reduziu constantemente as taxas de juros, afetando assim, outras economias que dependem da sua. Outro fato são os ataques terroristas de 11 de setembro em 2001. Dessa forma, era de se esperar que o PIB, taxa de câmbio e nível de emprego a economia mundial fosse afetada.

Borça Júnior & Torres Filho (2008) explicam que a crise de 2008 se desenvolveu a partir de acontecimentos no mercado financeiro americano ainda em 2007, principalmente com relação à perda de dinamismo relacionada ao financiamento de imóveis, nos Estados Unidos. Essa crise se espalhou rapidamente pelos mercados financeiros mundiais. Assim, entre 2008 e 2011, a crise financeira dos Estados Unidos pode ser um dos fatores do baixo e lento crescimento da economia mundial. Para os autores, a crise americana expôs as políticas, fiscais e monetárias, insustentáveis dos países na Europa e alguns países no mundo.

Nesse contexto, a crise econômica americana em 2008 não só afetou profundamente o padrão de comércio entre os EUA e seus principais parceiros, mas também afetou a relação comercial entre os países, reduzindo o nível de exportação das empresas, ao mesmo tempo em que houve um substancial aumento na importação de produtos vindos principalmente da China, país considerado como a locomotiva mundial e que foi pouco afetado pela crise de 2008.

No geral, as quebras ocorridas no período entre 2000-2004 e 2005-2010 podem estar associadas aos reflexos da instabilidade econômica americana que afetou negativamente não só o Brasil, mas também todos os países latino-americanos e europeus. Em alguns países, os choques internos também podem estar relacionadas a essas quebras estruturais. Por exemplo, as principais medidas adotadas até o momento tem sido a liberação de uma série de pacotes de resgate para tentar equilibrar a economia dos países em maior dificuldade.

4.3. Análises dos testes de raiz unitária com uma e duas quebras estruturais - Lee & Strazicich (2003; 2004)

As tabelas, 2a e 3a, apresentam os resultados dos testes de Lee & Strazicich (2004; 2003) com uma e duas quebras, respectivamente, para as séries taxa de câmbio real, volatilidade cambial, renda real e fluxo de exportações de *commodities* para o período de 2000 a 2013. De acordo com os resultados contidos nas tabelas, é possível notar que a maioria das séries analisadas pode ser caracterizada como pertencentes à classe I(0), ou seja, essas séries são estacionárias com uma e duas quebras.

Quando é analisado o teste de Lee & Strazicich (2004) considerando apenas uma quebra na tendência, das vinte e cinco (25) séries analisadas, apenas cinco (5) pertencem à classe I(1), isto é, essas séries são não-estacionárias considerando uma quebra na tendência. As séries classificadas como I(1) são: o câmbio real da China e dos EUA e o fluxo de exportações para as classes¹² de *commodities* Carnes e miudezas, comestíveis (Brasil-Argentina); Café, chá, mate e especiarias (Brasil-EUA) e Combustíveis minerais, óleos Minerais e produtos da sua destilação; Matérias betuminosas e Ceras Minerais (Brasil-EUA).

No entanto, quando é considerado o teste com duas quebras na função tendência, das vinte e cinco (25) variáveis analisadas, apenas quatro (4) pertencem à classe I(1), ou seja, essas séries são não-estacionárias com duas quebra na tendência. Para esse teste, as séries classificadas como I(1) são: o câmbio real da Alemanha, China e dos EUA e o fluxo de exportações para a classe de *commodity* Café, chá, mate e especiarias (Brasil-EUA). Comparando-se os dois resultados dos testes para as séries que apresentaram uma raiz unitária, nota-se que nesse o grupo, apenas a séries para o câmbio real da China e dos EUA e as exportações das *commodities* do tipo Café, chá, mate e especiarias (Brasil-EUA) ambas são não-estacionárias I(1) com uma e duas quebras estruturais.

Nesse contexto, os resultados para ambos os testes demonstraram que há séries podem ser caracterizadas como não-estacionárias em níveis (I(1)) e outras consideradas estacionárias em níveis (I(0)) fato que impossibilita, em princípio, a condução de alguns testes entre essas séries e o fluxo de exportações. Em decorrência disso, optou-se por trabalhar com transformações estacionárias das séries. Especificamente, no caso da presente análise, as transformações utilizadas equivalem ao uso de primeiras diferenças dos logaritmos naturais, em consonância com alguns dos resultados apresentados acima.

12. Para mais detalhes com respeito à classificação de *commodities* agregadas ver nota nº 3 da seção 5.2.

Tabela 2a - Resultado do teste de raiz unitária com uma quebra estrutural de Lee & Strazicich (2003) para o período 2000T1-2013T3

País	Séries	LM-Stat	$\lambda=T_B/T$	Data da Quebra (T_B)
Alemanha	Índice PIB Real (100=2005)	-4,49*	0,4	2006T1
	Câmbio Real Bilateral	-4,87**	0,6	2008T2
	Volatilidade Cambial	-7,52**	0,3	2004T1
	<i>Commodity</i> (NBM/SH2-09)	-4,36*	0,8	2010T4
	<i>Commodity</i> (NBM/SH2-26)	-4,60**	0,3	2004T2
Argentina	Índice PIB Real (100=2005)	-5,17**	0,4	2005T1
	Câmbio Real Bilateral	-12,30**	0,9	2011T4
	Volatilidade Cambial	-6,13**	0,3	2003T2
	<i>Commodity</i> (NBM/SH2-02)	-3,845	0,5	2007T1
	<i>Commodity</i> (NBM/SH2-09)	-5,12**	0,3	2004T2
	<i>Commodity</i> (NBM/SH2-12)	-4,86**	0,5	2007T2
	<i>Commodity</i> (NBM/SH2-15)	-7,34**	0,5	2007T2
<i>Commodity</i> (NBM/SH2-17)	-4,66**	0,7	2009T2	
China	Volume de Importações	-4,98**	0,6	2008T1
	Câmbio Real Bilateral	-3,95	0,3	2004T3
	Volatilidade Cambial	-7,98**	0,7	2009T1
	<i>Commodity</i> (NBM/SH2-12)	-6,24**	0,8	2010T3
	<i>Commodity</i> (NBM/SH2-26)	-7,40**	0,9	2011T4
EUA	Índice PIB Real (100=2005)	-5,42**	0,6	2008T2
	Câmbio Real Bilateral	-3,79	0,3	2004T2
	Volatilidade Cambial	-5,89**	0,3	2004T1
	<i>Commodity</i> (NBM/SH2-09)	-4,13	0,3	2003T4
	<i>Commodity</i> (NBM/SH2-27)	-4,17	0,4	2005T1
	<i>Commodity</i> (NBM/SH2-47)	-5,37**	0,5	2007T2
<i>Commodity</i> (NBM/SH2-72)	-4,34*	0,7	2008T4	

Tabela 2b - Valores Críticos - Modelo C: Lee & Strazicich (2004)

λ	(1 - λ)	5% (**)	10% (*)
0,1	0,9	-4,5	-4,21
0,2	0,8	-4,47	-4,2
0,3	0,7	-4,45	-4,18
0,4	0,6	-4,5	-4,18
0,5	-	-4,51	-4,17

Fonte: elaboração própria com base nos dados do FMI, BACEN, IBGE e IPEA.

Notas: O teste de Lee & Strazicich (2004) testa a hipótese nula de raiz unitária, onde a rejeição da hipótese nula implica uma série estacionária com uma quebra na tendência. Para corrigir o problema de correlação serial foi utilizado um número de defasagens igual a três. T_B denotam o período da quebra na função tendência das séries. Os valores críticos são mostrados na Tabela 2b e para mais detalhes ver em Lee & Strazicich (2004). Os valores críticos dependem da localização da quebra, $\lambda = T_B/T$ e são simétricos em torno de λ e (1 - λ). Os símbolos ** e * denotam significância estatística a 5% e 10% respectivamente.

Tabela 3a - Resultado do teste de raiz unitária com duas quebra estrutural de Lee & Strazicich (2003) para o período 2000-2013

País	Séries	LM-Stat	(T_{B1} ; T_{B2})	(λ_1 ; λ_2)
Alemanha	Índice PIB Real (100=2005)	-5,02**	2009T1; 2010T4	0,7 ; 0,8
	Câmbio Real Bilateral	-5,14	2004T1; 2008T3	0,3 ; 0,6
	Volatilidade Cambial	-8,68***	2003T4; 2004T3	0,3 ; 0,3
	Commodity (NBM/SH2-09)	-8,62***	2004T3; 2010T3	0,3 ; 0,8
	Commodity (NBM/SH2-26)	-7,53***	2008T3; 2009T4	0,6 ; 0,7
Argentina	Índice PIB Real (100=2005)	-6,24***	2004T2; 2010T2	0,3 ; 0,8
	Câmbio Real Bilateral	-15,99***	2008T3; 2009T2	0,6 ; 0,7
	Volatilidade Cambial	-6,76***	2003T4; 2008T4	0,3 ; 0,7
	Commodity (NBM/SH2-02)	-5,58**	2004T3; 2011T3	0,3 ; 0,9
	Commodity (NBM/SH2-09)	-6,95***	2003T2; 2004T2	0,3 ; 0,4
	Commodity (NBM/SH2-12)	-6,95***	2003T2; 2011T4	0,3 ; 0,9
	Commodity (NBM/SH2-15)	-6,76***	2003T2; 2007T2	0,3 ; 0,5
	Commodity (NBM/SH2-17)	-5,94***	2005T1; 2010T4	0,4 ; 0,8
China	Volume de Importações	-5,95**	2007T2; 2008T4	0,5 ; 0,7
	Câmbio Real Bilateral	-4,72	2004T4; 2008T3	0,4 ; 0,6
	Volatilidade Cambial	-8,41***	2008T1; 2010T3	0,6 ; 0,8
	Commodity (NBM/SH2-12)	-6,57***	2005T2; 2010T3	0,4 ; 0,8
	Commodity (NBM/SH2-26)	-8,51***	2009T3; 2010T3	0,7 ; 0,8
EUA	Índice PIB Real (100=2005)	-6,39**	2003T1; 2008T2	0,2 ; 0,6
	Câmbio Real Bilateral	-5,06	2003T1; 2011T2	0,2 ; 0,8
	Volatilidade Cambial	-8,56***	2003T4; 2006T2	0,3 ; 0,5
	Commodity (NBM/SH2-09)	-4,92	2003T4; 2010T1	0,3 ; 0,7
	Commodity (NBM/SH2-27)	-5,36*	2004T4; 2006T2	0,4 ; 0,5
	Commodity (NBM/SH2-47)	-6,71***	2006T4; 2008T4	0,5 ; 0,7
	Commodity (NBM/SH2-72)	-5,73**	2008T4; 2011T2	0,7 ; 0,8

Tabela 3b - Valores Críticos - Modelo C: Lee & Strazicich (2003)			
$\lambda = (\lambda_1, \lambda_2)$	1% (***)	5% (**)	10% (*)
$\lambda = (0,2; 0,4)$	-6,16	-5,59	-5,28
$\lambda = (0,2; 0,6)$	-6,40	-5,74	-5,32
$\lambda = (0,2; 0,8)$	-6,33	-5,71	-5,33
$\lambda = (0,4; 0,6)$	-6,46	-5,67	-5,31
$\lambda = (0,4; 0,8)$	-6,42	-5,65	-5,32
$\lambda = (0,6; 0,8)$	-6,32	-5,73	-5,32

Fonte: elaboração própria com base nos dados do FMI, BACEN, IBGE e IPEA.

Notas: O teste de Lee & Strazicich (2003) testa a hipótese nula de raiz unitária, onde a rejeição da hipótese nula implica uma série estacionária com duas quebras na tendência. Para corrigir o problema de correlação serial foi utilizado um número de defasagens igual a três. T_{B1} e T_{B2} denotam as datas das quebras na função tendência das séries. Os valores críticos são mostrados na Tabela 3b e para mais detalhes ver em Lee & Strazicich (2003). Os valores críticos dependem da localização das quebras, $\lambda = (\lambda_1=T_{B1}/T, \lambda_2=T_{B2}/T)$, e são simétricos em torno de λ e $(1-\lambda)$. Os símbolos ***, ** e * denotam significância estatística a 1%, 5% e 10% respectivamente.

4.4. Análises do teste de Bai & Perron (1998) para quebras estruturais

Para identificar possíveis mudanças nos valores dos parâmetros da função de exportações de *commodities* entre o Brasil e os seus principais parceiros comerciais no período de 2000 a 2013, realizamos o teste de Bai & Perron (1998) que permite observar a ocorrência de múltiplas quebras estruturais. O número máximo de quebras (m) fixados nesse teste foi de dois (2). Para essa parte final do trabalho foram estimados 78 modelos, para apenas ser escolhido aquele que melhor representasse o comportamento das variáveis.

As Tabelas 5a, 5b e 5c em anexo mostram os resultados do teste de quebra estrutural para Alemanha, Argentina, China e EUA. Para testar a hipótese nula de ausência de quebra ($H_0:m=0$) contra a hipótese alternativa de uma ($H_1:m=1$) e duas ($H_1:m=2$) quebras são utilizadas as estatísticas $SupF_T(1)$ e $SupF_T(2)$, respectivamente. Para testar a hipótese nula de que há uma quebra *versus* a alternativa de duas quebras estruturais é utilizada a estatística para o teste $SupF_T(2/1)$.

Para testar a hipótese nula de ausência de quebra ($H_0:m=0$) contra a hipótese alternativa de uma ($H_1:m=1$) quebras, foram estimados os modelos II e III, respectivamente. No processo de estimação do modelo II, fixou-se o número de defasagens ($q_1=q_2$) igual ao do modelo linear sem quebra ($m=0$) ou modelo I ($q_1=q_2$), onde este foi escolhido pelo critério de informação de Schwarz (BIC). O objetivo é testar a ausência de quebra contra uma quebra ($SupF_T(1)$), supondo que o número de defasagens do modelo I seja o verdadeiro nº de defasagens do modelo linear geral (q_1) ou que a especificação do modelo II seja a verdadeira. Os resultados mostram que no teste de ausência de quebra contra uma quebra, a hipótese de constância nos parâmetros (no caso desse trabalho foi considerado quebras apenas no intercepto), foi rejeitada para 69% das séries temporais a um nível de significância de 5%.

Já o processo de estimação do modelo III foi diferente do anterior. Nesse processo, o número de defasagens (q_3) foi escolhido pelo critério de informação de Schwarz (BIC). O objetivo é testar a ausência de quebra contra uma quebra ($SupF_T(1)$) novamente, supondo que o número de defasagens do modelo III seja o verdadeiro nº de defasagens do modelo linear geral (q_3) ou que a especificação do modelo III seja a verdadeira. Novamente, a hipótese nula foi rejeitada para 62% das séries temporais a um nível de 5%. Em linhas gerais, nos dois casos, a hipótese de constância nos parâmetros das funções de exportações estimada foi rejeitada a um nível de significância de 5%.

Com relação ao teste de ausência de quebra ($H_0:m=0$) contra a hipótese alternativa de duas ($H_1:m=2$) quebras, foram estimados os modelos IV e VI, respectivamente. A estimação do modelo IV similar ao modelo II, o que os tornam diferentes e com relação ao número de quebra ($m=k$), onde para o modelo IV foi considerado apenas duas quebras. O objetivo é testar a ausência de quebra ($m=0$) contra duas quebras ($m=2$), supondo que o número de defasagens do modelo I seja o verdadeiro nº de defasagens do modelo linear geral (q_1) ou que a especificação do modelo IV seja a verdadeira. Os resultados mostram que a hipótese de que o intercepto é invariante no tempo foi rejeitada para todas as séries a um nível de significância de 5%.

Já o modelo VI é similar ao modelo III, com diferença na suposição de números de quebras, onde para esse modelo foi considerado duas quebras. O objetivo é testar a ausência de quebra ($m=0$) contra duas quebras ($m=2$), supondo que a especificação do modelo IV seja a verdadeira. Os resultados foram iguais ao do modelo IV: a hipótese nula foi rejeitada para todas as séries a um nível de significância de 5%. Nesse contexto, nos dois casos a hipótese de constância nos parâmetros das funções de exportações estimada foi rejeitada a um nível de significância de 5%.

Por fim, para testar a hipótese nula de que há uma quebra *versus* a alternativa de duas quebras estruturais foram estimados os modelos V e VI, respectivamente. No processo de estimação do modelo V, fixou-se o número de defasagens ($q_5 = q_3$) igual ao do modelo III ($m=1$), onde este foi escolhido pelo critério de informação de Schwarz (BIC). O objetivo é testar a presença de uma contra duas quebras ($SupF_T(2/1)$), supondo que o número de defasagens do modelo III seja o verdadeiro nº de defasagens do modelo linear geral (q_3) ou que a especificação do modelo III seja a verdadeira. A hipótese nula de que há uma quebra *versus* a alternativa de duas quebras estruturais para o teste $SupF_T(2/1)$ foi rejeitada ao nível de 5% apenas para 46% das séries. Isto significa dizer, que há uma forte tendência de que o modelo III seja a verdadeira especificação para se analisar o comportamento das exportações das *commodities* brasileiras.

O modelo VI foi estimado novamente nessa última etapa com o objetivo de testar a presença de uma contra duas quebras ($SupF_T(2/1)$), mas supondo que o número de defasagens do modelo VI seja o verdadeiro nº de defasagens do modelo linear geral (q_3) ou que a especificação do modelo VI seja a verdadeira, os resultados mostram que a hipótese de que o intercepto é invariante no tempo foi rejeitada para 92% das séries a um nível de significância de 5%.

4.5. Análise das funções resposta-impulso

Uma função impulso-resposta possibilita a análise do comportamento individual das variáveis de um sistema a partir dos choques e desvios-padrão nas inovações de um modelo. Cada coeficiente apresenta a resposta de uma variável do modelo para uma inovação específica, deixando constantes as demais inovações nos outros períodos. Os choques ocorridos no modelo tornam-se ortogonais pela decomposição de Cholesky e a ordenação das variáveis exerce um papel fundamental sobre o desempenho do modelo (MADDALA & KIM, 1998; LUTKEPOHL, 2005; ENDERS, 2004; GREENE 2012).

Como o objetivo deste trabalho foi analisar os efeitos da volatilidade do câmbio sobre as exportações brasileiras de *commodities* no período de 2000 a 2013, foram estimadas as funções de impulso-resposta para analisar a resposta das exportações de *commodities* a choques na volatilidade do câmbio e na taxa de câmbio real. Uma ressalva deve ser feita com relação as funções de resposta-impulso calculadas.

Na seção anterior foram estimados seis (6) modelos para cada país, onde o objetivo era identificar a especificação do modelo que melhor representasse o comportamento das exportações do Brasil com relação aos seus principais parceiros comerciais. No total foram estimados 78 modelos. Esse mesmo procedimento foi

CAPÍTULO 05 - CONSIDERAÇÕES FINAIS

De Grauwe & Skudeny (2000), Ozturk (2006), Bahmani-Oskooee & Hegerty (2007) e Aboin & Ruta (2012) argumentam que uma maior variabilidade da taxa de câmbio é prejudicial ao comércio entre países. Para os autores, esse impacto negativo da volatilidade cambial sobre o volume financeiro de comércio internacional decorre da teoria da escolha sob incerteza. O objetivo deste trabalho foi verificar os impactos de choques na volatilidade do câmbio e na taxa de câmbio real sobre as exportações de *commodities* do Brasil para Argentina, Alemanha, China e EUA no período de 2000-2013.

Para verificar a existência de quebras estruturais na função tendência das variáveis reais do modelo de fluxo de comércio bilateral brasileiro, aplicou-se o teste sugerido por Perron & Yabu (2009). Os resultados desse teste indicaram que das vinte e cinco (25) séries analisadas, 64% apresentaram uma quebra no nível e inclinação na função tendência das mesmas.

Com o objetivo de evitar resultados viesados em relação à ordem de integração das séries por causa da presença de quebras estruturais, foram aplicados os testes de raiz unitária com quebras estruturais desenvolvidos por Lee & Strazicich (2003) e Lee & Strazicich (2004). Os resultados dos dois testes indicaram que das vinte e cinco (25) séries analisadas, 80% e 84%, são estacionárias com uma e duas quebras, respectivamente. Isto é, podem ser caracterizadas como pertencentes à classe I(0).

Para analisar, aplicou-se o teste de quebra estrutural de Bai & Perron (1998) para analisar as mudanças na condução da política cambial brasileira durante o período de 2000 a 2013. Os resultados indicaram a existência de duas (2) quebras estruturais nos parâmetros estimados da função tendência para as exportações de *commodities*. Em linhas gerais, pode-se concluir que os resultados obtidos no teste de mudanças estruturais indicaram que há evidências de duas quebras estruturais nos coeficientes da função de exportações brasileiras de *commodities* no período 2000-2013.

As datas das mudanças para cada commodity muitas das vezes corresponderam a eventos de crises na economia internacional: (i) Entre 2000-2003, com a eclosão da crise do mercado acionário americano em 2000 e os ataques terroristas de 11 de setembro em 2001; (ii) A crise de 2008-2010 que se desenvolveu a partir dos acontecimentos no mercado financeiro americano ainda em 2007 (perda de dinamismo relacionada ao financiamento de imóveis nos EUA). A crise financeira dos Estados Unidos pode ser um dos fatores do baixo e lento crescimento da economia mundial; e (iii) por fim, entre 2011-2012 eclodiu a crise da dívida européia, causada pela dificuldade de alguns países europeus em pagar as suas dívidas.

E por fim, estimou-se as funções resposta-impulso e observou-se os seus gráficos para analisar a resposta das exportações de *commodities* a choques na taxa de câmbio real e na volatilidade cambial. Os resultados encontrados mostraram ainda que o valor das exportações apresentou-se mais sensível a choques na volatilidade cambial em relação a choques na taxa de câmbio.

Isto demonstra que o comportamento das exportações brasileiras de *commodities* é influenciado predominantemente por variáveis de política (taxa de câmbio) do que por fatores de mercado (preço). Ao observar a história econômica brasileira nesse período, vê-se que a política cambial brasileira, em muitos momentos, ou não conseguiu evitar a sobrevalorização da taxa de câmbio real ou favoreceu as exportações de outros produtos agrícolas e de manufaturados.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AGUIRRE; FERREIRA & NOTINI. The impact of Exchange rate volatility on Brazilian manufactured exports. *Económica, La Plata*, Vol. LIII Nro. 1-2, 2007.

ANTOSHIN, S.; BERG, A. & SOUTO, M. Testing for Structural Breaks in Small Samples. International Monetary Fund - IMF Working Paper / African Department. March 2008.

ARAGÓN, E. K. S.; CARVALHO, A.S.A. & SILVIA, A. C. A. Quebras estruturais e estacionariedade da razão consumo-renda: novas evidências para América Latinas e Estados Unidos. Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGE) - Universidade Federal da Paraíba (UFPB). 2010.

ARIZE, A. C. The Effects of Exchange-Rate Volatility on U.S. Exports: An Empirical Investigation. *Southern Economic Journal*, 62(1), 34-43, 1995.

ARIZE, A. C. The long-run relationship between import flows and real exchange rate volatility: The experience of eight European economies. *International Review of Economics & Finance*, 7(4), 417-435, 1998.

ASSERY, A. & PEEL, D. A. The Effects of Exchange Rate Volatility on Exports: Some New Estimates. *Economics Letters* 37 (October): 173-77, 1991.

AUBOIN, M. & RUTA, M. The Relationship between Exchange Rates and International Trade: A Literature Review. *Trade Policy - CESifo Working Paper*, No. 3868, 25 June 2012.

BAHMANI-OSKOOEE, M. & HEGERTY, S. W. ERV and Trade Flows: A review Article. *Journal of Economic Studies*, vol. 34, n.º.3: pp.221-255, 2007.

BAHMANI-OSKOOEE, M. & HEGERTY, S. W. Exchange-Rate Risk and US-Japan Trade: Evidence from Industry Level Data, *Journal of the Japanese and International Economies* 22:518-534, 2008.

BAHMANI-OSKOOEE, M. & HEGERTY, S. W. The Effects of Exchange-Rate Volatility on Commodity Trade between the United States and Mexico. *Southern Economic Journal*, 75(4), 1019–1044, 2009.

BAHMANI-OSKOOEE, M.; HEGERTY, S. W. & HARVEY, H. The effects of exchange-rate volatility on commodity trade between the U.S. and Brazil. *North American Journal of Economics and Finance* 25 (70-93), 2013.

BAHMANI-OSKOOEE, M. & KOVRYALOVA, M. Impact of Exchange Rate Uncertainty on Trade Flows: Evidence from Commodity Trade between the United States and the United Kingdom. *The World Economy*, 31(8), 1097-1128, 2008.

BAHMANI-OSKOOEE, M. & MITRA, R. Exchange Rate Risk and Commodity Trade between the U.S. and India. *Open Economies Review*, 19(1), 71–80, 2008.

BAI, J. Likelihood ratio tests for multiple structural changes. *Journal of Econometrics*, v. 91, 1999. p. 299-323.

BAI, J.; PERRON, P. Estimating and Testing Linear models with Multiple Structural Changes, *Econometrica*, v. 66, pp. 47-78, 1998.

BANERJEE, A; LUMSDAINE, R.L. & STOCK, J.H. Recursive and Sequential Tests of the Unit Root and Trend-Break Hypothesis: Theory and International Evidence. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 1992, pp. 271-287.

BARBOSA, F.V.; BRESSAN, A. A. & IQUIAPAZA, R. A. Testes de Não Estacionariedade Em Séries Financeiras Com Dados Em Painel - Uma Síntese Aplicada. Centro De Pós-Graduação e Pesquisas em Administração (CEPEAD) - Universidade Federal De Minas Gerais, 2011.

BÉLANGER, D.; GUTIÉRREZ, S. & RAYNAULD, J. Exchange Rate Variability and Trade Flows: Sectoral Estimates for the US-Canada Case. *Cahiers de Recherché IEA-89-01*. Institut d'économie appliquée, École des Hautes Études Commerciales, 1988.

BÉLANGER, D.; GUTIÉRREZ, S.; RACETTE, D. & RAYNAULD, J. The Impact of Exchange Rate Variability on Trade Flows: Further Results on Sectoral U.S. Imports from Canada. *North American Journal of Economics and Finance* 3 (Spring): 888-92, 1992.

BINI-SMAGHI, Lorenzo. Exchange Rate Variability and Trade: Why Is It So Difficult to Find any Empirical Relationship? *Applied Economics* 23 (May): 927-35, 1991.

BITTENCOURT, M. V. L. The Impacts of Trade Liberalization and Macroeconomic Instability on the Brazilian Economy.2004. 262p. Ph.D. Dissertation - The Ohio State University, 2004.

BITTENCOURT, M. V. L. & CARMO, A. S. S. Os efeitos da volatilidade da taxa real de câmbio sobre o comércio internacional: uma análise setorial. *Congresso Internacional de Administração – Gestão Estratégica: Criatividade e Interatividade*, 2013.

BLANCHARD, O. & MILESI-FERRETTI, G. M. Global Imbalances: in Midstream? *IMF Staff Position Note, SPN/09/29*, December 2009.

BORÇA JUNIOR, G.R. & TORRES FILHO, E.T. Analisando a Crise do Subprime. *Revista do BNDES*. v.15, n.30, p.129-159, 2008.

BOUG, P. & FAGERENG, A. Exchange Rate Volatility and Export Performance: A Co-Integrated VAR Approach, *Applied Economics* 42: 851-864, 2010.

BRYNE, J.; DARBY, J. & MACDONALD, R. Trade and Exchange Rate Volatility: A Real Bilateral Sectoral Analysis, *Journal of Macroeconomics* 30, 238-259, 2008.

CANÊDO-PINHEIRO, Mauricio. Assimetrias na Transmissão dos Preços dos Combustíveis: O Caso do Óleo Diesel no Brasil. RBE-Revista Brasileira de Economia. Rio de Janeiro v. 66 n. 4 / p. 469–490 Out-Dez 2012.

CHOWDHURY, A. R. Does Exchange Rate Volatility Depress Trade Flows? Evidence from Error Correction Models. The Review of Economics and Statistics, Vol. 75, No. 4 (Nov., 1993), pp. 700-706.

CHO, G.; **SHELDON**, I. M. & **MCCORRISTON**, S. Exchange rate uncertainty and agricultural trade. American Journal of Agricultural Economics, v. 84, n. 4, p.932-942, 2002.

CLARK, Peter. Uncertainty, Exchange Rate Risk, and the Level of International Trade. Western Economic Journal 11 (September): 303-13, 1973.

CÔTÉ, A. Exchange rate volatility and trade. Bank of Canada, working paper n°. 94-5, 1994.

DE GRAUWE, P. & **DE BELLEFROID**, B. Long-run Exchange Rate Variability and International Trade. In: S.W. Arndt and J.D. Richardson (eds). Real-financial Linkages among Open Economies, MIT Press, Cambridge, MA, p.193-212. 1987.

DE GRAUWE, P. & **SKUDELNY**, F. The Impact of EMU on Trade Flows. Weltwirtschaftliches Archiv, n.136, p.383–402, 2000.

DELL'ARICCIA, G. Exchange Rate Fluctuations and Trade Flows: Evidence from the European Union. IMF Staff Papers, v.46, n. 3, set/dez, 1999.

DELLAS, H. & **ZILBERFARB**, B. Real exchange rate volatility and international trade: a reexamination of the theory. Southern Economic Journal, v. 59, n. 2, p. 651-657, 1993.

DORNBUSCH, Rudiger; **FISCHER**, Stanley. Macroeconomia. 5.ed. São Paulo, SP: McGraw-hill, 1991.

EKANAYAKE, E.M. & **THAVER**, R. The impact of dollar-rand volatility on U.S. exports to South Africa. The International Journal of Business and Finance Research, Volume 5, Number 3, 2011.

ENDERS, W. Applied Econometric Time Series, 2nd edn, John Wiley & Sons, New York, 2004.

FAGERENG, Andreas. Exchange rate volatility and export performance: Evidence from disaggregated Norwegian data. Statistics Norway/Documents of Research Department. Ph.D. Dissertation - The University of Oslo, 2007.

GALVÃO JR, A. F. Evolução e Mudanças Estruturais na Produtividade dos Países. Dissertação apresentada à Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getulio Vargas para a obtenção do Grau de Mestre em Economia. Rio de Janeiro, 30 de Maio de 2003.

GHATAK, A. Unit roots and structural breaks: The case of India 1900-1988. *Journal of Applied Statistics*, 24:3, 1997, pp. 289-300.

GLYNN, J.; **PERERA**, N. & **VERMA**, R. Unit root tests and structural breaks: a survey with applications. *Revista de Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa. Journal of Quantitative Methods for Economics and Business Administration*, 3(1), 2007, 63-79.

GONTIJO, C. Raízes da crise financeira dos derivativos subprime. Texto para discussão 342 CEDEPLAR/FACE/UFMG, 2008.

GOZANGA, G. M., & **TERRA**, M. C. T. (1997). Equilibrium real exchange rate, volatility, and stabilization. *Journal of Development Economics*, 54(1), 77-100.

HAUG, A. A. & **SMITH**, C. Local linear impulse responses for a small open economy. *University of Otago Economics Discussion Papers*, No. 0707, April 2007.

JORDÁ, Oscar. Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections. *The American Economic Review*, Vol. 95, No. 1, 2005, pp. 161-182.

JOYA, Jair Ojeda. Purchasing Power Parity and Breaking Trend Functions in the Real Exchange Rate. Banco de la Republica de la Colombia, Borradores de Economía, nº 564, 2009.

JESUS, L. A. O impacto da volatilidade cambial nas exportações brasileiras para o Mercosul: uma análise em painel dinâmico. 2010. 94p. Dissertação (Mestrado em desenvolvimento Econômico) - Universidade Federal do Paraná, Curitiba, PR, 2010.

JOZSEF, F. The Effect of Exchange Rate Volatility upon Foreign Trade of Hungarian Agricultural Products. *Studies in Agricultural Economics*, v.113, p.85-96, 2011.

KRUGMAN, P. Pricing to Market When the Exchange Rate Changes, NBER Working Paper 1926. National Bureau of Economic Research, 1986.

KRUGMAN, P. & **OBSTFELD**, M. *International Economics: Theory and Policy*. Sixth Edition. Addison Wesley World Student Series, Chapter 16: 464-466 (J-curve), 2003.

LANTZ, F.; **INDJEHAGOPIAN**, J-P. & **SENTENAC-CHEMIN**, E. Multiple structural break change and energy forecasts: application to diesel cars equipment in France. Essec Business School, 2010.

LEE, J. & **STRAZICICH**, M.C. Minimum LM Unit Root Test with Two Structural Breaks. *Review of Economics and Statistics*, 63, 2003, pp.1082-1089.

LEE, J. & **STRAZICICH**, M.C. Minimum LM Unit Root Test with One Structural Break”, Working Paper, Department of Economics, Appalachian State University, 2004.

LUMSDAINE, R.L. & **PAPELL**, D. H. Multiple Trend Breaks and the Unit Root Hypothesis. *Review of Economics and Statistics*, 79 (2), 1997, pp. 212-218.

LUTKEPOHL, H. *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Berlin: Springer-Verlag, 2005.

MADDALA, G.S. & **KIM**, I.M. *Unit roots, cointegration, and structural change*. New York: Cambridge University, 505p, 1998.

MARGARIDO, M. A. Aplicação de testes de raiz unitária com quebra estrutural em séries econômicas no Brasil na década de 90. *Informações Econômicas*, São Paulo, n. 4, v. 31, 2001.

MARGARIDO, M.A.; **BUENO**, C. R. F.; **MARTINS**, V. A.; **TOMAZ**, I. T. Utilizando modelos de séries temporais para determinação de mercado geográfico relevante: o caso da farinha de trigo na cidade de São Paulo. *Teoria e Evidência Econômica*, Passo Fundo, v. 14, n. 28, maio 2007.

MARGARIDO, M.A. & **ANEFALOS**, L.C. Modelos de séries temporais aplicados ao setor de exportação brasileira de flores de corte. XLIV - Congresso da SOBER/Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural: *Questões agrárias, educação no campo e desenvolvimento*. Fortaleza, 23 a 27 de Julho de 2006.

MASKUS, K. Exchange Rate Risk and U.S. Trade: A Sectoral Analysis. *Federal Reserve Bank of Kansas Economic Review*, v. 3, p.16–28, 1986.

MCKENZIE, M. D. The impact of exchange rate volatility on international trade flows. *Journal of Economic Surveys*, vol. 13(1), p. 71-106, 1999.

NELSON, C.R. & **PLOSSER**, C.I. Trends and random walks In *Macroeconomic Time Series*. *Journal of Monterey Economics*, 10, 1982, pp.139-162.

OLIVEIRA, N.S.M.N *et al.* Testando mudanças estruturais na regra de Taylor. *Revista de Economia*, v. 39, n.2 (ano 37), p. 28-50, mai./ago. 2013.

OZTURK, I. Exchange rate volatility and trade: a literature survey. *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies*, vol. 3(1), p. 85-102, 2006.

PASTORE, A.C. & **PINOTTI**, M.C. O Câmbio no Brasil: Perguntas e Respostas. XXIII Fórum Nacional - Visão de Brasil Desenvolvido para Participar da Competição do Século (China, Índia e Brasil) e “O Sentido da Vida”. Rio de Janeiro, 16 a 19 de maio de 2011.

PENA, H. W. A.; **LISBOA**, E. G.; **OLIVEIRA**, F. A.; **CORDEIRO**, Y. E.; Modelagem Cambial e os efeitos Histerese e curva-J: uma aplicação na economia brasileira no período de 1992 a 2003.

PERIDY, N. Exchange Rate Volatility, Sectoral Trade and the Aggregation Bias, *Review of World Economics* 139:389-418, 2003.

PERRON, P. Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables, *Journal of Econometrics*, 80 (2), 1997, pp.355-385.

PERRON, P.; YABU, T. Testing for shifts in trend with an integrated or stationary noise component. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 27, 2009.

PERRON, P. & VOGELSAN, T.J. Nonstationarity and Level Shifts with an Application to Purchasing Power Parity. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 1992, pp. 301–320.

QIAN, Y. & VARANGIS, P. Does Exchange Rate Volatility Hinder Export Growth? *Empirical Economics*, 19(3), 371-96, 1994.

ROSE, A. One money, one market: the effect of common currencies on trade. *Economic Policy*, v.30, p.7-46, 2000.

ROSE, Andrew. The role of exchange rates in a popular model of international trade: Does the ‘Marshall–Lerner’ condition hold? *Journal of International Economics* 30:301-316, 1991.

SAMUELSON, P. The Gains from International Trade Once Again. *The Economic Journal*, v. 72, n. 288, p. 820-829, 1962.

SANTOS, M. D. Diferenças Regionais na Persistência da Taxa de Juros Real do Brasil: Evidências e Implicações. Monografia de conclusão do Curso de Ciências Econômicas da Universidade Federal do Ceará - UFC, 2011.

SILVA, J. M. S. C. & TENREYRO, S. The log of gravity. *The Review of Economics and Statistics*, Cambridge, v. 88, n. 4, 2006.

SOUZA, F. E. P. & HOFF, C. R. O regime cambial brasileiro: flutuação genuína ou medo de flutuação? In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA – ANPEC (Anais), Porto Seguro, 2003.

STRAZICICH, M.C; LEE, J. & DAY, E. Are countries converging among OECD countries? Time series evidence with two structural breaks. *Journal of Macroeconomics*, 26, 2004, pp.131-145.

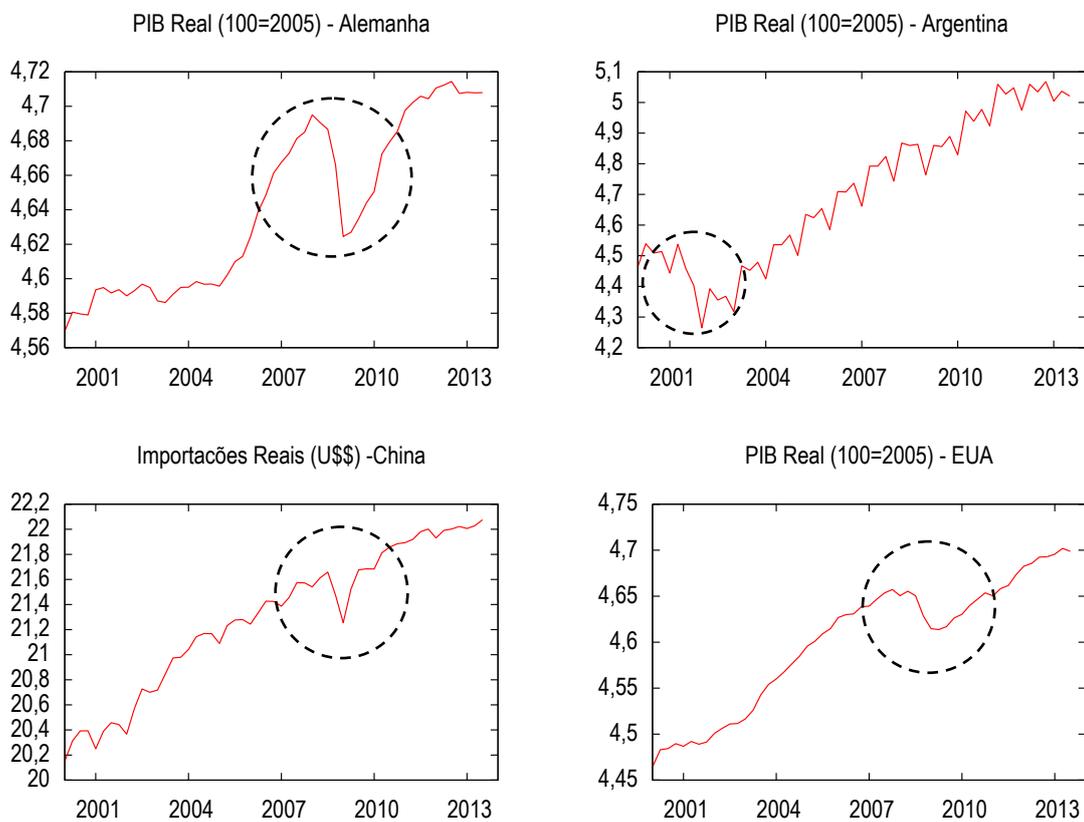
UNCOMTRADE - United Nations Commodity Trade Statistics Database. Pesquisa Econômica – Dados Estatísticos, 2012.

VASCONCELLOS, M. A.; GREMAUD, A. P. & TONETO, R. Economia brasileira contemporânea. São Paulo: Atlas, 1996.

ZIVOT, E. & ANDREWS, K. Further evidence on the great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10 (10), 1992, pp. 251–70.

ANEXO - A

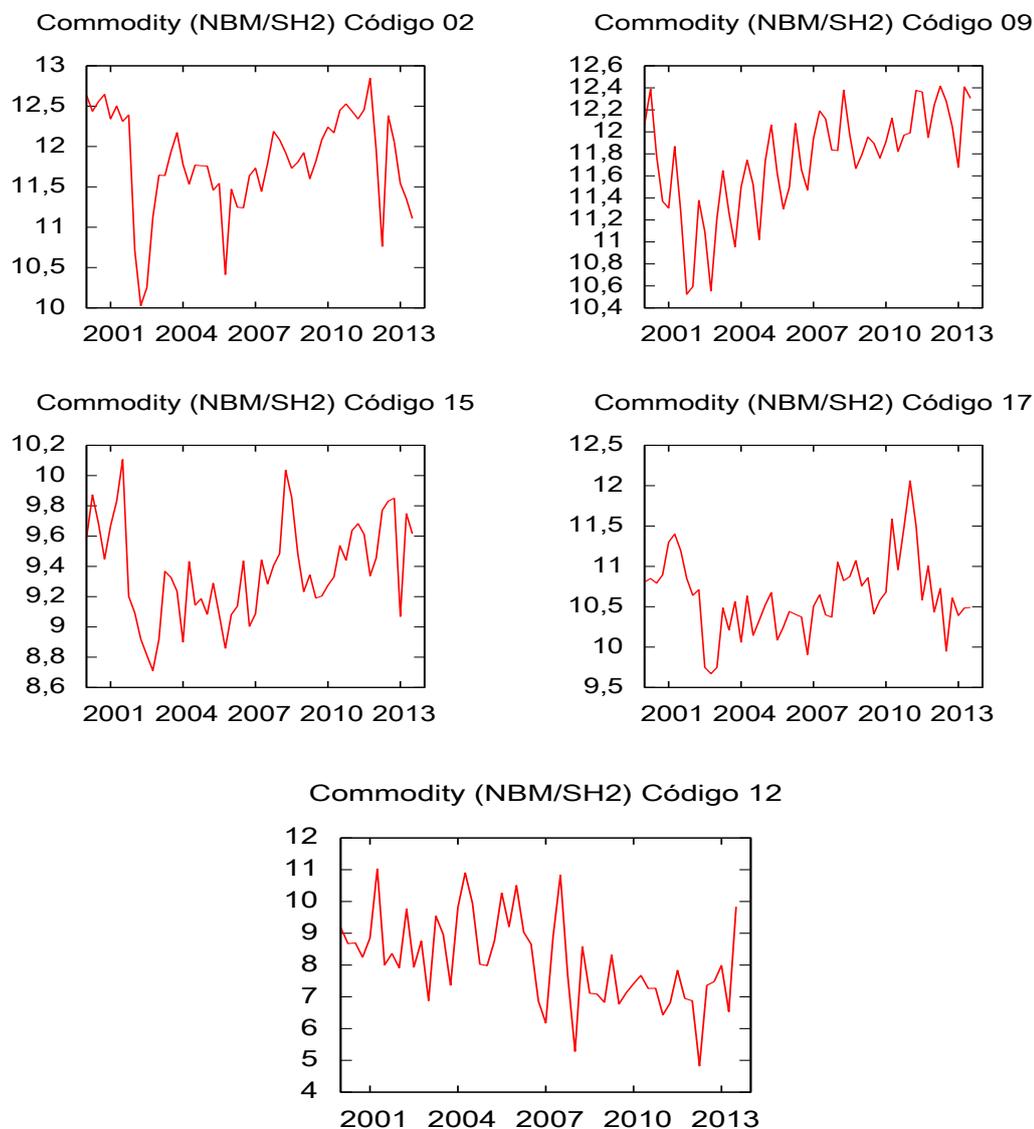
Figura 3: Séries temporais da Renda Real para os cinco principais parceiros Comerciais do Brasil (2000-2013)



Fonte: Cálculos do autor, com base em dados do Índice do PIB Real (100=2005) extraído do Ipeadata e importações totais (U\$\$) extraído do Banco Central do Brasil (BACEN).

Notas: (1) Os dados utilizados no gráfico acima possuem periodicidade trimestral, englobando o período 2000:01/2013:03. Todos os dados estão em escala logarítmica.

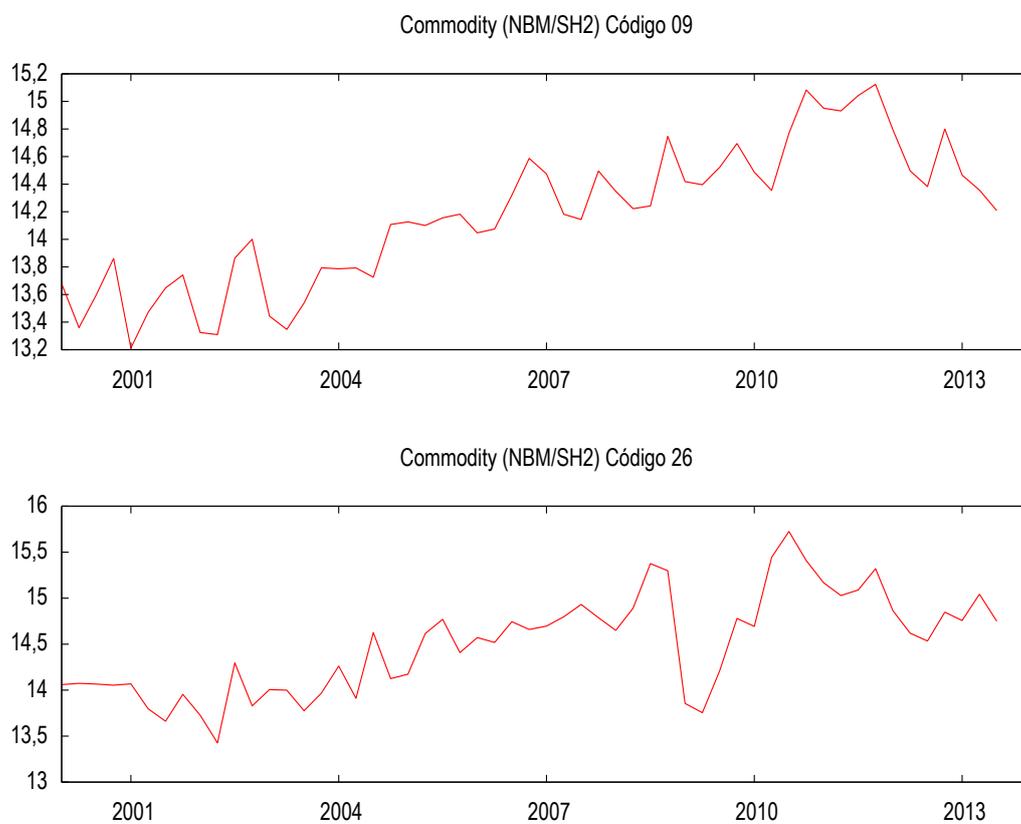
Figura 4: Séries temporais das Exportações Reais de *Commodities* Brasil – Argentina
(2000-2013)



Fonte: Cálculos do autor, com base em dados das exportações nominais das principais commodities exportadas pelo Brasil para Argentina extraída do MDIC e deflacionada pelo IPA – EUA (100=2005) extraído do Ipeadata.

Notas: os dados utilizados no gráfico acima possuem periodicidade trimestral, englobando o período 2000:01/2013:03. Todos os dados estão em escala logarítmica.

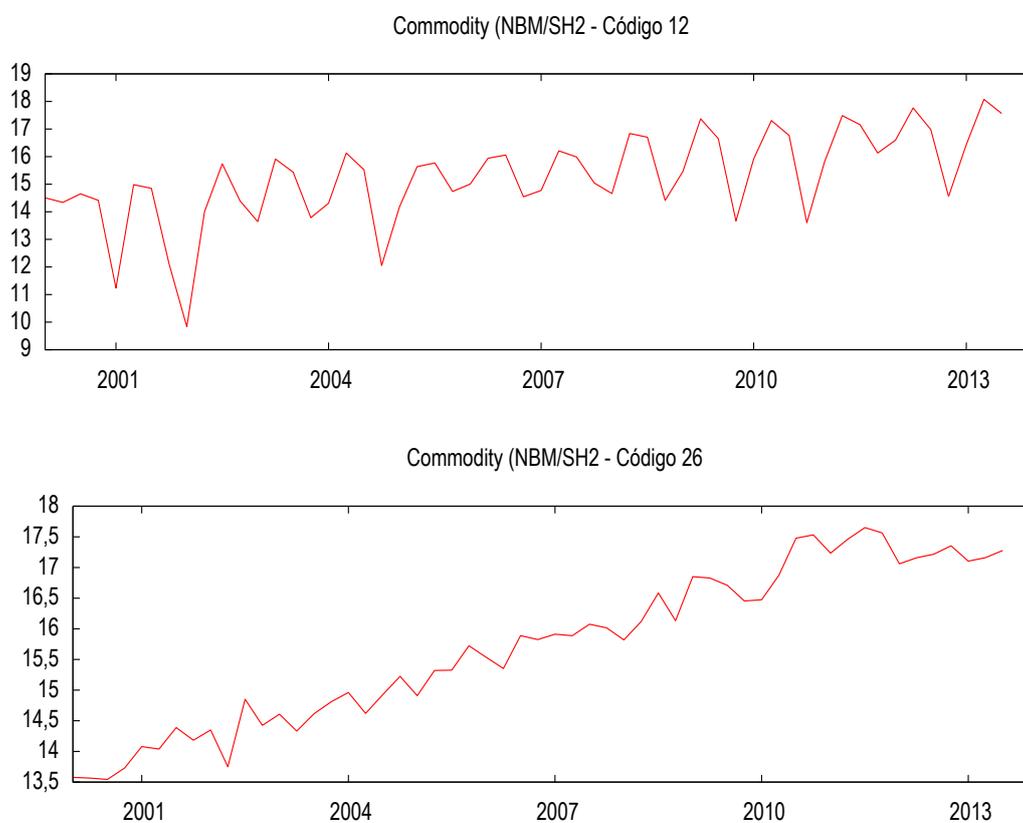
Figura 5: Séries temporais das Exportações Reais de *Commodities* Brasil – Alemanha no período 2000-2013



Fonte: Cálculos do autor, com base em dados das exportações nominais das principais commodities exportadas pelo Brasil para a Alemanha extraída do MDIC e deflacionada pelo IPA – EUA (100=2005) extraído do Ipeadata.

Notas: os dados utilizados no gráfico acima possuem periodicidade trimestral, englobando o período 2000:01/2013:03. Todos os dados estão em escala logarítmica.

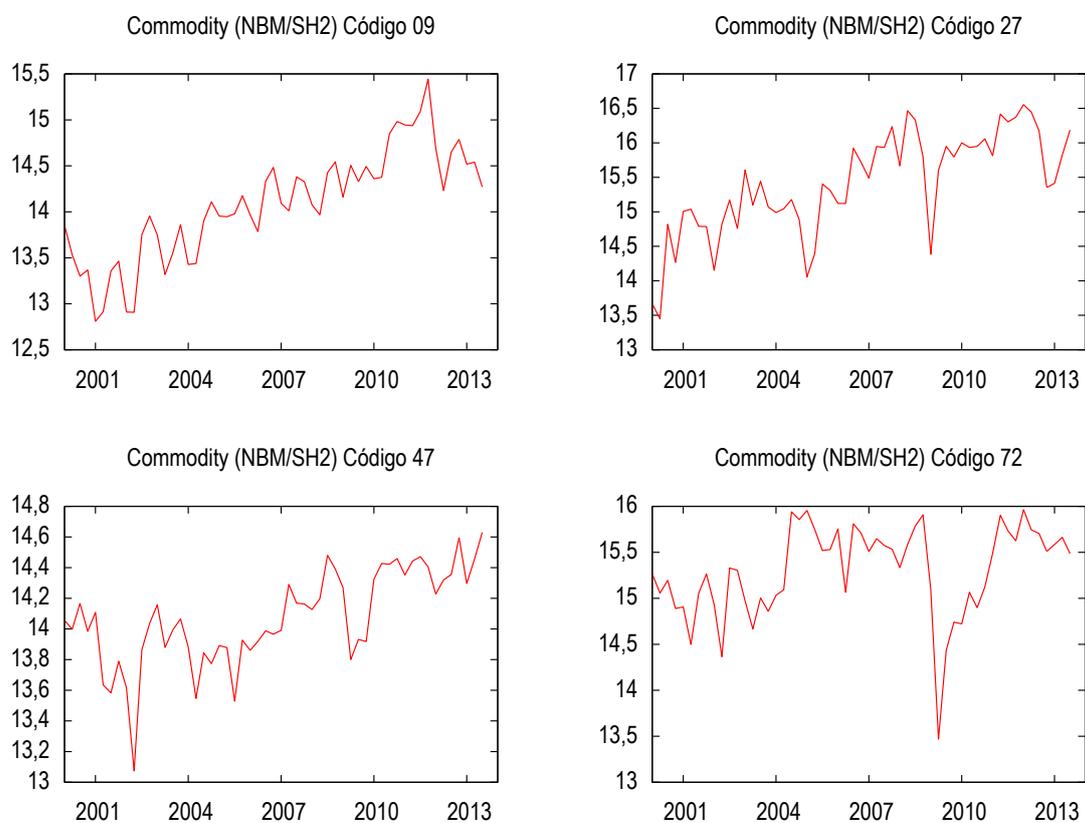
Figura 6: Séries temporais das Exportações Reais de *Commodities* Brasil – China no período 2000-2013



Fonte: Cálculos do autor, com base em dados das exportações nominais das principais commodities exportadas pelo Brasil para a China extraída do MDIC e deflacionada pelo IPA – EUA (100=2005) extraído do Ipeadata.

Notas: os dados utilizados no gráfico acima possuem periodicidade trimestral, englobando o período 2000:01/2013:03. Todos os dados estão em escala logarítmica.

Figura 7: Séries temporais das Exportações Reais de *Commodities* Brasil – EUA no período 2000-2013



Fonte: Cálculos do autor, com base em dados das exportações nominais das principais commodities exportadas pelo Brasil para os EUA extraída do MDIC e deflacionada pelo IPA – EUA (100=2005) extraído do Ipeadata.

Notas: os dados utilizados no gráfico acima possuem periodicidade trimestral, englobando o período 2000:01/2013:03. Todos os dados estão em escala logarítmica.

ANEXO - B

Tabela 4: Grupo de países e classe de *commodities* (NBM/SH2)*

País	Classe de <i>commodities</i>	Números de estimações
Argentina (5 classes)	I. Carnes e miudezas, comestíveis (02) II. Café, chá, mate e especiarias (09) III. Sementes e frutos oleaginosos; Grãos, sementes e frutos diversos; Plantas industriais ou medicinais; Palhas e forragens (12) IV. Gorduras e óleos animais ou vegetais; Produtos da sua dissociação; Gorduras alimentares elaboradas; Ceras de origem animal ou vegetal (15) V. Açúcares e produtos de confeitaria (17).	30
Alemanha (2 classes)	I. Café, chá, mate e especiarias (09) II. Minérios, escórias e cinzas (26)	12
China (2 classes)	I. Sementes e frutos oleaginosos; Grãos, sementes e frutos diversos; Plantas industriais ou medicinais; Palhas e forragens (12) II. Minérios, escórias e cinzas (26)	12
EUA (4 classes)	I. Café, chá, mate e especiarias (09) II. Combustíveis minerais, óleos Minerais e produtos da sua destilação; Matérias betuminosas e Ceras Minerais (27) III. Pastas de madeira ou de outras matérias fibrosas celulósicas; Papel ou cartão de reciclar (desperdícios e aparas) (47) IV. Ferro fundido, ferro e aço (72)	24
Total	13 classes de <i>commodities</i>	78

Fonte: elaboração própria com base nos dados do MDIC e FMI.

Nota: (*) Nomenclatura Brasileira de Mercadorias (NBM/SH2).

Tabela 5a: teste de quebra estrutural de Bai & Perron (1998) - SupFt(1)¹

País	Commodities (NBM/SH2)	SupFt(1)			
		lags fixo (q1=q2) ²	Quebra (T11)	lags livre (q3=bic)	Quebra (T12)
Argentina	I. Carnes e miudezas, comestíveis (02)	18,36**	2011.T3	18,36**	2011.T3
	II. Café, chá, mate e especiarias (09)	8,39***	2003.T3	27,06**	2002.T4
	III. Sementes e frutos oleaginosos; Grãos, sementes e frutos diversos; Plantas industriais ou medicinais; Palhas e forragens (12)	6,79	2006.T2	6,79	2006.T2
	IV. Gorduras e óleos animais ou vegetais; Produtos da sua dissociação; Gorduras alimentares elaboradas; Ceras de origem animal ou vegetal (15)	7,03	2001.T4	7,03	2001.T4
	V. Açúcares e produtos de confeitaria (17).	10,93**	2001.T3	20,87**	2011.T1
Alemanha	I. Café, chá, mate e especiarias (09)	11,31**	2002.T4	7,79	2011.T1
	II. Minérios, escórias e cinzas (26)	28,00**	2001.T4	28,00**	2001.T4
China	I. Sementes e frutos oleaginosos; Grãos, sementes e frutos diversos; Plantas industriais ou medicinais; Palhas e forragens (12)	6,11	2002.T1	9,16***	2002.T2
	II. Minérios, escórias e cinzas (26)	11,24**	2008.T2	11,24	2008.T2
EUA	I. Café, chá, mate e especiarias (09)	13,18**	2011.T2	13,18	2011.T2
	II. Combustíveis minerais, óleos Minerais e produtos da sua destilação; Matérias betuminosas e Ceras Minerais (27)	12,16**	2005.T4	13,38**	2005.T4
	III. Pastas de madeira ou de outras matérias fibrosas celulósicas; Papel ou cartão de reciclar (desperdícios e aparas) (47)	12,05**	2003.T2	8,86***	2003.T2
	IV. Ferro fundido, ferro e aço (72)	10,03**	2008.T2	10,03**	2008.T2

Fonte: elaboração própria com base nos dados do FMI, BACEN, IBGE e MDIC.

Notas:

1) Para mais detalhes dos valores críticos ver em Bai & Perron (1998).

2) Os símbolos ** e *** denotam significância estatística a 5% e 10%, respectivamente.

3) Número de defasagem dos modelo: I (q1), II (q2), III (q3), IV (q4), V (q5) e VI (q6).

Tabela 5b: teste de quebra estrutural de Bai & Perron (1998) - SupFt(2)¹

País	Commodities (NBM/SH2)	SupFt(2)			
		lags fixo (q4=q1) ²	Quebras (T _{B1} ;T _{B2})	lags livre (q6=bic)	Quebras (T _{B1} ;T _{B2})
Argentina	I. Carnes e miudezas, comestíveis (02)	19,05**	2005.T1; 2011.T2	17,37**	2005.T2; 2011.T2
	II. Café, chá, mate e especiarias (09)	14,39**	2003.T3; 2006.T3	54,84**	2002.T4; 2008.T2
	III. Sementes e frutos oleaginosos; Grãos, sementes e frutos diversos; Plantas industriais ou medicinais; Palhas e forragens (12)	14,51**	2003.T3; 2006.T2	14,51**	2003.T3; 2006.T2
	IV. Gorduras e óleos animais ou vegetais; Produtos da sua dissociação; Gorduras alimentares elaboradas; Ceras de origem animal ou vegetal (15)	13,51**	2001.T4; 2007.T2	26,13**	2007.T2; 2008.T3
	V. Açúcares e produtos de confeitaria (17).	25,49**	2002.T1; 2011.T1	43,79**	2003.T3; 2010.T4
Alemanha	I. Café, chá, mate e especiarias (09)	20,20**	2004.T1; 2007.T4	22,48**	2004.T1; 2008.T1
	II. Minérios, escórias e cinzas (26)	45,11**	2004.T3; 2007.T3	37,58**	2004.T3; 2007.T4
China	I. Sementes e frutos oleaginosos; Grãos, sementes e frutos diversos; Plantas industriais ou medicinais; Palhas e forragens (12)	17,00**	2001.T1; 2002.T2	20,73**	2001.T1; 2002.T2
	II. Minérios, escórias e cinzas (26)	30,31**	2005.T1; 2008.T2	37,89**	2005.T1; 2008.T2
EUA	I. Café, chá, mate e especiarias (09)	17,96**	2008.T3; 2011.T1	26,89**	2008.T1; 2011.T1
	II. Combustíveis minerais, óleos Minerais e produtos da sua destilação; Matérias betuminosas e Ceras Minerais (27)	14,15**	2004.T1; 2005.T4	18,91**	2004.T1; 2005.T4
	III. Pastas de madeira ou de outras matérias fibrosas celulósicas; Papel ou cartão de reciclar (desperdícios e aparas) (47)	24,60**	2001.T4; 2003.T2	21,4**	2001.T4; 2003.T2
	IV. Ferro fundido, ferro e aço (72)	19,90**	2008.T2; 2010.T2	30,94**	2008.T3; 2010.T3

Fonte: elaboração própria com base nos dados do FMI, BACEN, IBGE e MDIC.

Notas:

- 1) Para mais detalhes dos valores críticos ver em Bai & Perron (1998).
- 2) Os símbolos ** e *** denotam significância estatística a 5% e 10%, respectivamente.
- 3) Número de defasagem dos modelo: I (q1), II (q2), III (q3), IV (q4), V (q5) e VI (q6).

Tabela 5c: teste de quebra estrutural de Bai & Perron (1998) - SupFt(2/1)¹

País	Commodities (NBM/SH2)	SupFt(2/1)			
		lags fixo (q5=q3) ²	Quebras (T _{B1} ;T _{B2})	lags livre (q6=bic)	Quebras (T _{B1} ;T _{B2})
Argentina	I. Carnes e miudezas, comestíveis (02)	0,77	2005.T1; 2011.T2	16,97**	2005.T2; 2011.T2
	II. Café, chá, mate e especiarias (09)	20,22**	2002.T3; 2008.T1	31,40**	2001.T1; 2002.T3
	III. Sementes e frutos oleaginosos; Grãos, sementes e frutos diversos; Plantas industriais ou medicinais; Palhas e forragens (12)	6,94	2003.T3; 2006.T2	9,92***	2003.T3; 2010.T2
	IV. Gorduras e óleos animais ou vegetais; Produtos da sua dissociação; Gorduras alimentares elaboradas; Ceras de origem animal ou vegetal (15)	18,30**	2007.T2; 2008.T3	18,80**	2007.T2; 2008.T3
	V. Açúcares e produtos de confeitaria (17).	15,66**	2009.T4; 2011.T1	43,53**	2003.T3; 2010.T4
Alemanha	I. Café, chá, mate e especiarias (09)	10,59***	2001.T4; 2011.T1	17,20**	2004.T1; 2008.T1
	II. Minérios, escórias e cinzas (26)	11,40**	2004.T3; 2007.T3	32,12**	2001.T4; 2010.T3
China	I. Sementes e frutos oleaginosos; Grãos, sementes e frutos diversos; Plantas industriais ou medicinais; Palhas e forragens (12)	10,42***	2001.T1; 2002.T2	18,35**	2001.T1; 2002.T2
	II. Minérios, escórias e cinzas (26)	15,81**	2005.T1; 2008.T2	35,48**	2005.T1; 2008.T2
EUA	I. Café, chá, mate e especiarias (09)	4,00	2008.T3; 2011.T1	17,72**	2008.T1; 2011.T1
	II. Combustíveis minerais, óleos Minerais e produtos da sua destilação; Matérias betuminosas e Ceras Minerais (27)	4,59	2004.T1; 2005.T4	18,31**	2004.T1; 2005.T4
	III. Pastas de madeira ou de outras matérias fibrosas celulósicas; Papel ou cartão de reciclar (desperdícios e aparas) (47)	14,04**	2001.T4; 2003.T2	14,58**	2001.T4; 2003.T2
	IV. Ferro fundido, ferro e aço (72)	8,42	2008.T2; 2010.T2	30,87**	2008.T3; 2010.T3

Fonte: elaboração própria com base nos dados do FMI, BACEN, IBGE e MDIC.

Notas:

1) Para mais detalhes dos valores críticos ver em Bai & Perron (1998).

2) Os símbolos ** e *** denotam significância estatística a 5% e 10%, respectivamente.

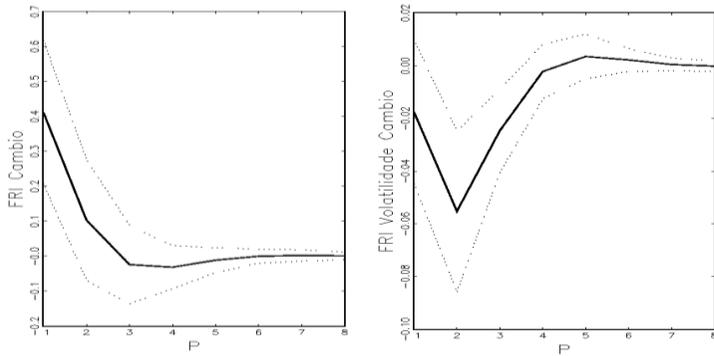
3) Número de defasagem dos modelos: I (q1), II (q2), III (q3), IV (q4), V (q5) e VI (q6).

ANEXO – C

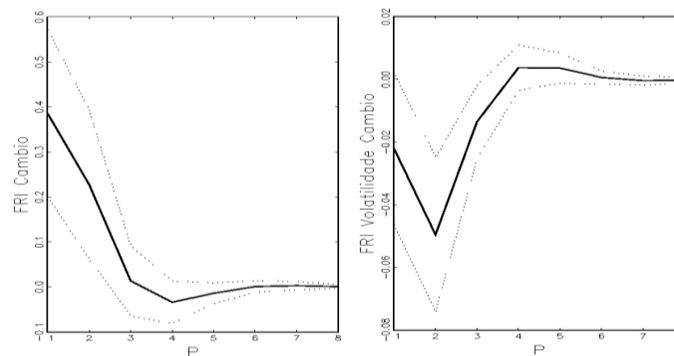
Gráficos 1 - Função Resposta-Impulso: Brasil – Argentina

G1.1) Exportações de Carnes e miudezas, comestíveis (NBM/SH2 - Código: 02)

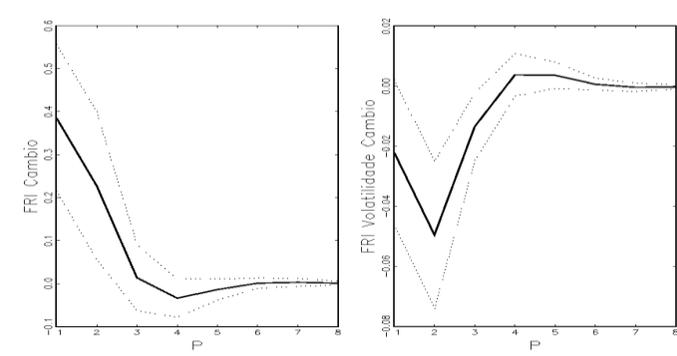
Modelo I ($m=0$)



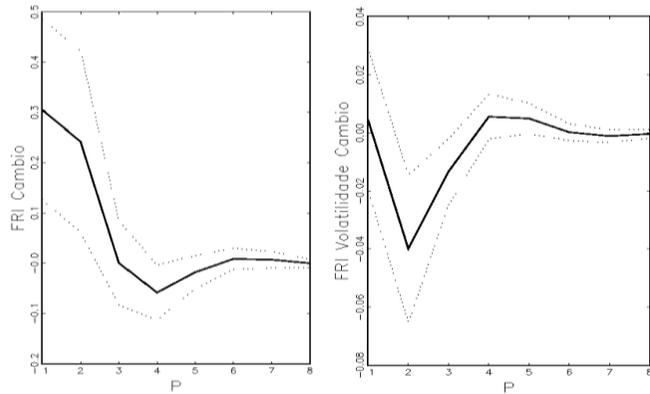
Modelo II ($q_1=q_2$; $m=1$)



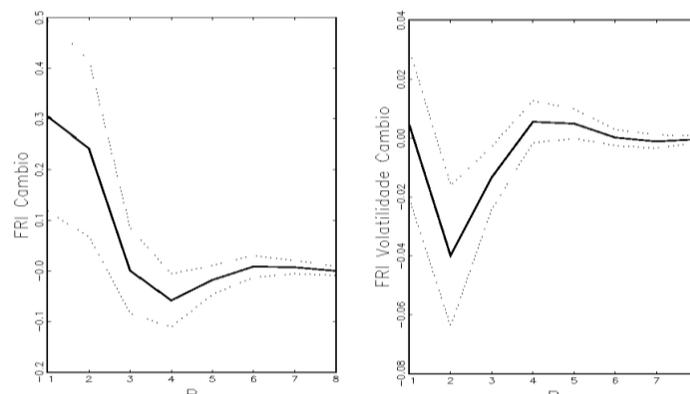
Modelo III ($q_3(\text{bic})$; $m=1$)



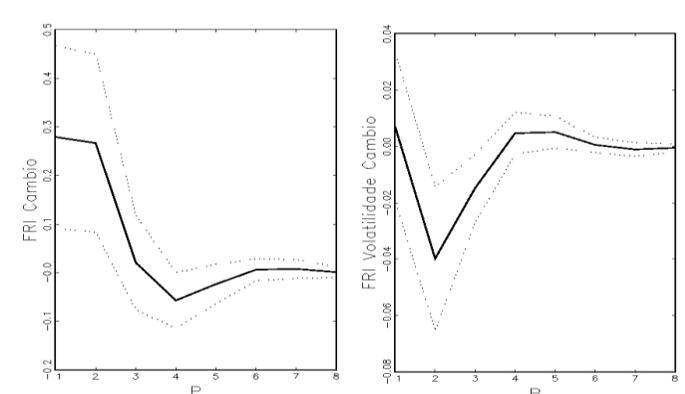
Modelo IV ($q_1=q_4$; $m=2$)



Modelo V ($q_5=q_3$; $m=2$)

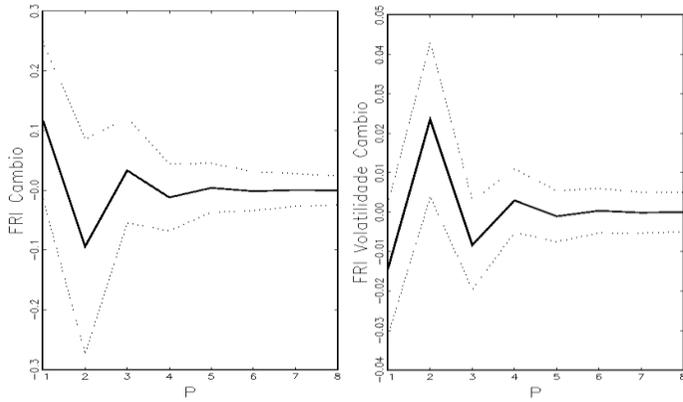


Modelo VI ($q_6(\text{bic})$; $m=2$)

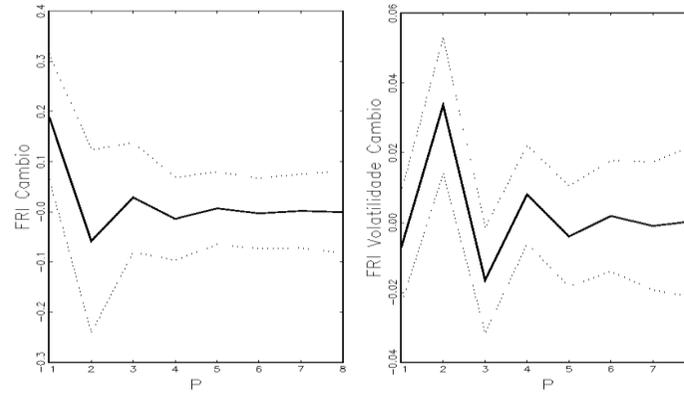


G1.2) Exportações de Café, chá, mate e especiarias (NBM/SH2 - Código: 09)

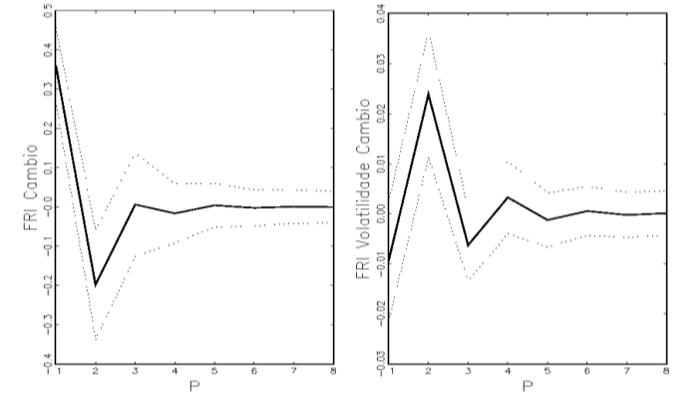
Modelo I ($m=0$)



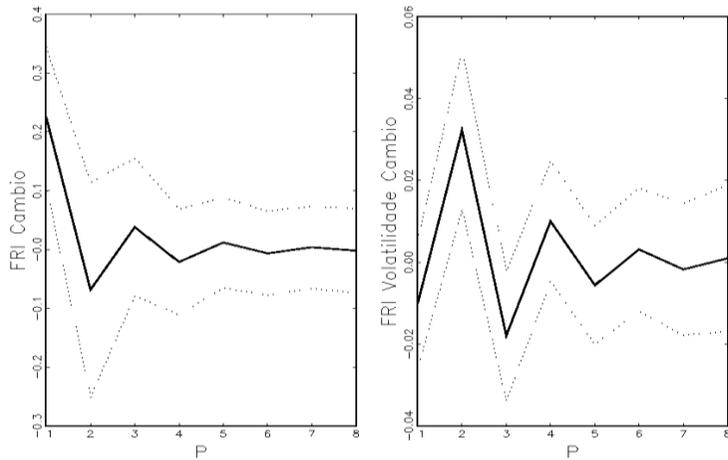
Modelo II ($q_1=q_2; m=1$)



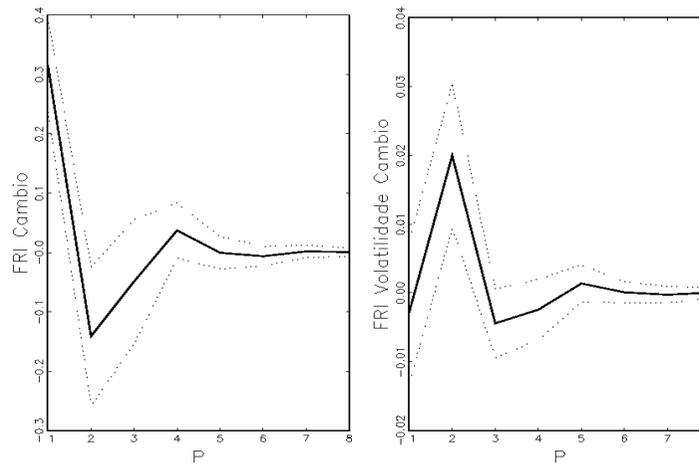
Modelo III ($q_3(\text{bic}); m=1$)



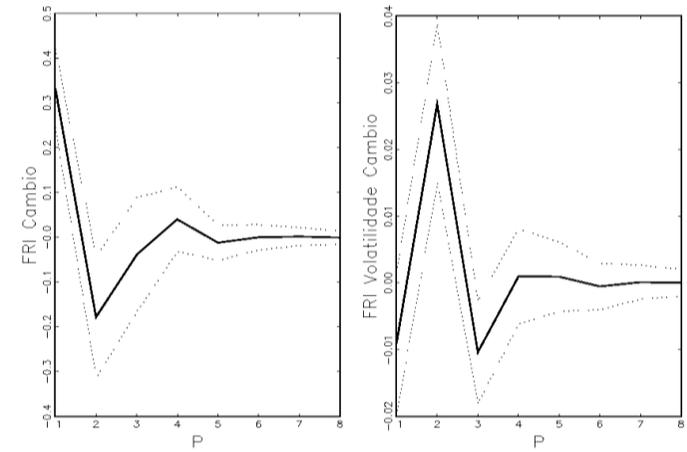
Modelo IV ($q_1=q_4; m=2$)



Modelo V ($q_5=q_3; m=2$)

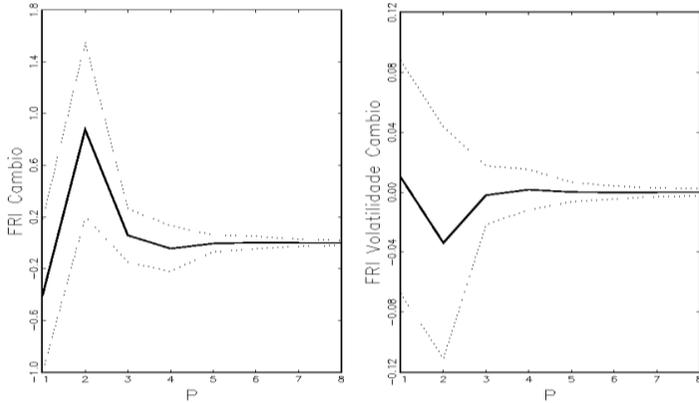


Modelo VI ($q_6(\text{bic}); m=2$)

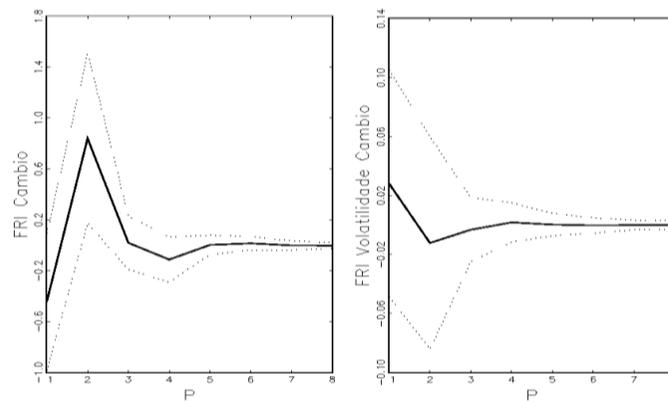


**G1.3) Exportações de sementes e frutos oleaginosos; Grãos, sementes e frutos diversos;
Plantas industriais ou medicinais; Palhas e forragens (NBM/SH2 - Código: 12)**

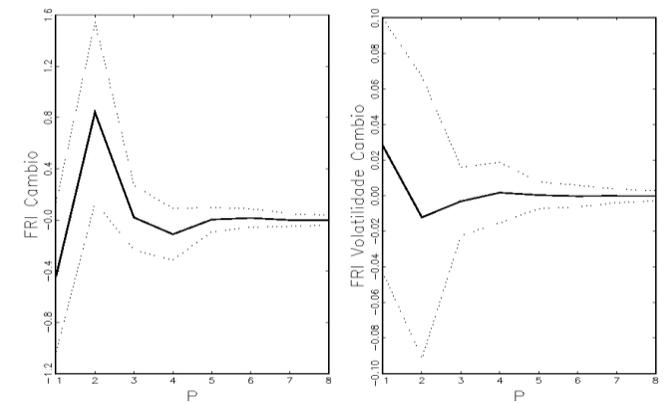
Modelo I ($m=0$)



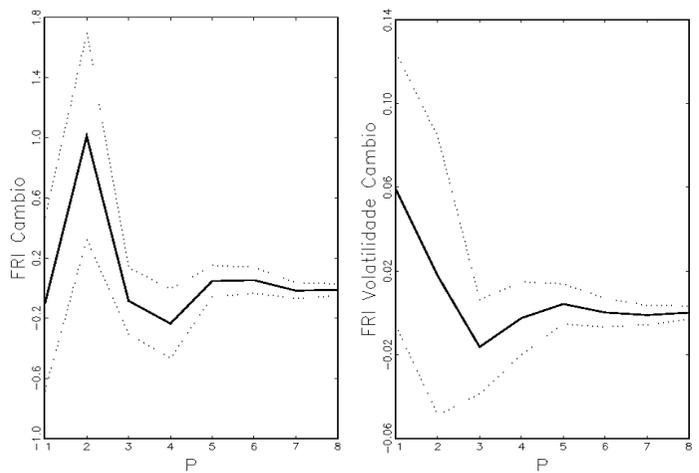
Modelo II ($q_1=q_2; m=1$)



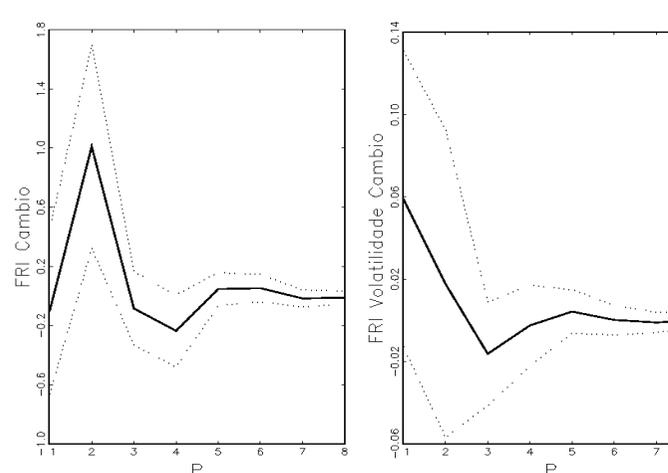
Modelo III ($q_3(\text{bic}); m=1$)



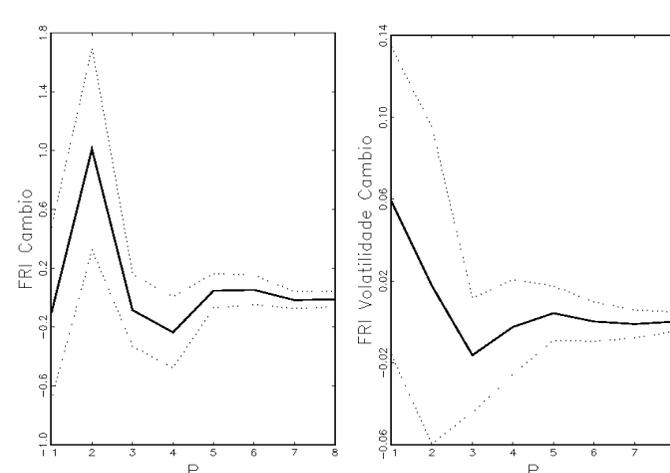
Modelo IV ($q_1=q_4; m=2$)



Modelo V ($q_5=q_3; m=2$)

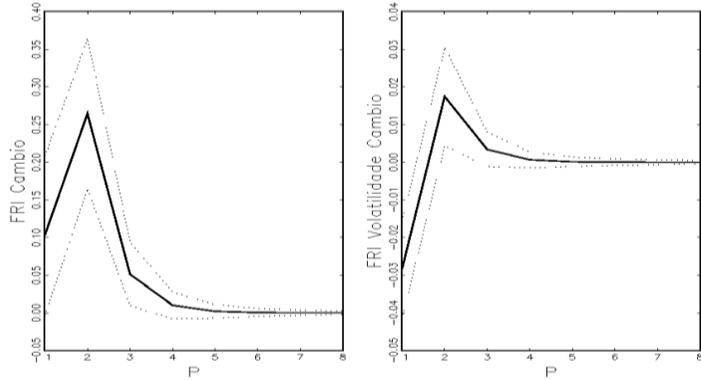


Modelo VI ($q_6(\text{bic}); m=2$)

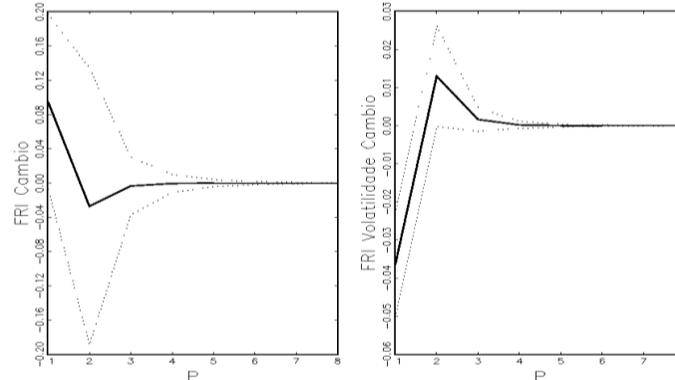


**G1.4) Exportações de Gorduras e óleos animais ou vegetais; Produtos da sua dissociação;
Gorduras alimentares elaboradas; Ceras de origem animal ou vegetal (NBM/SH2 - Código: 15)**

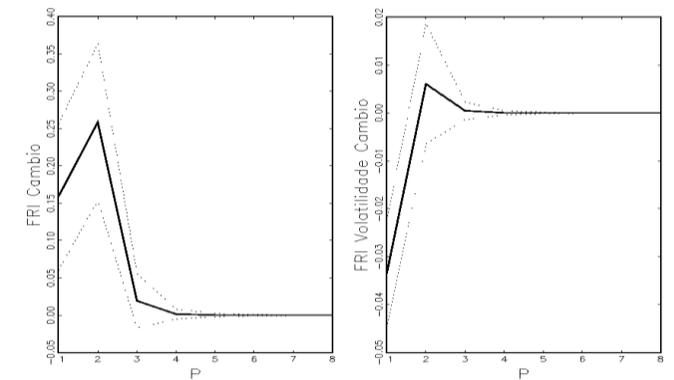
Modelo I ($m=0$)



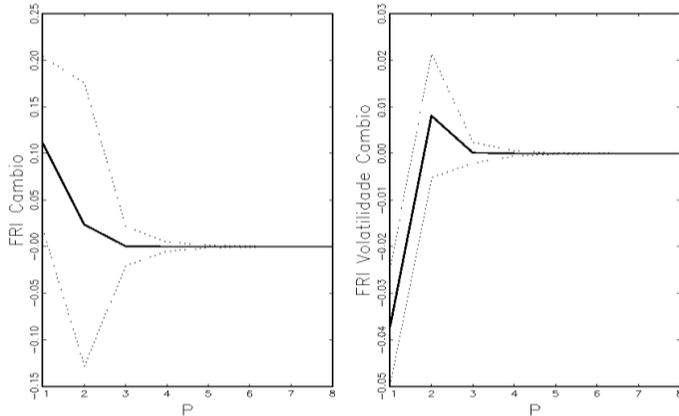
Modelo II ($q_1=q_2; m=1$)



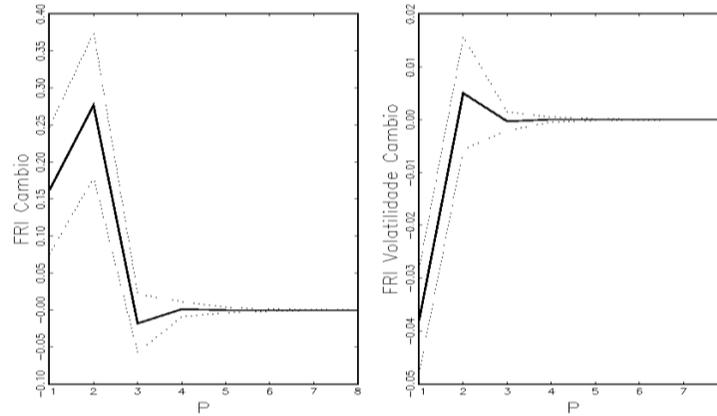
Modelo III ($q_3(\text{bic}); m=1$)



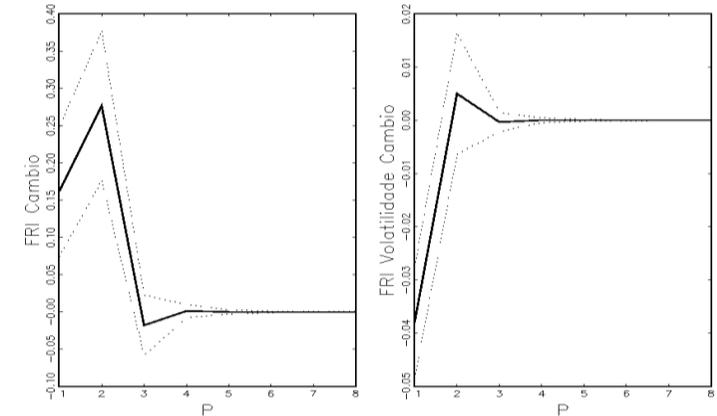
Modelo IV ($q_1=q_4; m=2$)



Modelo V ($q_5=q_3; m=2$)

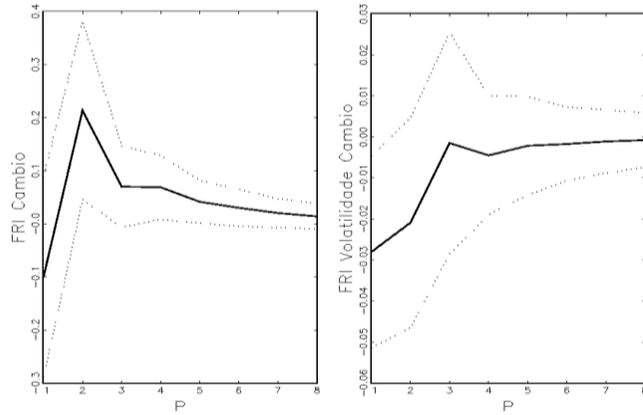


Modelo VI ($q_6(\text{bic}); m=2$)

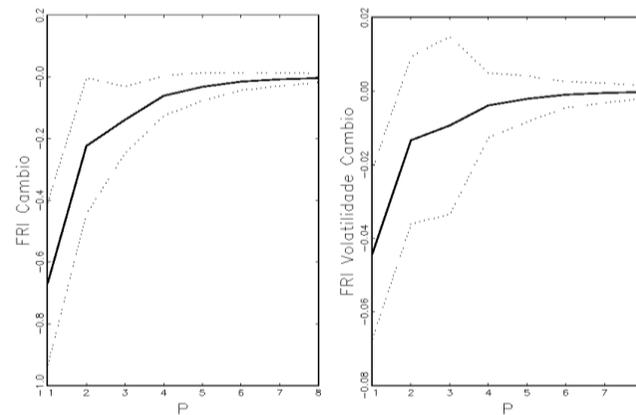


G1.5) Exportações de Açúcares e produtos de confeitaria (NBM/SH2 - Código: 17)

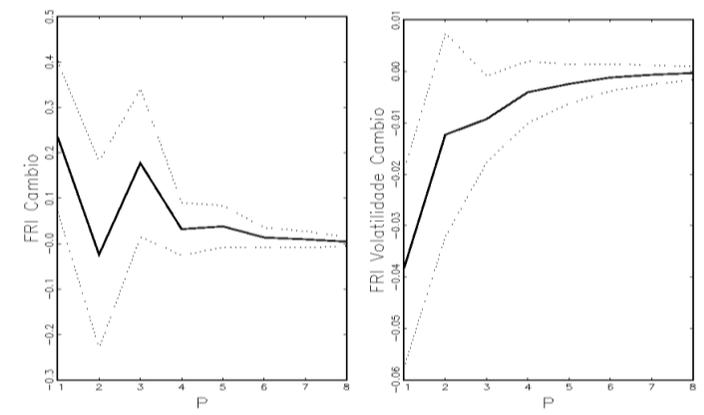
Modelo I ($m=0$)



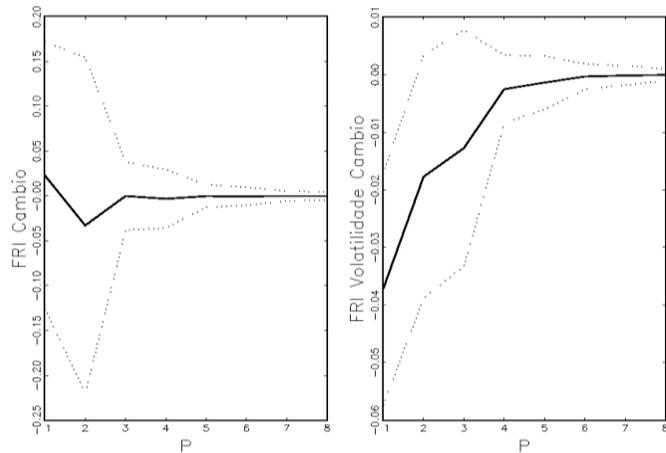
Modelo II ($q_1=q_2; m=1$)



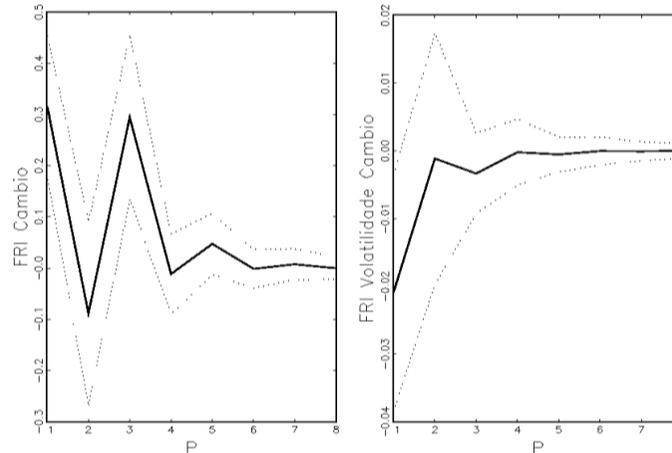
Modelo III ($q_3(\text{bic}); m=1$)



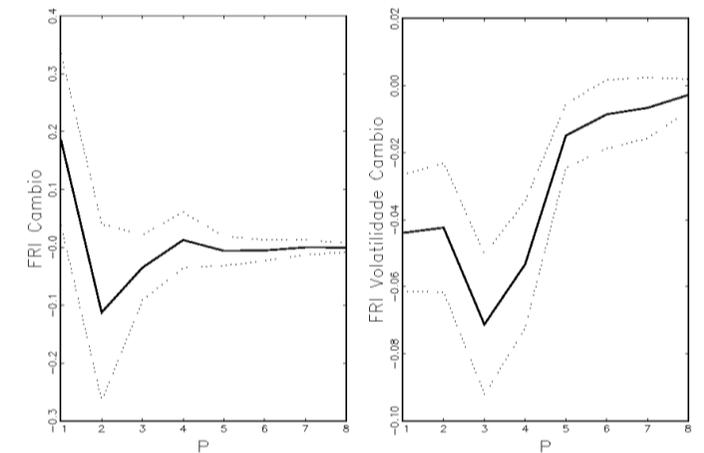
Modelo IV ($q_1=q_4; m=2$)



Modelo V ($q_5=q_3; m=2$)



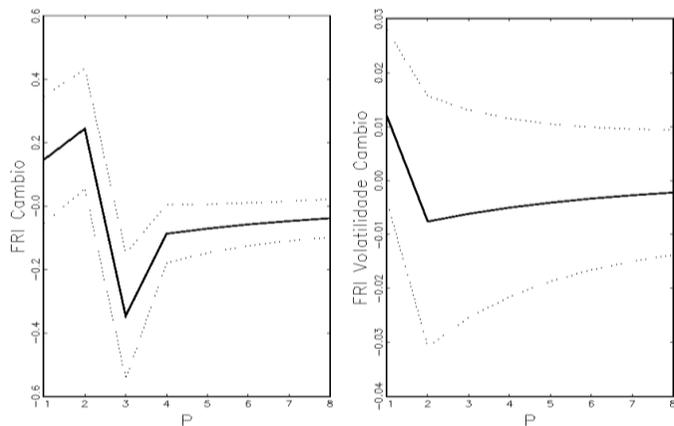
Modelo VI ($q_6(\text{bic}); m=2$)



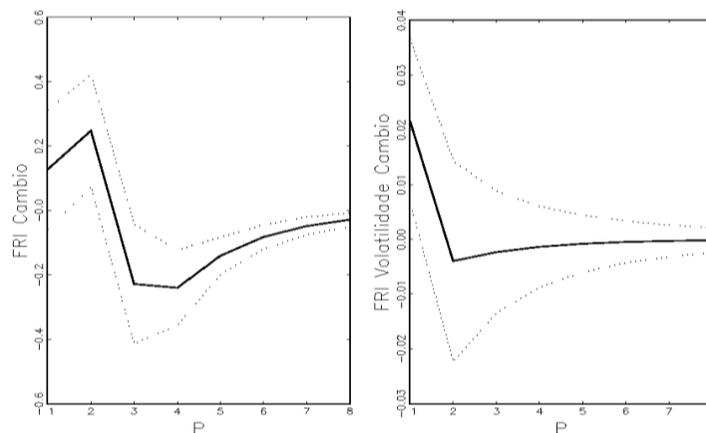
Gráficos 2 - Função Resposta-Impulso: Brasil – Alemanha

G2.1) Exportações de Café, chá, mate e especiarias (NBM/SH2 - Código: 09)

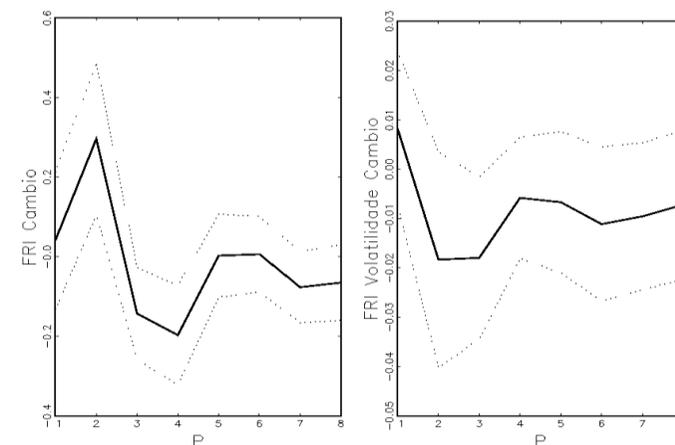
Modelo I ($m=0$)



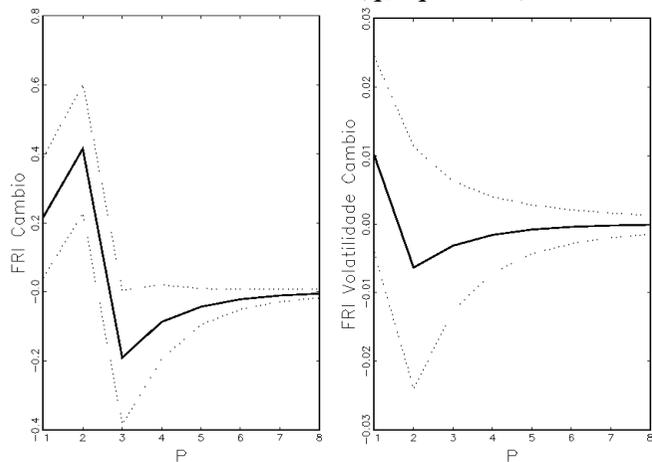
Modelo II ($q_1=q_2$; $m=1$)



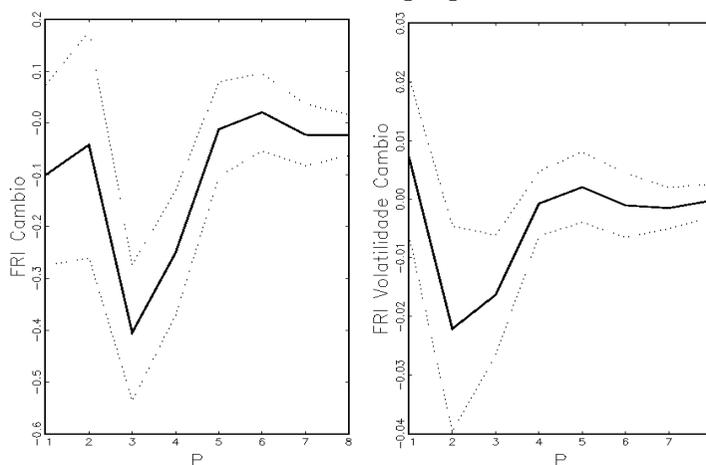
Modelo III ($q_3(\text{bic})$; $m=1$)



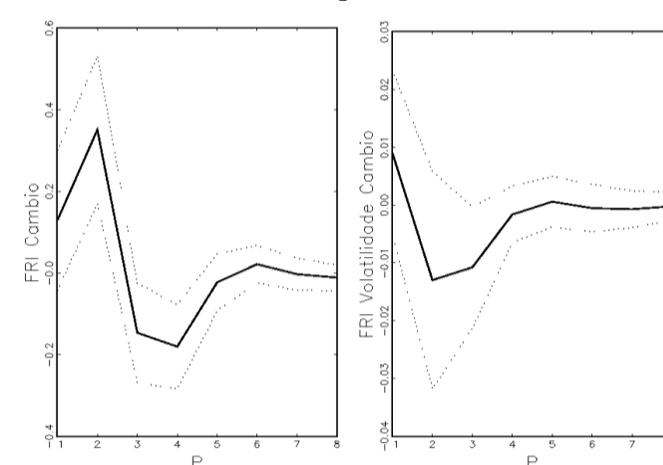
Modelo IV ($q_1=q_4$; $m=2$)



Modelo V ($q_5=q_3$; $m=2$)

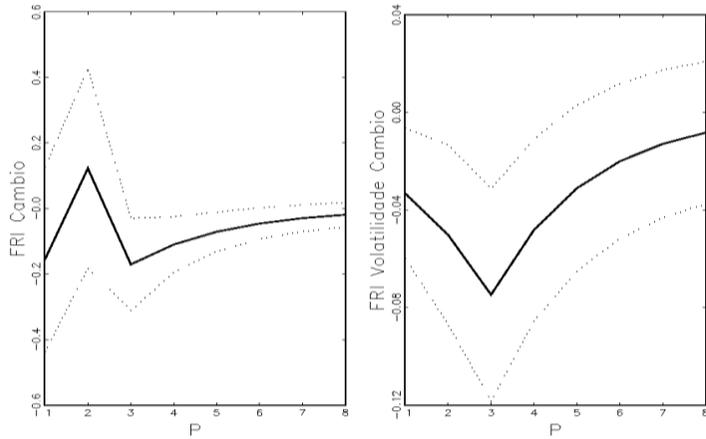


Modelo VI ($q_6(\text{bic})$; $m=2$)

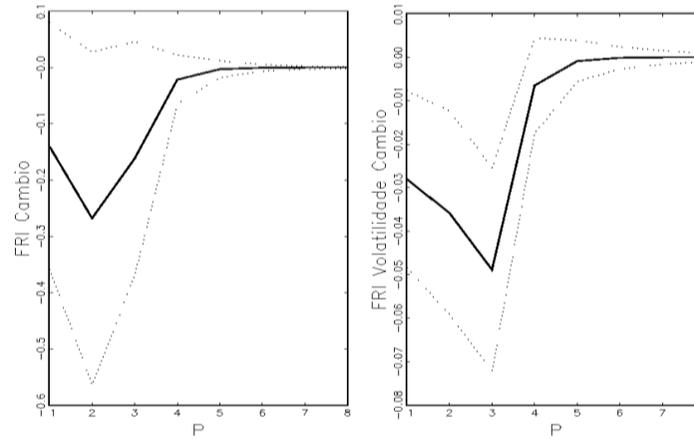


G2.2) Exportações de Minérios, escórias e cinzas (NBM/SH2 - Código: 26)

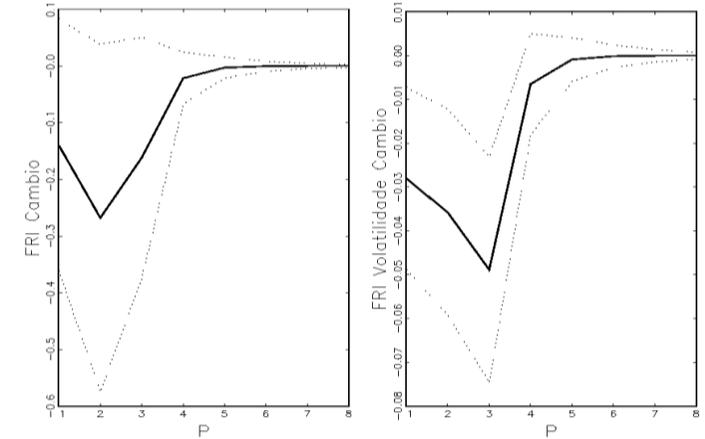
Modelo I ($m=0$)



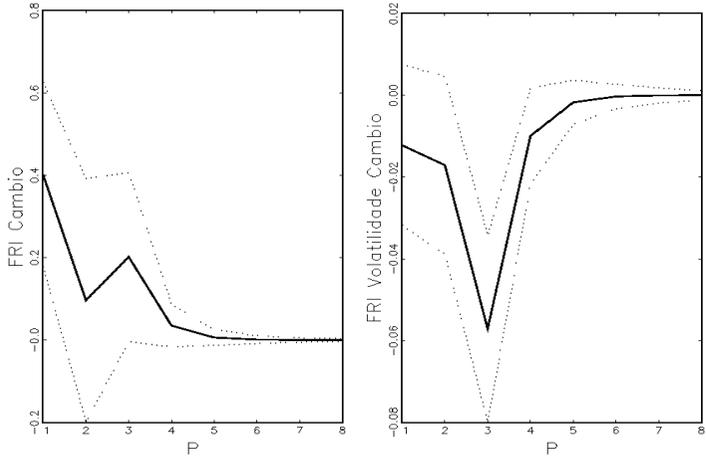
Modelo II ($q_1=q_2; m=1$)



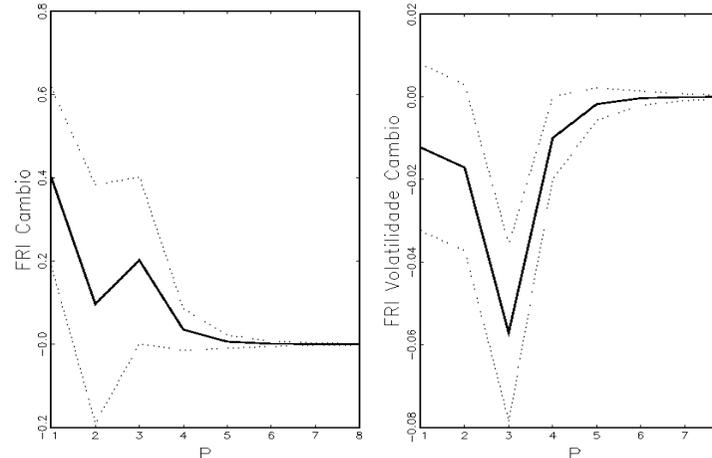
Modelo III ($q_3(\text{bic}); m=1$)



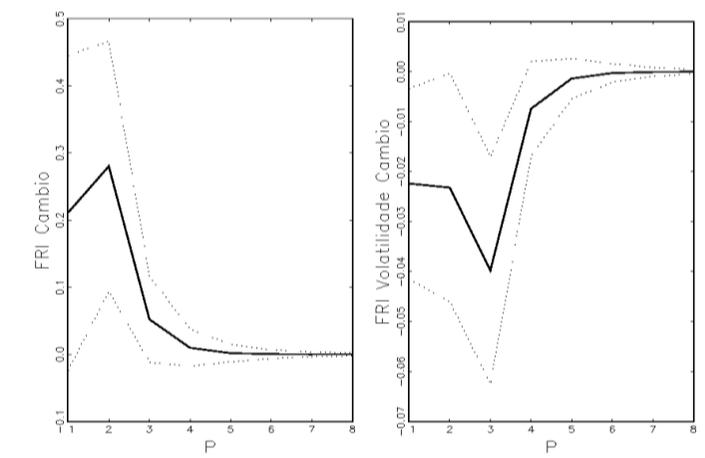
Modelo IV ($q_1=q_4; m=2$)



Modelo V ($q_5=q_3; m=2$)



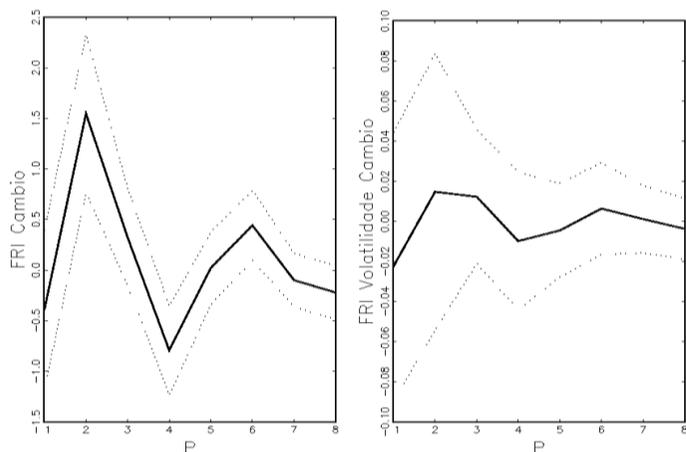
Modelo VI ($q_6(\text{bic}); m=2$)



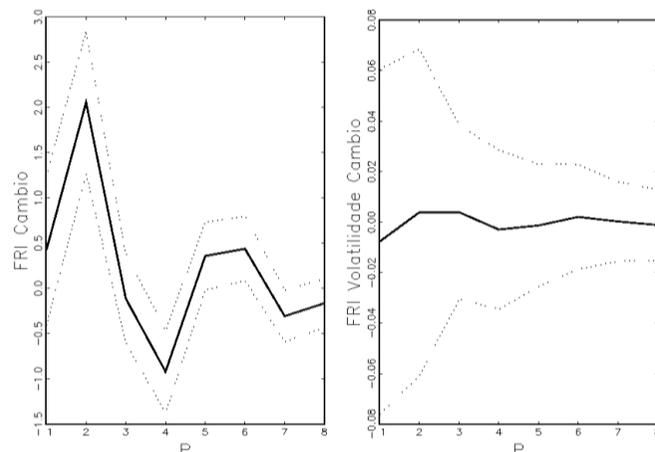
Gráficos 3 - Função Resposta-Impulso: Brasil – China

G3.1) Exportações de Sementes e frutos oleaginosos; Grãos, sementes e frutos diversos; Plantas industriais ou medicinais; Palhas e forragens (NBM/SH2 - Código: 12)

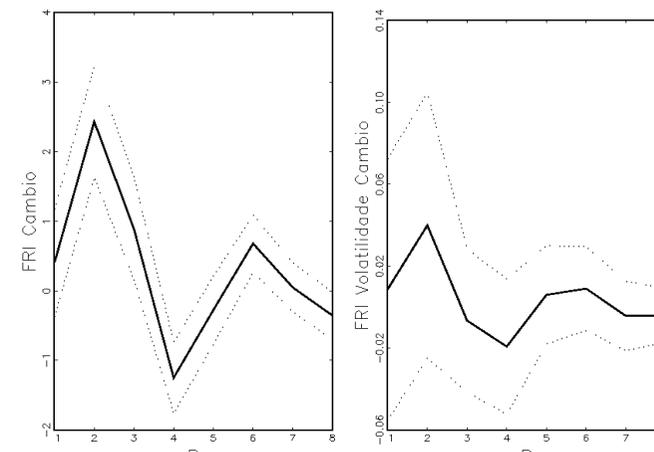
Modelo I ($m=0$)



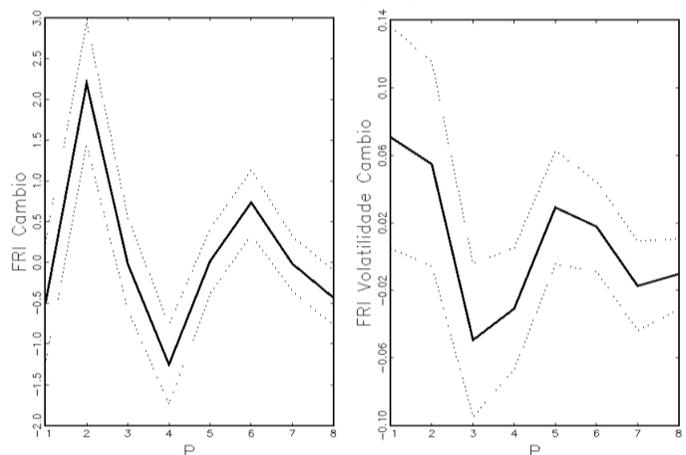
Modelo II ($q_1=q_2; m=1$)



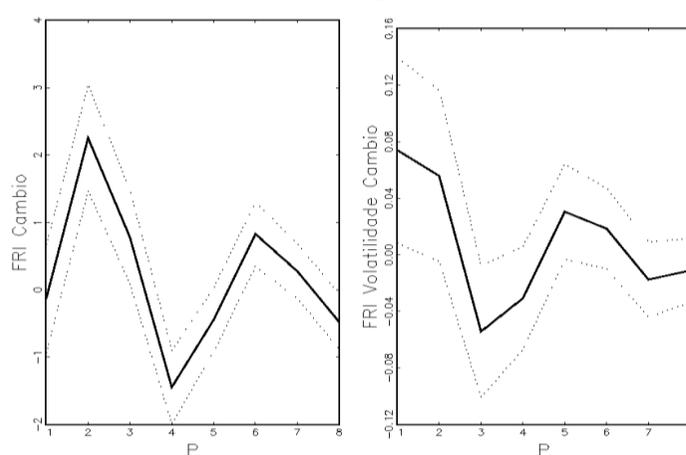
Modelo III ($q_3(\text{bic}); m=1$)



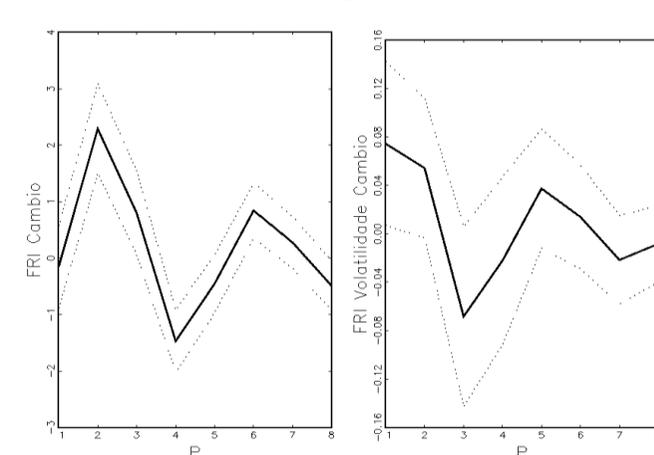
Modelo IV ($q_1=q_4; m=2$)



Modelo V ($q_5=q_3; m=2$)

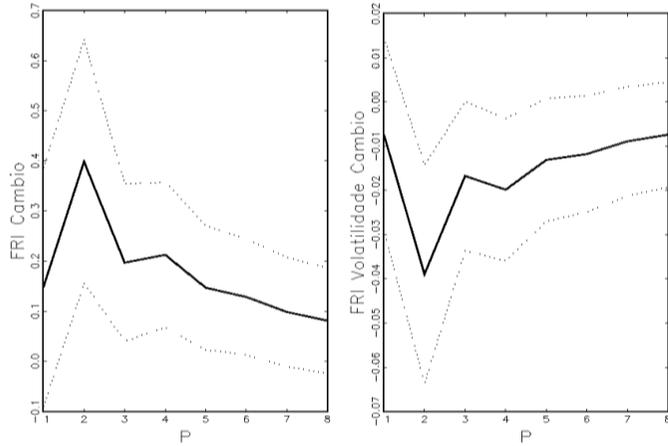


Modelo VI ($q_6(\text{bic}); m=2$)

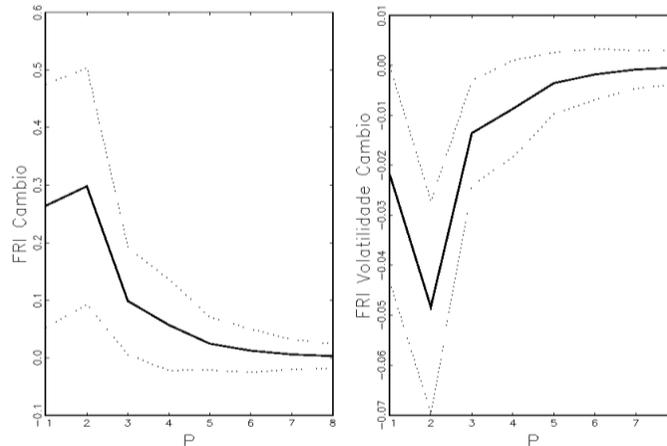


G3.2) Exportações de Minérios, escórias e cinzas (NBM/SH2 - Código: 26)

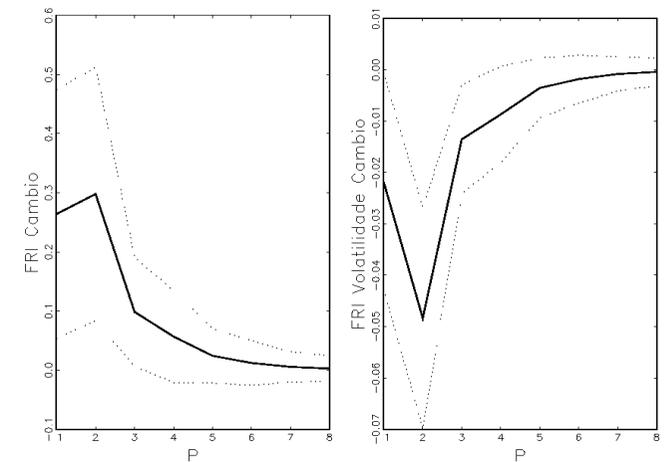
Modelo I ($m=0$)



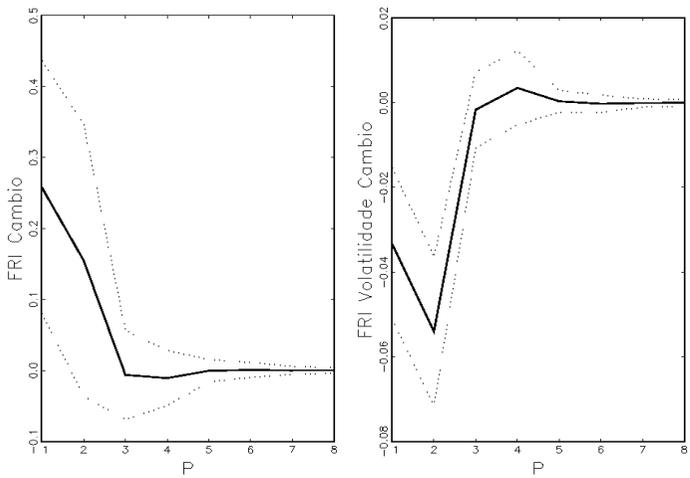
Modelo II ($q_1=q_2; m=1$)



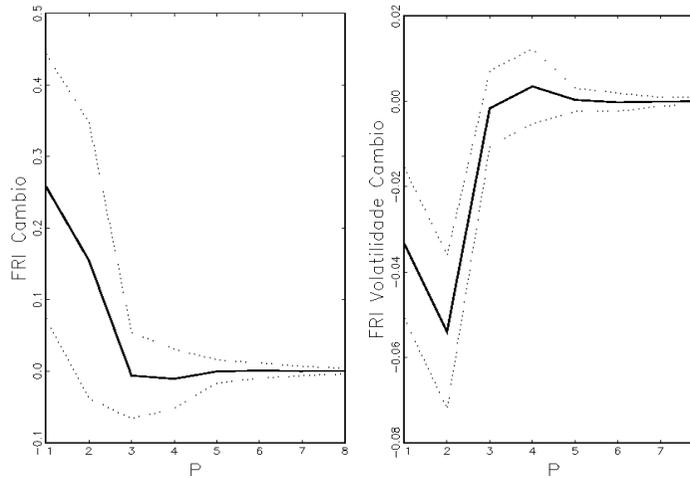
Modelo III ($q_3(\text{bic}); m=1$)



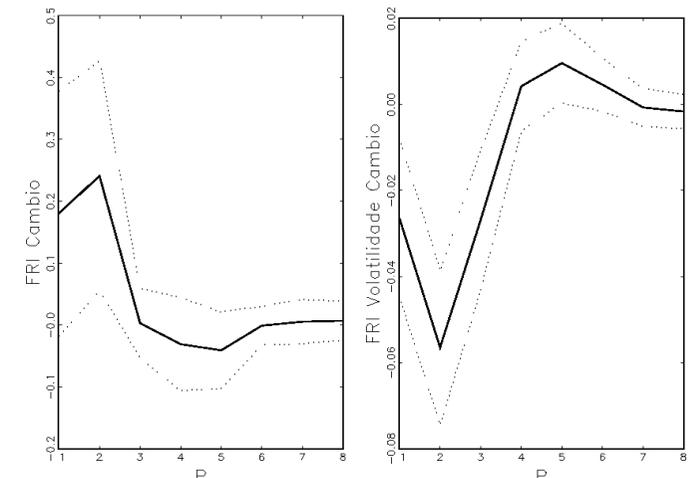
Modelo IV ($q_1=q_4; m=2$)



Modelo V ($q_5=q_3; m=2$)



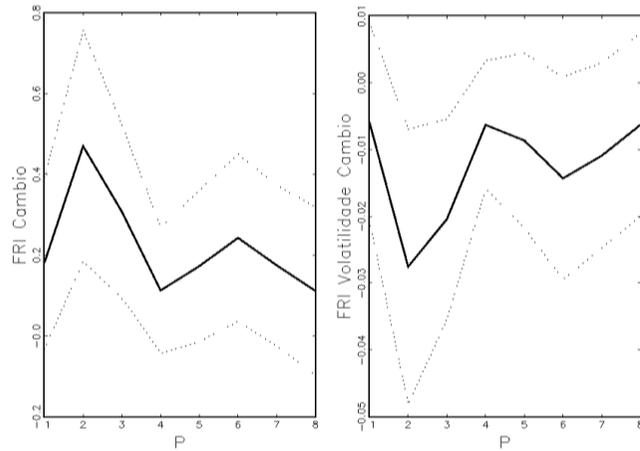
Modelo VI ($q_6(\text{bic}); m=2$)



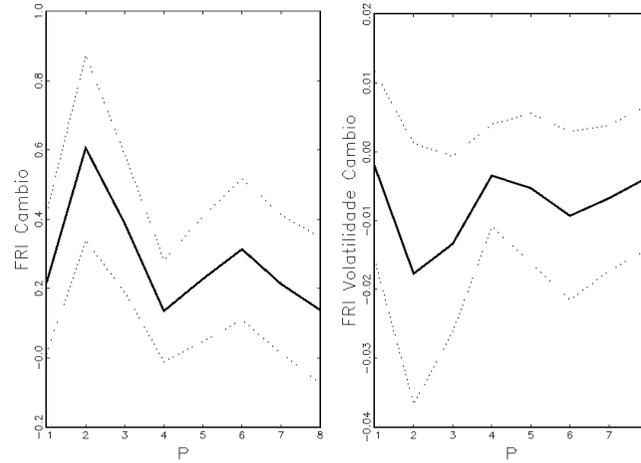
Gráficos 4 - Função Resposta-Impulso: Brasil – EUA

G4.1) Exportações de Café, chá, mate e especiarias (NBM/SH2 - Código: 09)

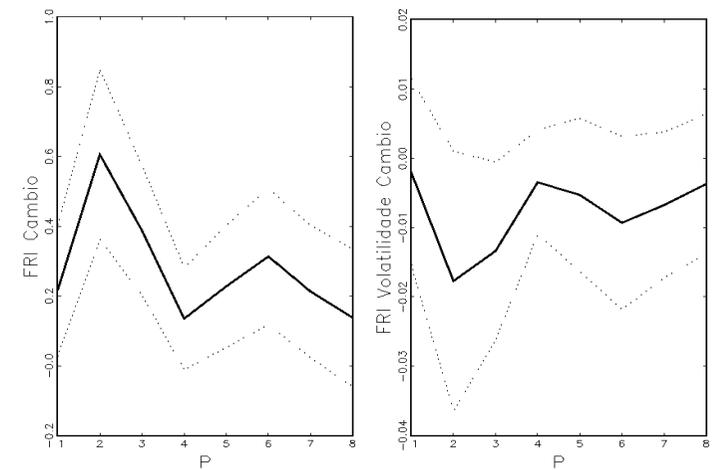
Modelo I ($m=0$)



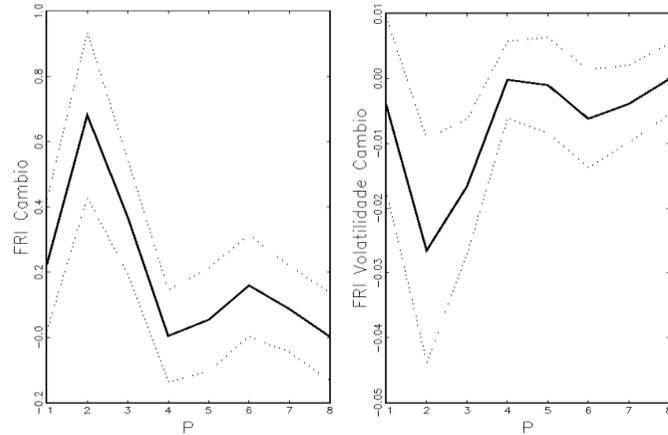
Modelo II ($q_1=q_2; m=1$)



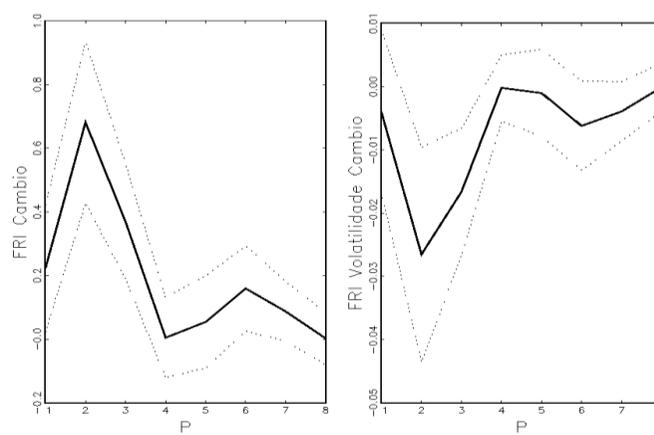
Modelo III ($q_3(\text{bic}); m=1$)



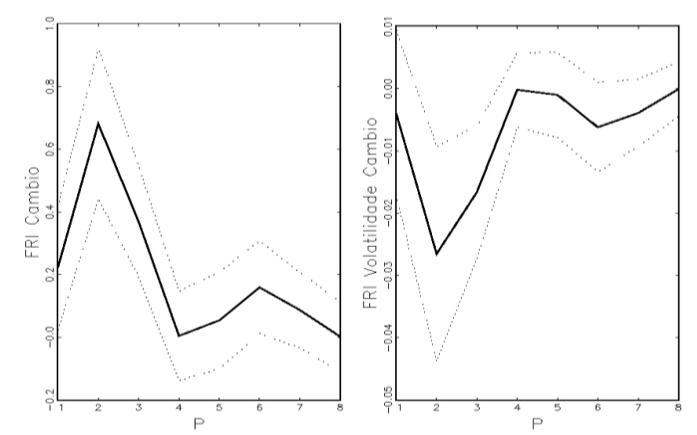
Modelo IV ($q_1=q_4; m=2$)



Modelo V ($q_5=q_3; m=2$)

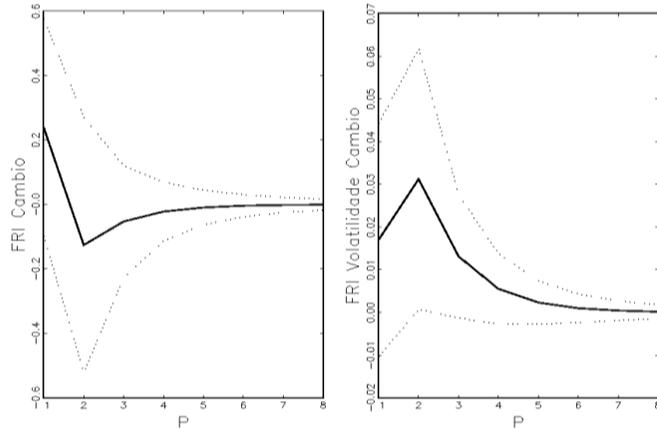


Modelo VI ($q_6(\text{bic}); m=2$)

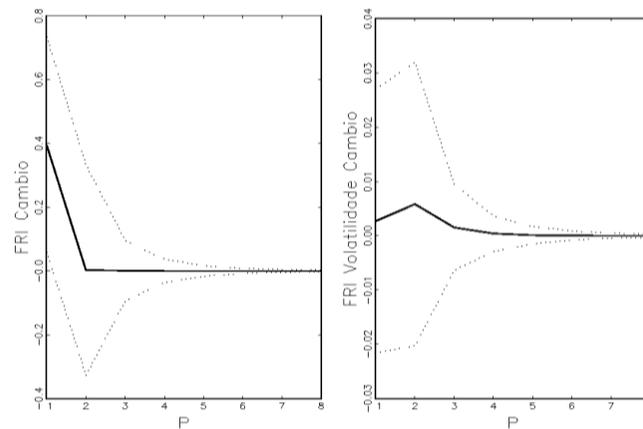


**G4.2 Exportações de Combustíveis minerais, óleos Minerais e produtos da sua destilação;
Matérias betuminosas e Ceras Minerais (NBM/SH2 - Código: 27)**

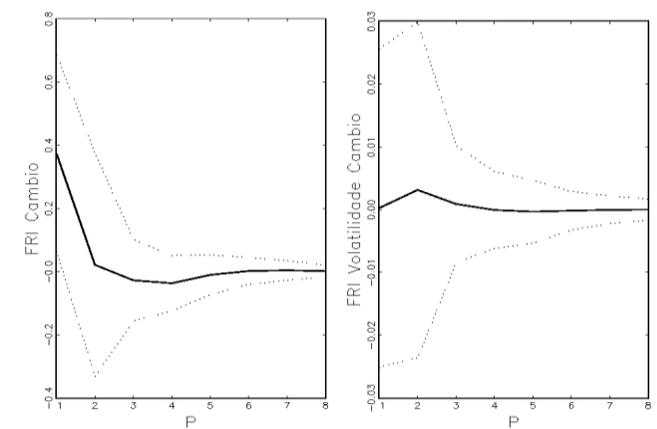
Modelo I ($m=0$)



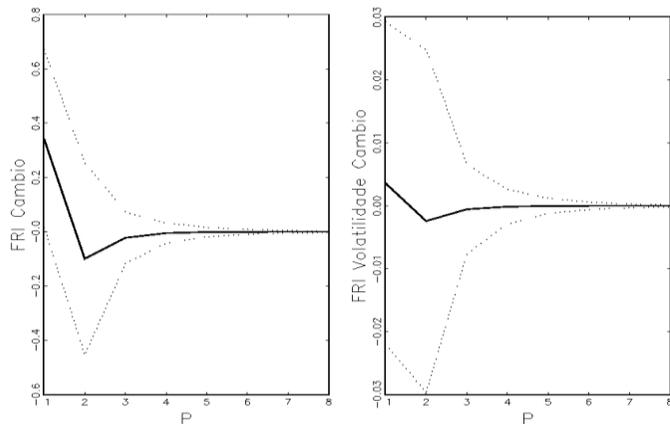
Modelo II ($q_1=q_2$; $m=1$)



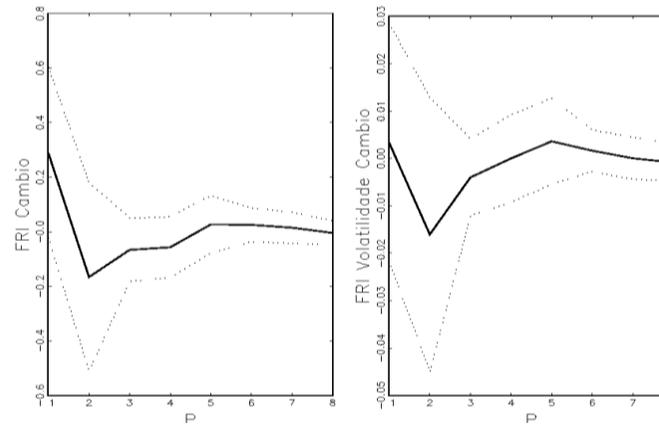
Modelo III ($q_3(\text{bic})$; $m=1$)



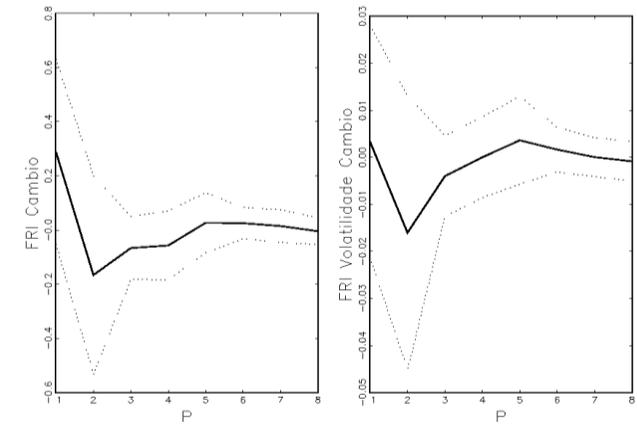
Modelo IV ($q_1=q_4$; $m=2$)



Modelo V ($q_5=q_3$; $m=2$)

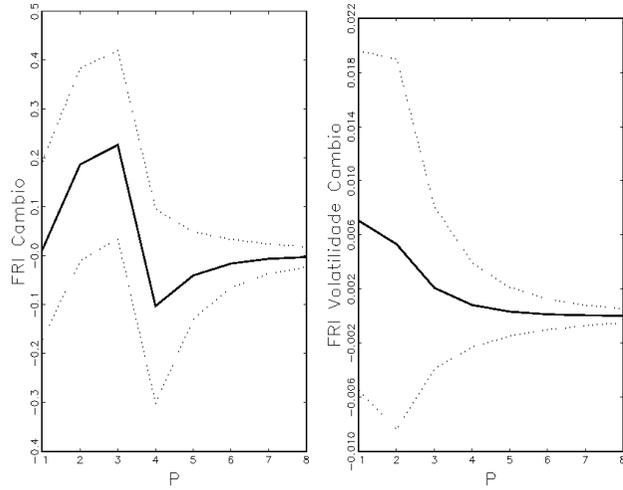


Modelo VI ($q_6(\text{bic})$; $m=2$)

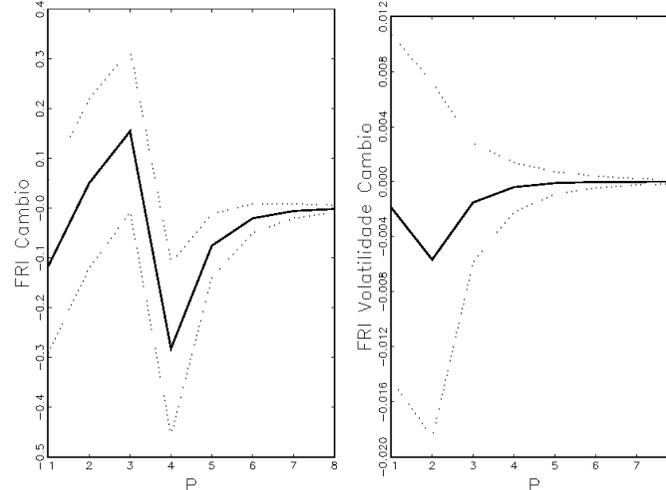


**G4.3 Exportações de Pastas de madeira ou de outras matérias fibrosas celulósicas;
Papel ou cartão de reciclar (desperdícios e aparas) (NBM/SH2 - Código: 47)**

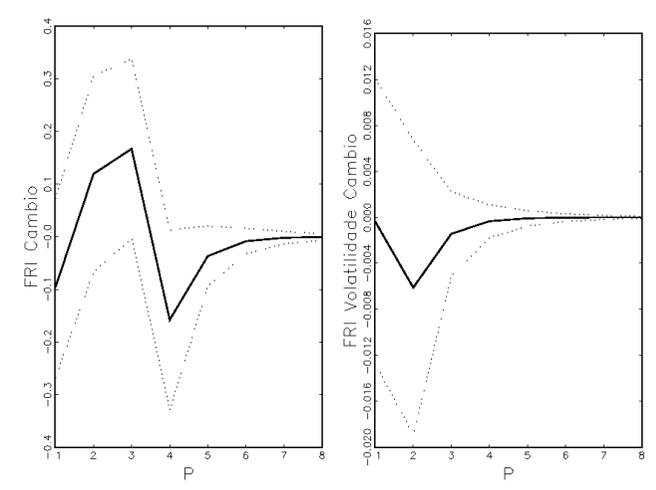
Modelo I ($m=0$)



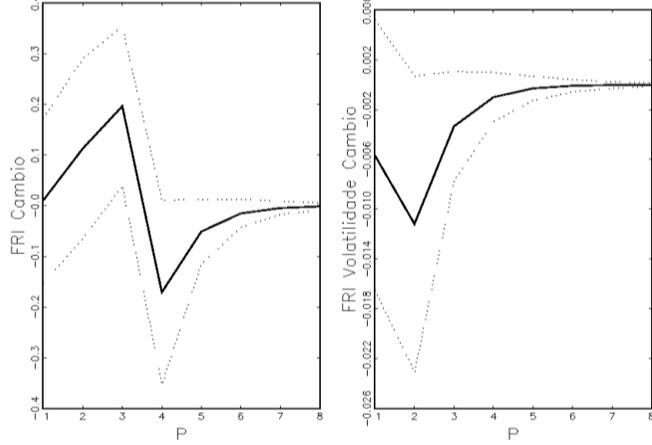
Modelo II ($q_1=q_2$; $m=1$)



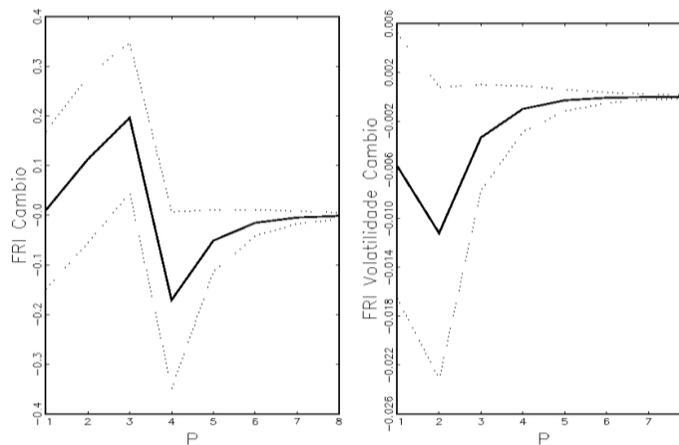
Modelo III ($q_3(\text{bic})$; $m=1$)



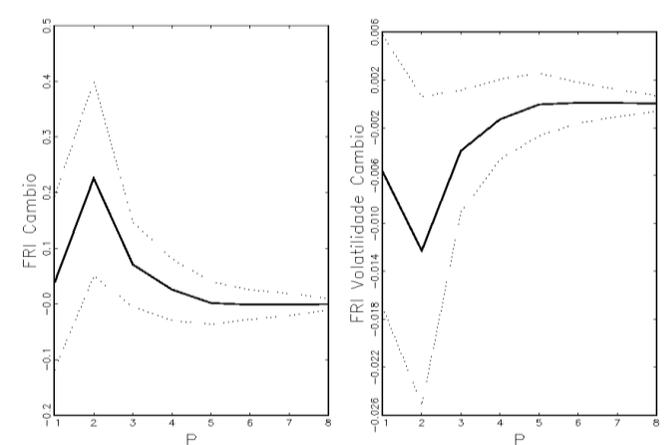
Modelo IV ($q_1=q_4$; $m=2$)



Modelo V ($q_5=q_3$; $m=2$)

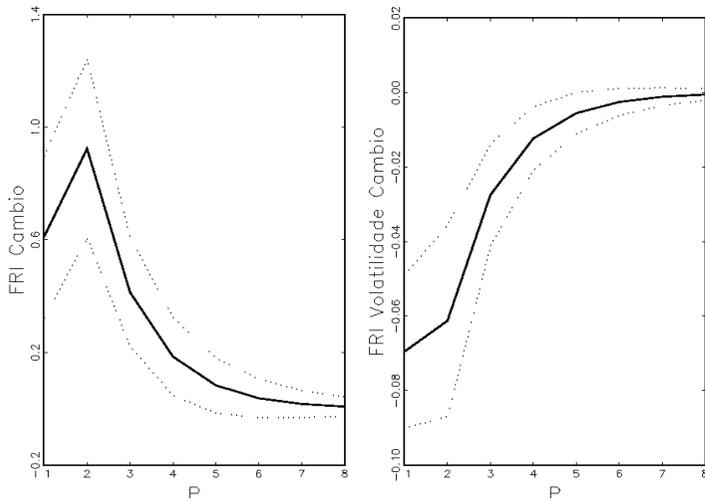


Modelo VI ($q_6(\text{bic})$; $m=2$)

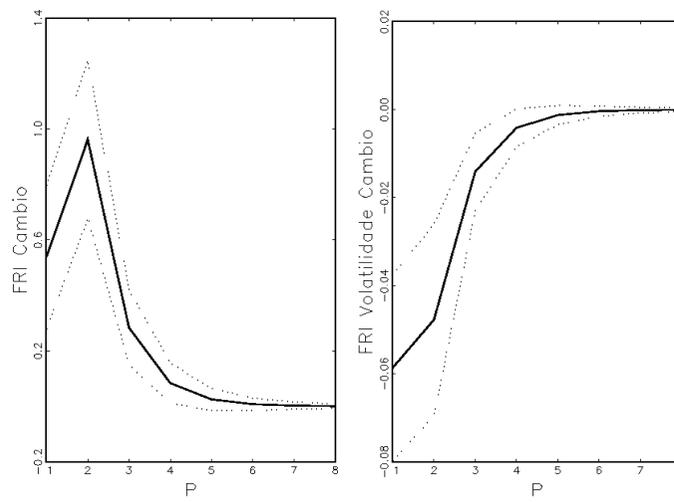


G4.4 Exportações de Ferro fundido, ferro e aço (NBM/SH2 - Código: 72)

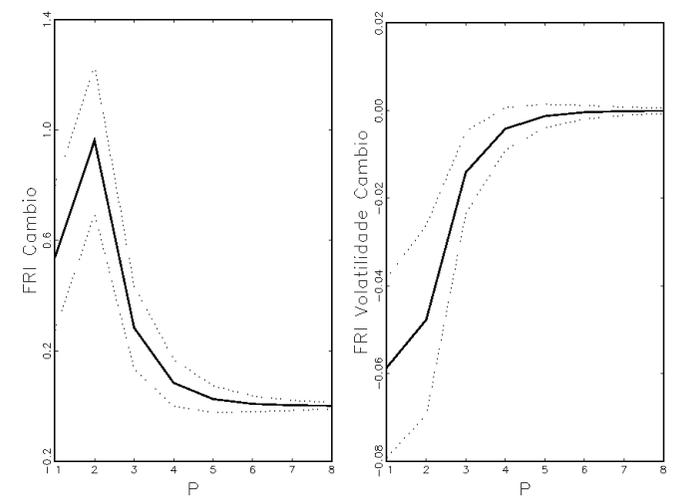
Modelo I ($m=0$)



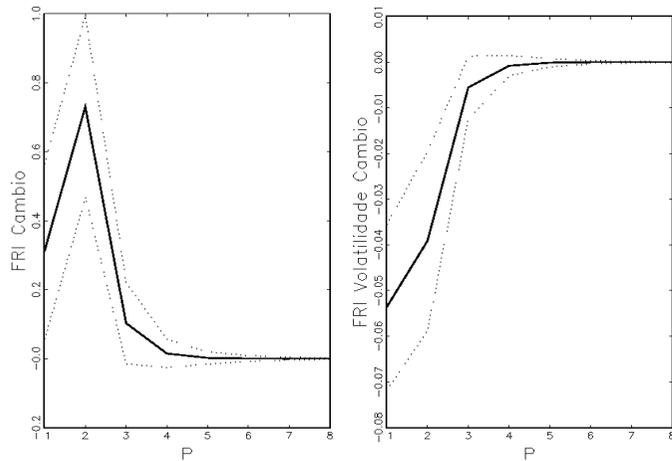
Modelo II ($q_1=q_2; m=1$)



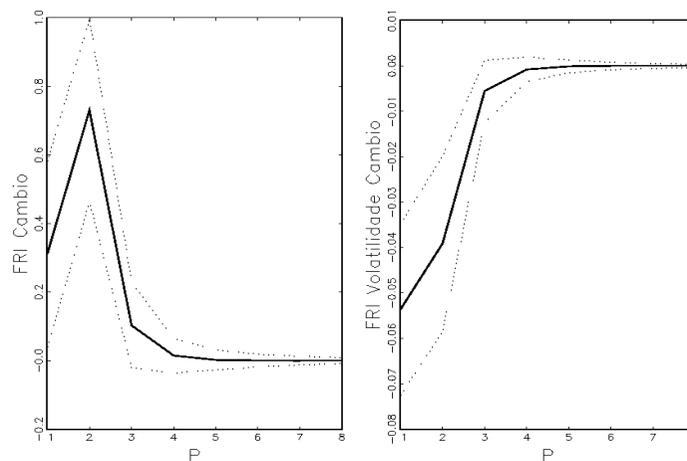
Modelo III ($q_3(\text{bic}); m=1$)



Modelo IV ($q_1=q_4; m=2$)



Modelo V ($q_5=q_3; m=2$)



Modelo VI ($q_6(\text{bic}); m=2$)

