



**UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA
DOUTORADO EM ECONOMIA**

RAFAEL KLOECKNER

**TRÊS ENSAIOS SOBRE SÉRIES TEMPORAIS E AS EXPORTAÇÕES
BRASILEIRAS**

FORTALEZA

2018

RAFAEL KLOECKNER

TRÊS ENSAIOS SOBRE SÉRIES TEMPORAIS E AS EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial à obtenção do título de Doutor em Economia. Área de concentração: Economia.

Orientador: Prof. Dr. Luiz Ivan De Melo Castelar.

FORTALEZA

2018

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
Universidade Federal do Ceará
Biblioteca Universitária

Gerada automaticamente pelo módulo Catalog, mediante os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

K74t Kloeckner, Rafael.

Três ensaios sobre séries temporais e as exportações brasileiras / Rafael Kloeckner. – 2018.

113 f. : il.

Tese (doutorado) – Universidade Federal do Ceará, Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade, Programa de Pós-Graduação em Economia, Fortaleza, 2018.

Orientação: Prof. Dr. Luiz Ivan De Melo Castelar.

1. Exportações. 2. Cointegração variante no tempo. 3. Modelo de fatores latentes dinâmicos. 4. Tendências comuns. 5. Choques permanentes e transitórios. I. Título.

CDD 330

RAFAEL KLOECKNER

TRÊS ENSAIOS SOBRE SÉRIES TEMPORAIS E AS EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial à obtenção do título de Doutor em Economia. Área de concentração: Economia.

Aprovada em: 20/09/2018.

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Luiz Ivan De Melo Castelar (Orientador)
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Dr. Roberto Tatiwa Ferreira
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Dr. Leandro De Almeida Rocco
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Dr. Elano Ferreira Arruda
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Dr. Nicolino Trompieri Neto
Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE)

AGRADECIMENTOS

A Jesus Cristo.

Aos meus amados pais, exemplos de dedicação e amor aos filhos.

A minha amada esposa Natália, uma pessoa sensacional. Seu apoio diário foi fundamental.

Aos meus amados irmãos, companheiros para a vida.

A toda minha família. Saudades de todos.

A família de minha esposa, que me acolheu de braços abertos.

Aos professores do CAEN por todo apoio e referência, especialmente ao meu orientador Ivan Castelar, um exemplo pessoal e profissional.

A todos os servidores do CAEN, especialmente Dona Carmem, Márcia, Cléber e Adelino, companheiros de vários anos.

Aos professores participantes da banca examinadora Roberto, Elano, Leandro e Nicolino, pelas valiosas colaborações e sugestões.

Aos amigos que fiz no doutorado do CAEN, os quais nomeio alguns (dentre as várias dezenas) de maior convívio cotidiano: Abel, Arley, Chico, Cristiano Santos, Diego, Felipe, Germano, Hermelino, Iran, João Paulo, Jorge, Júnior, Luís, Maurício, Maitê, Natanael, Priscila, Thibério, Tony, Weligton e Wesley. Aos meus amigos Cristiano e Rodolfo um agradecimento especial pela força na reta final.

A CAPES, pelo apoio financeiro com a manutenção da bolsa de auxílio.

RESUMO

A presente tese é composta de três ensaios sobre as exportações brasileiras. O primeiro ensaio tem como objetivo testar a hipótese de que existe uma relação de longo prazo, que varie suavemente no tempo, entre as exportações do estado do Ceará e seus principais determinantes. A metodologia econométrica utilizada segue Bierens e Martins (2010). A amostra compreendeu 337 observações, entre janeiro de 1990 e janeiro de 2018. O procedimento rejeitou a hipótese nula do teste, de que as elasticidades de comércio exterior de longo prazo do Ceará são invariantes. As médias das elasticidades dinâmicas mensais estimadas foram: renda mundial 2,42, câmbio 0,69 e renda interna -0,75. O gráfico das elasticidades dinâmicas mostrou que a elasticidade renda mundial, durante todo o período amostral, permanece com sinais e magnitudes esperadas. A elasticidade câmbio apresentou períodos de sinais contrários ao esperado pela teoria, assim como a elasticidade renda interna. O segundo ensaio faz um estudo das flutuações nas exportações brasileiras com um modelo de fatores dinâmicos latentes, seguindo Kose *et al.* (2003) e Neely e Rapach (2011). A base de dados utilizada compreendeu 276 observações para cada um dos 26 estados e o Distrito Federal, entre janeiro de 1995 e dezembro de 2017. As flutuações na trajetória do fator nacional capturam alguns dos principais acontecimentos econômicos que ocorreram no período amostral. Todas as médias *a posteriori* das cargas estimadas do fator nacional foram positivas, indicando que o fator nacional esteve relacionado positivamente às exportações estaduais em todos os estados. O critério utilizado no agrupamento dos estados, para representação dos fatores regionais, considerou a exportação por cada fator agregado (básicos, semimanufaturados ou manufaturados) majoritária na pauta estadual entre os anos de 2000 e 2017. A decomposição da variância mostrou que choques nacionais e regionais respondem aproximadamente por 50,8% das flutuações nas exportações estaduais entre 1995 e 2017, enquanto que choques específicos aos estados respondem por pouco menos da metade da variância das vendas externas. O terceiro ensaio estuda as exportações nacionais por fator agregado dentro do arcabouço de tendências comuns e estudo dos efeitos dos choques permanentes e transitórios sobre as exportações, seguindo a metodologia de Warne (1993) e a abordagem econômica de King *et al.* (1991). A tendência estocástica comum capturou alguns dos principais acontecimentos econômicos que ocorreram entre 1991 e 2017 e influenciaram as exportações de produtos manufaturados, semimanufaturados e básicos. As funções impulso resposta estimadas estão de acordo com os postulados econômicos tradicionais. Choques permanentes tendem a exercer uma influência positiva e permanente para as exportações de todas as categorias. Choques transitórios tendem

a elevar as exportações no curto prazo, porém este aumento se dissipa em aproximadamente dois anos. A importância relativa dos choques permanentes e transitórios sobre as flutuações das exportações, estimada através da decomposição da variância do erro de previsão, mostrou que em quatro anos mais de 90% da variabilidade de todas as categorias é explicada por choques permanentes.

Palavras-chave: Exportações. Cointegração variante no tempo. Modelo de fatores latentes dinâmicos. Tendências comuns. Choques permanentes e transitórios.

ABSTRACT

The present thesis is composed of three essays on Brazilian exports. The first essay aims to test the hypothesis that there is a long term relationship, which varies smoothly in time, between the exports of the state of Ceará and its main determinants. The adopted econometric methodology follows Bierens and Martins (2010). The sample comprised 337 observations, between January 1990 and January 2018. The procedure rejected the null hypothesis of the test, that the long run foreign trade elasticities of Ceará are invariant. The averages of the estimated monthly dynamic elasticities were: world income 2,42, exchange rate 0,69 and national income -0,75. The dynamic elasticities graph showed that the global income elasticity, throughout the sample period, remains with signs and magnitudes as expected. The exchange rate elasticity showed periods of signs contrary to what was expected by the theory, as well as the national income elasticity. The second essay presents a study of fluctuations in Brazilian exports with a model of latent dynamic factors, following Kose *et al.* (2003) and Neely and Rapach (2011). The database comprised 276 observations for each of the 26 states and the Federal District between January 1995 and December 2017. The fluctuations in the trajectory of the national factor capture some of the main economic events that occurred in the sample period. All *posteriori* means of the estimated loads of the national factor were positive, indicating that the national factor was positively related to the state exports in all the states. The criterion used in the grouping of states, for the representation of regional factors, considered the export for each aggregate factor (basic, semimanufactured or manufactured) that was greater between 2000 and 2017. The variance decomposition showed that national and regional shocks account for approximately 50,8 percent of state export fluctuations between 1995 and 2017, while state-specific shocks account for slightly less than half the variance of external sales. The third essay examines national exports by aggregate factor within the framework of common trends and the study of the effects of permanent and transitory shocks on exports, following the methodology of Warne (1993) and the economic approach of King *et al.* (1991). The common stochastic trend captured some of the major economic events that occurred between 1991 and 2017 and influenced exports of manufactured, semimanufactured and basic products. The estimated impulse response functions are in accordance with traditional economic postulates. Permanent shocks tend to exert a positive and permanent influence on exports of all categories. Transitory shocks tend to increase exports in the short run, but this increase dissipates in approximately two years. The relative importance of permanent and transitory shocks on export fluctuations,

estimated through the forecast error variance decomposition, showed that in four years more than 90% of the variability of all categories is explained by permanent shocks.

Keywords: Exports. Time variant cointegration. Dynamic latent factor model. Common Trends. Permanent and transitory shocks.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1.1 - Exportações cearenses acumuladas em 12 meses, em US\$ mil <i>free on board</i> , deflacionadas.....	25
Figura 1.2 - Evolução das variáveis utilizadas nas estimações.....	32
Figura 1.3 - Elasticidades dinâmicas estimadas de comércio exterior do Ceará.....	36
Figura 2.1 - Fator Nacional estimado, janeiro de 1995 a dezembro de 2017.....	59
Figura 2.2 - Exportações brasileiras acumuladas em 12 meses, deflacionadas, em US\$ bilhões <i>FOB</i>	60
Figura 2.3 - Importações mundiais acumuladas em 12 meses, deflacionadas, em US\$ trilhões <i>CIF</i>	63
Figura 2.4 - Índices das taxas de câmbio efetivas reais por fator agregado, 2010=100, julho de 1994 a janeiro de 2018.....	63
Figura 2.5 - Fator Manufaturados estimado, janeiro de 1995 a dezembro de 2017.....	65
Figura 2.6 - Fator Semimanufaturados estimado, janeiro de 1995 a dezembro de 2017.....	66
Figura 2.7 - Fator Básicos estimado, janeiro de 1995 a dezembro de 2017.....	67
Figura 2.8 - Exportações brasileiras por fator agregado, deflacionadas e acumuladas em 12 meses (US\$ bilhões), dezembro de 1990 a dezembro de 2017.....	68
Figura 3.1 - Evolução do logaritmo das exportações mensais por fator agregado, dessazonalizadas, 1991 a 2017.....	94
Figura 3.2 - Tendência estocástica comum entre as exportações brasileiras por fator agregado, abril de 1991 a dezembro de 2017.....	97
Figura 3.3 - Tendência estocástica comum e tendências individuais entre as exportações brasileiras por fator agregado, abril de 1991 a dezembro de 2017.....	99
Figura 3.4 - Função impulso resposta dos choques permanentes nas exportações brasileiras de produtos manufaturados.....	100
Figura 3.5 - Função impulso resposta dos choques permanentes nas exportações brasileiras de produtos semimanufaturados.....	100
Figura 3.6 - Função impulso resposta dos choques permanentes nas exportações brasileiras de produtos básicos.....	101

Figura 3.7 - Funções impulso resposta dos primeiros choques transitórios nas exportações brasileiras de produtos manufaturados.....	102
Figura 3.8 - Funções impulso resposta dos segundos choques transitórios nas exportações brasileiras de produtos manufaturados.....	103
Figura 3.9 - Funções impulso resposta dos primeiros choques transitórios nas exportações brasileiras de produtos semimanufaturados.....	103
Figura 3.10 - Funções impulso resposta dos segundos choques transitórios nas exportações brasileiras de produtos semimanufaturados.....	104
Figura 3.11 - Funções impulso resposta dos primeiros choques transitórios nas exportações brasileiras de produtos básicos.....	104
Figura 3.12 - Funções impulso resposta dos segundos choques transitórios nas exportações brasileiras de produtos básicos.....	105

LISTA DE TABELAS

Tabela 1.1 - Exportações do Ceará e do Nordeste - 1990 a 2017. Valores em US\$ <i>FOB</i> , deflacionados.....	23
Tabela 1.2 - Exportações brasileiras e importações mundiais - 1990 a 2017. Valores em US\$ <i>FOB e CIF</i> , deflacionados.....	25
Tabela 1.3 - Participação das exportações cearenses no total do nordeste e nacional, em %.....	26
Tabela 1.4 - Os principais produtos exportados pelo Ceará (US\$ mil <i>FOB</i> – Valores correntes).....	28
Tabela 1.5 - Exportações do Ceará: Principais Blocos Econômicos de Destino (US\$ milhões <i>FOB</i> – valores correntes).....	29
Tabela 1.6 - Testes de raiz unitária.....	33
Tabela 1.7 - Testes de cointegração de Johansen para as exportações do Ceará.....	33
Tabela 1.8 - Teste de Bierens e Martins (2010) de cointegração variante no tempo, com $m = 6$	35
Tabela 2.1 - Exportações brasileiras e importações mundiais - 1990 a 2017. Valores em US\$ <i>FOB e CIF</i> , deflacionados.....	51
Tabela 2.2 - Exportações por fator agregado, 1990 a 2017, e variação real (%). Valores em US\$ <i>FOB</i> , deflacionados.....	53
Tabela 2.3 - Participação das exportações por fator agregado no total exportado, em %, 1990 a 2017.....	54
Tabela 2.4 - Participação das exportações estaduais no total nacional e regional, em %, média 1995-2017.....	55
Tabela 2.5 - Participação média das exportações de cada categoria de fator agregado no total exportado*, em %, 2000-2017.....	56
Tabela 2.6 - Testes de raiz unitária para as exportações estaduais mensais, 1995-2017.....	58
Tabela 2.7 - Cargas dos fatores estimados, janeiro de 1995 a dezembro de 2017.....	64
Tabela 2.8 - Decomposições da variância para as exportações estaduais, em %, janeiro de 1995 a dezembro de 2017.....	69

Tabela 3.1 - Exportações por fator agregado, 1990 a 2017, e variação real (%). Valores em US\$ <i>FOB</i> , deflacionados.....	85
Tabela 3.2 - Participação das exportações por fator agregado no total exportado, em %, 1990 a 2017.....	86
Tabela 3.3 - Principais produtos exportados por fator agregado, básicos e semimanufaturados, e participação % nos totais, 2017, US\$ <i>FOB</i>	88
Tabela 3.4 - Principais produtos manufaturados exportados e participação % nos totais, 2017, US\$ <i>FOB</i>	89
Tabela 3.5 - Principais produtos de exportação e países de destino, 2017, em US\$ <i>FOB</i> e participação % no total.....	90
Tabela 3.6 - Principais países de destino e produtos exportados, 2017, em US\$ <i>FOB</i> , e participação no total.....	91
Tabela 3.7 - Testes de raiz unitária.....	94
Tabela 3.8 - Teste de Johansen para cointegração com quebra estrutural.....	95
Tabela 3.9 - Decomposição da variância do erro de previsão para as exportações brasileiras por fator agregado.....	106

SUMÁRIO

RESUMO

LISTA DE FIGURAS

LISTA DE TABELAS

1 AS EXPORTAÇÕES DO CEARÁ: UMA ABORDAGEM EM COINTEGRAÇÃO VARIANDO NO TEMPO.....	13
Resumo.....	13
1.1 Introdução.....	13
1.2 Revisão de literatura.....	14
1.3 Especificação de um modelo de exportações.....	18
1.4 Metodologia econométrica: cointegração variando no tempo.....	20
1.5 Breve panorama das exportações do Estado do Ceará.....	23
1.6 Descrição da base dados.....	29
1.7 Resultados – Estimativas das elasticidades dinâmicas de comércio exterior do Ceará.....	31
1.8 Considerações finais.....	38
1.9 Referências.....	40
2 FLUTUAÇÕES COMUNS NAS EXPORTAÇÕES ESTADUAIS BRASILEIRAS: UMA ABORDAGEM EM FATORES LATENTES DINÂMICOS COM MÚLTIPLOS NÍVEIS.....	43
Resumo.....	43
2.1 Introdução.....	43
2.2 Revisão de literatura.....	45
2.3 Metodologia econométrica: modelo de fatores latentes dinâmicos com dois níveis.....	47
2.4 Breve panorama das exportações estaduais, nacionais e por fator agregado.....	51
2.5 Resultados.....	57
2.6 Considerações finais.....	71
2.7 Referências.....	73
3 AS EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS POR FATOR AGREGADO: TENDÊNCIA COMUM, CHOQUES PERMANENTES E TRANSITÓRIOS.....	75
Resumo.....	75
3.1 Introdução.....	75
3.2 Revisão de literatura.....	77
3.3 Metodologia econométrica: modelo de tendências comuns.....	79
3.4 Um breve panorama exportações brasileiras por fator agregado.....	84
3.5 Resultados.....	92
3.6 Considerações finais.....	108
3.7 Referências.....	110

1 AS EXPORTAÇÕES DO CEARÁ: UMA ABORDAGEM EM COINTEGRAÇÃO VARIANDO NO TEMPO

RESUMO

O presente ensaio tem como objetivo principal testar a hipótese de que existe uma relação de longo prazo, que varie suavemente no tempo, entre as exportações do estado do Ceará e seus principais determinantes. A metodologia econométrica utilizada segue Bierens e Martins (2010), que modelaram vetores de cointegração variantes no tempo (TV-VECM) através de expansões em termos de polinômios temporais de Chebyshev. A partir de uma amostra de 337 observações, entre janeiro de 1990 e janeiro de 2018, o teste tradicional de cointegração de Johansen do maior autovalor indicou a existência de um vetor de cointegração, invariante no tempo, entre as exportações cearenses e as *proxies* de renda externa, câmbio efetivo real e renda interna. Esta relação de equilíbrio de longo prazo estimada foi coerente com a teoria econômica e com os trabalhos empíricos no Brasil, tanto em termos de sinais dos coeficientes quanto em termos de magnitude. Foi então realizado o procedimento de Bierens e Martins (2010), onde a hipótese nula do teste, de que as elasticidades de comércio exterior de longo prazo do Ceará são invariantes, foi rejeitada. As médias das elasticidades dinâmicas mensais estimadas foram: renda mundial 2,42, câmbio 0,69 e renda interna -0,75. Os sinais obtidos foram os mesmos e as magnitudes similares ao vetor de cointegração invariante no tempo. Um aumento da renda mundial teria o efeito médio de elevar as exportações do Ceará no longo prazo; uma melhora na razão de preços de comércio exterior igualmente tende a elevar as vendas externas, enquanto uma aceleração na atividade econômica brasileira tenderia a provocar uma diminuição nas exportações. O gráfico das elasticidades dinâmicas mostrou que a elasticidade renda mundial, durante todo o período amostral, permanece com sinais e magnitudes esperadas. A elasticidade câmbio apresentou períodos de sinais contrários ao esperado pela teoria, assim como a elasticidade renda interna. Entretanto foi possível apontar diversos acontecimentos econômicos possivelmente capazes de explicar tal “*puzzle*”.

1.1 Introdução

A análise das vendas externas de uma região constitui importante aspecto a ser levado em consideração na elaboração de políticas públicas. Incentivar o aumento das exportações é uma das formas de estimular o desenvolvimento econômico, contribuindo para uma maior geração de empregos e de renda.

A média anual de crescimento das exportações do Ceará entre 1991 e 2017 foi de 9,8%

ao ano, em termos reais. 2017 e 2003 foram os anos de maior crescimento no período, com 63,5% e 38,9% de alta respectivamente. 2015 foi o ano em que as exportações mais caíram, 28,1%, seguido pelo ano de 2009, auge da Grande Recessão Mundial, com queda de 15,5%. No referido período de quase três décadas o estado exportou em média 9,57% do total nordestino, e 0,75% do total brasileiro.

Este ensaio tem como objetivo principal testar a hipótese de que existe uma relação de longo prazo, que varie suavemente no tempo, entre as vendas externas cearenses e seus principais determinantes. A teoria econômica e a literatura empírica apontam que as exportações são influenciadas principalmente pela renda externa, pela taxa de câmbio real e pela renda interna. Os objetivos específicos deste estudo são portanto estimar elasticidades dinâmicas de comércio exterior para o Ceará.

A metodologia econométrica a ser utilizada segue Bierens e Martins (2010), artigo onde é proposto um modelo vetorial de correção de erros em que a relação de cointegração varia suavemente no tempo. Os autores modelam os vetores de cointegração variantes no tempo através de expansões em termos de polinômios temporais de Chebyshev, e a estimação é feita de forma similar a abordagem de máxima verossimilhança de Johansen (1988, 1991, 1995). Portanto, o presente ensaio envolverá os passos usuais aos estudos de cointegração, onde testes de raiz unitária são realizados, um modelo VAR é especificado, em seguida procede-se a análise de cointegração inicialmente invariante no tempo, e por fim realiza-se o procedimento de Bierens e Martins (2010) para obter as elasticidades dinâmicas de comércio exterior do Ceará, ou seja, um vetor de cointegração que varia no tempo.

Este ensaio é apresentado da seguinte forma: na seção 1.2 será feita a revisão de literatura empírica; na seção seguinte será exposta a especificação da função de exportações adotada; a seção 1.4 apresentará a estratégia econométrica; na seção seguinte será apresentado um breve panorama das exportações do Ceará entre 1990 e 2017; posteriormente serão apresentados os dados utilizados, os resultados obtidos nas estimações e as considerações finais.

1.2 Revisão de literatura

Existem poucos estudos econométricos sobre as exportações do Estado do Ceará. Entretanto, a literatura sobre o tratamento estatístico das exportações brasileiras é vasta. Sendo assim, esta revisão de literatura abordará principalmente alguns trabalhos que estimam funções de exportações para o Brasil. Boa parte dos estudos econométricos sobre o assunto envolvem estimações de funções de exportações (de oferta, de demanda ou forma reduzida) e de

elasticidades câmbio e renda mundial, principalmente. De acordo com Cavalcanti e Ribeiro (1998), até o início dos anos 1980 a estimação das referidas funções para o Brasil adotava a hipótese de país pequeno (demanda inelástica), onde apenas a função de oferta era estimada (a exemplo de Cardoso e Dornbush (1980) e Musalem (1981)). Tal hipótese era aceita pela predominância de produtos primários e semimanufaturados na pauta de exportações (produtos relativamente homogêneos), e dada a pequena participação do Brasil no comércio internacional. A estimação de equações de oferta e demanda por exportações, com preços e quantidades sendo simultaneamente determinadas e com elasticidade preço-finitas, inicia-se com Pinto (1980) e Braga e Markwald (1983). Seguem esta linha Portugal (1993) e Zini (1988). As funções eram estimadas em suas formas estruturais ou reduzidas.

Portugal (1993) utiliza dados anuais entre 1950 a 1988 e dados trimestrais entre 1975 a 1988 para estimar equações de exportações brasileiras de bens industriais. O autor estima tanto a função de demanda quanto a função de oferta de exportações, em um arcabouço de mecanismo de correção de erros seguindo o método de Engle e Granger (1987) e usando mínimos quadrados de dois estágios. O autor considerou ainda a possibilidade de mudanças paramétricas. A análise dessas mudanças contemplou o filtro de Kalman, em suas formas clássica e bayesiana, e a técnica de *switching regressions*. Os resultados das três técnicas apontam para pequena variação entre os coeficientes estimados para as equações de exportações industriais.

Castro e Cavalcanti (1998) estimam equações de importação e exportação para o Brasil a fim de realizar previsões condicionais da evolução das variáveis e subsidiar a avaliação de políticas econômicas. Diferentemente de outros trabalhos que utilizam índices de preços e quantidades, os autores utilizaram valores anuais, cujos resultados podem ser diretamente aplicados na análise da balança comercial. A base de dados abrange o período de 1955 à 1995. As exportações em dólares foram deflacionadas pelo IPA do EUA. A taxa de câmbio real EUA/Brasil foi multiplicada por um índice de incentivo às exportações. As importações mundiais foram utilizadas como *proxy* da renda mundial. A razão entre PIB realizado e PIB potencial foi utilizada para captar o nível de atividade doméstica.

A metodologia empregada por Castro e Cavalcanti (1998) é baseada na cointegração e modelo de correção de erros, além de testes de exogeneidade das variáveis condicionantes. Para as exportações totais, os testes do maior autovalor e do traço indicaram a existência de um vetor de cointegração que, normalizado para as exportações, resultou em elasticidades renda mundial e câmbio real de 0,93 e 0,61, respectivamente. Os coeficientes de ajustamentos estimados indicaram uma possível exogeneidade fraca da renda e do câmbio. Os autores realizaram então um teste com restrições sobre o vetor de ajustamento, que confirmaram a hipótese de

exogeneidade fraca daquelas variáveis para os parâmetros de longo prazo. As elasticidades apresentadas no vetor de cointegração restrito variaram muito pouco. No modelo de correção de erros estimado a diferença da taxa de câmbio não foi significativa, a velocidade de ajustamento foi estimada em 0,39 e a elasticidade renda mundial foi de 0,65.

Freire Jr., Paiva e Trompieri Neto (2010) estimam a influência do câmbio e da renda mundial sobre as exportações cearenses de calçados entre janeiro de 1996 e março de 2009 com dados trimestrais e utilizando cointegração. Os autores utilizaram como base de dados as exportações de calçados deflacionada pelo IPA-EUA, taxa de câmbio efetiva real e importações mundiais. Os resultados apontaram para uma elasticidade câmbio real de 2,22% no longo prazo e uma elasticidade renda mundial de 2,19%. Com relação com a dinâmica de curto prazo, o modelo de correção de erros estimado mostrou que a elasticidade câmbio real foi de 0,61%, enquanto a elasticidade renda mundial foi de 0,6%, sendo os desequilíbrios corrigidos em 3,5 trimestres.

Mortatti, Miranda e Bacchi (2011) estudam o comércio Brasil – China para commodities agrícolas, minerais e produtos industriais, no arcabouço do modelo de auto regressão vetorial com correção de erro (VECM), através da decomposição de Bernanke, com dados mensais entre 1995 e 2008. Foram utilizados dados de exportações em *quantum* para as categorias de produtos citadas e construíram índices de preços relativos para estes diferentes setores, calculados pela razão entre índices de preços externos e internos. Foi utilizado ainda como *proxy* da variável renda o valor total das importações chinesas. Os autores também consideraram a taxa de câmbio real entre os dois países e um índice de utilização de capacidade instalada da economia como um todo, considerando a relação entre o PIB real e o PIB potencial.

De acordo com Mortatti, Miranda e Bacchi (2011), a entrada da China na Organização Mundial do Comércio foi um fator importante que contribuiu para o crescimento do comércio bilateral. A variável *proxy* para a renda chinesa apresentou elasticidades contemporâneas de 1,57% para o modelo de *commodities* agrícolas, 1,20% para *commodities* minerais e 0,94% para produtos industriais. As elasticidades acumuladas foram maiores do que as iniciais. A elasticidade câmbio para as exportações de produtos industriais, agrícolas e minerais foi estimada em 1,31%, 0,76% e 0,48%, respectivamente, e também foi verificada a presença do efeito J no comércio Brasil – China, dado que os efeitos acumulados foram maiores que os de curto prazo. A variável utilização da capacidade instalada apresentou coeficientes consistentes para os três modelos estimados, fato que reflete a preferência pelo mercado interno. Para todos os modelos o efeito acumulado estabiliza-se em torno de -1,5% a -2%. As elasticidades contemporâneas foram de -1,22% para os produtos agrícolas, -1,05% para os produtos minerais

e -0,94% para os produtos industriais. Isso sugere que, para todas as categorias de produtos, um aquecimento da demanda interna provoca redução na oferta de exportação.

Schettini, Squeff e Gouvêa (2012) estimam funções de exportações brasileiras agregadas com base nas contas nacionais trimestrais entre 1995 e 2009. Partindo da teoria sobre cointegração em modelos uniequacionais, os autores consideraram três métodos de estimação que admitem formas distintas de não-linearidades: modelo de correção de erros com quebra estrutural, modelos de alternância entre regimes markovianos e modelos de espaço-estado. Segundo estes autores, se tornou comum na literatura trabalhar com modelos uniequacionais e estimar uma forma reduzida para as exportações. As variáveis explicativas utilizadas foram renda mundial (representada pelo total das importações mundiais) e taxa de câmbio real (taxa de câmbio nominal e a razão dos Índices de Preço do Atacado (IPA) dos EUA e Brasil). Os autores também utilizaram medidas para o nível de utilização da capacidade da indústria (medida pela Confederação Nacional da Indústria – CNI) e da economia como um todo (extraído através do filtro Hodrick-Prescott), mas estas não foram significativas.

Dentre as principais conclusões de Schettini, Squeff e Gouvêa (2012) destaca-se existirem evidências de uma mudança positiva no nível da relação de longo prazo entre exportações agregadas, renda mundial e taxa de câmbio real em 2002. A elasticidade renda oscilou entre 0,92 e 1,2, enquanto a elasticidade preço variou entre -0,04 e 0,11. Os autores citam que as elasticidades de longo prazo apresentaram pequena variação entre os procedimentos econométricos utilizados. O estudo sugere que o impacto da taxa de câmbio real no curto prazo é pequeno ou nulo. Já a elasticidade renda mundial pareceu exercer influência significativa, e a elasticidade renda de longo prazo se mostrou menor do que a elasticidade de curto prazo. A correção dos desequilíbrios na direção da solução de longo prazo foi estimada em menos de três trimestres.

Freire Jr. E Paiva (2014) utilizam o modelo VECM para estimar as elasticidades câmbio e renda mundial para as exportações cearenses de produtos industrializados, com dados trimestrais entre janeiro de 2000 e dezembro de 2010. Os autores deflacionam as exportações do Ceará com o índice de preço por atacado dos EUA, utilizam o índice da taxa de câmbio efetiva real do IPEA e utilizam como *proxy* para a renda mundial as importações mundiais totais. O vetor de cointegração estimado apresentou elasticidade câmbio de 0,36 e elasticidade renda mundial de 1,29. Com relação à dinâmica de curto prazo, Freire Jr. E Paiva (2014) encontraram que um aumento de 1% na taxa de crescimento do câmbio real produz no mesmo período um aumento de 0,13% no crescimento das exportações de produtos industrializados cearenses; já a elevação de 1% na renda mundial provocaria elevação de 0,45%. São necessários

2,8 trimestres para que os desequilíbrios de curto prazo sejam corrigidos.

Até a presente data poucos estudos no Brasil utilizam cointegração variante no tempo, metodologia que será utilizada no presente ensaio. Em um deles, Ripamonti (2013) estuda o relacionamento de curto e longo prazo entre dados agregados de preços e dividendos através do conceito de fórmula de valoração racional e variabilidade no tempo das taxas de retornos de ativos. A abordagem é sob o referencial teórico das expectativas racionais e de movimentação de preços de Muth (1961). O autor conclui que os investidores possuem diferentes expectativas de retorno para diferentes períodos futuros, e que existe a possibilidade de ocorrência de movimentos especulativos suportados pela racionalidade, ou bolhas especulativas racionais.

Em outro estudo, Campos e Cysne (2018) estudam a sustentabilidade da dívida pública brasileira entre 2003 e 2016 através da estimação de funções de reação fiscal com coeficientes variantes no tempo. Um dos métodos utilizados é a cointegração que varia no tempo. Os autores concluem que a reação do déficit primário às variações na razão dívida/PIB declinou no período analisado, e que a dívida pública alcançou uma trajetória insustentável nos últimos anos.

A seguir será apresentada a especificação teórica da função de exportações em que este ensaio está baseado.

1.3 Especificação de um modelo de exportações

As formulações teóricas dos determinantes das exportações utilizadas neste ensaio baseiam-se na microeconomia. Os fatores condicionantes das vendas externas podem atuar tanto pela ótica da oferta quanto pela ótica da demanda por exportações. As ideias fundamentais discutidas nesta seção podem ser encontradas em Goldstein e Khan (1978), Barros *et al.* (2002) e Cavalcanti e Ribeiro (1988).

A especificação de um modelo de exportações geralmente apresenta três alternativas: i) Hipótese de país pequeno: as exportações do país não são suficientemente expressivas para influenciar os preços no mercado internacional. O país em questão defrontar-se-ia com uma função de demanda por suas exportações infinitamente preço-elástica. Neste caso apenas a função de oferta de exportações é estimada; ii) Função de oferta de exportações perfeitamente preço-elástica e função de demanda com elasticidade-preço finita: esta função de oferta de exportações é baseada na existência de capacidade ociosa na indústria doméstica e/ou tecnologia de produção que apresente retornos constantes ou crescentes de escala. As estimações neste caso resumem-se a função de demanda por exportações. Esta pode estar

associada à grande representatividade no comércio mundial e/ou a produção de bens não-substitutos perfeitos ou bens diferenciados; iii) As funções de oferta e demanda por exportações possuem elasticidade-preço finita. Neste caso, preços e quantidades são determinados simultaneamente pela interação destas funções de exportações, e os bens podem ser considerados substitutos imperfeitos.

A função de demanda por exportações possui dois determinantes básicos: renda externa alocada no consumo de bens comercializáveis e variáveis de preço relativo. Os preços relativos comparam os preços dos produtos exportados pelo país ofertante com os preços dos bens substitutos no mercado externo. Sendo assim, de acordo Goldstein e Khan (1978), espera-se que a demanda por exportações que um país se defronta seja função positiva da renda externa e função negativa dos preços relativos de exportação.

As barreiras tarifárias e não-tarifárias, o grau de desenvolvimento do mercado financeiro de divisa cambiais, impostos e subsídios, entre outros, são fatores que também podem influenciar a demanda e oferta de exportações.

A função de oferta de exportações pode abranger várias variáveis explicativas, dado que muitos fatores podem afetar a capacidade e/ou a disposição dos produtores em exportar. As potenciais variáveis explicativas podem ser assim resumidas: i) Capacidade produtiva do setor exportador; ii) Ciclos de atividade interna: preferência pelo abastecimento do mercado interno; as exportações podem representar uma alternativa de demanda para evitar o aumento da capacidade ociosa das firmas; iii) Rentabilidade real da atividade exportadora: a) Receitas e despesas (salários, insumos, custos de distribuição, etc.) associadas às exportações; b) Remuneração das exportações relativamente às vendas no mercado doméstico: neste caso, é feita a comparação entre a receita de exportação e os preços dos produtos exportáveis vigentes no mercado interno; neste sentido, a comparação das rentabilidades nos mercados externos e doméstico através da taxa de câmbio real assume importância fundamental para as exportações.

Conseqüentemente, espera-se que a oferta de exportações seja função positiva da capacidade produtiva do setor exportador, função negativa dos ciclos de atividade interna, função positiva da rentabilidade da atividade exportadora (receitas e custos) e função positiva da taxa de câmbio real.

1.4 Metodologia econométrica: cointegração variante no tempo

A metodologia econométrica utilizada neste ensaio segue Bierens e Martins (2010). Os autores propõe um modelo vetorial de correção de erros em que a relação de cointegração varia

suavemente no tempo, sendo que o arcabouço de Johansen é um caso especial do modelo. Um teste de razão de verossimilhança é definido para a cointegração não-variante no tempo, e sua distribuição assintótica qui-quadrado é derivada. Os autores então aplicam o teste para a hipótese de paridade do poder de compra entre preços internacionais e taxas de câmbio nominais, encontrando evidências de cointegração variante no tempo.

A literatura em cointegração inicia com os trabalhos de Granger (1987), Engle e Granger (1987) e Johansen (1988). Desde então a abordagem padrão, de que os vetores de cointegração não variam no tempo, foi evoluindo para permitir mudança estrutural. Uma *survey* interessante é encontrada em Maddala e Kim (1998).

O teste de razão de verossimilhança de Bierens e Martins (2010) tem como hipótese nula a cointegração invariante no tempo, ao permitir que os vetores de cointegração no modelo vetorial de correção de erros (VECM) sejam funções suaves do tempo, uma abordagem similar a Park e Hahn (1999). Bierens e Martins (2010) propõe modelar estes vetores de cointegração variantes no tempo através de expansões em termos de polinômios temporais de Chebyshev. A estimação do VECM é de forma similar a abordagem de máxima verossimilhança de Johansen (1988, 1991, 1995). A hipótese nula de cointegração padrão corresponde então à hipótese de que os parâmetros no VECM que são relacionados aos polinômios temporais de Chebyshev são conjuntamente zero. Esta hipótese pode então ser testada através da razão de verossimilhança.

A representação do modelo vetorial de correção de erros, em que a relação de cointegração varia no tempo (TV-VECM) em Bierens e Martins (2010), é dada da seguinte forma. Considere o VECM(p) variando no tempo com erros Gaussianos, sem interceptos e tendências temporais,

$$\Delta Y_t = \Pi'_t Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, T, \quad (1)$$

onde $Y_t \in \mathbb{R}^k$, $\varepsilon_t \sim i. i. d N_k[0, \Omega]$ e T é o número de observações. O objetivo é testar a hipótese nula de cointegração invariante no tempo (TI), $\Pi'_t = \Pi' = \alpha\beta'$, onde α e β são matrizes fixas $k \times r$ com posto r , contra cointegração variante no tempo (TV) do tipo

$$\Pi'_t = \alpha\beta'_t$$

onde α continua o mesmo mas os β_t são matrizes $k \times r$ variantes no tempo com posto constante r .

As matrizes β_t em Bierens e Martins (2010) são modeladas usando polinômios temporais de Chebyshev (CTP). Tais polinômios $P_{i,T}(t)$ são definidos por

$$P_{0,T}(t) = 1, \quad P_{i,T}(t) = \sqrt{2} \cos(i\pi(t - 0,5)/T), \\ t = 1, 2, \dots, T, \quad i = 1, 2, 3, \dots$$

Dado que os polinômios temporais de Chebyshev são ortonormais, qualquer função $g(t)$ de tempo discreto pode ser representada por

$$g(t) = \sum_{i=0}^{T-1} \xi_{i,T} P_{i,T}(t), \quad \text{onde} \quad \xi_{i,T} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T g(t) P_{i,T}(t).$$

Se $g(t)$ é suave ela pode ser bem aproximada por

$$g_{m,T}(t) = \sum_{i=0}^m \xi_{i,T} P_{i,T}(t)$$

para algum número natural fixado $m < T - 1$.

Portanto é possível escrever β_t como $\beta_t = \sum_{i=0}^{T-1} \xi_{i,T} P_{i,T}(t)$, onde $\xi_{i,T} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \beta_t P_{i,T}(t)$, $i = 0, \dots, T - 1$, são matrizes $k \times r$ desconhecidas. A hipótese nula de cointegração invariante no tempo corresponderá a $\xi_{i,T} = O_{kxr}$, para $i = 0, \dots, T - 1$, e a alternativa de cointegração TV corresponderá a $\lim_{T \rightarrow \infty} \xi_{i,T} \neq O_{kxr}$ para algum $i \geq 1$. Operacionalmente, sob a hipótese alternativa β_t é especificado como,

$$\beta_t = \beta_m(t/T) = \sum_{i=0}^m \xi_{i,T} P_{i,T}(t)$$

para algum m fixado. Como os polinômios de Chebyshev de ordem baixa são funções relativamente suaves de t , é permitido que β_t mude gradualmente ao longo do tempo sob a hipótese alternativa de cointegração variante no tempo (TVC).

A modelagem de TVC através de polinômios temporais de Chebyshev é então realizada da seguinte forma. Substituindo

$\Pi'_t = \alpha \beta'_t = \alpha \left(\sum_{i=0}^m \xi_i P_{i,T}(t) \right)'$ na equação (1) tem-se

$$\Delta Y_t = \alpha \left(\sum_{i=0}^m \xi_i P_{i,T}(t) \right)' Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1')$$

para algumas matrizes ξ_i . A hipótese nula é testada através de um teste de razão de verossimilhança

$$LR^{tvc} = -2[\hat{l}_T(r, 0) - \hat{l}_T(r, m)]$$

onde $\hat{l}_T(r, 0)$ é a log-verossimilhança do VECM(p) de (1'), convenientemente modificado, para o caso de $m=0$, e $\hat{l}_T(r, m)$ é a log-verossimilhança do VECM(p) de (1') (convenientemente modificado) para o caso onde $Y_{t-1}^{(m)} = (Y'_{t-1}, P_{1,T}(t)Y'_{t-1}, P_{2,T}(t)Y'_{t-1}, \dots, P_{m,T}(t)Y'_{t-1})'$. Em

ambos casos r é o posto de cointegração.

A estimação do VECM é de forma similar a abordagem de máxima verossimilhança de Johansen (1988, 1991, 1995). Sendo assim, o teste LR da hipótese nula de cointegração padrão (TI) contra a alternativa TVC assume a forma

$$LR_T^{tvc} = -2[\hat{l}_T(r, 0) - \hat{l}_T(r, m)] = T \sum_{j=1}^r \ln \left(\frac{1 - \hat{\lambda}_{0,j}}{1 - \hat{\lambda}_{m,j}} \right) \quad (2)$$

onde os $\hat{\lambda}_{m,j}$ são as soluções do problema de autovalores generalizado.

Após estabelecerem as hipóteses a respeito do processo gerador de dados (DGP) sob a hipótese nula e demonstrarem a distribuição assintótica, Bierens e Martins (2010) chegam ao seguinte teorema: *Dado $m \geq 1$ e $r \geq 1$, sob a hipótese nula de cointegração padrão a estatística LR dada por LR_T^{tvc} definida em (2) é assintoticamente distribuída como χ_{mkr}^2 .*

Com relação ao tamanho empírico, os autores referem que para T pequeno o teste sofre de distorções de tamanho. Usando os valores críticos assintóticos para $T=100$ o teste tende a sobre-rejeitar a correta hipótese nula de cointegração padrão. Já para $T=500$ as distribuições empírica e assintótica quase coincidem.

Posteriormente ao estabelecimento das hipóteses a respeito do processo gerador de dados (DGP) sob a hipótese alternativa de TVC e a apresentação da distribuição assintótica, Bierens e Martins (2010) referem que o poder do teste depende da escolha da ordem m do polinômio de Chebyshev. A escolha ótima de m pode ser comparada à escolha ótima de um processo autoregressivo, onde geralmente é usado os critérios de informação Hannan-Quinn (1979) ou Schwarz (1978). Os autores sugerem que estes critérios de informação também podem ser usados para estimar m consistentemente se m é finito.

Bierens e Martins (2010) também demonstram que é possível incluir uma constante (drift) no TV-VECM(p), e sugerem como pesquisa futura a inclusão de tendências temporais e dummies sazonais.

1.5 Um breve panorama das exportações do Ceará

Esta seção fará uma breve exposição da evolução das exportações do Ceará nos últimos anos. Uma análise mais aprofundada pode ser encontrada, por exemplo, em Cavalcante, Paiva e Freire Jr. (2010). A média anual de crescimento das exportações do Ceará entre 1991 e 2017 foi de 9,8% ao ano, em termos reais. A Tabela 1.1 a seguir apresenta as séries anuais, obtidas das somas mensais deflacionadas pelo índice de preços das exportações da FUNCEX (obtido

junto ao IPEADATA (2018)). Os anos de 2017 e 2003 foram os de maior crescimento com 63,5% e 38,9% de alta respectivamente. O ano de 2015 foi o ano que as exportações mais caíram, 28,1%, seguido pelo ano de 2009, auge da grande recessão mundial, com queda de 15,5%. Esta queda de 2009 foi grande, porém menor do que as quedas nas exportações nordestinas, brasileiras e das importações mundiais, o que pode ser observado na Tabela 1.2. Todavia, no ano seguinte as exportações do Ceará tiveram menor recuperação do que nas outras três séries citadas.

Tabela 1.1: Exportações do Ceará e do Nordeste – 1990 a 2017. Valores em US\$ *FOB*, deflacionados.

Ano	Exp. Cearenses	Var. Real (%)	Exp. Nordestinas	Var. Real (%)
1990	230.454.216,03		3.027.442.852,19	
1991	272.630.862,73	18,3	2.884.326.047,51	-4,7
1992	304.022.845,26	11,5	3.037.810.027,25	5,3
1993	275.375.170,44	-9,4	3.018.345.119,27	-0,6
1994	330.418.488,74	20,0	3.454.636.198,33	14,5
1995	350.791.540,17	6,2	4.223.891.338,20	22,3
1996	381.180.162,83	8,7	3.864.389.513,64	-8,5
1997	352.172.219,20	-7,6	3.954.630.257,58	2,3
1998	358.025.190,21	1,7	3.749.168.880,74	-5,2
1999	373.244.495,74	4,3	3.378.978.906,12	-9,9
2000	492.814.752,85	32,0	3.998.766.757,21	18,3
2001	530.500.119,59	7,6	4.215.263.433,76	5,4
2002	543.762.239,79	2,5	4.655.405.335,07	10,4
2003	755.214.927,21	38,9	6.060.013.646,81	30,2
2004	851.973.378,68	12,8	7.950.282.328,49	31,2
2005	918.802.316,38	7,8	10.423.331.143,40	31,1
2006	947.429.661,07	3,1	11.514.050.771,97	10,5
2007	1.130.691.924,70	19,3	12.885.982.722,92	11,9
2008	1.270.813.945,44	12,4	15.355.512.239,81	19,2
2009	1.073.293.749,09	-15,5	11.538.523.589,44	-24,9
2010	1.246.209.527,72	16,1	15.583.335.094,33	35,1
2011	1.393.159.428,80	11,8	18.737.493.941,29	20,2
2012	1.270.226.982,43	-8,8	18.857.707.082,80	0,6
2013	1.419.268.502,61	11,7	17.285.530.452,76	-8,3
2014	1.483.823.439,94	4,5	16.082.213.520,86	-7,0
2015	1.067.249.432,49	-28,1	14.940.442.443,75	-7,1
2016	1.281.374.541,45	20,1	12.678.245.008,19	-15,1
2017	2.094.960.131,05	63,5	16.721.102.405,40	31,9

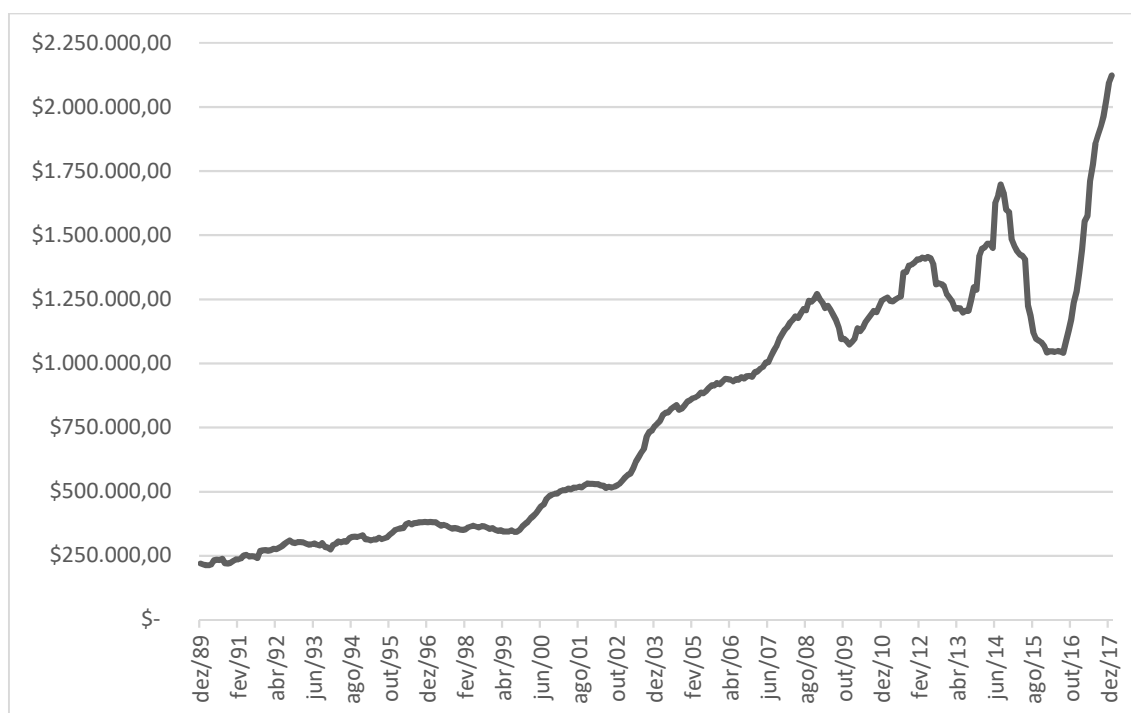
Cresc. Médio 1991-2000:	8,6	3,4
Cresc. Médio 2001-2010:	10,5	16,0
Cresc. Médio 2011-2017:	10,7	2,2
Cresc. Médio 1991-2017:	9,8	7,7

Fonte: Elaboração própria com dados do MDIC (2018).

O ano de 2009 foi o pior ano para as exportações brasileiras e importações mundiais desde 1990, com quedas de 22,7% e 24%, respectivamente. Já o melhor ano foi o de 2004, com altas de 32% e 21,9%. Examinando a parte de baixo das tabelas 1.1 e 1.2 é possível comparar o desempenho médio do setor exportador em diferentes períodos. As exportações do Ceará, entre 1991 e 2017, cresceram mais do que as exportações nordestinas, brasileiras e do que as importações mundiais. Portanto o setor exportador do estado ganhou participação relativa no período. O crescimento das exportações cearenses nos diferentes subperíodos apresentados também aparenta ter menor variabilidade do que as demais regiões.

O crescimento médio das exportações do Ceará após 2001, observado na Tabela 1.1, é maior do que na década anterior. Este fato pode ser visualizado na Figura 1.1.

Figura 1.1: Exportações cearenses acumuladas em 12 meses, em US\$ mil *free on board*, deflacionadas.



Fonte: Elaboração própria com dados do MDIC (2018).

Tabela 1.2: Exportações brasileiras e importações mundiais – 1990 a 2017. Valores em US\$ *FOB e CIF*, deflacionados.

Ano	Exp. Brasileiras	Var. Real (%)	Importações Mundiais	Var. Real (%)
1990	31.373.105.356,83		3.429.421.149.280,65	
1991	31.844.096.442,08	1,5	3.603.332.471.734,42	5,1
1992	35.859.599.869,45	12,6	3.876.227.360.748,92	7,6
1993	38.622.151.691,08	7,7	3.712.598.773.519,29	-4,2
1994	42.932.180.910,05	11,2	4.172.431.162.882,10	12,4
1995	46.322.687.059,61	7,9	4.992.081.591.673,04	19,6
1996	47.848.005.078,88	3,3	5.274.985.370.384,65	5,7
1997	52.915.544.992,98	10,6	5.654.233.738.029,86	7,2
1998	51.541.965.227,98	-2,6	5.567.000.291.176,87	-1,5
1999	48.283.166.001,16	-6,3	5.785.582.988.481,94	3,9
2000	54.815.810.441,97	13,5	6.567.438.415.076,08	13,5
2001	58.588.132.324,14	6,9	6.392.413.981.625,60	-2,7
2002	60.377.150.887,90	3,1	6.586.351.159.626,80	3,0
2003	72.460.015.307,01	20,0	7.647.143.084.382,55	16,1
2004	95.635.383.385,36	32,0	9.322.649.225.967,64	21,9
2005	117.351.216.187,98	22,7	10.669.043.634.146,50	14,4

2006	136.507.956.588,76	16,3	12.180.077.874.394,00	14,2
2007	158.359.002.765,13	16,0	13.978.113.939.775,50	14,8
2008	196.627.144.223,89	24,2	16.406.778.209.036,10	17,4
2009	151.988.955.228,26	-22,7	12.468.072.580.510,60	-24,0
2010	198.189.893.048,47	30,4	15.105.141.268.434,90	21,2
2011	254.460.791.585,36	28,4	17.974.352.320.245,60	19,0
2012	243.276.246.862,61	-4,4	18.181.769.593.904,50	1,2
2013	242.557.350.200,73	-0,3	18.519.676.564.644,40	1,9
2014	227.358.001.125,61	-6,3	18.818.802.756.986,30	1,6
2015	194.780.104.889,96	-14,3	16.413.283.683.875,20	-12,8
2016	183.210.173.551,49	-5,9	15.804.419.215.215,60	-3,7
2017	217.262.561.940,17	18,6	17.442.946.276.814,80	10,4
Cresc. Médio 1991-2000:		5,9		6,9
Cresc. Médio 2001-2010:		14,9		9,6
Cresc. Médio 2011-2017:		2,3		2,5
Cresc. Médio 1991-2017:		8,3		6,8

Fonte: Elaboração própria com dados do MDIC (2018) e do FMI (2018).

Obs.1: As Exportações nacionais foram deflacionadas pelo IPX da FUNCEX.

Obs.2: As importações mundiais foram deflacionadas pelo índice de preço das importações mundiais do FMI.

Fato importante a ser notado na Tabela 1.2, a ser retomado posteriormente, é o maior crescimento médio anual das importações mundiais no período 2001-2010. Possivelmente isso está relacionado à entrada da China na Organização Mundial do Comércio no início dos anos 2000.

A Tabela 1.3 apresenta a participação das exportações do Ceará no total do nordeste e do Brasil. Entre 1991 e 2017 o estado exportou em média 9,57% do total nordestino, e 0,75% do total brasileiro. O ano de maior participação relativa no total da região nordeste foi o de 2001, com 12,59%; já no total brasileiro o melhor ano do período foi o de 2003, com 1,04%. Já o ano de menor participação relativa foi o de 2012, com o estado exportando 6,74% do total nordestino e 0,52% do total brasileiro.

Tabela 1.3: Participação das exportações cearenses no total do nordeste e nacional, em %.

Ano	Exp. Ceará / Exp. Nordeste	Exp. Ceará / Exp. Brasil
1990	7,61	0,73
1991	9,45	0,86

1992	10,01	0,85
1993	9,12	0,71
1994	9,56	0,77
1995	8,30	0,76
1996	9,86	0,80
1997	8,91	0,67
1998	9,55	0,69
1999	11,05	0,77
2000	12,32	0,90
2001	12,59	0,91
2002	11,68	0,90
2003	12,46	1,04
2004	10,72	0,89
2005	8,81	0,78
2006	8,23	0,69
2007	8,77	0,71
2008	8,28	0,65
2009	9,30	0,71
2010	8,00	0,63
2011	7,44	0,55
2012	6,74	0,52
2013	8,21	0,59
2014	9,23	0,65
2015	7,14	0,55
2016	10,11	0,70
2017	12,53	0,96
<hr/>		
Média 1991-2000:	9,81	0,78
Média 2001-2010:	9,88	0,79
Média 2011-2017:	8,77	0,65
Média 1991-2017:	9,57	0,75

Fonte: Elaboração própria com dados do MDIC (2018).

A Tabela 1.4 apresenta os principais produtos exportados pelo estado em diferentes períodos. No ano de 2009 a participação conjunta dos vinte principais produtos na pauta de exportações do Ceará foi de 79,66%, de acordo com Cavalcante, Paiva e Freire Jr. (2010), e as vendas dos cinco primeiros produtos responderam por 47,79% do total. As exportações de Castanha de Caju sempre estiveram presentes na pauta exportadora entre os anos de 1996 e 2009, sendo que este é um dos principais produtos exportados pelo estado, com um valor de US\$ 176,05 milhões em 2011 e participação de 12,55% das vendas externas totais. As vendas

de calçados, divididos em diferentes classificações segundo a Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM), também são muito importantes na pauta de exportação estadual.

Tabela 1.4: Os principais produtos exportados pelo Ceará (US\$ mil *FOB* – Valores correntes).

Ano	2001		2006		2011	
	Valor	Partic. .%	Valor	Partic. .%	Valor	Partic. %
Castanha de Caju	87.920	16,68	136.16	14,23	176.05	12,55
Calçados com parte sup. De Borracha	-	-	-	-	135.52	9,66
Outros Calçados de Sola de Borracha	-	-	-	-	92.447	6,59
Calçados de Borracha	30.247	5,74	72.103	7,53	80.443	5,73
Petróleo	-	-	-	-	77.356	5,51
Melões Frescos	-	-	29.108	3,04	76.392	5,44
Couros de Bovinos	-	-	-	-	66.149	4,71
Outras Peles de Bovinos	-	-	-	-	60.775	4,33
Ceras Vegetais	17.652	3,35	24.881	2,60	58.216	4,15
Lagostas Congeladas Não Inteiras	-	-	36.698	3,83	42.864	3,05
Couro/Pele Bovina com Acabamento	18.819	3,57	-	-	-	-
Calçados com Sola de Borracha	-	-	15.246	1,59	-	-
Calçados de Couro Natural Cobre Tornozelo	12.569	2,38	-	-	-	-
Outros Couros/Peles Bovinos	-	-	111.60	11,66	-	-
Outros Calçados de Couro Natural	45.611	8,65	98.511	10,29	-	-
Tecido de Algodão Denim	59.548	11,30	56.506	5,90	-	-
Camarões Congelados	30.957	5,87	-	-	-	-
Outros Camarões Congelados	-	-	48.008	5,02	-	-
Couros/Peles de Bovino/Equídeo	38.411	7,29	-	-	-	-
Lagostas (Palinurus, Panulirus e Jasus) Congeladas	34.342	6,52	-	-	-	-

Fonte: Banco do Nordeste (2012).

Entre os anos de 1997 e 2009 houve uma diminuição das vendas de produtos básicos e um aumento nos industrializados. No ano de 1997 eles respondiam por 51,7% e 47% respectivamente. Em 2009 os percentuais foram de 33,5% e 64,9%. Dentre os produtos industrializados, a composição em 2009 era de 15,3% de semimanufaturados e 49,5% de manufaturados.

A participação da Ásia (exclusive Oriente Médio) como destino para as exportações do Ceará vem ganhando importância nos últimos anos, enquanto que a participação dos Estados Unidos na pauta exportadora vem diminuindo.

Tabela 1.5: Exportações do Ceará: Principais Blocos Econômicos de Destino (US\$ milhões *FOB* – valores correntes).

Ano	2001		2006		2011	
	Valor	Partic. %	Valor	Partic. %	Valor	Partic. %
Estados Unidos (Inclusive Porto Rico)	240	45,47	286	29,83	394	28,09
União Europeia – EU	119	22,53	286	27,97	388	27,67
Mercado Comum do Sul – MERCOSUL	54	10,33	120	12,59	176	12,55
Ásia (Exclusive Oriente Médio)	-	-	61	6,35	147	10,50
Aladi (Exclusive MERCOSUL)	50	9,5	99	10,30	108	7,71
Canadá	13	2,4	-	-	-	-

Fonte: Banco do Nordeste (2012).

De acordo com Cavalcante, Paiva e Freire Jr. (2010), no ano de 2009 a principal empresa exportadora do Ceará foi Grendene S.A., com valor exportado de US\$ 129.590.954 e participação de 12% na pauta. Outras empresas importantes foram Cascavel Couros Ltda., Paquetá Calçados Ltda., Vicunha Têxtil S/A, Intermelon Comercial Exportadora e Importadora, Calçados Aniger Nordeste Ltda. E Iracema Indústria e Comércio de Castanhas de Caju, esta última com exportações de US\$ 40.989.153. Suas respectivas participações na pauta foram de 8,75%, 7,48%, 5,13%, 4,58%, 3,86%, 3,79%. Além disso, no referido ano apenas quatro municípios, Fortaleza, Maracanaú, Cascavel e Sobral exportaram valores acima dos US\$ 100 milhões, apresentando uma participação conjunta de 57,05% do total exportado pelo Estado.

1.6 Descrição da base de dados

A base de dados usada na estimação de uma função de exportação variante no tempo para o estado do Ceará têm periodicidade mensal, e as séries vão de janeiro de 1990 a janeiro de 2018, compreendendo 337 observações.

As exportações totais cearenses em dólares correntes, valores *free on board (FOB)*, foram obtidas no antigo sistema ALICEWEB do Ministério do Desenvolvimento Indústria e Comércio – MDIC¹, e na nova plataforma de comércio exterior do MDIC chamada COMEX

¹ O critério adotado pelo MDIC para as exportações por unidade da federação considera o estado produtor da mercadoria. Por exemplo, quando há um valor de US\$ 9.878.602.143 exportados pelo Rio Grande do Sul (RS) em 2004, não significa que o total desse valor foi exportado por empresas sediadas no RS. Este foi o valor de mercadorias exportadas produzidas/extraídas/cultivadas no RS, independentemente de onde esteja localizada a empresa exportadora.

STAT, que veio a substituir o ALICEWEB. Os dados foram deflacionados pelo índice geral de preços das exportações (IPX) do Brasil, calculado pela Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior – FUNCEX. A opção por esta forma de deflacionamento, e não por exemplo pelo índice de preços por atacado dos Estados Unidos (usado em alguns trabalhos da área) advém do fato de a série resultante ser uma boa *proxy* para o verdadeiro *quantum* exportado pelo estado². A variável resultante é chamada de XCE nas estimações econométricas.

As importações mundiais totais em dólares correntes *CIF* (*Cost, Insurance and Freight*), deflacionadas pelo índice de preços das importações mundiais totais, foram utilizadas para a construção da variável *proxy* condicionante da demanda por exportações do Ceará. Tais séries foram obtidas do *International Financial Statistics (IFS)* do Fundo Monetário Internacional (FMI)³. A variável resultante é chamada de Mwa nas estimações econométricas, o valor real (*quantum*) das importações mundiais totais, *proxy* para a renda mundial. Espera-se que a demanda por exportações cearenses (XCE) responda positivamente ao aumento do valor real das importações mundiais totais (Mwa).

As duas *proxies* dos condicionantes da oferta de exportações do Ceará foram um índice da taxa de câmbio efetiva real, ano base 2010, calculado pelo IPEA, e o consumo de energia elétrica nacional total, em GWh, cuja fonte é a Eletrobrás.

O índice da taxa de câmbio efetivo real, obtido na plataforma IPEADATA, é uma média aritmética ponderada das taxas de câmbio reais bilaterais do Brasil em relação a 23 países com maiores participações na pauta de exportação. A taxa de câmbio real bilateral calculada pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada é definida pelo quociente entre a taxa de câmbio nominal (em R\$/unidade de moeda estrangeira) e a relação entre o Índice de Preços ao Produtor Amplo (IPA-EP-DI/FGV) do Brasil e o Índice de Preços ao Produtor (IPP) do país em caso. As ponderações utilizadas pelo IPEA variam a cada ano, sendo obtidas pelas participações de cada parceiro no total das exportações brasileiras para os países considerados nos 2 anos imediatamente anteriores.

Os países considerados pelo IPEA no cálculo das taxas de exportação são: Alemanha, Arábia Saudita, Bélgica, Canadá, Chile, China, Colômbia, Coreia do Sul, Egito, Espanha, Estados Unidos, França, Holanda, Hong Kong, Índia, Indonésia, Itália, Japão, México, Paraguai, Peru, Reino Unido e Uruguai. De acordo com o IPEA, o peso de cada país *i* no cálculo

² Os índices de preço da FUNCEX são calculados segundo o critério de FISHER, enquanto o *quantum* é obtido implicitamente pela deflação da variação do valor e do preço calculados no período.

³ A série do índice de preços das importações mundiais aparenta ter sido descontinuada em outubro de 2016. Sendo assim, o restante da série de importações mundiais foi deflacionada pelo índice de preços das importações totais dos países industrializados e pelo índice de preço das importações dos EUA.

das taxas de câmbio efetivas de todos os meses de um determinado ano corresponde à participação desse país i no total das exportações brasileiras provenientes dos 23 países selecionados nos dois anos anteriores. Portanto, os pesos de cada país na construção da taxa são móveis ao longo da série, incorporando assim as mudanças na importância relativa de cada país ao longo do tempo⁴.

A variável resultante é chamada de CER I_p nas estimações econométricas. Como os índices de preços funcionam como uma *proxy* para a variação dos custos de produção, a taxa de câmbio efetiva real melhor representaria o nível de competitividade externa de um país ou região. Assim, um aumento em CER I_p significa uma desvalorização da taxa de câmbio em termos reais, o que pode ser entendido como um aumento da competitividade do setor exportador do Ceará.

A segunda condicionante da oferta de exportações do Ceará, a qual de acordo com as ideias discutidas na seção 1.3 atua como alternativa às vendas externas, é a *proxy* para a renda interna Consumo de energia elétrica nacional total, em GWh. A variável mensal em logaritmo resultante é chamada de EET nas estimações econométricas.

Todas as séries foram transformadas em logaritmo natural, possibilitando interpretar os parâmetros como sendo elasticidades de comércio exterior. A seção seguinte apresentará e discutirá os principais resultados obtidos na pesquisa.

1.7 Resultados – Estimativas das elasticidades dinâmicas de comércio exterior do Ceará

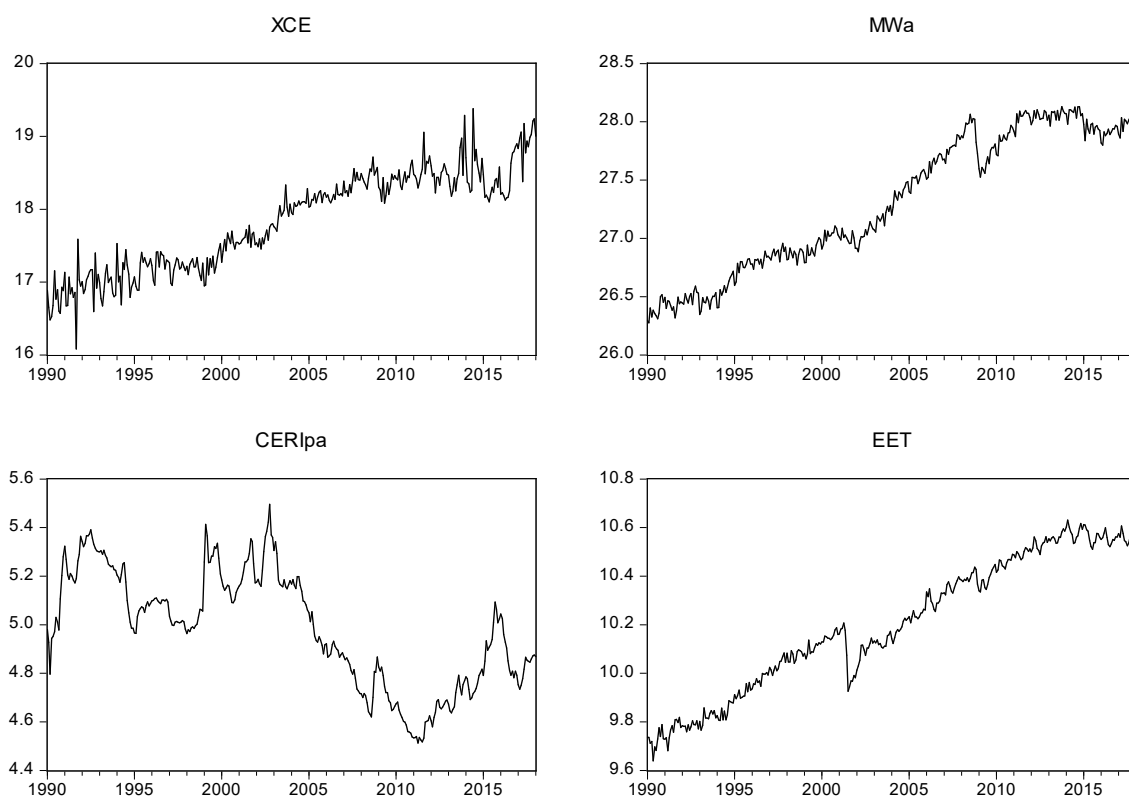
A hipótese de que existe uma relação de longo prazo, variante no tempo, entre as exportações do estado do Ceará e seus condicionantes de demanda e de oferta é examinada a seguir. O estudo econométrico envolveu os passos usuais aos estudos de cointegração. Testes de raiz unitária são realizados nas variáveis de interesse para determinar suas ordens de integração, ou seja, saber se são não-estacionárias. Especificou-se então um VAR e em seguida procedeu-se a análise de cointegração (inicialmente invariante no tempo), onde foram realizados os testes de tradicionais Johansen, o teste do traço e o teste do máximo autovalor. Seguindo a abordagem de Cavalcanti e Ribeiro (1998) e de acordo com a teoria econômica descrita anteriormente, caso fossem encontrados dois vetores de cointegração possivelmente um deles seria identificado como uma relação de demanda por exportações, enquanto o outro

⁴ Para detalhes da metodologia ver: <http://www.ipeadata.gov.br/doc/Nota%20Metodol%C3%B3gica%20-%20tx%20de%20cambio%20efetiva%20real.pdf>

estaria associado a relação de oferta. Encontrado apenas um vetor, esta relação possivelmente estaria relacionada a uma forma reduzida de exportações, ou a uma função de oferta, ou ainda a uma função de demanda. Posteriormente realiza-se o procedimento de Bierens e Martins (2010) para obter as elasticidades dinâmicas de comércio exterior do Ceará, ou seja, um vetor de cointegração que varia no tempo.

Os resultados apresentados a seguir abrangerão somente as estimações cujas variáveis apresentaram o melhor poder de explicação do desempenho exportador do Ceará em diferentes amostras consideradas. Portanto o vetor de variáveis escolhido conterá as séries mensais das exportações cearenses (XCE), das importações mundiais totais (Mwa), da taxa de câmbio real efetiva (CERlpa) e do consumo total de energia elétrica do Brasil (EET). Os gráficos das séries encontram-se na figura a seguir.

Figura 1.2: Evolução das variáveis utilizadas nas estimações.



Fonte: Elaboração do autor com dados da pesquisa.

Os correlogramas destas quatro séries sugerem a não estacionariedade de todas elas, dado o lento decaimento da autocorrelação. A tabela a seguir apresenta os resultados dos testes de raiz unitária.

Tabela 1.6: Testes de raiz unitária.

Variável	Teste ADF		Teste PP		Teste KPSS	
	Hipótese nula: raiz unitária		Hipótese nula: raiz unitária		Hipótese nula: estacionariedade	
	Constante	Constante e Tendência	Constante	Constante e Tendência	Constante	Constante e Tendência
<i>P-valor</i>	<i>P-valor</i>	<i>P-valor</i>	<i>P-valor</i>	<i>Estatística de teste</i>	<i>Estatística de teste</i>	
XCE	0,851	0,00	0,157	0,00	2,15*	0,23*
MWA	0,782	0,646	0,722	0,051	2,15*	0,21*
CERIPA	0,432	0,08	0,455	0,278	1,36*	0,175*
EET	0,631	0,318	0,766	0,00	2,15*	0,132**

O critério de Schwarz para seleção das defasagens do teste ADF.

* Significante a 5%. ** Significante a 10%.

Fonte: Elaboração do autor com dados da pesquisa.

Apesar dos resultados dos testes padrão não serem unânimes, todas as séries foram consideradas integradas de ordem 1, ou seja $I(1)$, para os modelos a serem estimados a seguir. A série XCE não aparenta ter sazonalidade. Já a série Mwa apresenta indícios, assim como EET. Todavia, optou-se por não dessazonalizar as séries para não alterar as características da relação de longo prazo entre elas, especialmente em relação a taxa de câmbio, pois esta é função também de exportações e importações.

A especificação do VAR inicia com doze defasagens para as variáveis XCE, Mwa, CERIPA e EET. Levando em consideração o critério de informação de Hannan-Quinn, que indica quatro defasagens, e o teste de Wald para a exclusão de defasagens, que exclui a quinta defasagem, chega-se a um VAR(4). Em seguida procedeu-se os testes de cointegração de Johansen, assumindo três defasagens nas variáveis e permitindo intercepto no vetor de cointegração e tendência linear no nível das variáveis, ou seja, constante dentro e fora do vetor de cointegração.

Tabela 1.7: Testes de cointegração de Johansen para as exportações do Ceará.

Teste do posto para cointegração irrestrita (Traço)

Número de eq. De cointegração	Autovalor	Estatística traço	Valor Critico 0,05	Prob.**
Nenhuma *	0.090053	64.56584	47.85613	0.0007
No máximo 1*	0.061122	33.14105	29.79707	0.0199
No máximo 2	0.033185	12.13866	15.49471	0.1504

Teste do traço indica 2 equações de cointegração ao nível 0.05.

* denota rejeição da hipótese ao nível 0,05.

**P-valores MacKinnon-Haug-Michelis (1999).

Teste de posto para cointegração irrestrita (Máximo autovalor)

Número de eq. De cointegração	Autovalor	Estatística Máx. Autovalor	Valor Critico 0,05	Prob.**
Nenhuma *	0.090053	31.42480	27.58434	0.0152
No máximo 1	0.061122	21.00239	21.13162	0.0521
No máximo 2	0.033185	11.23827	14.26460	0.1427

Teste do máximo autovalor indica 1 equação de cointegração ao nível 0.05.

* denota rejeição da hipótese ao nível 0,05.

**P-valores MacKinnon-Haug-Michelis (1999).

Coeficientes de cointegração normalizados (erros padrão entre parênteses)			
XCE	MWA	CERIPA	EET
1.000000	-1.868408 (0.26388)	-0.675196 (0.20609)	1.209985 (0.51272)

Coeficientes de ajustamento (erros padrão entre parênteses)	
D(XCE)	-0.286552 (0.06374)
D(MWA)	0.051740 (0.02016)
D(CERIPA)	0.007561 (0.01240)
D(EET)	-0.000605 (0.00855)

Fonte: Elaboração do autor com dados da pesquisa.

O teste do traço indica a existência de dois vetores de cointegração, rejeitando assim a hipótese de não-cointegração. Já o teste do maior autovalor indica a existência de um vetor de cointegração. Levando em consideração a existência deste único vetor, a relação de equilíbrio de longo prazo estimada (na forma reduzida) para as exportações cearenses é coerente com a teoria econômica e com os trabalhos empíricos já realizados para as exportações brasileiras, tanto em termos de sinais dos coeficientes quanto em termos de magnitude. Note que da equação (1), com β' invariante no tempo, temos que no equilíbrio de longo prazo os coeficientes de cointegração normalizados da tabela 1.7 rendem $\beta'Y_{t-1} = 0$. A resolução da equação para XCE indica que uma elevação de 1% nas importações mundiais deve provocar um aumento, no longo prazo, de 1,87% nas exportações do Ceará. Uma desvalorização de 1% na taxa de câmbio efetiva real acarretaria um aumento de 0,67% nas exportações do estado. Uma aceleração da atividade econômica do Brasil, representada pelo aumento de 1% no consumo total de energia elétrica, tenderia a provocar uma diminuição nas exportações cearenses na magnitude de 1,21%, refletindo a preferência pelo mercado interno. Percebe-se que as exportações estaduais sofrem maior influência relativa da variável de demanda por exportações “renda mundial” no longo prazo.

Diferentes acontecimentos econômicos nacionais e internacionais das últimas décadas poderiam apontar para uma inconstância nos parâmetros de longo prazo aqui estimados.

Importantes episódios foram a mudança no regime cambial brasileiro em 1999, a entrada da China na Organização Mundial do Comércio no início dos anos 2000, a chamada Grande Recessão Mundial iniciada em 2008 e a significativa queda no nível de atividade brasileiro entre 2014 e 2016. Outros acontecimentos relevantes foram as crises asiática e russa de 1997 e 1998, o estouro da bolha tecnológica de 2000 nos EUA e o ‘overshooting’ cambial das eleições do Brasil de 2002. Portanto há suficientes razões econômicas e teóricas (a Crítica de Lucas, por exemplo) para supor que as elasticidades de exportação podem alterar-se frequentemente. A seguir será utilizada a metodologia proposta por Bierens e Martins (2010) para investigar a hipótese de cointegração variante no tempo entre as vendas externas cearenses e seus condicionantes.

Como visto anteriormente, Bierens e Martins (2010) propõe um modelo vetorial de correção de erros onde a relação de cointegração varia suavemente no tempo, em que o arcabouço de Johansen é um caso especial do modelo, e definem um teste de razão de verossimilhança com distribuição assintótica qui-quadrado.

A hipótese nula do teste é que o vetor de cointegração de quatro variáveis é invariante no tempo. A hipótese alternativa é de que o vetor varia no tempo, isto é, alguns ou todos os quatro componentes do vetor de cointegração são combinações lineares de m polinômios temporais de Chebyshev. Segundo Bierens e Martins (2010) o poder do teste depende da escolha da ordem m do polinômio, e tal escolha pode ser feita usando o critério de informação Hannan-Quinn.

O valor mínimo encontrado para o referido critério de informação foi de -11,76473, indicando a escolha ótima $m = 6$ para a ordem do polinômio de Chebyshev. O teste de Bierens e Martins (2010) é descrito na tabela a seguir. A distribuição assintótica sob a hipótese nula é uma $\chi^2_{(mrk)} = \chi^2_{(24)}$.

Tabela 1.8: Teste de Bierens e Martins (2010) de cointegração variante no tempo, com $m = 6$

Estatística de teste:	101,97
Distribuição assintótica nula:	$\chi^2_{(24)}$
Valor crítico ao nível de significância de 5%:	36,41
P-valor:	0,00

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

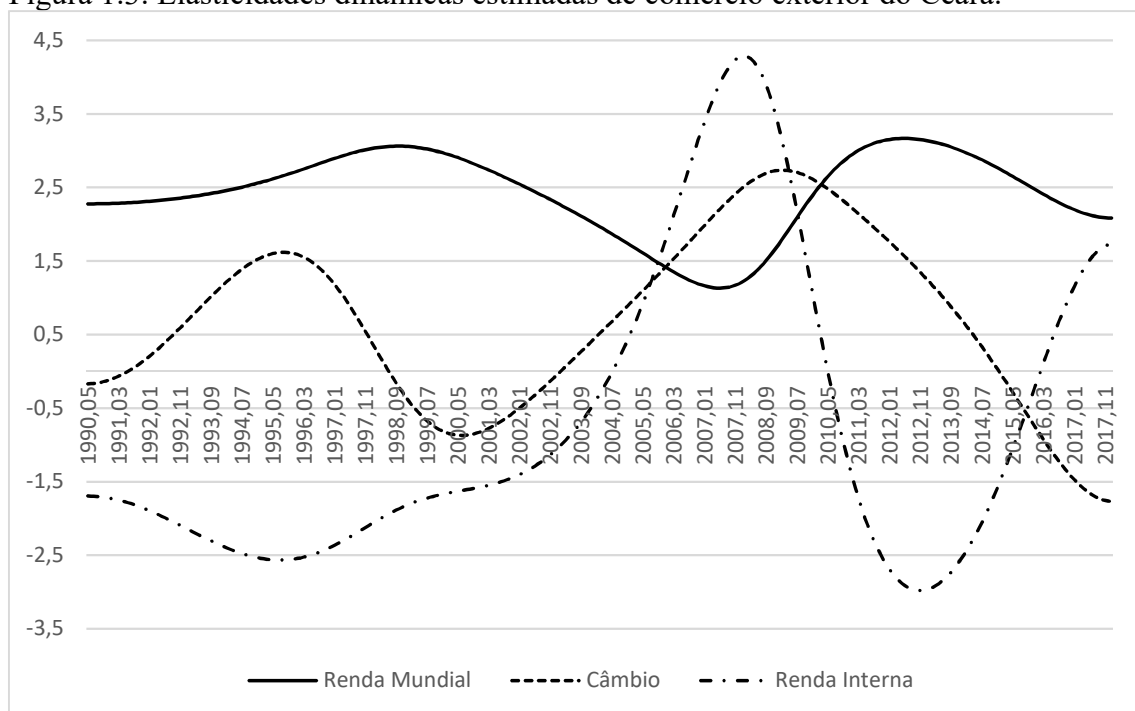
Tal como visto na seção que expôs a metodologia de Bierens e Martins (2010), um valor pequeno de m impõe um comportamento suave para o vetor β_t , se aproximando do caso invariante no tempo. Para se ter uma ideia da importância do resultado descrito na tabela

anterior, para o mesmo procedimento utilizando $m = 1$ a estatística de teste é 16,54, a distribuição $\chi^2_{(4)}$ possui o valor crítico de 9,49 a 5% e, portanto, a hipótese nula de que as elasticidades de comércio exterior de longo prazo do Ceará são invariantes é rejeitada.

Cabe aqui uma ressalva sobre a seleção da ordem m do polinômio de Chebyshev. Neto (2015) refere que, apesar de Bierens e Martins (2010) sugerirem que critérios de informação tal como o de Hannan-Quinn possam ser usados, o procedimento de seleção não é claramente descrito na literatura econométrica relacionada a modelos que usam tais polinômios temporais. Segundo Neto (2015) tal escolha é de certa forma *ad hoc*, sendo também preferida uma escolha máxima de variação no tempo de acordo com a teoria, com as crenças econômicas ou com a literatura existente.

A figura a seguir apresenta as elasticidades de longo prazo estimadas, ou seja, o vetor de cointegração variante no tempo β_t normalizado e resolvido para XCE.

Figura 1.3: Elasticidades dinâmicas estimadas de comércio exterior do Ceará.



Fonte: Elaboração do autor com dados da pesquisa.

As médias das elasticidades dinâmicas estimadas para todos os meses do período da amostra são as seguintes: renda mundial 2,42, câmbio 0,69, renda interna -0,75. Note que os sinais são os mesmos e as magnitudes são similares ao vetor de cointegração invariante no tempo obtido pelo método de Johansen. Um aumento da renda mundial, representada aqui por uma elevação nas importações mundiais totais, teria o efeito médio de elevar as exportações do

Ceará no longo prazo. Uma melhora na razão de preços de comércio exterior, representada aqui pelo índice da taxa de câmbio efetiva real, igualmente tende a elevar as vendas externas do estado. Já uma aceleração na atividade econômica brasileira, aproximada por um aumento no consumo total de energia elétrica (comercial, industrial e residencial) no país, tenderia a provocar uma diminuição nas exportações, dada uma preferência teórica por abastecer o mercado interno.

A característica mais importante a ser notada no gráfico das elasticidades dinâmicas é a de que a elasticidade renda mundial, durante todo o período amostral, permanece com sinal e magnitudes esperadas, teórica e empiricamente. Além disso, percebe-se que a demanda externa aparenta ser o principal condicionante das vendas externas cearenses no longo prazo, mais importante do que as variáveis de preço e de substituição pelo mercado interno. Nota-se ainda que a elasticidade renda externa aparenta ter menor variabilidade no longo prazo.

A elasticidade câmbio, apesar de em média ter sinal e magnitudes esperadas, apresenta períodos de sinais contrários ao esperado pela teoria. O sinal se altera em julho de 1998, e volta a ter o comportamento esperado em fevereiro de 2003. A elasticidade média neste período é de -0,55, ou seja, uma desvalorização cambial de 1% diminuiria as exportações do estado em 0,55% no longo prazo. Os pouco mais de quatro anos em questão foram repletos de acontecimentos que podem explicar tal “*puzzle*”. No início do período a taxa de câmbio nominal ainda era dada pelo sistema de bandas cambiais, haveria eleições e grande incerteza com relação ao futuro do regime, e o Brasil precisou obter ajuda financeira do FMI. Aconteceu ainda a moratória da dívida russa após a crise dos tigres asiáticos de fins de 1997. Logo em seguida no início de 1999 houve a mudança do regime cambial brasileiro, onde o governo foi forçado, por escassez de reservas internacionais, a adotar o câmbio flutuante. Nos anos seguintes houveram a moratória Argentina, estouro da bolha tecnológica nos EUA e atentados terroristas. Talvez estes acontecimentos ajudem a explicar o sinal contrário da elasticidade observada. De janeiro de 2015 até o fim da amostra a sensibilidade câmbio volta a alterar de sinal, com uma média de -1,07. Este período coincide com uma grande queda no nível de atividade econômica nacional, o impedimento da presidente da república e com importante desaceleração nas importações mundiais totais.

A elasticidade renda interna tem em média sinal e magnitude esperadas, todavia, assim como a elasticidade câmbio, apresenta períodos de comportamento inverso ao esperado. No período entre agosto de 2004 a abril de 2010 a sensibilidade média é de 2,46; um aquecimento a economia brasileira tenderia a aumentar as exportações. O período entre o primeiro trimestre de 2002 e o terceiro trimestre de 2008 foi marcado por um importante crescimento econômico

no Brasil, simultaneamente a uma grande elevação nas importações mundiais totais (e também no crescimento econômico mundial). Dada esta simultaneidade no avanço das atividades econômicas interna e externa, talvez não seja totalmente implausível este resultado empírico de sinais iguais para as elasticidades renda interna e externa. Seria possível ter o mesmo raciocínio para o fim da amostra considerada. De fevereiro de 2016 em diante a elasticidade renda interna média é de 1,08, mesmo sinal da renda externa. Todavia aqui estes sinais iguais poderiam estar relacionados as simultâneas desaceleração da atividade nacional e das importações mundiais.

Fazendo uma ligação com os resultados das flutuações do fator nacional de exportações estimado no capítulo 2 a seguir, fato interessante a ser notado é que entre 1998 e 2003 o ciclo de baixa do fator nacional (figura 2.1 do próximo capítulo, que pode ser interpretado como um índice normalizado de exportações nacionais) coincide com a negatividade da elasticidade câmbio para o Ceará (sinal contrário ao esperado pela teoria). Após 2014, acontece o mesmo. Já entre 2004 e 2009, o ciclo de alta no fator nacional está associado à positividade da elasticidade renda interna, sinal contrário ao esperado pela teoria econômica. O mesmo ocorre a partir de 2014/15. Estes fatos podem ser outros indicativos que ajudem a explicar o “*puzzle*” referido anteriormente.

Em síntese, das estimativas para o vetor de cointegração variante no tempo β_t , apresentadas na figura anterior, é possível perceber que a demanda externa aparenta ser o principal condicionante das vendas externas cearenses no longo prazo, com sinais de elasticidades invariantes e magnitudes esperadas. Além disso, usando esta metodologia de Bierens e Martins (2010), observar-se que as médias das elasticidades dinâmicas estimadas na amostra (renda mundial 2,42, câmbio 0,69, renda interna -0,75) apresentam sinais e magnitudes similares ao vetor de cointegração invariante no tempo obtido pelo método tradicional de Johansen.

1.8 Considerações finais

O presente estudo teve como objetivo principal testar a hipótese de que existe uma relação de longo prazo, variante no tempo de forma suave, entre as vendas externas cearenses e seus principais determinantes. A metodologia econométrica utilizada seguiu Bierens e Martins (2010), que modelaram vetores de cointegração variantes no tempo através de expansões em termos de polinômios temporais de Chebyshev. Como de costume nestes tipos de estudos, foram realizados testes de raiz unitária, especificou-se um VAR e procedeu-se à análise de cointegração invariante no tempo, para enfim realizar o procedimento de Bierens e Martins

(2010), obtendo elasticidades dinâmicas de comércio exterior do Ceará.

A partir de uma amostra de 337 observações, entre janeiro de 1990 e janeiro de 2018, o teste de cointegração de Johansen do maior autovalor indicou a existência de um vetor de cointegração, invariante no tempo, entre as exportações cearenses e as *proxies* de renda externa, câmbio efetivo real e renda interna. Esta relação de equilíbrio de longo prazo estimada foi coerente com a teoria econômica e com os trabalhos empíricos no Brasil, tanto em termos de sinais dos coeficientes quanto em termos de magnitude. Uma elevação de 1% nas importações mundiais tenderia a provocar um aumento, no longo prazo, de 1,87% nas exportações do Ceará. Uma desvalorização de 1% na taxa de câmbio efetiva real acarretaria um aumento de 0,67% nas exportações do estado. Já uma aceleração da atividade econômica do Brasil, representada pelo aumento de 1% no consumo total de energia elétrica, tenderia a provocar uma diminuição nas exportações cearenses na magnitude de 1,21%.

Como há razões econômicas e teóricas para supor que as elasticidades de exportação podem alterar-se ao longo do tempo (por exemplo a Grande Recessão Mundial iniciada em 2008 e a Crítica de Lucas), em seguida foi utilizada a metodologia de Bierens e Martins (2010) para investigar a possibilidade de cointegração variante no tempo. A hipótese nula do teste, de que as elasticidades de comércio exterior de longo prazo do Ceará são invariantes, foi então rejeitada.

As médias das elasticidades dinâmicas estimadas foram: renda mundial 2,42, câmbio 0,69 e renda interna -0,75. Os sinais obtidos foram os mesmos e as magnitudes similares ao vetor de cointegração invariante no tempo. Um aumento da renda mundial teria o efeito médio de elevar as exportações do Ceará no longo prazo; uma melhora na razão de preços de comércio exterior igualmente tende a elevar as vendas externas, enquanto uma aceleração na atividade econômica brasileira tenderia a provocar uma diminuição nas exportações.

O gráfico das elasticidades dinâmicas mostrou que a elasticidade renda mundial, durante todo o período amostral, permanece com sinal e magnitudes esperadas. A elasticidade câmbio apresentou períodos de sinais contrários ao esperado pela teoria, assim como a elasticidade renda interna. Todavia, é razoável supor que diversos acontecimentos econômicos possam explicar tal “*puzzle*”.

Portanto, as estimativas para o vetor de cointegração variante no tempo indicaram que a demanda externa aparenta ser o principal condicionante das vendas externas cearenses no longo prazo, com sinais de elasticidades invariantes e magnitudes esperadas. Estes resultados aparentam indicar que políticas públicas para o setor exportador poderiam ser concentradas em

melhorias no suprimento desta demanda externa, tais como investimentos no setor portuário e na logística de escoamento da produção.

1.9 Referências

BARROS, G. S. D. C.; BACCHI, M. R. P.; BURNQUIST, H. L. Estimação de equações de ofertas de exportação de produtos agropecuários para o Brasil (1992/2000). **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada**. Rio de Janeiro: IPEA, Texto para Discussão 865, 2002.

BIERENS, H. J.; MARTINS, L. F. Appendix: Time Varying Cointegration. http://econ.la.psu.edu/~hbierens/TVCOINT_APPENDIX.PDF. 2009.

BIERENS, H. J.; MARTINS, L. F. Time-varying cointegration. **Econometric Theory**, v. 26, n. 5, p. 1453-1490, 2010.

BNB – **Banco do Nordeste**. Relatório de Comércio Exterior. Disponível em www.bnb.gov.br, 2012.

BRAGA, H. C.; MARKWALD, R. A. Funções de oferta e de demanda das exportações de manufaturados no Brasil: estimação de um modelo simultâneo. **Pesquisa e Planejamento Econômico** 13 (3), 707-744, 1983.

CAMPOS, L. C.; CYSNE, R. P. **A time-varying fiscal reaction function for Brazil**. Rio de Janeiro: FGV,EPGE, Ensaios Econômicos N° 798, 2018.

CARDOSO, E., DORNBUSCH, R. Uma equação para as exportações brasileiras de manufaturados. **Revista Brasileira de Economia**, v. 34, n. 3, 1980.

CARVALHO, A.; NEGRI, J. A. D.. **Estimação de equações de importação e exportação de produtos agropecuários para o Brasil (1977/1998)**, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Rio de Janeiro: IPEA, Texto para Discussão 698, 2000.

CASTRO, A. S.; CAVALCANTI, M. A. F. H. Estimação de equações de exportação e importação para o Brasil – 1955/95. **Pesquisa e Planejamento Econômico, Rio de Janeiro**, v. 28, n. 1, p. 1-68, abr. 1998.

CAVALCANTE, A. L.; PAIVA, W. L.; FREIRE JÚNIOR, J. **Uma análise da distribuição espacial por municípios e destinos dos principais produtos exportados cearenses**, Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará. Fortaleza: IPECE, Texto para Discussão 83, jun. 2010.

CAVALCANTI, M. A. F. H.; FRISCHTAK, C. R. **Crescimento econômico, balança comercial e a relação câmbio-investimento**. Rio de Janeiro: IPEA, Texto para discussão 821, p.10, 2001.

CAVALCANTI, M. A. F. H.; RIBEIRO, F. J. **As exportações brasileiras no período 1977/96: Desempenho e determinantes**. Rio de Janeiro: IPEA, Texto para Discussão 545, 1998.

CODACE – Comitê de Datação de Ciclos Econômicos. **Comunicado de 30 de outubro de 2017**. Disponível em: <http://portalibre.fgv.br/main.jsp?lumChannelId=4028808126B9BC4C0126BEA1755C6C93>, 2017.

FREIRE Jr, J.; PAIVA, W. L. **Efeitos da taxa de câmbio e da renda mundial sobre as exportações cearenses de produtos industrializados**. Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará. Fortaleza: IPECE, Texto para Discussão 103, 2014.

FREIRE Jr, J.; PAIVA, W. L.; TROMPIERI NETO, N. **Taxa de câmbio, renda mundial e exportações de calçados: um estudo para a economia cearense**. Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará. Fortaleza: IPECE, Economia do Ceará em Debate 2010: 262-280.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, v. 55, 1987.

FMI – **Fundo Monetário Internacional**. Disponível em: www.imf.org, 2018.

GOLDSTEIN, M.; KHAN, M. S. The supply and demand for exports: a simultaneous approach. **The Review of Economics and Statistics**, 60 (2): 257-86, 1978.

GRANGER, C.W.J. Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics** 48, 213-218, 1987.

IPEADATA. Disponível em: www.ipeadata.gov.br, 2018.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegrating vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, p. 231-254, 1988.

———. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. **Econometrica** 59, 1551–1580, 1991.

———. Cointegration in partial systems and the efficiency of single-equation analysis. **Journal of Econometrics**, v. 52, p. 389-402, 1992.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration — with application to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 52, p. 169-210, 1990.

JOHANSEN, S. Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models. **Oxford University Press**. 1995

JOHANSEN, S.; MOSCONI, R.; NIELSEN, B. Cointegration analysis in the presence of structural breaks in the deterministic trend. **Econometrics Journal** 3, 216–249. 2000.

MADDALA, G. S.; KIM, In-Moo. **Unit Roots, Cointegration, and Structural Change**. Cambridge: Cambridge, 1998.

MACKINNON, J. G.; HAUG, A. A.; MICHELIS, L. Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration. **Journal of applied Econometrics**, v. 14, n. 5, p. 563-577, 1999.

MDIC. **Ministério de Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior**. Disponível em www.mdic.gov.br, 2018.

MORTATTI, C. M.; MIRANDA, S. H. G.; BACCHI, M. R. P. Determinantes do comércio Brasil – China de *commodities* e produtos industriais: uma aplicação VECM. **Economia Aplicada**, v. 15, n. 2, 2011, pp. 311 – 335.

MUSALEM, A. R. Política de subsídios e exportações de manufaturados no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 35, n. 1, p. 17-41, jan.- mar.1981.

MUTH, J. Rational expectations and the theory of price movements. **Econometrica**, p. 315-335, 1961.

NETO, D. Testing for and dating structural break in smooth time-varying cointegration parameters, with an application to retail gasoline price and crude oil price long-run relationship. **Empirical Economics**, v. 49, n. 3, p. 909-928, 2015.

PARK, J.Y.; HAHN, S.B.. Cointegrating regressions with time varying coefficients. **Econometric Theory** 15, 664–703. 1999.

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

PORTUGAL, M. S. A instabilidade dos parâmetros nas equações de exportações brasileiras. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 23, n. 2, p. 313-348, ago. 1993.

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

RIPAMONTI, A. Fórmula de valoração racional (RVF) e variabilidade no tempo das taxas de retornos de ativos. **Revista Contabilidade & Finanças**, v. 24, n. 61, p. 55-63, 2013.

SCHETTINI, B. P.; SQUEFF, G. C.; GOUVÊA, R. R. Estimativas da função exportações brasileiras agregadas com dados das contas nacionais trimestrais, 1995 – 2009. **Economia Aplicada**, v. 16, n.1, 2012, pp. 167 – 196.

ZINI Jr., A. A. Funções de exportação e de importação para o Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 18, n. 3, p. 615-662, 1988.

2 FLUTUAÇÕES COMUNS NAS EXPORTAÇÕES ESTADUAIS BRASILEIRAS: UMA ABORDAGEM EM FATORES LATENTES DINÂMICOS COM MÚLTIPLOS NÍVEIS

RESUMO

O estudo das flutuações em variáveis macroeconômicas é de grande interesse para governos, empresas e pesquisadores em geral. O presente ensaio faz um estudo das flutuações nas exportações brasileiras com um modelo de fatores dinâmicos latentes, seguindo Kose *et al.* (2003) e Neely e Rapach (2011). A base de dados utilizada compreendeu 276 observações para cada um dos 26 estados mais o Distrito Federal, entre janeiro de 1995 e dezembro de 2017. A série do fator nacional estimado pode ser interpretada como um índice normalizado de exportações. As flutuações na trajetória do fator nacional capturam alguns dos principais acontecimentos econômicos que ocorreram ao longo do período amostral. Todas as médias a *posteriori* das cargas estimadas do fator nacional foram positivas, indicando que o fator nacional esteve relacionado positivamente às exportações estaduais em todos os estados. O critério utilizado no agrupamento dos estados, para representação dos fatores regionais, considerou a exportação por cada fator agregado (básicos, semimanufaturados ou manufaturados) majoritária na pauta estadual entre os anos de 2000 e 2017. A decomposição da variância mostrou que choques nacionais e regionais respondem aproximadamente por 50,8% das flutuações nas exportações estaduais entre 1995 e 2017, enquanto que choques específicos aos estados respondem por pouco menos da metade da variância das vendas externas dos estados. As estimativas para a contribuição do fator regional (ou seja, o fato do estado exportar majoritariamente ou básicos, ou semimanufaturados ou manufaturados) sobre a variabilidade total das exportações de cada estado foi em média 9,2%. Estes resultados aparentam ser um indicativo de que políticas públicas voltadas a setores específicos talvez não sejam eficazes em estimular as exportações nacionais.

2.1 Introdução

O estudo das flutuações em variáveis macroeconômicas é de grande interesse para governos, empresas e pesquisadores em geral. O presente ensaio fará um estudo das flutuações nas exportações brasileiras. Boa parte dos estudos econométricos sobre as vendas externas envolvem estimações de funções de exportações (de oferta, de demanda ou forma reduzida) e de elasticidades câmbio e renda mundial, principalmente. Alguns destes trabalhos foram

mencionados no capítulo 1 desta tese.

Este ensaio propõe uma abordagem diferente ao analisar as flutuações comuns nas exportações estaduais brasileiras com um modelo de fatores dinâmicos latentes, seguindo Kose *et al.* (2003) e Neely e Rapach (2011). Modelos deste tipo tem sido aplicados em vários estudos de comovimentos e flutuações em variáveis macroeconômicas, com características geográficas ou econômicas sendo usadas na identificação das flutuações.

A média anual de crescimento das exportações brasileiras entre 1991 e 2017 foi de 8,3% ao ano, em termos reais, maior do que a média de crescimento das importações mundiais totais, de 6,8%. Entre 1999 e 2008 as importações mundiais cresceram 183%, enquanto as exportações do Brasil aumentaram 307%. Tomando o período desde o início dos anos 1990, o crescimento médio das vendas foi maior para os produtos básicos, com 11,1% de média anual; semimanufaturados e manufaturados tiveram crescimento médio de 8,1% e 6,6%, respectivamente. Novamente no período entre 1991 e 2017 as participações dos produtos básicos, semimanufaturados e manufaturados no total da pauta foram em média de 33,9%, 15,1% e 50,9% respectivamente. Entre 1995 e 2017 o estado de São Paulo teve a maior participação média percentual no total nacional exportado, com 30,59%, mais que o dobro da participação do segundo maior exportador, Minas Gerais. 14 estados tiveram participações menores que 1% do total.

O modelo de fatores dinâmicos a ser estudado permite decompor as flutuações comuns das vendas externas estaduais em uma estrutura de fatores latentes. Esta estrutura é representada por um fator comum nacional, que captura as flutuações entre as exportações de todos os estados analisados, e fatores regionais que capturam movimentos específicos a partir de um grupo de estados. O critério a ser utilizado no agrupamento dos estados, para representação dos fatores regionais, considera a exportação por cada fator agregado (básicos, semimanufaturados ou manufaturados) majoritária na pauta estadual entre os anos de 2000 e 2017.

A metodologia a ser utilizada permite uma análise de decomposição da variância, de modo a quantificar a influência de cada fator e dos choques idiossincráticos na variabilidade total das exportações de cada estado.

Este ensaio é apresentado da seguinte forma: na seção 2.2 será feita a revisão de literatura; na seção seguinte será exposta a estratégia econométrica; posteriormente será apresentado um breve panorama das exportações estaduais, nacionais e por fator agregado; a seção 2.5 apresenta os resultados obtidos nas estimações e a seção 2.6 conclui o trabalho.

2.2 Revisão de literatura

Grande parte dos estudos econométricos sobre as exportações brasileiras envolvem estimações de elasticidades câmbio e renda mundial. Alguns destes estudos foram mencionados no capítulo 1 desta tese. Este ensaio inova ao abordar as flutuações comuns nas exportações estaduais brasileiras com um modelo de fatores dinâmicos latentes, seguindo Kose *et al.* (2003) e Neely e Rapach (2011).

Em uma das abordagens tradicionais, a evolução das exportações brasileiras entre 1977 e 1996 foi estudada por Cavalcanti e Ribeiro (1998) utilizando cointegração e ECM (Modelo de Correção de Erros). Os autores utilizaram uma base de dados composta por índices de *quantum* e de preço de exportação de manufaturados, básicos e semimanufaturados; índice de preço das vendas domésticas em dólares (IPA/taxa de câmbio nominal); índice de preço das importações dos países industrializados; índices das importações dos países industrializados; índice da produção física da indústria geral, e, índice de utilização da capacidade produtiva da economia como um todo (usando o PIB). As estimativas para as equações de exportações por fator agregado apontou para a importância das variáveis de preços relativos, dado pela relação entre preços de exportações e preços das vendas domésticas em dólares, denominado de taxa de rentabilidade das exportações. Cavalcanti e Ribeiro (1998) concluem que as equações de longo prazo estimadas para as exportações de manufaturados e semimanufaturados são consistentes com uma relação de oferta, sugerindo a existência de uma curva de demanda infinitamente elástica, e corroborando a hipótese de país pequeno para esses produtos; a equação de longo prazo para as exportações de básicos apontou para uma relação de demanda.

Casagrande *et al.* (2014) estudam o desempenho das exportações brasileiras por fator agregado entre 1999 e 2013 utilizando cointegração. As elasticidades de comércio como a Ásia e o NAFTA mostraram que os produtos básicos são mais sensíveis à renda, e que os semimanufaturados e manufaturados são mais sensíveis às variações cambiais. Em relação às exportações para a União Europeia, a renda é o principal determinante dos manufaturados e semimanufaturados, e os produtos básicos são mais sensíveis ao câmbio.

Vasconcelos *et al.* (2014) estudam a influência da não-linearidade da taxa de câmbio real nas exportações brasileiras por fator agregado para os Estados Unidos usando um modelo NARDL. Os resultados dos autores indicam que modelos lineares podem não ser apropriados para analisar o impacto do câmbio nas exportações de produtos básicos, semimanufaturados e manufaturados, devido a assimetria entre variações positivas e negativas da taxa de câmbio.

Silva (2017) estuda o comportamento cíclico do *quantum* exportado brasileiro com

dados mensais entre 1980 e 2015 e utilizando análise espectral. Segundo o autor o volume de exportações contém ciclos de longo prazo, enquanto que as flutuações do *quantum* de importações são tipicamente de curto prazo. Esse resultado na opinião do autor sugere que choques de oferta capturam parte importante das flutuações nas exportações, e choques de demanda nas importações. As exportações por fator agregado (produtos básicos, bens semimanufaturados e bens manufaturados) seguem o mesmo padrão do volume total das exportações, sem diferenças significativas. No estudo o autor aponta que houve quebras estruturais nos anos 1990 e início dos anos 2000, e que as exportações são compostas de ciclos de longo prazo, equivalentes a períodos de mais de 13 anos. Os ciclos poderiam estar relacionados aos eventos de abertura comercial nos anos 1990 e ao aumento do comércio mundial, particularmente a elevação das exportações para a China dos anos 2000. Poderiam ser identificados ciclos do tipo Juglar e Kuznets, associados a investimentos em capital fixo e infraestrutura. Através da análise das funções de densidades espectrais, Silva (2017) conclui que as séries dessazonalizadas do *quantum* de exportações são caracterizadas por flutuações de longo prazo, e se assemelham ao perfil espectral típico, onde a massa espectral é concentrada na baixa frequência, declinando suavemente conforme a frequência vai aumentando. Sendo assim o autor aponta que as variações do volume exportado são primordialmente decorrentes de fatores de longo prazo e choques persistentes.

Silva *et al.* (2017) elaboraram um estudo sobre a Lei de Thirlwall Multissetorial com fluxo de capitais e o plano nacional de exportações 2015-2018. Este plano visa incentivar as exportações por meio da diversificação dos produtos, da agregação de valor e do aumento da intensidade tecnológica das exportações brasileiras. Os autores, usando simulações computacionais, sugerem que a melhor estratégia para estimular as exportações seria via estímulo a setores específicos, ampliando a participação dos setores nos quais o país possui maior vantagem comparativa em relação a cada um dos seus parceiros comerciais. Especificamente, manufaturados – EUA, semimanufaturados – Europa, básicos – China.

O presente ensaio estudará as flutuações comuns nas exportações estaduais brasileiras através de um modelo de fatores latentes dinâmicos com múltiplos níveis. Tais modelos tem sido aplicados em vários estudos de comovimentos e flutuações em variáveis macroeconômicas, com características geográficas ou econômicas sendo usadas da identificação das flutuações.

Kose *et al.* (2003) estudam as propriedades dinâmicas comuns das flutuações econômicas entre países, regiões e do mundo. Os autores utilizam um modelo de fatores latentes dinâmicos bayesiano para estimar componentes comuns no produto, consumo e investimento

em uma amostra de 60 países e sete regiões mundiais. Kose *et al.* (2003) encontram evidências de um ciclo de negócios mundial, pois seus resultados indicam que um fator comum para o mundo é importante fonte de volatilidade para aqueles agregados macroeconômicos na maioria dos países. Além disso, os autores encontram que os fatores específicos às regiões exercem um menor papel na explicação das flutuações na atividade econômica.

Os mesmos autores em 2008 investigam as mudanças nos ciclos de negócios mundiais entre 1960 e 2001 usando um modelo de fatores latentes dinâmicos bayesiano para estimar os componentes comuns, novamente no produto, consumo e investimento agregados, para os países do G7. Kose *et al.* (2008) estimam fatores comuns e específicos aos países e os utilizam para estudar os comovimentos em três períodos no tempo: 1960:1 – 1972:2, 1972:3 – 1986:2, 1983:3 – 2001:4. Os autores encontram evidências de que o fator comum explica uma fração maior da volatilidade no produto, no consumo e no investimento no terceiro período (chamado de “período globalização”) do que no primeiro (chamado “Bretton Woods”). O fator também responde por uma maior fração da variação do investimento no período globalização do que no segundo período, chamado de “choques comuns”. Kose *et al.* (2008) referem que os movimentos nas taxas de juros aparentam ser a fonte predominante de comovimento para a maioria dos países.

Neely e Rapach (2011) estudaram os comovimentos internacionais nas taxas de inflação através de um modelo de fatores latentes dinâmicos, decompondo 64 taxas nacionais em componentes mundial, regional e idiossincráticos. O fator nacional e alguns fatores regionais estimados capturaram alguns dos principais acontecimentos econômicos ocorridos entre 1951 e 2009. Segundo os autores a série estimada do fator mundial é naturalmente interpretada como um índice normalizado de inflação global. 62 das 64 médias *a posteriori* das cargas do fator mundial são positivas, portanto tal fator está relacionado positivamente à inflação nacional em quase todos os países considerados. Os autores encontram evidências de que os componentes mundial e regional respondem por 35% e 16%, respectivamente, da variabilidade na inflação anual em média entre países. Entretanto, a importância de tais componentes difere substancialmente entre os países.

2.3 Metodologia econométrica: o modelo de fatores dinâmicos com múltiplos níveis

Para estimar os fatores comuns que conduzem as flutuações nas exportações dos estados brasileiros será utilizado um modelo de fatores dinâmicos com dois níveis seguindo Kose *et al.* (2003) e Neely e Rapach (2011). O modelo de fatores dinâmicos proposto permite

decompor as flutuações comuns a partir de um painel de dados em uma estrutura de fatores latentes, representada por um fator comum nacional, que captura as flutuações entre as exportações de todos os estados analisados, e fatores regionais, que capturam movimentos específicos a partir de um grupo ou região de estados pré-definidos de acordo com algum critério. Especificamente, ao longo da amostra considerada cada estado brasileiro exportou em média majoritariamente ou produtos básicos, ou semimanufaturados ou manufaturados. O critério utilizado no agrupamento dos estados, para representação dos fatores regionais, considerou a exportação por cada fator agregado (básicos, semimanufaturados ou manufaturados) majoritária na pauta estadual entre os anos de 2000 e 2017. Nesse sentido, considera-se que a exportações do i -ésimo estado no período t segue uma estrutura de fatores dada por:

$$X_{i,t} = \lambda_i^N f_t^N + \lambda_i^R f_{j,t}^R + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

Em (1) a evolução da variável observada $X_{i,t}$, representada pela exportação do i -ésimo estado no período t , depende de dois fatores latentes comuns, f_t^N e $f_{j,t}^R$, e um componente idiossincrático $\varepsilon_{i,t}$, onde $E(\varepsilon_{i,t}\varepsilon_{k,t-s}) = 0$ para $i \neq k$. O fator nacional f_t^N representa as flutuações comuns entre as exportações nos 27 estados considerados. O fator regional $f_{j,t}^R$, com $j = 1, \dots, J$, considera as flutuações comuns para cada grupo de estados que pertencem a uma das 3 regiões especificadas de acordo com a pauta exportadora majoritária de cada estado⁵. Os coeficientes λ_i^N e λ_i^R representam as cargas (*loadings*) ou pesos dos fatores e medem as respostas das exportações do i -ésimo estado a variações nos fatores nacional e regionais, respectivamente. O termo $\varepsilon_{i,t}$ é o componente idiossincrático ou específico do estado i do modelo, que captura as variações inerentes de cada estado que não são explicadas pelas flutuações nacionais e regionais, além de capturar também possíveis erros de medida nas variáveis.

No modelo em (1) considera-se que os fatores f_t^N e $f_{j,t}^R$ são governados por processos autoregressivos de ordem q :

$$f_t^N = \rho_1^N f_{t-1}^N + \dots + \rho_q^N f_{t-q}^N + u_t^N \quad (2)$$

$$f_{j,t}^R = \rho_{j,1}^R f_{j,t-1}^R + \dots + \rho_{j,q}^R f_{j,t-q}^R + u_{j,t}^R \quad (3)$$

Assume-se que os termos de erro dos processos autoregressivos em (2) e (3) seguem

⁵ No agrupamento dos estados, foram considerados ainda critérios de acordo com a localização geográfica de cada estado e considerando a pauta exportadora dividida em dois grupos, a saber, básicos e industrializados (semimanufaturados e manufaturados). Os três tipos de agrupamentos possuem inferências similares a respeito da trajetória do fator nacional.

uma distribuição normal, tal que $u_t^N \sim N(0, \sigma_N^2)$ e $u_{j,t}^R \sim N(0, \sigma_{j,R}^2)$, e não exibem correlação serial, ou seja, $E(u_t^N u_{t-s}^N) = E(u_{j,t}^R u_{j,t-s}^R) = 0$, para $s \neq 0$. Os termos de erro do modelo $\varepsilon_{i,t}$ também seguem distribuição normal e podem exibir algum padrão de correlação serial, modelado a partir de um $AR(p)$:

$$\varepsilon_{i,t} = \rho_{i,1}\varepsilon_{i,t-1} + \dots + \rho_{i,p}\varepsilon_{i,t-p} + u_{i,t}^\varepsilon \quad (4)$$

onde

$$E(u_{i,t}^\varepsilon u_{k,t-s}^\varepsilon) = \begin{cases} \sigma_i^2, & \text{se } i = k \text{ e } s = 0 \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases} \quad (5)$$

Por construção, os termos de erros dos processos (2), (3) e (4) são não autocorrelacionados contemporaneamente, ou seja, $E(u_{i,t}^\varepsilon u_{t-s}^N) = E(u_{i,t}^\varepsilon u_{j,t-s}^R) = E(u_{i,t}^N u_{j,t-s}^R) = 0$ para todos i, j e s , tal que o fator nacional, fatores regionais e os termos de erro idiossincrático do modelo são ortogonais.

Problemas de identificação são relacionados a estrutura de fatores descrita pelas relações (1) – (4). Nessas equações, nem os sinais nem as escalas dos fatores e carga dos fatores são separadamente identificadas. Para identificar os sinais dos fatores/*loadings* segue-se a estratégia adotada por Neely e Rapach (2011), restringindo-se o *loading* do fator nacional para o estado de São Paulo e os *loadings* dos fatores regionais para os estados de São Paulo (Fator Manufaturados), Alagoas (Fator Semimanufaturados) e Rio de Janeiro (Fator Básicos) a serem positivos. As escalas são identificadas seguindo a estratégia proposta por Sargent e Sims (1977) e Stock e Watson (1989, 1993), assumindo que cada variância dos termos de erro dos fatores, σ_N^2 e $\sigma_{j,R}^2$ para $j = 1,2,3$, é igual a 1. Os resultados não são sensíveis às normalizações adotadas⁶.

Os fatores latentes a partir do modelo em (1) são variáveis não-observadas de forma que os métodos de regressão convencionais não podem ser aplicados diretamente na estimação dos fatores e *loadings* associados. Para estimação dos fatores latentes e parâmetros associados ao modelo utiliza-se o procedimento desenvolvido por Otkrok e Whiteman (1998) e por Kose *et al.* (2003), que estimam os modelos de fatores dinâmicos através de técnicas bayesianas. As propriedades das distribuições *a posteriori* para os fatores latentes e parâmetros do modelo são baseadas em 50.000 replicações de *Markov chain Monte Carlo (MCMC)*, após 5.000 replicações *burn-in*.

⁶ As identificações de sinal e escala aqui considerada não possuem qualquer interpretação econômica e não afetam nas inferências realizadas a partir dos resultados do modelo. Em relação a ordem de representação dos estados na identificação dos sinais dos fatores, escolheu-se os estados por conveniência no tratamento dos dados. Resultados similares são encontrados mudando-se os estados no esquema de identificação aqui considerado, tal que mudanças nessa ordem de identificação para os estados em análise não tem qualquer impacto nos resultados de inferência realizados aqui e não provocam alterações significativas nas análises de decomposição da variância.

Para implementação do procedimento bayesiano, além das especificações consideradas para simulação das distribuições *a posteriori* dos fatores, considera-se ainda que a ordem dos processos autoregressivos dos fatores e termos de erro idiossincráticos no modelo⁷ são iguais a 2, ou seja, $p = q = 2$. Em relação às distribuições *a priori* as quais seguem os *loadings* dos fatores, considerou-se a distribuição normal multivariada dada pelas seguintes expressões:

$$(\lambda_i^N, \lambda_{j,i}^R) \sim N(\mathbf{0}, \mathbf{I}_2) \quad (6)$$

$$(\rho_{i,1}^\varepsilon, \dots, \rho_{i,p}^\varepsilon)' \sim N(\mathbf{0}, \text{diag}(1 \ 0,5 \ \dots \ 0,5^{p-1})) \quad (7)$$

$$(\rho_1^N, \dots, \rho_q^N)' \sim N(\mathbf{0}, \text{diag}(1 \ 0,5 \ \dots \ 0,5^{q-1})) \quad (8)$$

$$(\rho_{j,1}^R, \dots, \rho_{j,q}^R)' \sim N(\mathbf{0}, \text{diag}(1 \ 0,5 \ \dots \ 0,5^{q-1})) \quad (9)$$

As distribuições *a priori* das expressões (6) – (9) são semelhantes às empregadas nas análises de Kose *et al.* (2003). Adicionalmente considera-se que distribuição *a priori* para as variâncias dos termos de erro do processo (4) seguem uma distribuição gama inversa com $\sigma_i^2 \sim IG(6, 0.001)$. Assume-se ainda que os processos autoregressivos definidos em (2) – (4) são estacionários, implicando que as variáveis observáveis na análise também o são. As exportações estaduais utilizadas na análise foram deflacionadas pelo índice de preço das exportações da FUNCEX, logaritmizadas⁸ e, em seguida, removidas as tendências (*log-linear detrended*).

Adicionalmente, uma análise baseada na decomposição da variância da variável observada a partir dos componentes do modelo em (1) será realizada para quantificar a influência de cada fator e dos choques idiossincráticos na variabilidade total das exportações de cada estado. Com efeito, considerando fatores ortogonais, a variância estimada das exportações do i – éximo estado, $\text{var}(X_{i,t})$, pode ser escrita como:

$$\text{var}(X_{i,t}) = (\lambda_i^N)^2 \text{var}(f_t^N) + (\lambda_i^R)^2 \text{var}(f_{j,t}^R) + \text{var}(\varepsilon_{i,t}) \quad (10)$$

A partir da expressão acima é possível definir a contribuição do fator nacional sobre a variabilidade total das exportações de cada estado como:

$$\theta_i^N = \frac{(\lambda_i^N)^2 \text{var}(f_t^N)}{\text{var}(X_{i,t})} \quad (11)$$

Similarmente, podem-se também computar as contribuições relativas dos fatores regionais e dos termos de erro idiossincráticos do modelo na variância de $X_{i,t}$ como:

⁷ Resultados similares são encontrados para diferentes ordens de p e q .

⁸ As séries de exportações que apresentam sazonalidade foram dessazonalizadas pelo método X12-ARIMA.

$$\theta_i^R = \frac{(\lambda_i^R)^2 \text{var}(f_t^R)}{\text{var}(X_{i,t})} \quad (12)$$

$$\theta_i^\varepsilon = \frac{\text{var}(\varepsilon_{i,t})}{\text{var}(X_{i,t})} \quad (13)$$

Os valores de decomposição da variância definidos em (11) – (13) são calculados a cada iteração do algoritmo de *MCMC*, que extrai a partir de suas respectivas distribuições a *posteriori* as estatísticas necessárias para computar essas medidas de contribuições relativas para cada estado. Uma elevada dispersão em suas distribuições *posteriori* (média em relação aos quantis) indica incerteza em relação às suas magnitudes.

2.4 Um panorama das exportações estaduais, nacionais e por fator agregado

Esta seção fará uma breve exposição das exportações estaduais, brasileiras e por fator agregado nos últimos anos. A média anual de crescimento das exportações do Brasil entre 1991 e 2017 foi de 8,3% ao ano, em termos reais. Esta média foi maior que a do crescimento das importações mundiais totais, de 6,8%. A Tabela 2.1 a seguir, por conveniência repetida do capítulo 1 desta tese, apresenta as séries anuais, obtidas das somas mensais deflacionadas pelo índice de preços das exportações da FUNCEX, disponível na base de dados IPEADATA (2018). Como visto anteriormente, o ano de 2009 foi o pior ano para as exportações nacionais e para as importações mundiais desde 1990, com quedas de 22,7% e 24%, respectivamente. O melhor ano foi o de 2004, com altas de 32% e 21,9%. A parte de baixo da tabela compara o desempenho médio do setor exportador em diferentes períodos.

Tabela 2.1: Exportações brasileiras e importações mundiais – 1990 a 2017. Valores em US\$ *FOB* e *CIF*, deflacionados.

Ano	Exp. Brasileiras	Var. Real (%)	Importações Mundiais	Var. Real (%)
1990	31.373.105.356,83		3.429.421.149.280,65	
1991	31.844.096.442,08	1,5	3.603.332.471.734,42	5,1
1992	35.859.599.869,45	12,6	3.876.227.360.748,92	7,6
1993	38.622.151.691,08	7,7	3.712.598.773.519,29	-4,2
1994	42.932.180.910,05	11,2	4.172.431.162.882,10	12,4
1995	46.322.687.059,61	7,9	4.992.081.591.673,04	19,6
1996	47.848.005.078,88	3,3	5.274.985.370.384,65	5,7

1997	52.915.544.992,98	10,6	5.654.233.738.029,86	7,2
1998	51.541.965.227,98	-2,6	5.567.000.291.176,87	-1,5
1999	48.283.166.001,16	-6,3	5.785.582.988.481,94	3,9
2000	54.815.810.441,97	13,5	6.567.438.415.076,08	13,5
2001	58.588.132.324,14	6,9	6.392.413.981.625,60	-2,7
2002	60.377.150.887,90	3,1	6.586.351.159.626,80	3,0
2003	72.460.015.307,01	20,0	7.647.143.084.382,55	16,1
2004	95.635.383.385,36	32,0	9.322.649.225.967,64	21,9
2005	117.351.216.187,98	22,7	10.669.043.634.146,50	14,4
2006	136.507.956.588,76	16,3	12.180.077.874.394,00	14,2
2007	158.359.002.765,13	16,0	13.978.113.939.775,50	14,8
2008	196.627.144.223,89	24,2	16.406.778.209.036,10	17,4
2009	151.988.955.228,26	-22,7	12.468.072.580.510,60	-24,0
2010	198.189.893.048,47	30,4	15.105.141.268.434,90	21,2
2011	254.460.791.585,36	28,4	17.974.352.320.245,60	19,0
2012	243.276.246.862,61	-4,4	18.181.769.593.904,50	1,2
2013	242.557.350.200,73	-0,3	18.519.676.564.644,40	1,9
2014	227.358.001.125,61	-6,3	18.818.802.756.986,30	1,6
2015	194.780.104.889,96	-14,3	16.413.283.683.875,20	-12,8
2016	183.210.173.551,49	-5,9	15.804.419.215.215,60	-3,7
2017	217.262.561.940,17	18,6	17.442.946.276.814,80	10,4
<hr/>				
Cresc. Médio 1991-2000:		5,9		6,9
Cresc. Médio 2001-2010:		14,9		9,6
Cresc. Médio 2011-2017:		2,3		2,5
Cresc. Médio 1991-2017:		8,3		6,8

Fonte: Elaboração própria com dados do MDIC (2018) e do FMI (2018).

Obs.1: As Exportações nacionais foram deflacionadas pelo IPX da FUNCEX.

Obs.2: As importações mundiais foram deflacionadas pelo índice de preço das importações mundiais do FMI.

Percebe-se que o crescimento médio anual vendas externas do Brasil e das importações mundiais no período 2001-2010 é consideravelmente maior do que nos períodos anterior e posterior. Possivelmente a entrada da China na Organização Mundial do Comércio no início dos anos 2000 e a chamada Grande Recessão Mundial a partir de 2008 estão relacionadas a estes fatos. Entre 1999 e 2008 as importações mundiais cresceram 183%, enquanto as exportações brasileiras aumentaram 307%.

A tabela 2.2 apresenta a evolução anual das exportações por fator agregado desde o início dos anos 1990. O crescimento médio das vendas externas em todo o período foi maior para os produtos básicos, com 11,1% de média anual; semimanufaturados e manufaturados

tiveram crescimento médio de 8,1% e 6,6%, respectivamente. Novamente os anos 2000 foram os melhores para todas as categorias, com destaque para o aumento anual médio de 22,5% para os básicos. Os anos de 2008, 2010 e 2011 foram anos muito bons para estes produtos, com crescimento em torno de 40%. Para os semimanufaturados, os melhores anos foram os de 1995 e 2010; para os manufaturados, 2004, com elevação de 33,3%. 2009 foi o pior ano desde 1990 para os semimanufaturados e para os manufaturados, com quedas de 24,5% e 27,2% em suas exportações. O ano de 2015 foi ainda pior do que o ano de 2009 para os básicos, com diminuições de 19,9% e 15,1% respectivamente.

Tabela 2.2: Exportações por fator agregado, 1990 a 2017, e variação real (%). Valores em US\$ FOB, deflacionados.

Ano	Básicos	Var. %	Semimanufaturados	Var. %	Manufaturados	Var. %
1990	8.428.546.836,09		5.031.251.899,58		17.359.742.249,55	
1991	8.522.478.028,35	1,1	5.041.563.774,95	0,2	17.853.301.560,11	2,8
1992	8.686.470.536,53	1,9	5.316.265.210,17	5,4	21.378.163.039,04	19,7
1993	9.107.670.034,91	4,8	5.666.193.682,48	6,6	23.577.621.813,58	10,3
1994	10.652.168.149,40	17,0	6.902.999.051,70	21,8	24.741.494.743,81	4,9
1995	10.514.848.884,57	-1,3	9.542.257.980,29	38,2	25.457.233.355,79	2,9
1996	11.867.721.588,78	12,9	8.708.181.453,68	-8,7	26.461.508.069,95	3,9
1997	14.374.577.064,86	21,1	8.472.231.510,36	-2,7	29.254.023.302,10	10,6
1998	13.285.004.893,93	-7,6	8.242.792.800,18	-2,7	29.447.109.101,18	0,7
1999	11.938.835.164,94	-10,1	8.004.226.840,87	-2,9	27.557.259.488,30	-6,4
2000	12.613.108.665,21	5,6	8.427.780.969,37	5,3	32.426.379.068,57	17,7
2001	15.513.524.689,43	23,0	8.385.976.489,90	-0,5	33.098.236.805,13	2,1
2002	16.975.854.134,08	9,4	8.899.440.578,15	6,1	33.233.389.013,77	0,4
2003	20.858.930.702,73	22,9	10.857.741.078,68	22,0	39.642.098.808,93	19,3
2004	28.379.639.763,71	36,1	13.237.538.315,88	21,9	52.825.814.284,62	33,3
2005	34.085.908.612,90	20,1	15.872.103.093,49	19,9	64.764.891.951,79	22,6
2006	40.161.934.137,02	17,8	19.204.591.237,41	21,0	74.293.096.655,30	14,7
2007	50.372.145.747,45	25,4	21.656.614.967,29	12,8	83.193.452.043,59	12,0
2008	72.443.779.427,28	43,8	26.865.547.561,44	24,1	92.152.223.613,00	10,8
2009	61.481.809.200,81	-15,1	20.271.496.933,70	-24,5	67.081.878.327,75	-27,2
2010	87.191.070.502,18	41,8	27.796.923.299,86	37,1	79.050.464.822,39	17,8
2011	121.968.813.849,49	39,9	35.787.367.799,74	28,7	91.652.187.872,11	15,9
2012	113.764.575.641,86	-6,7	33.354.947.064,96	-6,8	90.973.922.347,59	-0,7
2013	113.414.553.373,73	-0,3	30.781.373.363,40	-7,7	92.917.597.102,33	2,1
2014	111.470.522.119,92	-1,7	29.220.996.788,53	-5,1	80.580.486.126,20	-13,3
2015	89.246.110.746,67	-19,9	27.039.424.376,23	-7,5	73.742.872.816,72	-8,5
2016	77.731.582.502,11	-12,9	27.567.316.646,01	2,0	73.647.270.100,33	-0,1
2017	101.164.534.565,46	30,1	31.305.516.866,53	13,6	80.042.220.705,70	8,7
Cresc. Médio 1991-2000:		4,5		6,1		6,7
Cresc. Médio 2001-2010:		22,5		14,0		10,6

Cresc. Médio 2011-2017:	4,1	2,5	0,6
Cresc. Médio 1991-2017:	11,1	8,1	6,6

Fonte: Elaboração própria com dados do MDIC (2018).

Obs.: As Exportações foram deflacionadas pelos índices de preço das exportações por fator agregado da FUNCEX.

A tabela 2.3 apresenta as participações percentuais de cada categoria de classificação por fator agregado no total exportado pelo Brasil. Na média anual entre 1991 e 2017 participações dos produtos básicos, semimanufaturados e manufaturados foram de 33,9%, 15,1% e 50,9% respectivamente. A participação de menor variabilidade ao longo de todo período foi a dos semimanufaturados. Os produtos manufaturados, que no ano de 2000 respondiam por 60,6% da pauta exportada, tiveram sua participação gradativamente reduzida ao longo dos anos, e em 2017 essa categoria representava 37,7% das vendas totais. Já a participação dos básicos cresceu em torno de vinte pontos percentuais do início ao fim do período.

Tabela 2.3: Participação das exportações por fator agregado no total exportado, em %, 1990 a 2017.

Ano	Básicos	Semimanufaturados	Manufaturados
1990	27,3	16,3	56,3
1991	27,1	16,0	56,8
1992	24,6	15,0	60,4
1993	23,7	14,8	61,5
1994	25,2	16,3	58,5
1995	23,1	21,0	55,9
1996	25,2	18,5	56,3
1997	27,6	16,3	56,1
1998	26,1	16,2	57,8
1999	25,1	16,9	58,0
2000	23,6	15,8	60,6
2001	27,2	14,7	58,1
2002	28,7	15,1	56,2
2003	29,2	15,2	55,6
2004	30,0	14,0	55,9
2005	29,7	13,8	56,5
2006	30,0	14,4	55,6
2007	32,5	14,0	53,6
2008	37,8	14,0	48,1
2009	41,3	13,6	45,1
2010	44,9	14,3	40,7
2011	48,9	14,3	36,7
2012	47,8	14,0	38,2

2013	47,8	13,0	39,2
2014	50,4	13,2	36,4
2015	47,0	14,2	38,8
2016	43,4	15,4	41,2
2017	47,6	14,7	37,7
Média 1991-2000:	25,1	16,7	58,2
Média 2001-2010:	33,2	14,3	52,5
Média 2011-2017:	47,6	14,1	38,3
Média 1991-2017:	33,9	15,1	50,9

Fonte: Elaboração própria com dados do MDIC (2018).

Entre 1995 e 2017 o estado de São Paulo teve a maior participação média percentual no total exportado pelo Brasil, com 30,59%, mais que o dobro da participação de Minas Gerais, o segundo maior exportador nacional. Estes dois estados, mais o Rio Grande do Sul, responderam por mais de 50% do total vendido externamente no período. Dos 26 estados mais o Distrito Federal, 14 deles tiveram participações menores que 1% do total. Na tabela 2.4 a seguir também nota-se que o estado do Pará respondeu por quase 80% das exportações da região norte, enquanto a Bahia é o maior exportador do nordeste, com 53,3% do total entre 1995 e 2017. A região sudeste é a que mais vendeu para o exterior, com participação de 55,7%, enquanto a região norte participou com 6,5%.

Tabela 2.4: Participação das exportações estaduais no total nacional e regional, em %, média 1995-2017.

Estado	Nacional	Regional	Estado / Região	Nacional	Regional
1 São Paulo	30,59	54,71	17 Alagoas	0,49	6,13
2 Minas Gerais	12,73	22,86	18 Rondônia	0,24	3,43
3 Rio Grande do Sul	9,89	43,18	19 Rio Grande do Norte	0,23	2,89
4 Paraná	8,30	36,45	20 Tocantins	0,16	2,19
5 Rio de Janeiro	7,48	13,60	21 Paraíba	0,14	1,74
6 Pará	5,19	79,41	22 Amapá	0,12	1,84
7 Espírito Santo	4,93	8,84	23 Piauí	0,10	1,25
8 Santa Catarina	4,66	20,37	24 Distrito Federal	0,06	0,83
9 Bahia	4,22	53,30	25 Sergipe	0,06	0,72
10 Mato Grosso	3,88	55,12	26 Roraima	0,01	0,12
11 Goiás	1,86	26,87	27 Acre	0,01	0,11
12 Maranhão	1,29	16,30	1 Sudeste	55,73	-
13 Mato Grosso do Sul	1,19	17,18	2 Sul	22,85	-
14 Amazonas	0,80	12,89	3 Nordeste	7,91	-
15 Ceará	0,76	9,57	4 Centro Oeste	6,99	-
16 Pernambuco	0,64	8,10	5 Norte	6,52	-

Fonte: Elaboração própria com dados do MDIC.

A Tabela 2.5 a seguir apresenta a composição percentual da pauta exportadora por fator agregado para os estados brasileiros, para as cinco regiões e para o país como um todo. Na média anual entre os anos de 2000 e 2017, o Brasil exportou 38,3% de produtos básicos (categoria 1), 14,3% de semimanufaturados (categoria 2) e 47,4% de mercadorias manufaturadas (categoria 3). As regiões geográficas brasileiras Centro Oeste e Norte venderam majoritariamente produtos básicos, enquanto para as três outras regiões os manufaturados foram maioria na pauta. Destaca-se a região Centro Oeste, com apenas 16,9% em média de exportações de produtos industrializados (semimanufaturados mais manufaturados). Amazonas é o estado que mais vende manufaturados, com 96,7% da pauta composta por esses produtos, seguido de Sergipe com 95,6%; para São Paulo o número é de 80,1%. Alagoas é o estado que mais exporta semimanufaturados, com 70,6% de participação, enquanto 94,1% da pauta de Tocantins é de bens básicos.

Tabela 2.5: Participação média das exportações de cada categoria de fator agregado no total exportado*, em %, 2000-2017.

Cat.	Região	Básicos (1)	Semimanufaturados (2)	Manufaturados (3)	Industrializados (4=2+3)
1	Distrito Federal	87,1	2,7	10,2	12,9
1	Espírito Santo	52,2	31,0	16,8	47,8
1	Goiás	77,2	17,5	5,3	22,8
1	Mato Grosso	89,5	7,3	3,2	10,5
1	Mato Grosso do Sul	70,6	23,5	5,9	29,4
1	Minas Gerais	51,5	22,9	25,6	48,5
1	Pará	62,4	22,3	15,3	37,6
1	Piauí	60,1	31,4	8,5	39,9
1	Rio de Janeiro	54,7	5,5	39,8	45,3
1	Rio Grande do Norte	71,3	2,9	25,8	28,7
1	Rondônia	60,8	31,4	7,9	39,2
1	Tocantins	94,1	5,2	0,7	5,9
2	Alagoas	1,3	70,6	28,1	98,7
2	Amapá	34,4	60,6	5,0	65,6
2	Maranhão	32,6	47,2	20,2	67,4
2	Roraima	34,9	46,2	18,9	65,1
3	Acre	28,7	35,5	35,9	71,3
3	Amazonas	1,9	1,4	96,7	98,1
3	Bahia	20,5	26,4	53,1	79,5
3	Ceará	29,2	21,5	49,3	70,8
3	Paraíba	10,9	7,8	81,3	89,1
3	Paraná	43,2	11,9	44,9	56,8
3	Pernambuco	17,0	21,0	62,0	83,0
3	Rio Grande do Sul	42,0	9,1	48,9	58,0
3	Santa Catarina	38,1	3,3	58,6	61,9

3	São Paulo	8,8	11,1	80,1	91,2
3	Sergipe	1,1	3,3	95,6	98,9
1	Região Centro Oeste	83,1	12,7	4,2	16,9
1	Região Norte	55,7	18,6	25,7	44,3
3	Região Nordeste	23,7	30,0	46,3	76,3
3	Região Sudeste	30,3	14,4	55,3	69,7
3	Região Sul	41,6	9,0	49,4	58,4
3	Brasil	38,3	14,3	47,4	61,7

Fonte: Elaboração própria com dados do MDIC (2018).

* Excluindo as operações especiais.

A estimação do modelo de fatores latentes dinâmicos da seção seguinte leva em conta as participações da tabela acima. Na média entre os anos de 2000 e 2017, os doze primeiros estados exportaram majoritariamente produtos básicos; quatro estados venderam mais produtos semimanufaturados, e para onze deles os manufaturados foram maioria na pauta exportadora. Portanto, os fatores “regionais” a serem estimados levarão em conta estas características de agregação de produtos nas exportações.

2.5 Resultados

A base de dados usada para o estudo das flutuações comuns nas exportações estaduais brasileiras têm periodicidade mensal, e as séries vão de janeiro de 1995 a dezembro de 2017, compreendendo 276 observações para cada um dos 26 estados mais o Distrito Federal. As exportações estaduais mensais em dólares correntes, valores *free on board (FOB)*, foram obtidas no antigo sistema ALICEWEB do Ministério do Desenvolvimento Indústria e Comércio – MDIC⁹, e na nova plataforma de comércio exterior do MDIC chamada COMEX STAT, que veio a substituir o ALICEWEB. Os dados foram deflacionados pelo índice geral de preços das exportações (IPX) do Brasil, calculado pela Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior – FUNCEX, obtido junto ao IPEADATA (2018). As séries resultantes são uma boa *proxy* para o verdadeiro *quantum* exportado pelos estados¹⁰. Todas as séries foram então transformadas em logaritmo natural e tiveram suas tendências removidas.

⁹ O critério adotado pelo MDIC para as exportações por unidade da federação considera o estado produtor da mercadoria. Por exemplo, quando há um valor de US\$ 9.878.602.143 exportados pelo Rio Grande do Sul (RS) em 2004, não significa que o total desse valor foi exportado por empresas sediadas no RS. Este foi o valor de mercadorias exportadas produzidas/extraídas/cultivadas no RS, independentemente de onde esteja localizada a empresa exportadora.

¹⁰ Os índices de preço da FUNCEX são calculados segundo o critério de FISHER, enquanto o *quantum* é obtido implicitamente pela deflação da variação do valor e do preço calculados no período.

Como visto em seção anterior que descreveu a metodologia econométrica, para estimar os fatores comuns que influenciam as flutuações nas exportações dos estados brasileiros será utilizado um modelo de fatores latentes dinâmicos com dois níveis seguindo Kose *et al.* (2003) e Neely e Rapach (2011). A metodologia assume que as variáveis sejam estacionárias, portanto na tabela seguinte são apresentados os testes de Dickey-Fuller aumentado e Phillips-Perron. Para os testes ADF foi utilizado o critério de Schwarz para seleção das defasagens. A conclusão geral é de que as variáveis aparentam ser estacionárias após a remoção de suas tendências, satisfazendo este critério requerido pela metodologia.

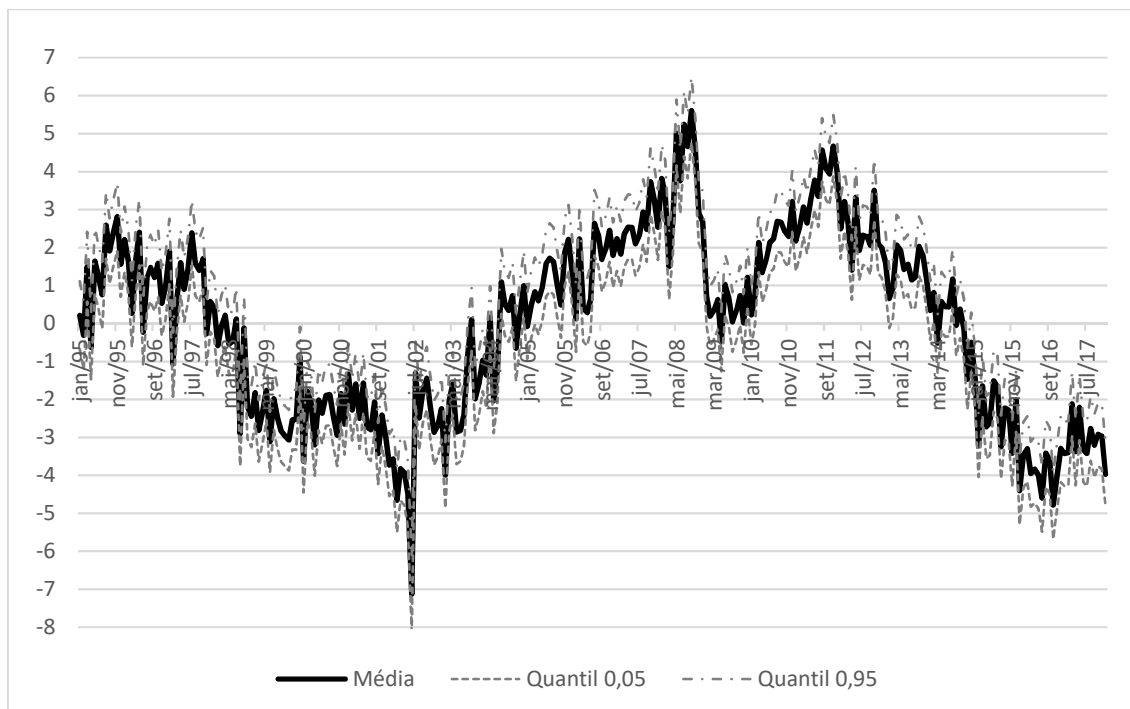
Tabela 2.6: Testes de raiz unitária para as exportações estaduais mensais, 1995-2017.

Estado	Teste ADF						Teste PP			
	Hipótese Nula: Raiz Unitária						Hipótese Nula: Raiz Unitária			
	Especificação da Equação de Teste						Especificação da Equação de Teste			
	Sem Intercepto e Sem Tendência Linear			Intercepto			Sem Intercepto e Sem Tendência Linear		Intercepto	
Prob.	Lag	Max Lag	Prob.	Lag	Max Lag	Prob.	Bandwidth	Prob.	Bandwidth	
Alagoas	0.0000	1	12	0.0000	1	12	0.0000	8	0.0000	8
Amazonas	0.0659	1	12	0.3721	1	12	0.0520	7	0.3239	7
Amapá	0.0077	4	12	0.0821	4	12	0.0000	13	0.0000	13
Bahia	0.0026	1	12	0.0354	1	12	0.0000	9	0.0000	9
Ceará	0.0000	1	12	0.0002	1	12	0.0000	9	0.0000	9
Distrito Federal	0.0000	2	12	0.0005	2	12	0.0000	12	0.0000	12
Espírito Santo	0.0034	2	12	0.0431	2	12	0.0000	12	0.0000	12
Goiás	0.0111	2	12	0.1101	2	12	0.0000	9	0.0000	9
Maranhão	0.0000	2	12	0.0001	2	12	0.0000	9	0.0000	9
Minas Gerais	0.0410	2	12	0.2783	2	12	0.0019	3	0.0271	3
Mato Grosso do Sul	0.0001	1	12	0.0029	1	12	0.0000	12	0.0000	12
Mato Grosso	0.0005	2	12	0.0086	2	12	0.0000	10	0.0000	10
Pará	0.0045	2	12	0.0542	2	12	0.0000	9	0.0000	9
Paraíba	0.0000	2	12	0.0008	2	12	0.0000	11	0.0000	11
Pernambuco	0.0000	2	12	0.0001	2	12	0.0000	12	0.0000	12
Piauí	0.0000	0	12	0.0000	0	12	0.0000	1	0.0000	1
Paraná	0.0006	2	12	0.0102	2	12	0.0000	10	0.0000	10
Rondônia	0.0001	1	12	0.0024	1	12	0.0000	11	0.0000	11
Rio de Janeiro	0.0078	3	12	0.0846	3	12	0.0000	10	0.0000	10
Rio Grande do Norte	0.1950	11	12	0.6513	11	12	0.0000	5	0.0000	5
Roraima	0.0000	0	12	0.0000	0	12	0.0000	9	0.0000	9
Rio Grande do Sul	0.0016	2	12	0.0239	2	12	0.0000	11	0.0000	11
Santa Catarina	0.1603	2	12	0.6036	2	12	0.0047	5	0.0575	5
Sergipe	0.0000	2	12	0.0001	2	12	0.0000	10	0.0000	10
São Paulo	0.4161	2	12	0.8482	2	12	0.0133	7	0.1340	6

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa.

A figura abaixo apresenta as médias e os quantis 0,05 e 0,95 para a distribuição a *posteriori* do fator nacional f_t^N estimado. A série do referido fator pode ser interpretada como um índice normalizado de exportações. Percebe-se uma pequena distância entre a média e os quantis 0,05 e 0,95 da distribuição a *posteriori* dos fatores, indicando relativa precisão na estimativa do fator, conforme visto na seção sobre a metodologia econométrica.

Figura 2.1: Fator Nacional estimado, janeiro de 1995 a dezembro de 2017.



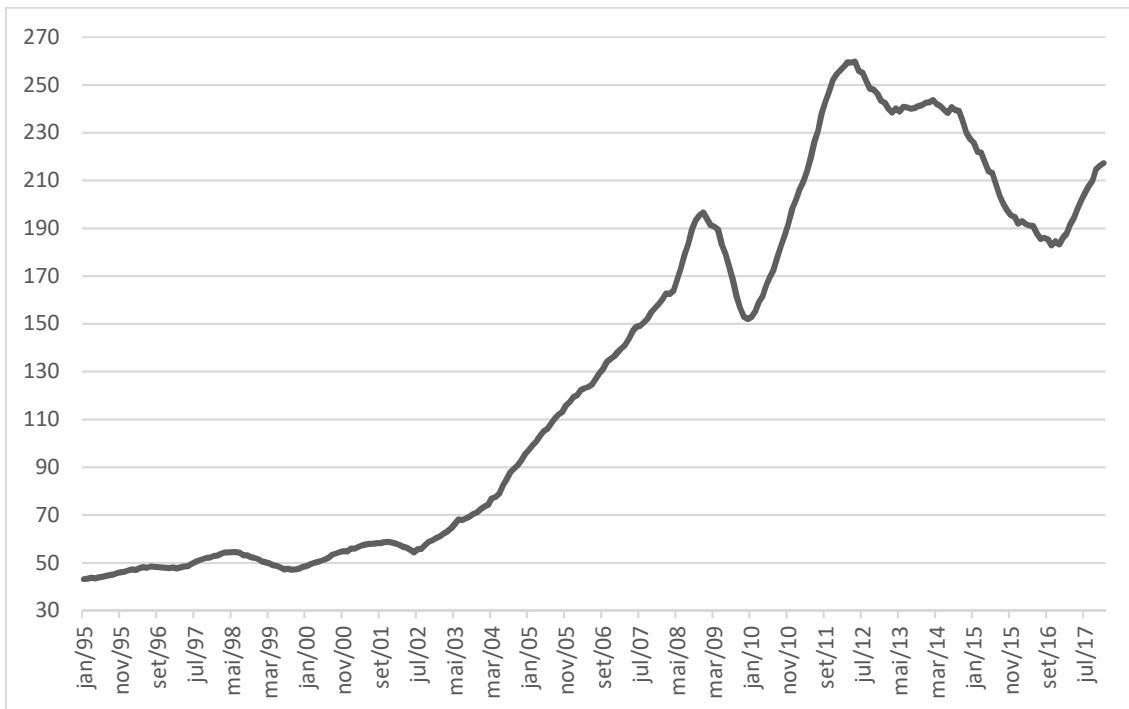
Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do modelo estimado.

Vários canais potencialmente conectam as exportações nos diferentes estados. No capítulo 1 foi visto que a especificação teórica (e empírica) de uma função de exportações leva em consideração, principalmente, as variáveis de renda externa (demanda por exportações), taxas de câmbio (preços relativos, relacionados a demanda e a oferta) e renda interna (oferta de exportações, dada uma preferência pelo mercado interno). Portanto, é natural associar o fator nacional estimado àqueles condicionantes de oferta e de demanda por exportações, ou seja, aos ciclos de atividade externa, interna e às oscilações cambiais.

Observando a trajetória do fator nacional da figura anterior verifica-se que suas flutuações capturam alguns dos principais acontecimentos econômicos que ocorreram ao longo do período amostral. Percebe-se da ilustração e de seus dados que o fator nacional é majoritariamente positivo entre janeiro de 1995 e julho de 1998, com um valor médio de 0,99

para este período, e não apresenta um padrão de alta ou de baixa. (Período 1). Durante todos estes meses vigorou no Brasil o sistema de bandas cambiais, e a taxa de câmbio efetiva real (figura 2.4) apresentou relativa estabilidade em relação aos períodos posteriores. Na figura 2.2 é possível perceber que o nível das exportações, no acumulado em 12 meses, cresceu pouco em relação a períodos posteriores.

Figura 2.2: Exportações brasileiras acumuladas em 12 meses, deflacionadas, em US\$ bilhões FOB.



Fonte: Elaboração própria com dados do MDIC (2018).

Em agosto de 1998 o índice normalizado de exportações da figura 2.1, o fator nacional, caiu para -2,9, permanecendo majoritariamente negativo até maio de 2004, com um valor médio de -2,38 para este período. (PERÍODO 2). Até meados de 2002 a direção das flutuações das exportações aparenta ser declinante, passando então a ser crescente posteriormente¹¹.

Em meados de 1998 a previsibilidade cambial no Brasil foi erodida após as crises dos países chamados “tigres asiáticos” em 1997 e a moratória russa de 1998. Este ano haveria eleições no país e grande incerteza com relação ao futuro do regime cambial, e dadas as dificuldades com o balanço de pagamentos, o país precisou recorrer ao FMI. No início de 1999 o governo foi forçado, por escassez de reservas internacionais, a adotar o câmbio flutuante. Nos

¹¹ Recorde que as tendências das exportações estaduais foram removidas antes de se estimar o modelo de fatores latentes dinâmicos. Portanto, as figuras 2.1 e 2.2 estão relacionadas mas não devem ser confundidas.

anos seguintes houve a moratória Argentina, estouro da bolha tecnológica nos EUA e atentados terroristas. A fase de trajetória descendente do fator nacional f_t^N da figura 2.1, além de todas estas questões, pode estar também relacionada a grande volatilidade do câmbio efetivo real (figura 2.4).

De junho de 2004 a dezembro de 2008 o fator nacional é positivo e crescente na maior parte do tempo, com um valor médio de 2,02 para este período (PERÍODO 3). Entre o primeiro trimestre de 2002 e o terceiro trimestre de 2008 aconteceu um importante crescimento econômico no Brasil e em suas exportações (figura 2.2), simultaneamente a uma grande elevação nas importações mundiais totais (figura 2.3). Portanto o fator nacional estimado aparenta captar bem estes acontecimentos econômicos. Note que a trajetória é crescente mesmo levando em consideração a lenta e gradual valorização do câmbio efetivo real.

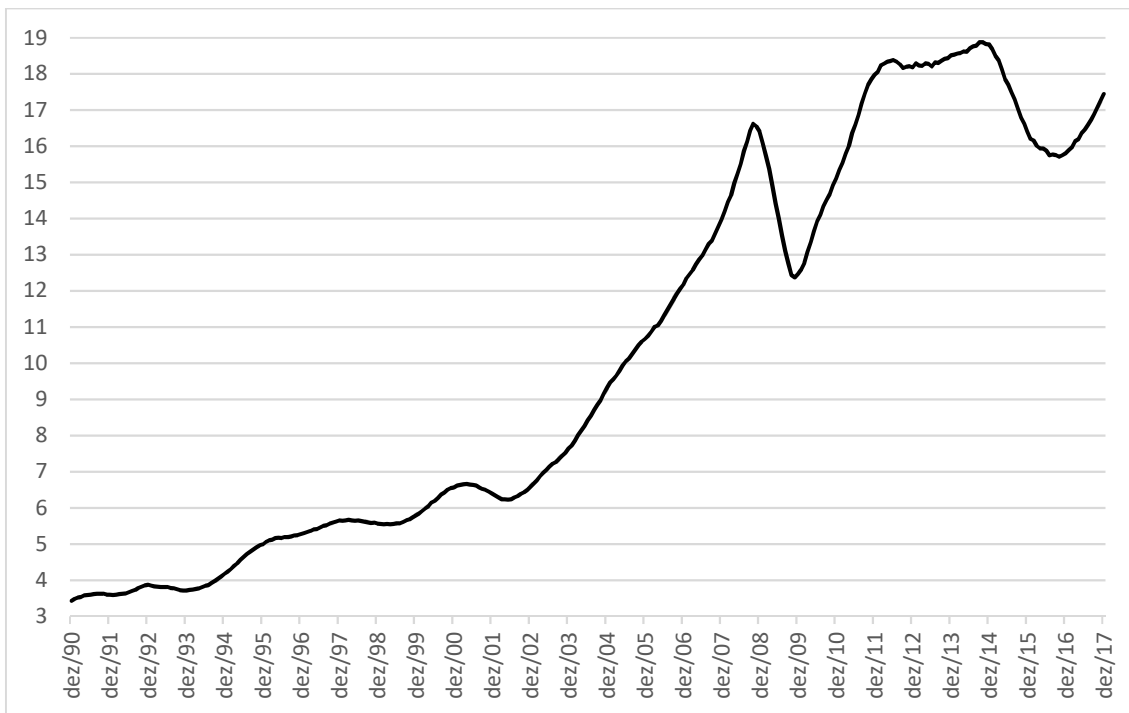
Nos meses finais de 2008 e iniciais de 2009 o fator nacional apresenta elevada queda, devido possivelmente às graves consequências negativas para o sistema financeiro mundial da falência do banco de investimentos americano *Lehman Brothers* em 15 de setembro, falência que ocasionou uma grande falta de liquidez nos mercados de crédito interbancário. Devido, entre outros fatores, a crise dos *subprime mortgages* em alguns países desenvolvidos, grandes bancos e instituições financeiras diminuíram muito os empréstimos uns aos outros, pois devido às características dos produtos financeiros na época, não sabiam qual era a real exposição a estes de suas contrapartes. Uma crise financeira global foi desencadeada, com algumas grandes instituições sendo inclusive nacionalizadas (o banco RBS no Reino Unido e a seguradora AIG nos EUA, por exemplo), desencadeando a chamada Grande Recessão Mundial.

Exceto pelos meses de maio de 2009 e março de 2014, no período de janeiro de 2009 a julho de 2014 o fator nacional sempre é positivo, crescente até novembro de 2011 e decrescendo posteriormente. O período conta com um valor médio de 1,81 para o índice de exportações estimado. (PERÍODO 4). Logo em seguida ao início da crise descrita anteriormente, muitos governos dos países mais desenvolvidos adotaram políticas fiscais e monetárias muito expansionistas, de forma que foi incentivada a expansão na atividade econômica mundial e consequentemente a retomada das importações (figura 3.3), refletindo-se nas vendas externas brasileiras.

De agosto de 2014 a dezembro de 2017 o fator nacional é majoritariamente negativo, com um valor médio de -2,77 para o período (PERÍODO 5). De fato, a tendência das flutuações nas exportações nacionais aparenta ser de baixa desde o terceiro trimestre de 2011. Esta trajetória de baixa pode estar relacionada a vários acontecimentos, nacionais e internacionais. No Brasil, os governos nacionais foram muito conturbados em termos políticos e econômicos,

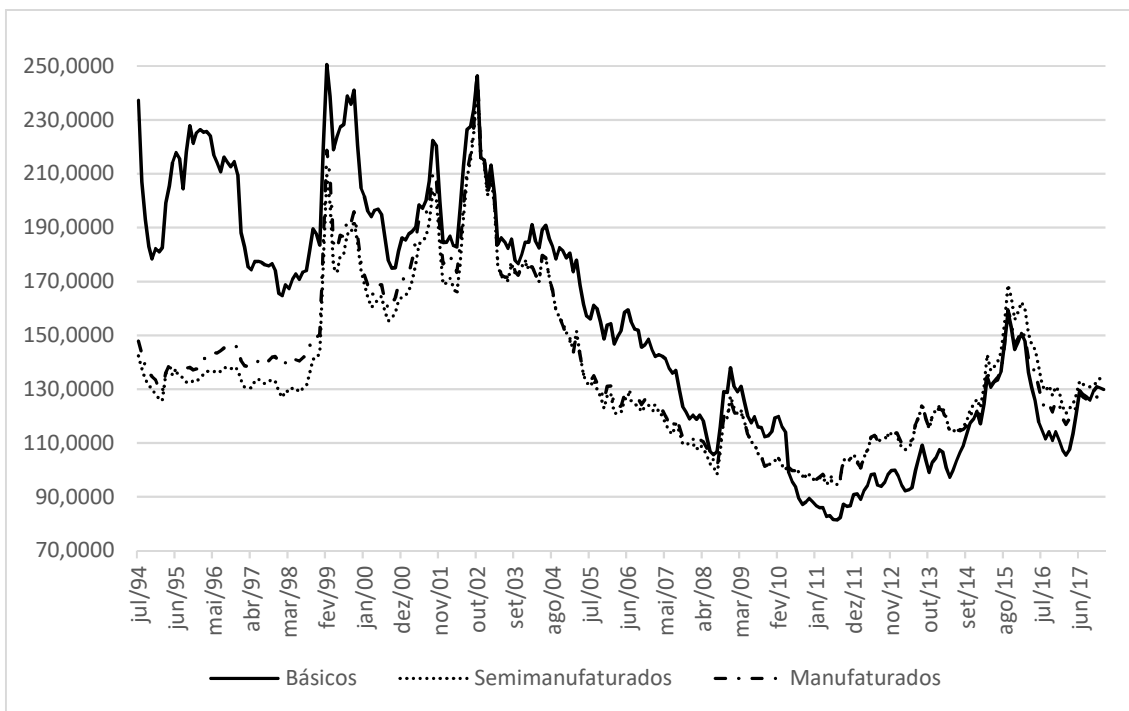
houve o impedimento da presidente e a pior recessão econômica em décadas. No *front* externo, a partir de 2012, devido à grande expansão fiscal após 2008, houve uma crise nos títulos de dívida soberana de vários países desenvolvidos, com juros de longo prazo disparando em alguns países europeus, por exemplo. Ficou famoso um discurso do então presidente do Banco Central Europeu, dizendo que faria “*whatever it takes*” para “achatar” as estruturas a termo das taxas de juros da zona do euro. Para se ter uma ideia da magnitude da política monetária expansionista que se seguiu (outros países fizeram o mesmo, notadamente Japão e EUA), os programas de “alívio monetário” que se seguiram levaram centenas de bilhões de dólares em títulos públicos no mundo a apresentarem juros negativos. Além disso, houve uma notória desaceleração do crescimento econômico chinês, de níveis de 14% ao ano para a metade disso, desacelerando assim as importações mundiais.

Figura 2.3: Importações mundiais acumuladas em 12 meses, deflacionadas, em US\$ trilhões CIF.



Fonte: Elaboração própria com dados do FMI (2018).

Figura 2.4: Índices das taxas de câmbio efetivas reais por fator agregado, 2010=100, julho de 1994 a janeiro de 2018.



Fonte: Elaboração própria com dados do IPEADATA (2018).

A tabela abaixo apresenta as propriedades *a posteriori* para as cargas ou pesos (*loadings*) dos fatores nacional e regionais. Todas as médias *a posteriori* das cargas do fator nacional são positivas, ou seja, o fator nacional está relacionado positivamente às exportações estaduais em todos os estados. Algumas médias *a posteriori* das cargas dos fatores regionais são negativas, porém na média de todos os estados o relacionamento é positivo.

Tabela 2.7: Cargas dos fatores estimados, janeiro de 1995 a dezembro de 2017.

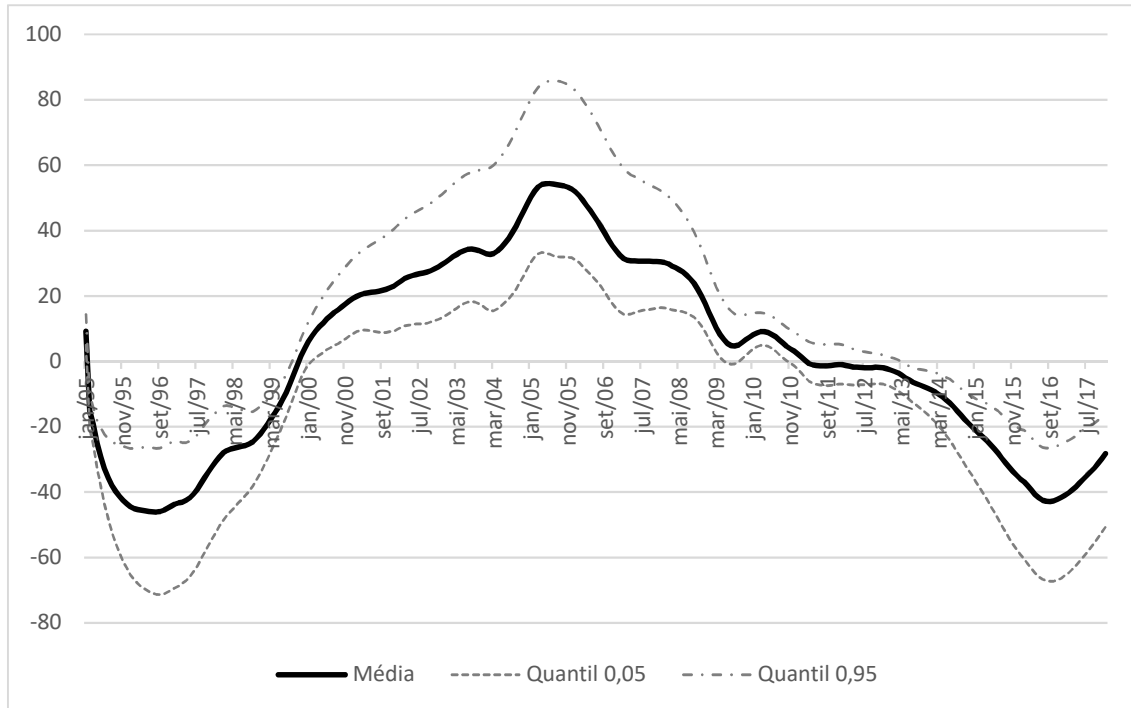
REGIÃO	ESTADO	LOADING NACIONAL			LOADING REGIONAL		
		Média	0,05	0,95	Média	0,05	0,95
MANUFATURADOS	SÃO PAULO	0,0383	0,0300	0,0472	0,0028	0,0008	0,0052
	RIO GRANDE DO SUL	0,0609	0,0504	0,0706	0,0007	-0,0003	0,0019
	SANTA CATARINA	0,0392	0,0303	0,0488	0,0022	0,0006	0,0045
	PARANÁ	0,0677	0,0585	0,0770	0,0016	0,0005	0,0030
	BAHIA	0,1054	0,0911	0,1190	0,0033	0,0014	0,0057
	CEARÁ	0,0430	0,0293	0,0570	0,0033	0,0013	0,0060
	PARAÍBA	0,0741	0,0485	0,0996	0,0091	0,0047	0,0144
	PERNAMBUCO	0,0631	0,0380	0,0876	-0,0019	-0,0052	0,0008
	SERGIPE	0,1249	0,0938	0,1551	-0,0009	-0,0041	0,0022
	AMAZONAS	0,0307	0,0142	0,0472	0,0162	0,0072	0,0264
SEMIMANUFATURADOS	ALAGOAS	0,1066	0,0639	0,1485	0,0641	0,0037	0,1853
	MARANHÃO	0,1101	0,0897	0,1318	-0,0061	-0,0694	0,0544
	AMAPÁ	0,1851	0,1114	0,2520	-0,0202	-0,2778	0,2719
	RORAIMA	0,0880	0,0368	0,1388	0,0067	-0,1651	0,1707
BÁSICOS	RIO DE JANEIRO	0,1147	0,0862	0,1403	0,0399	0,0081	0,0744
	ESPÍRITO SANTO	0,1121	0,0932	0,1312	0,0938	0,0641	0,1213
	MINAS GERAIS	0,0849	0,0701	0,0999	0,0446	0,0299	0,0588
	PIAUÍ	0,0489	0,0074	0,0923	0,0455	-0,0075	0,0984
	RIO GRANDE DO NORTE	0,0493	0,0166	0,0825	-0,0260	-0,0640	0,0117
	MATO GROSSO	0,0900	0,0709	0,1092	-0,0112	-0,0375	0,0147
	MATO GROSSO DO SUL	0,0879	0,0669	0,1088	-0,0149	-0,0392	0,0094
	GOIÁS	0,0948	0,0737	0,1145	0,0023	-0,0266	0,0288
	DISTRITO FEDERAL	0,1538	0,0659	0,2368	0,1724	0,0659	0,2761
	PARÁ	0,1036	0,0888	0,1182	0,0504	0,0297	0,0713
RONDONIA	0,0389	0,0169	0,0610	0,0001	-0,0232	0,0231	

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do modelo estimado.

O fator para os bens manufaturados estimado, mostrado na figura a seguir, apresenta um padrão bem definido de flutuação. Aparentemente o período inicial da amostra, onde vigorou o sistema de bandas cambias, foi desfavorável às exportações dos estados que exportaram majoritariamente estes tipos de bens. A mudança do regime cambial e o elevado crescimento das importações mundiais na década de 2000 podem ter sido relevantes para aquelas

exportações. Nos anos finais da amostra a trajetória de baixa do fator manufaturados pode estar relacionada aos níveis historicamente baixos do índice da taxa de câmbio efetiva real para esta categoria de produtos, o que pode ser observado na figura 2.4.

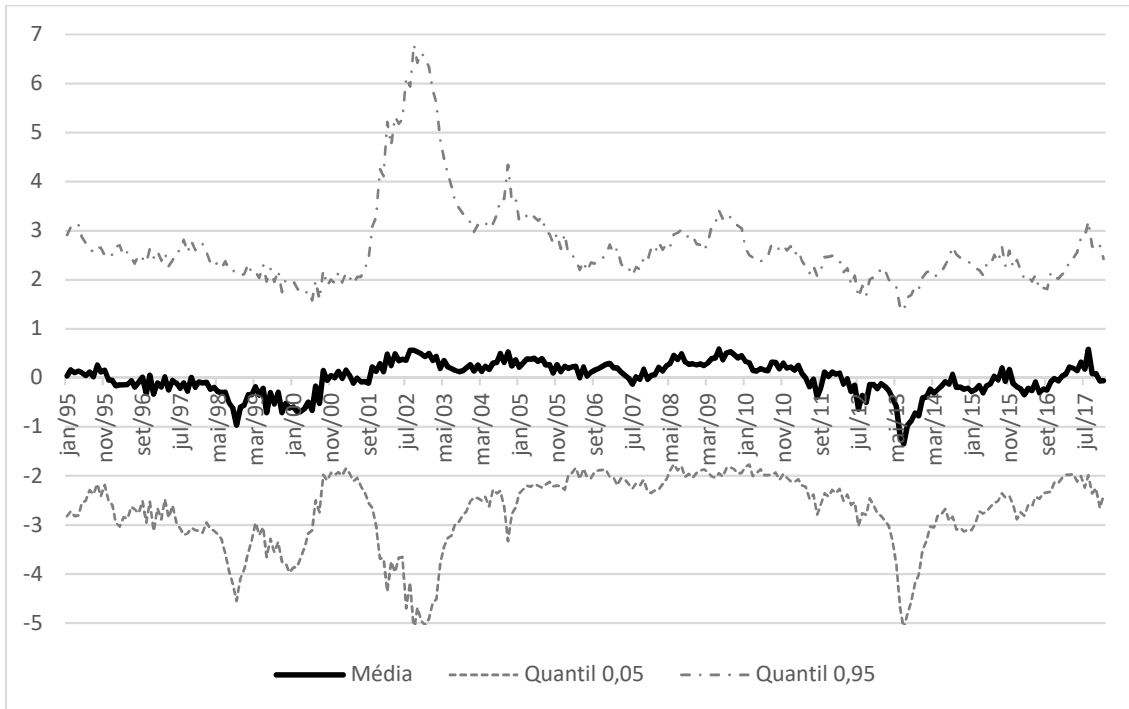
Figura 2.5: Fator Manufaturados estimado, janeiro de 1995 a dezembro de 2017.



Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do modelo estimado.

O fator semimanufaturados estimado, mostrado na figura abaixo, aparenta ter menor precisão relativa em suas estimativas, dada a maior distância entre a média e os quantis 0,05 e 0,95 da distribuição a *posteriori* dos fatores. Possivelmente isto se deve ao fato de que apenas quatro estados exportaram majoritariamente estes tipos de produtos no período considerado.

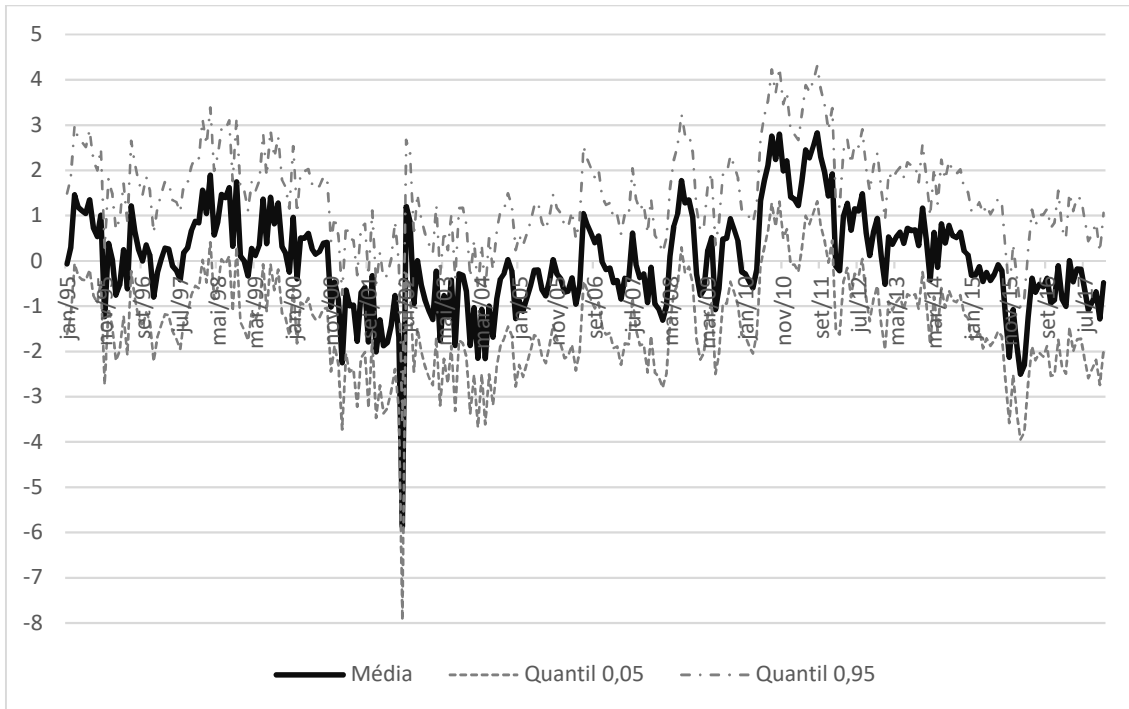
Figura 2.6: Fator Semimanufaturados estimado, janeiro de 1995 a dezembro de 2017.



Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do modelo estimado.

O fator estimado para a categoria de produtos básicos apresenta trajetória mais similar à do fator nacional dentre as três categorias. O fator consegue captar, por exemplo, a trajetória crescente das exportações desde o início dos anos 2000 até fins de 2011. Possivelmente a trajetória decrescente do período posterior está associada a desaceleração da economia chinesa, grande importadora das mercadorias brasileiras, e também aos níveis historicamente baixos do índice da taxa de câmbio efetiva real para esta categoria de produtos.

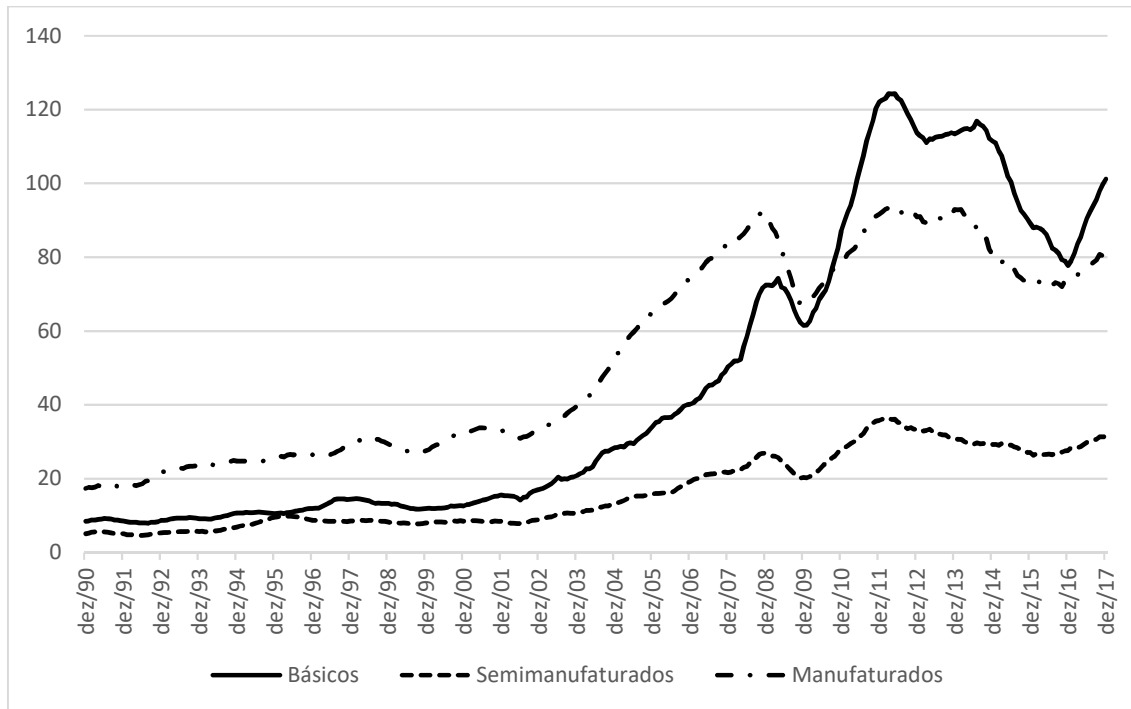
Figura 2.7: Fator Básicos estimado, janeiro de 1995 a dezembro de 2017.



Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do modelo estimado.

Para efeitos de comparação, a figura abaixo apresenta as exportações brasileiras por fator agregado, deflacionadas e acumuladas em 12 meses, em bilhões de dólares. Percebe-se que as vendas externas de bens semimanufaturados foram as que menos cresceram desde o início dos anos 2000. Nota-se também que desde meados de 2010 as exportações de básicos são maioria na pauta exportadora nacional.

Figura 2.8: Exportações brasileiras por fator agregado, deflacionadas e acumuladas em 12 meses (US\$ bilhões), dezembro de 1990 a dezembro de 2017.



Fonte: Elaboração própria com dados do MDIC (2018).

Cabe aqui referir que no agrupamento dos estados foram considerados também critérios de acordo com a localização geográfica de cada estado (centro-oeste, sudeste, sul, nordeste e norte) e considerando a pauta exportadora dividida em dois grupos, a saber, básicos e industrializados (semimanufaturados e manufaturados). Os três tipos de agrupamentos possuem inferências similares a respeito da trajetória do fator nacional; entretanto, como poderá ser visto no estudo a seguir da decomposição da variância, os estados podem ser bem heterogêneos dentro da mesma região geográfica. Portanto, faz mais sentido econômico agrupar os estados com é feito neste ensaio. Além disso, como ressaltam Neely e Rapach (2011), dado que os fatores nacional e regional são ortogonais no modelo de fatores latentes dinâmicos, inferências sobre o fator nacional não dependem do agrupamento regional. Assim, os mesmos f_t^N , λ_i^N e θ_i^N são obtidos para qualquer agrupamento.

A seguir uma exposição baseada na decomposição da variância da variável observada é realizada, de modo a quantificar a influência de cada fator e dos choques idiossincráticos na variabilidade total das exportações de cada estado. A tabela 2.8 mostra que a média das estimativas de θ_i^N é de 41,7%, enquanto as médias para θ_i^R e θ_i^E são de 9,2% e 49,2%,

respectivamente (arredondadas)¹². Choques nacionais e regionais (ou seja, nas categorias de fator agregado) respondem aproximadamente por 50,83% das flutuações nas exportações estaduais entre 1995 e 2017, enquanto que choques específicos aos estados respondem por pouco menos da metade da variância das vendas externas dos estados brasileiros. Portanto, os resultados do modelo estimado apontam, na média de todos os estados, para uma maior importância de influências nacionais e específicas aos estados nas flutuações das exportações estaduais.

Tabela 2.8: Decomposições da variância para as exportações estaduais, em %, janeiro de 1995 a dezembro de 2017.

REGIÃO	ESTADO	FATOR NACIONAL			FATOR REGIONAL			IDIOSINCRÁTICO		
		0,05	Média	0,95	0,05	Média	0,95	0,05	Média	0,95
MANUFATURADOS	SÃO PAULO	69,5	74,9	80,3	5,6	10,9	16,5	12,5	14,2	15,9
	RIO GRANDE DO SUL	61,2	63,6	65,7	0,0	0,6	1,7	33,9	35,8	37,8
	SANTA CATARINA	76,7	80,9	84,6	1,4	4,4	8,1	12,9	14,7	16,5
	PARANÁ	59,0	62,4	65,7	1,5	3,8	6,3	31,9	33,8	35,7
	BAHIA	69,3	73,2	76,8	2,8	6,1	9,7	19,2	20,7	22,3
	CEARÁ	21,3	25,0	28,9	12,9	16,1	19,5	57,3	58,9	60,5
	PARAÍBA	17,1	21,2	25,6	20,0	23,8	27,8	53,5	55,0	56,3
	PERNAMBUCO	16,9	19,0	21,0	1,2	2,6	4,2	76,3	78,4	80,6
	SERGIPE	24,9	26,9	28,8	0,0	0,3	1,0	70,9	72,8	74,7
	AMAZONAS	0,0	1,2	3,1	83,0	87,8	92,3	6,9	11,0	15,6
SEMIMANUFATURADOS	ALAGOAS	16,1	17,6	19,0	0,0	3,5	15,3	67,1	78,9	83,3
	MARANHÃO	37,4	39,7	41,9	0,0	1,9	8,6	51,8	58,4	61,9
	AMAPÁ	21,2	25,0	28,5	0,1	8,4	24,3	51,0	66,7	76,5
	RORAIMA	5,6	6,8	8,1	0,0	3,8	15,7	77,5	89,4	93,9
BÁSICOS	RIO DE JANEIRO	55,5	59,3	62,9	0,0	0,6	2,1	36,8	40,1	43,3
	ESPÍRITO SANTO	63,1	66,2	69,2	5,7	10,5	15,6	20,0	23,3	26,4
	MINAS GERAIS	74,6	78,2	81,4	6,8	10,5	14,4	8,9	11,3	14,0
	PIAUÍ	0,3	1,1	2,0	0,8	5,2	11,3	88,1	93,7	97,6
	RIO GRANDE DO NORTE	0,8	2,3	4,3	2,3	10,7	21,1	74,9	87,0	96,6
	MATO GROSSO	39,6	43,7	48,0	0,6	4,4	9,7	44,5	51,8	58,8
	MATO GROSSO DO SUL	43,9	47,8	51,3	0,0	0,8	2,8	46,6	51,4	55,8
	GOIÁS	62,0	65,4	68,4	0,0	1,3	3,8	29,2	33,3	37,6
	DISTRITO FEDERAL	29,6	32,2	34,5	0,1	1,8	4,8	63,8	66,0	68,0
	PARÁ	68,6	72,3	75,6	4,5	8,0	12,0	17,1	19,7	22,4

¹² Note que as últimas quatro linhas da tabela correspondem às médias das estimativas pontuais para θ_i^N , θ_i^R e θ_i^ε (também chamadas “médias”, mas do procedimento econométrico) e seus respectivos quantis.

	RONDONIA	33,1	36,3	39,3	0,0	1,0	3,2	58,5	62,7	66,6
MÉDIAS:	NACIONAL	38,7	41,7	44,6	6,0	9,2	14,1	44,4	49,2	52,7
	MANUFATURADOS	41,6	44,8	48,0	12,9	15,6	18,7	37,5	39,5	41,6
	SEMIMANUFATURADOS	20,1	22,3	24,4	0,0	4,4	16,0	61,9	73,3	78,9
	BÁSICOS	42,8	45,9	48,8	1,9	5,0	9,2	44,4	49,1	53,4

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do modelo estimado.

As estimativas para θ_i^N , ou seja, a contribuição do fator nacional sobre a variabilidade total das exportações de cada estado, variam substancialmente entre estados. Choques nacionais respondem pela maior parte das flutuações em Santa Catarina, Minas Gerais, São Paulo e Pará, com médias percentuais estimadas de 80,9, 72,2, 74,9 e 72,3 respectivamente. Estes tipos de choques aparentam explicar muito pouco das flutuações no Piauí, no Amazonas, no Rio Grande do Norte e em Roraima.

As estimativas para θ_i^R , ou seja, a contribuição do fator regional (ou seja, o fato do estado exportar majoritariamente ou básicos, ou semimanufaturados ou manufaturados) sobre a variabilidade total das exportações de cada estado é em média 9,2%, e muito baixa para a maioria dos estados. Para quase todos a estimativa pontual é menor do que 11%; porém destacam-se na região “manufaturados” o Amazonas (87,8%, provavelmente devido a Zona Franca de Manaus), a Paraíba (23,8%) e o Ceará (16,1%).

As contribuições relativas dos termos de erro idiossincráticos do modelo na variância de $X_{i,t}$, ou seja, as estimativas para θ_i^ε , foram em média de 49,2%. Características específicas aos estados responderam por mais de três quartos nas flutuações das exportações de Pernambuco, Alagoas, Rio Grande do Norte, Roraima e Piauí, sendo que para este último estado a estimativa pontual para θ_i^ε foi de 93,7%.

Ao considerar as contribuições dos fatores nacional, regional e dos choques específicos aos estados sobre a variabilidade total das exportações de cada grupo de estados (de acordo com as categorias de fator agregado, as últimas três linhas da tabela), reitera-se que, em média, os fatores regionais tem baixa influência nas flutuações das vendas externas estaduais. Choques regionais respondem por aproximadamente 15,6% das flutuações nas exportações dos estados que vendem majoritariamente produtos manufaturados, a maior influência dentre as três categorias de produtos. Já os choques nos fatores nacionais dos estados que exportam mais manufaturados e básicos respondem por aproximadamente por 45% da variação nas vendas médias destas regiões. Choques específicos aos estados respondem por 73,3% da variância das vendas externas dos estados que exportam majoritariamente produtos semimanufaturados no período, enquanto que para os manufaturados e básicos os percentuais são de 39,5 e 49,1

respectivamente. Em síntese, quando observa-se a decomposição da variância das vendas externas no período considerado há evidências de uma maior importância de influências nacionais e específicas aos estados nas flutuações das exportações estaduais.

2.6 Considerações Finais

O presente ensaio abordou as flutuações comuns nas exportações estaduais brasileiras com um modelo de fatores dinâmicos latentes, seguindo Kose *et al.* (2003) e Neely e Rapach (2011). Este tipo de modelagem tem sido aplicada em vários estudos de comovimentos em variáveis macroeconômicas, com características geográficas ou econômicas sendo usadas para a identificação das flutuações. A base de dados usada para o estudo compreendeu 276 observações para cada um dos 26 estados e o Distrito Federal, entre janeiro de 1995 e dezembro de 2017.

A série do fator nacional estimado pode ser interpretada como um índice normalizado de exportações. Dada a pequena distância entre a média e os quantis 0,05 e 0,95 da distribuição *a posteriori* dos fatores, há indícios de relativa precisão na estimativa do fator. Vários canais potencialmente conectam as exportações nos diferentes estados. Empiricamente e teoricamente falando, é natural associar o fator nacional estimado aos condicionantes de oferta e de demanda por exportações, ou seja, aos ciclos de atividade externa, interna e a oscilações cambiais.

As flutuações na trajetória do fator nacional capturam alguns dos principais acontecimentos econômicos que ocorreram ao longo do período amostral. Entre janeiro de 1995 e julho de 1998 o fator não apresentou padrão de alta ou de baixa. Durante todos estes meses vigorou no Brasil o sistema de bandas cambiais, e a taxa de câmbio efetiva real apresentou relativa estabilidade em relação aos períodos posteriores. Além disso o nível das exportações, no acumulado em 12 meses, cresceu pouco em relação a períodos posteriores. Entre agosto de 1998 e meados de 2002 a direção das flutuações das exportações aparenta ser declinante, passando então a ser crescente posteriormente. Em meados de 1998 a previsibilidade cambial no Brasil foi erodida após as crises dos países chamados “tigres asiáticos” em 1997 e a moratória russa de 1998. Nos anos seguintes houveram a moratória Argentina, estouro da bolha tecnológica nos EUA e atentados terroristas. A fase de trajetória descendente do fator nacional pode estar relacionada a estes acontecimentos.

De junho de 2004 a dezembro de 2008 a trajetória do fator nacional é crescente na maior parte do tempo. Entre o primeiro trimestre de 2002 e o terceiro trimestre de 2008 aconteceu um importante crescimento econômico no Brasil e em suas exportações, simultaneamente a uma

grande elevação nas importações mundiais totais. Nos meses finais de 2008 e iniciais de 2009 o fator nacional apresenta elevada queda, devido possivelmente a crise financeira global do período. No período de meados de 2009 a julho de 2014 a trajetória do fator nacional é crescente até novembro de 2011 e decrescente posteriormente. Logo em seguida ao início Grande Recessão Mundial muitos governos adotaram políticas fiscais e monetárias muito expansionistas, de forma que foi incentivada a expansão na atividade econômica mundial e consequentemente a retomada das importações, refletindo-se nas vendas externas brasileiras.

A tendência das flutuações nas exportações nacionais aparenta ser de baixa desde o terceiro trimestre de 2011. Esta trajetória pode estar relacionada a vários acontecimentos, nacionais e internacionais. A conjuntura nacional foi conturbada em termos políticos e econômicos, havendo o impedimento da presidente e a pior recessão econômica em décadas. No exterior houve uma crise nos títulos de dívida soberana de vários países desenvolvidos, e os programas de “alívio monetário” que se seguiram levaram centenas de bilhões de dólares em títulos públicos no mundo a apresentarem juros negativos. Ocorreu ainda uma notória desaceleração do crescimento econômico chinês, de níveis de 14% ao ano para a metade disso, desacelerando assim as importações mundiais.

Todas as médias *a posteriori* das cargas estimadas do fator nacional foram positivas, indicando que o fator nacional esteve relacionado positivamente às exportações estaduais em todos os estados. Algumas médias *a posteriori* das cargas dos fatores regionais forma negativas, porém na média de todos os estados o relacionamento é positivo.

O fator para os bens manufaturados estimado apresentou um padrão bem definido de flutuação. O fator semimanufaturados aparentou ter menor precisão relativa em suas estimativas, possivelmente devido ao fato de que apenas quatro estados exportaram majoritariamente estes tipos de produtos no período considerado. O fator estimado para a categoria de produtos básicos apresentou a trajetória mais similar à do fator nacional dentre as três categorias.

A decomposição da variância mostrou que choques nacionais e regionais respondem aproximadamente por 50,8% das flutuações nas exportações estaduais entre 1995 e 2017, enquanto que choques específicos aos estados respondem por pouco menos da metade da variância das vendas externas dos estados. As estimativas para a contribuição do fator nacional sobre a variabilidade total das exportações de cada estado variam substancialmente entre estados. As estimativas para a contribuição do fator regional (ou seja, o fato do estado exportar majoritariamente ou básicos, ou semimanufaturados ou manufaturados) sobre a variabilidade total das exportações de cada estado foi em média 9,2%. A decomposição da variância das

vendas externas no período considerado mostrou portanto que há evidências de uma maior importância de influências nacionais e específicas aos estados nas flutuações das exportações estaduais. Estes resultados aparentam ser um indicativo de que políticas públicas voltadas a setores específicos talvez não sejam eficazes em estimular as exportações nacionais.

2.7 Referências

CASAGRANDE, D. L.; FEISTEL, P. R.; HIDALGO, A. B.; AZEVEDO, A. F. Z. As elasticidades setoriais das exportações brasileiras: uma análise empírica no curto e longo prazo. **Anais do XLII Encontro Nacional de Economia da ANPEC**, 2014.

CAVALCANTI, M. A. F. H.; RIBEIRO, F. J. **As exportações brasileiras no período 1977/96: Desempenho e determinantes**. Rio de Janeiro: IPEA, Texto para Discussão 545, 1998.

CODACE – Comitê de Datação de Ciclos Econômicos. **Comunicado de 30 de outubro de 2017**. Disponível em: <http://portalibre.fgv.br/main.jsp?lumChannelId=4028808126B9BC4C0126BEA1755C6C93>, 2017.

CRUCINI, M. J.; KOSE, M. A.; OTROK, C. What are the driving forces of international business cycles? **Review of Economic Dynamics**, v. 14, n. 1, p. 156-175, 2011.

FMI – **Fundo Monetário Internacional**. Disponível em: www.imf.org, 2018.

IPEADATA. Disponível em: www.ipeadata.gov.br, 2018.

KOSE, M. A., OTROK, C., WHITEMAN, C. H. International business cycles: World, region, and country-specific factors. **American Economic Review**, 93(4), 1216–1239, 2003.

_____. Understanding the evolution of world business cycles. **Journal of International Economics**, 75(1), 110–130, 2008.

KOSE, M. A., OTROK, C., PRASAD, E. Global business cycles: Convergence or decoupling. **International Economic Review**, 53(2), p. 511–538, 2012.

MDIC. **Ministério de Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior**. Disponível em www.mdic.gov.br, 2018.

NEELY, C. J., RAPACH, D. E. International comovements in inflation rates and country characteristics. **Journal of International Money and Finance**, 30(7), p. 1471–1490, 2011.

OTROK, C., WHITEMAN, C. H. Bayesian Leading Indicators: Measuring and Predicting Economic Conditions in Iowa. **International Economic Review**, 39(4), 997–1014, 1998.

SARGENT, T. J., SIMS, C. A. Business Cycle Modelling without Pretending to Have Too Much a Priori Economic Theory. **In: New Methods in Business Research**, (ed. By C. A.

Sims), Minneapolis: Federal Reserve Bank of Minneapolis, 1977.

SILVA, G. J. C. D.; SANTOS, J. F. C.; BAPTISTA, L. A lei de thirlwall multissetorial com fluxos de capitais: uma análise do plano nacional de exportações (2015-2018) usando simulações computacionais. **Revista de Economia Política**, São Paulo , v. 37, n. 3, p. 636-655, jul. 2017.

SILVA, N. D. **Padrão Espectral do *Quantum* Externo Brasileiro**. Brasília: Banco Central, Texto para Discussão 456, 2017.

STOCK, J. H., WATSON, M. W. New Indexes of Coincident and Leading Economic Indicators. NBER Macroeconomics Annual, 1989, 351–394, 1989.

_____. A Procedure for Predicting Recessions with Leading Indicators: Econometric Issues and Recent Experience. In: J.H. Stock; M.W. Watson (eds.), *Business Cycles, Indicators and Forecasting* (Chicago: University of Chicago Press for NBER), p. 95-156, 1993.

VASCONCELOS, S. P. VASCONCELOS, C. R. F.; LIMA JÚNIOR, L. A. Influência Da Não Linearidade Da Taxa De Câmbio Real Sobre As Exportações Por Fator Agregado Do Brasil Para Os Estados Unidos. Anais do XLII Encontro Nacional de Economia da ANPEC, 2014.

3 AS EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS POR FATOR AGREGADO: TENDÊNCIA COMUM, CHOQUES PERMANENTES E TRANSITÓRIOS

RESUMO

Grande parte dos estudos econométricos sobre as exportações brasileiras envolvem estimações de funções de exportações e de elasticidades câmbio e renda mundial. O presente ensaio estuda as vendas externas nacionais por fator agregado dentro do arcabouço de tendências comuns e estudo dos efeitos dos choques permanentes e transitórios sobre as exportações, seguindo a metodologia de Warne (1993), a abordagem econômica de King *et al.* (1991) e estudos posteriores relacionados. A tendência estocástica comum estimada capturou alguns dos principais acontecimentos econômicos que ocorreram entre 1991 e 2017 e influenciaram as exportações de produtos manufaturados, semimanufaturados e básicos. As funções impulso resposta estimadas estão de acordo com os postulados econômicos tradicionais. Choques permanentes tendem a exercer uma influência positiva e permanente para as exportações de todas as categorias. Choques transitórios, como por exemplo uma desvalorização do câmbio nominal, tendem a elevar as exportações no curto prazo, porém este aumento se dissipa em aproximadamente dois anos. A importância relativa dos choques permanentes e transitórios sobre as flutuações das exportações, estimada através da decomposição da variância do erro de previsão, mostrou que em quatro anos mais de 90% da variabilidade de todas as categorias é explicada por choques permanentes. Os resultados aparentam indicar que políticas públicas para o setor exportador deveriam ser focadas em fatores que impliquem em ganhos de produtividade das empresas.

3.1 Introdução

O Brasil, assim como vários países em desenvolvimento, tende a apresentar ao longo do tempo déficits em transações correntes no seu balanço de pagamentos. Uma das explicações para estes saldos negativos está na baixa taxa de poupança interna, acarretando portanto absorção de poupança externa para financiar o investimento nacional. Outra explicação advém do fato de que existem muito mais empresas multinacionais estrangeiras operando no Brasil do que multinacionais brasileiras operando no exterior, o que torna desfavorável para o país o saldo de lucros e dividendos remetidos. O país apresenta conseqüentemente um passivo externo líquido, o estoque de resultados negativos sistemáticos dos fluxos em conta corrente do balanço

de pagamentos. Como esta característica da economia nacional possivelmente não será revertida no curto prazo, o estímulo correto às exportações é de grande importância para a sustentabilidade dos resultados do setor externo do Brasil.

Em termos reais, a média anual de crescimento das exportações totais do Brasil entre 1991 e 2017 foi de 8,3% ao ano. Dentre as categorias de fator agregado, as vendas externas foram maiores para os produtos básicos, com 11,1% de média anual; semimanufaturados e manufaturados tiveram crescimento médio de 8,1% e 6,6% respectivamente. Nota-se que estes números são maiores que o crescimento da economia nacional como um todo, implicando que as exportações cresceram como parcela do PIB. No período acima referido a média anual das participações dos produtos básicos, semimanufaturados e manufaturados no total exportado foi de 33,9%, 15,1% e 50,9% respectivamente. Destaca-se o crescimento da parcela dos produtos básicos: em 1991 o número era de 27,1%; em 2017 a participação cresceu para 47,6% do total. Apesar de estes serem bens de menor valor agregado, este crescimento na participação por si só não aparenta ser um problema, dado que as outras categorias também tiveram crescimento maior que a economia nacional. Questão talvez mais relevante seja o fato de a pauta exportadora ser concentrada em poucos produtos.

Como referido nos capítulos anteriores, boa parte dos estudos econométricos sobre as exportações brasileiras envolvem estimações de funções de exportações (de oferta, de demanda ou forma reduzida) e de elasticidades câmbio e renda mundial, principalmente. Nos capítulos 1 e 2 desta tese alguns estudos nesta linha foram apresentados. O presente ensaio inova ao fazer uma abordagem econométrica das exportações dentro do arcabouço de tendências comuns e estudo dos efeitos dos choques permanentes e transitórios sobre as exportações, seguindo Warne (1993).

Uma relevante agenda de pesquisa desde o fim dos anos 1980 tem sido estudar o efeito de choques permanentes e transitórios sobre variáveis macroeconômicas, com destaque a questão de qual tipo de choque causa as flutuações econômicas. A teoria dos Ciclos Reais de Negócios afirma que essas flutuações são devidas aos choques permanentes, aos choques de oferta, principalmente aqueles originados por mudanças tecnológicas, inclusive por choques de produtividade. A teoria Keynesiana ressalta que os ciclos econômicos são originados de choques transitórios, os choques de demanda. O influente trabalho de King *et al.* (1991) foi um dos primeiros a estudar os efeitos dos choques permanentes e transitórios sobre as variáveis macroeconômicas, dentro da abordagem teórica dos Ciclos Reais. A pesquisa destes autores indicou que choques permanentes são advindos de mudanças na produtividade do trabalho, que influenciam a economia através de uma tendência estocástica comum entre o consumo,

investimento e produto nacional per capita. Vários estudos nesta linha se seguiram, por exemplo Engle e Issler (1993), Issler e Vahid (2001), Hjelm (2001), Narayan (2008) e Trompieri Neto *et al.* (2014).

Estes trabalhos indicam que mudanças tecnológicas, inclusive da produtividade do trabalho, ou ainda choques de oferta, podem determinar a trajetória de variáveis macroeconômicas como o produto, o consumo e o investimento *per capita*, inclusive no curto prazo. No estado estacionário de longo prazo, o produto *per capita* tende a ser determinado por uma tendência estocástica dada pelo crescimento da produtividade do trabalho. Se choques permanentes de produtividade determinam a renda *per capita* interna e externa, estes mesmos tipos de choques podem determinar as vendas externas. Este ensaio investiga a hipótese de que as exportações brasileiras de produtos manufaturados, semimanufaturados e básicos possuem uma tendência estocástica comum. Além disso investiga-se a hipótese de que choques permanentes, os choques de oferta, são mais importantes para o comportamento das vendas externas do que choques transitórios, ou choques de demanda.

Este ensaio é desenvolvido da seguinte forma: a seguir será feita uma breve revisão de literatura empírica. A seção 3.3 apresentará a metodologia empregada, que baseia-se no arcabouço de tendências comuns e estudo dos efeitos dos choques permanentes e transitórios, de acordo com Warne (1993). Em seguida serão abordados alguns aspectos das exportações brasileiras por fator agregado 1991 e 2017. A seção 3.5 apresentará os resultados econométricos encontrados, enquanto na seção 3.6 são apresentadas as considerações finais.

3.2 Revisão de literatura

Nos capítulos 1 e 2 desta tese alguns estudos econométricos sobre as exportações brasileiras foram apresentados. Grande parte deles envolvem estimações de funções de exportações e elasticidades preço e renda. A seguir uma breve revisão de literatura será apresentada de acordo com o objetivo deste ensaio: o estudo das características das exportações nacionais por fator agregado dentro do arcabouço de tendências comuns e efeitos dos choques permanentes e transitórios sobre as vendas externas.

King *et al.* (1991) foram um dos primeiros a estudar os efeitos dos choques permanentes e transitórios sobre as variáveis macroeconômicas, dentro da abordagem teórica dos Ciclos Reais de Negócios. Os autores afirmam que os choques permanentes são advindos de mudanças na produtividade do trabalho, que influenciam a economia através de uma tendência estocástica comum entre o consumo, investimento e produto nacional per capita. Baseado no tradicional

modelo de crescimento neoclássico e nos trabalhos de Beveridge e Nelson (1981), Engle e Granger (1987) e Stock e Watson (1988), King *et al.* (1991) elaboram um modelo onde a produtividade é um processo de passeio aleatório compartilhado pelas variáveis do sistema. Mudanças na produtividade influenciam portanto todas as variáveis, provocando alterações permanentes sobre elas.

Engle e Issler (1993) utilizam um modelo de tendências e ciclos comuns para investigar os comovimentos de curto e longo prazo entre o PIB real *per capita* de México, Brasil e Argentina no período de 1948 a 1988. Os autores encontraram duas tendências estocásticas comuns e um ciclo comum entre os países, revelando um importante grau de comovimentos de curto e longo prazo. Os choques permanentes explicaram a maior parte da variância do PIB *per capita* da região, mostrando-se mais importantes que os choques transitórios.

Issler e Vahid (2001) utilizam um modelo de tendências e ciclos comuns a fim de investigar a importância relativa dos choques permanentes e transitórios sobre o produto, o consumo e o investimento *per capita* dos Estados Unidos. Os autores seguiram a linha teórica de King *et al.* (1991) e, utilizando a mesma periodicidade amostral (dados trimestrais entre 1947 e 1988), seus resultados apontaram para uma importância relativa dos choques transitórios de 50% na explicação das variações do produto em um período de dois anos, e por mais de 80% das suas flutuações no investimento. Já a variação no consumo é em grande parte explicada por choques permanentes, indicando que a variação no consumo é suave ao longo do tempo. Os autores mostram que, levando em consideração restrições de ciclos comuns, choques transitórios são importantes nos horizontes dos ciclos de negócios; há ganhos de eficiência em impor aquelas restrições na estimação do modelo dinâmico.

Hjelm (2001) argumenta que, empiricamente, a contribuição das inovações transitórias (monetárias) na decomposição da variância das taxas de câmbio reais varia substancialmente entre diversos estudos. O autor, ao construir series trimestrais da produtividade total dos fatores para a Suécia e o Japão, encontra cointegração entre elas e a taxa de câmbio real, e então estima um modelo de tendências comuns. Em seu estudo os dois choques permanentes são identificados como sendo choques de produtividade do Japão e da Suécia, e mostra que o choque transitório pode ser interpretado como de origem monetária. Hjelm (2001) conclui que choques transitórios explicam somente 7,2% no máximo, após dois trimestres, das oscilações na taxa de câmbio real, indicando que os choques de produtividade são mais importantes.

Com dados da Pesquisa Industrial Anual em nível de firma, Gomes e Ellery (2007) estudam o comportamento das empresas brasileiras que exportam parte de sua produção. Dentre seus principais resultados os autores destacam que as firmas exportadoras são maiores e mais

produtivas do que as atuantes apenas no mercado interno, que 40% das empresas que vendem no exterior o fazem apenas no Mercosul, e que estas são menores e menos produtivas do que as que exportam para outros mercados.

Na mesma linha teórica de King *et al.* (1991), Narayan (2008) estudou a importância dos choques permanentes e transitórios para as flutuações econômicas do Reino Unido utilizando dados trimestrais entre 1950 e 2004. As variáveis utilizadas foram renda *per capita*, o consumo *per capita* e o investimento *per capita*. Para o curto prazo, a decomposição dos componentes transitórios e permanentes indicou que as flutuações da renda *per capita* e do consumo *per capita* são determinadas principalmente pelos choques permanentes, resultado de acordo com os postulados pelo modelo de Ciclos Reais de Negócios que enfatiza os choques de oferta agregada. Já o investimento *per capita* é afetado principalmente pelos choques transitórios, estando de acordo com o postulado pela teoria Keynesiana, que enfatiza o papel dos choques de demanda agregada na explicação dos ciclos de negócios.

Trompieri Neto *et al.* (2014) utilizaram o modelo de crescimento neoclássico proposto em King *et al.* (1988^a, 1988b) e King *et al.* (1991) para investigar a relação de equilíbrio de estado estacionário e as flutuações macroeconômicas entre as variáveis *per capita* consumo, investimento e produto do Brasil. Foram utilizados dados trimestrais entre 1991 e 2013, totalizando uma amostra de 92 observações para cada variável. Os autores aplicam o vetor de cointegração teórico obtido em um modelo de tendências comuns, baseado em Warne (1993), a fim de verificar os impactos dos choques permanentes e transitórios sobre as variáveis e sua importância na explicação do comportamento temporal destas. As séries macroeconômicas estudadas apresentaram um comportamento de passeio aleatório e existe um equilíbrio de longo prazo entre elas, indicando uma relação de estacionariedade entre consumo – produto e investimento – produto, concordando com as suposições teóricas do modelo. Trompieri Neto *et al.* (2014) confirmaram a hipótese de crescimento balanceado entre as variáveis, e representando um impacto positivo, significativo e de mesma magnitude sobre elas.

3.2 Metodologia econométrica: modelo de tendências comuns

A metodologia econométrica a ser utilizada neste ensaio segue o desenvolvimento teórico de Warne (1993) e sua aplicação em Trompieri Neto *et al.* (2014). O autor estuda o problema de como estimar e analisar um modelo de tendências estocásticas comuns para séries temporais de dimensão n cointegradas de ordem $(1, 1)$ com $r < n$ vetores de cointegração, e a identificação das $k = n - r$ inovações permanentes (tendência) e das inovações transitórias \otimes é

abordada em termos de resposta aos impulsos e decomposições de variância. O autor também deriva expressões analíticas para as distribuições assintóticas das estimativas destas funções, tornando assim possível testar hipóteses e fazer inferência.

Um modelo de tendências comuns consiste de um vetor de tendências e um vetor de variáveis estacionárias, onde nenhum componente pode ser observado como um fator individual. Modelos lineares são geralmente compostos pela soma de um termo não determinístico e um termo de erro serialmente não correlacionado no tempo. Isto possibilita a inclusão de um elemento estocástico na tendência, permitindo que alguns choques tenham um efeito permanente sobre as variáveis. Caso haja menos tendências do que variáveis, o modelo permite que exista uma relação de estado estacionário entre estas.

Seguindo portanto Warne (1993), seja Z_t um vetor de séries de tempo, no nosso caso de três variáveis, os logaritmos das exportações deflacionadas de produtos manufaturados, semimanufaturados e básicos. O vetor pode ser decomposto em

$$Z_t = Z_t^p + Z_t^s \quad (1)$$

em que, Z_t^p representa um vetor de tendências estocásticas e o termo Z_t^s representa o componente transitório, composta por resíduos estacionários. Caso as variáveis forem integradas em primeira ordem então pode existir uma relação de longo prazo estacionária entre elas. Se esse equilíbrio de longo prazo existir, então a combinação linear das variáveis é estacionária e as variáveis são cointegradas. O número de tendências comuns entre os dados e a forma como eles se relacionam é determinado pelas restrições de cointegração impostas pela estimação do Vetor de Correção de Erros – VEC, sendo que $\alpha'Z_t^p = 0$ e $\alpha'Z_t = \alpha'Z_t^s$, onde α' é o vetor de cointegração. Entretanto, tal restrição não especifica e nem sugere se essa tendência está relacionada a choques gerados por mudanças na condução de políticas econômicas ou mudanças tecnológicas, por exemplo. É necessário considerar algumas condições de identificação para se poder interpretar as tendências como mudanças tecnológicas ou políticas. A fim de construir tais condições-considera-se um modelo multivariado, onde definir-se o vetor Z_t , composto pelas três variáveis, cuja dinâmica é determinada por $k \leq 3$ tendências estocásticas comuns. Especificamente,

$$Z_t = z_0 + \Upsilon\tau_t + \Phi(L)v_t. \quad (2)$$

O termo L representa o operador de defasagem e o vetor v_t de dimensão 3 é composto por termos de erro, um ruído branco com média zero e matriz de variância – covariância igual a identidade, e o termo z_0 é estacionário. Além disso, a matriz polinomial $\Phi(L) = \sum_{j=0}^{\infty} \Phi_j L^j$ é absolutamente somável e $\Phi(L)v_t$ é estacionário.

O componente de crescimento (as tendências) do vetor Z_t são descritas pelo termo $Y\tau_t$; a matriz de coeficientes Y tem dimensão $3 \times k$ e posto igual a k . As tendências são linearmente independentes entre si e Y é interpretado como os efeitos das inovações da tendência comum sobre as variáveis. τ_t é modelado como um passeio aleatório com intercepto,

$$\tau_t = \mu + \tau_{t-1} + \varphi_t \quad (3)$$

onde o termo φ_t , por hipótese um ruído branco com $E(\varphi_t) = 0$ e $E(\varphi_t \varphi_t') = I_k$, é um vetor estrutural de choques independentes. Portanto, o modelo de tendências comuns em (2) e (3) especifica que

$$\begin{aligned} Z_t^s &= z_0 + \Phi(L)v_t, \\ Z_t^p &= Y[\tau_0 + \mu t + \sum_{j=1}^t \varphi_j], \end{aligned}$$

e assim,

$$Z_t = z_0 + \Phi(L)v_t + Y[\tau_0 + \mu t + \sum_{j=1}^t \varphi_j]. \quad (4)$$

Se o número de tendências comuns for menor do que o número de variáveis incluídas no modelo ($k < 3$), então existe exatamente $r = 3 - k$ vetores linearmente independentes que são ortogonais às colunas da matriz de pesos Y . Existe assim uma matriz α composta pelos r vetores que satisfazem a condição $\alpha'Y = 0$, e portanto $\alpha'\{Y[\tau_0 + \mu t + \sum_{j=1}^t \varphi_j]\} = \alpha'Z_t^p = 0$.

Caso φ_j e v_t forem correlacionados, os distúrbios da tendência podem influenciar não apenas o crescimento mas também as flutuações em torno da tendência. Em Warne (1993) os k primeiros elementos de v_t são dados por φ_j e os r elementos restantes, que representam os choques transitórios que atingem Z_t , são compostos por um vetor ψ_t de dimensão r .

A fim de estimar o modelo de tendências comuns, Warne (1993) assume que Z_t é gerado por um VAR irrestrito de ordem p :

$$A(L)Z_t = \rho + \varepsilon_t \quad (5)$$

O vetor de distúrbios ε_t , na forma reduzida, é por hipótese um ruído branco com média zero e matriz de variância-covariância Σ positiva definida; $A(L)$ é uma matriz polinomial 3×3 , tal que $A(\lambda) = I_3 - \sum_{j=1}^p A_j \lambda^j$ e o $\det[A(\lambda)] = 0$ se e somente se $|\lambda| \geq 1$.

Se os elementos de Z_t são cointegrados de ordem $(1, 1)$ com r vetores de cointegração, então usando o Teorema de Representação de Granger (TRG) (5) pode ser modificado para

$$A^*(L)\Delta Z_t = \rho - \gamma w_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

em que $w_{t-1} = \alpha' Z_{t-1}$, $A^*(L) = I_3 - \sum_{j=1}^p A_j^* \lambda^j$, $A_j^* = -\sum_{i=j+1}^p A_i$; $i = 1, \dots, p-1$ e γ é uma matriz composta por parâmetros de ajustamento. γ e α são matrizes de dimensão $3 \times r$ e as colunas de α são os vetores de cointegração. Cointegração implica portanto que o processo w_t é conjuntamente estacionário, e considerando o vetor de cointegração como um equilíbrio de longo prazo dos elementos de Z_t , então γw_{t-1} representa a correção da mudança em Z_t devido ao erro do período anterior em relação ao equilíbrio.

Dado o TRG e a representação de um vetor de médias móveis com a decomposição de Wold da forma

$$\Delta Z_t = \delta + C(L)\varepsilon_t \quad (7)$$

em que $C(\lambda) = I_3 - \sum_{j=1}^{\infty} C_j \lambda^j$, é possível reescrever (7) como um modelo de tendências comuns. Fazendo

$$C(\lambda) = C(1) + (1 - \lambda)C^*(\lambda), \quad (8)$$

substituindo (8) em (7) e procedendo as devidas manipulações, tem-se

$$Z_t = z_0 + C(1)\xi_t + C^*(L)\varepsilon_t \quad (9)$$

onde $\xi_t = \rho + \xi_{t-1} + \varepsilon_t$ e $\delta = C(1)\rho$.

Portanto,

$$\begin{aligned} Z_t^s &= z_0 + C^*(L)\varepsilon_t \\ Z_t^p &= C(1)[\xi_0 + \rho t + \sum_{j=1}^t \varepsilon_j] \end{aligned} \quad (10)$$

Warne (1993) ressalta que a matriz $C(1)$ tem posto reduzido sob a hipótese de cointegração, indicando que somente os $k = 3 - r$ elementos de $C(1)\varepsilon_t$ resultam em efeitos permanentes independentes sobre Z_t . Portanto, a partir das equações (4) e (10) a igualdade dos componentes de tendência implica que

$$Y\varphi_t = C(1)\varepsilon_t, \quad YY' = C(1)\Sigma C(1)', \quad Y\mu = C(1)\rho \quad (11)$$

Para estimar a matriz de pesos Y do modelo de tendências comuns é necessário ter informações sobre os parâmetros das matrizes $C(1)$ e Σ . A matriz Σ pode ser estimada diretamente por (5) ou (6); para obter uma estimativa de $C(1)$ é necessário reescrever a representação do VEC. Portanto, seja uma matriz não singular M de ordem 3, dada por $[S'_k \quad \alpha]'$, em que as linhas da matriz $k \times 3$, S_k satisfazem $S_{i,k}C(1) \neq 0$ para todo $i \in \{1, \dots, k\}$.

Seja γ^* uma matriz 3×3 igual a $[0 \quad \gamma]$, e duas matrizes polinomiais $D(\lambda) = \begin{bmatrix} I_k & 0 \\ 0 & (1 - \lambda)I_r \end{bmatrix}$

e $D_\perp(\lambda) = \begin{bmatrix} (1 - \lambda)I_k & 0 \\ 0 & I_r \end{bmatrix}$. Sejam $\theta = M\rho$ e $\eta_t = M\varepsilon_t$. Agora é possível representar a equação

(6) como um VAR condicionado aos vetores de cointegração, e o resultado do processo é definido como VAR restrito. Para tanto, pré-multiplicando a equação (6) pela matriz M ,

$$MA^*(L)\Delta Z_t = \theta - M\gamma w_{t-1} + \eta_t.$$

Definindo uma variável aleatória tridimensional x_t , tal que $x_t = D_\perp(\lambda)MZ_t$, e sabendo que $(1 - \lambda)I_3 = D(\lambda)D_\perp(\lambda)$ e $\gamma w_t = \gamma^*x_t$, é possível expressar o sistema como se segue,

$$B(L)x_t = \theta + \eta_t \quad (12)$$

onde $B(\lambda) = M[A^*(\lambda)M^{-1}D(\lambda) + \gamma^*\lambda]$.

Após apresentar uma versão do Teorema da Representação de Granger, Warne (1993) refere que a matriz polinomial captura a dinâmica de curto prazo do modelo, enquanto os termos $(D_\perp(\lambda), D(\lambda))$ e M representam a integração e cointegração das variáveis, respectivamente.

Os parâmetros da equação (12) podem ser estimados por máxima verossimilhança

incluindo uma constante e p defasagens. As matrizes M e $D_{\perp}(\lambda)$, necessárias para construir a variável x_t , podem ser construídas tomando como base os vetores de cointegração. O espaço gerado pelas linhas de α' são suficientes para determinar as matrizes M e $D_{\perp}(\lambda)$.

Definidos os elementos de α e utilizando as relações em (12), a expressão que identifica os choques permanentes e os choques transitórios a partir do vetor de inovações estruturais v_t pode ser obtida por meio de

$$\varphi_t = (Y'Y)^{-1}Y'C(1)\varepsilon_t \quad (13)$$

$$\psi_t = (\gamma'\Sigma^{-1}\gamma)^{-1/2}\gamma'\Sigma^{-1}\varepsilon_t \quad (14)$$

As inovações permanentes, dadas por φ_t , estão associadas aos choques na tendência comum. As inovações permanentes (φ_t) e transitórias (ψ_t) são mutuamente independentes, e também o são as inovações transitórias.

3.3 Um breve panorama das exportações brasileiras por fator agregado

Esta seção fará uma breve exposição das exportações brasileiras por fator agregado nos últimos anos. A média anual de crescimento das exportações totais do Brasil entre 1991 e 2017 foi de 8,3% ao ano, em termos reais. A Tabela 3.1 a seguir, por conveniência repetida do capítulo 2 desta tese, apresenta as séries anuais das vendas externas por fator agregado, obtidas das somas mensais deflacionadas pelo índice de preços das exportações dos produtos manufaturados, semimanufaturados e básicos da FUNCEX. Como visto anteriormente, o crescimento médio das vendas externas entre 1991 e 2017 foi maior para os produtos básicos, com 11,1% de média anual; semimanufaturados e manufaturados tiveram crescimento médio de 8,1% e 6,6%, respectivamente. Os anos 2000 foram os melhores para todas as categorias, destacando-se o aumento anual médio de 22,5% para os básicos. Os anos de 2008, 2010 e 2011 foram muito bons para estes produtos, com crescimento em torno de 40%. Para os semimanufaturados, os melhores anos foram os de 1995 e 2010; para os manufaturados, 2004, com elevação de 33,3%. 2009 foi o pior ano desde 1990 para os semimanufaturados e para os manufaturados, com quedas de 24,5% e 27,2% em suas exportações. O ano de 2015 foi ainda pior do que o ano de 2009 para os básicos, com diminuições de 19,9% e 15,1% respectivamente.

Tabela 3.1: Exportações por fator agregado, 1990 a 2017, e variação real (%). Valores em US\$ FOB, deflacionados.

Ano	Básicos	Var. %	Semimanufaturados	Var. %	Manufaturados	Var. %
1990	8.428.546.836,09		5.031.251.899,58		17.359.742.249,55	
1991	8.522.478.028,35	1,1	5.041.563.774,95	0,2	17.853.301.560,11	2,8
1992	8.686.470.536,53	1,9	5.316.265.210,17	5,4	21.378.163.039,04	19,7
1993	9.107.670.034,91	4,8	5.666.193.682,48	6,6	23.577.621.813,58	10,3
1994	10.652.168.149,40	17,0	6.902.999.051,70	21,8	24.741.494.743,81	4,9
1995	10.514.848.884,57	-1,3	9.542.257.980,29	38,2	25.457.233.355,79	2,9
1996	11.867.721.588,78	12,9	8.708.181.453,68	-8,7	26.461.508.069,95	3,9
1997	14.374.577.064,86	21,1	8.472.231.510,36	-2,7	29.254.023.302,10	10,6
1998	13.285.004.893,93	-7,6	8.242.792.800,18	-2,7	29.447.109.101,18	0,7
1999	11.938.835.164,94	-10,1	8.004.226.840,87	-2,9	27.557.259.488,30	-6,4
2000	12.613.108.665,21	5,6	8.427.780.969,37	5,3	32.426.379.068,57	17,7
2001	15.513.524.689,43	23,0	8.385.976.489,90	-0,5	33.098.236.805,13	2,1
2002	16.975.854.134,08	9,4	8.899.440.578,15	6,1	33.233.389.013,77	0,4
2003	20.858.930.702,73	22,9	10.857.741.078,68	22,0	39.642.098.808,93	19,3
2004	28.379.639.763,71	36,1	13.237.538.315,88	21,9	52.825.814.284,62	33,3
2005	34.085.908.612,90	20,1	15.872.103.093,49	19,9	64.764.891.951,79	22,6
2006	40.161.934.137,02	17,8	19.204.591.237,41	21,0	74.293.096.655,30	14,7
2007	50.372.145.747,45	25,4	21.656.614.967,29	12,8	83.193.452.043,59	12,0
2008	72.443.779.427,28	43,8	26.865.547.561,44	24,1	92.152.223.613,00	10,8
2009	61.481.809.200,81	-15,1	20.271.496.933,70	-24,5	67.081.878.327,75	-27,2
2010	87.191.070.502,18	41,8	27.796.923.299,86	37,1	79.050.464.822,39	17,8
2011	121.968.813.849,49	39,9	35.787.367.799,74	28,7	91.652.187.872,11	15,9
2012	113.764.575.641,86	-6,7	33.354.947.064,96	-6,8	90.973.922.347,59	-0,7
2013	113.414.553.373,73	-0,3	30.781.373.363,40	-7,7	92.917.597.102,33	2,1
2014	111.470.522.119,92	-1,7	29.220.996.788,53	-5,1	80.580.486.126,20	-13,3
2015	89.246.110.746,67	-19,9	27.039.424.376,23	-7,5	73.742.872.816,72	-8,5
2016	77.731.582.502,11	-12,9	27.567.316.646,01	2,0	73.647.270.100,33	-0,1
2017	101.164.534.565,46	30,1	31.305.516.866,53	13,6	80.042.220.705,70	8,7
Cresc. Médio 1991-2000:		4,5		6,1		6,7
Cresc. Médio 2001-2010:		22,5		14,0		10,6
Cresc. Médio 2011-2017:		4,1		2,5		0,6
Cresc. Médio 1991-2017:		11,1		8,1		6,6

Fonte: Elaboração própria com dados do MDIC (2018).

Obs.: As Exportações foram deflacionadas pelos índices de preço das exportações por fator agregado da FUNCEX.

De acordo com o Ministério do Desenvolvimento, Indústria e comércio, MDIC (2018), no acompanhamento das exportações brasileiras por grau de elaboração do produto o país adota a classificação por fator agregado. As mercadorias são classificadas como produto básico ou

industrializado, onde este último grupo é subdividido em manufaturado e semimanufaturado. Os produtos básicos são aqueles que guardam suas características próximas ao estado em que são encontrados na natureza, portanto com um baixo grau de elaboração. Neste agrupamento estão incluídos minérios e produtos agrícolas como café em grão, soja em grão, carne *in natura*, milho em grão e trigo em grão.

Os produtos industrializados, segundo o MDIC (2018) são aqueles que sofreram considerável transformação. Os produtos semimanufaturados são aqueles que ainda não estão em sua forma definitiva de uso, seja final ou intermediário, e devem passar por outro processo produtivo para se transformarem em produto manufaturado. Exemplos são açúcar em bruto (que será transformado em açúcar refinado), óleo de soja bruto (a ser transformado em óleo de soja refinado), produtos semimanufaturados de ferro (laminados planos) e celulose (papel).

De acordo com o MDIC (2018), tal classificação é utilizada no Brasil desde meados da década de 1960, sendo que a metodologia por fator agregado foi elaborada pelo Setor de Nomenclatura da Área de Estatística da antiga CACEX (Carteira de Comércio Exterior) do Banco do Brasil, e teve como referência a classificação baseada na fusão dos critérios do INTAL – Instituto para a Integração da América Latina e Caribe (1966-67) – e da UNCTAD – Conferência das Nações Unidas para Comércio e Desenvolvimento (1965), com adaptações.

A tabela 3.2, novamente repetida aqui por conveniência do capítulo 2, apresenta as participações percentuais de cada categoria de classificação por fator agregado no total exportado pelo Brasil. Na média anual entre 1991 e 2017 as participações dos produtos básicos, semimanufaturados e manufaturados foram de 33,9%, 15,1% e 50,9% respectivamente. A participação de menor variabilidade ao longo de todo período foi a dos semimanufaturados. Os produtos manufaturados, que no ano de 2000 respondiam por 60,6% da pauta exportada, tiveram sua participação gradativamente reduzida ao longo dos anos, e em 2017 essa categoria representava 37,7% das vendas totais. Já a participação dos básicos cresceu em torno de vinte pontos percentuais do início ao fim do período.

Tabela 3.2: Participação das exportações por fator agregado no total exportado, em %, 1990 a 2017.

Ano	Básicos	Semimanufaturados	Manufaturados
1990	27,3	16,3	56,3
1991	27,1	16,0	56,8
1992	24,6	15,0	60,4
1993	23,7	14,8	61,5
1994	25,2	16,3	58,5
1995	23,1	21,0	55,9

1996	25,2	18,5	56,3
1997	27,6	16,3	56,1
1998	26,1	16,2	57,8
1999	25,1	16,9	58,0
2000	23,6	15,8	60,6
2001	27,2	14,7	58,1
2002	28,7	15,1	56,2
2003	29,2	15,2	55,6
2004	30,0	14,0	55,9
2005	29,7	13,8	56,5
2006	30,0	14,4	55,6
2007	32,5	14,0	53,6
2008	37,8	14,0	48,1
2009	41,3	13,6	45,1
2010	44,9	14,3	40,7
2011	48,9	14,3	36,7
2012	47,8	14,0	38,2
2013	47,8	13,0	39,2
2014	50,4	13,2	36,4
2015	47,0	14,2	38,8
2016	43,4	15,4	41,2
2017	47,6	14,7	37,7
Média 1991-2000:	25,1	16,7	58,2
Média 2001-2010:	33,2	14,3	52,5
Média 2011-2017:	47,6	14,1	38,3
Média 1991-2017:	33,9	15,1	50,9

Fonte: Elaboração própria com dados do MDIC (2018).

As tabelas 3.3 e 3.4 a seguir apresentam os principais produtos exportados por categoria de fator agregado em 2017, em dólares correntes¹³. No referido ano o Brasil exportou pouco mais de US\$ 101 bilhões em produtos básicos, que representaram 46,41% do total. Foram vendidos ao exterior US\$ 31,4 bilhões em bens semimanufaturados e US\$ 80,253 bilhões em manufaturados, com participações de 14,44% e 36,86% respectivamente. Os doze principais produtos básicos exportados em 2017 estão elencados na tabela, onde destaca-se a participação de 25,45% do produto soja mesmo triturada no total. Estes doze produtos, como visto anteriormente, possuem suas características próximas ao estado em que são encontrados na natureza, possuindo baixo grau de elaboração.

¹³ Note que a participação de cada fator agregado no total exportado difere da tabela anterior, pois naquela os dados foram deflacionados.

Tabela 3.3: Principais produtos exportados por fator agregado, básicos e semimanufaturados, e participação % nos totais, 2017, US\$ FOB.

		% do fator	% do total
TOTAL EXPORTADO	217.739.177.077		
1.PRODUTOS BASICOS	101.063.315.839	-	46,41
Soja mesmo triturada	25.717.736.799	25,45	11,81
Minérios de ferro e seus concentrados	19.199.154.102	19,00	8,82
Óleos brutos de petróleo	16.624.996.815	16,45	7,64
Carne de frango congelada, fresca ou refrig.incl.miudos	6.427.893.122	6,36	2,95
Carne de bovino congelada, fresca ou refrigerada	5.069.890.208	5,02	2,33
Farelo e resíduos da extração de óleo de soja	4.973.331.347	4,92	2,28
Café cru em grão	4.600.226.342	4,55	2,11
Milho em grãos	4.567.018.755	4,52	2,10
Minérios de cobre e seus concentrados	2.485.258.236	2,46	1,14
Fumo em folhas e desperdícios	2.000.441.012	1,98	0,92
Carne de suíno congelada, fresca ou refrigerada	1.465.030.961	1,45	0,67
Algodão em bruto	1.357.711.216	1,34	0,62
Outros	6.574.626.924	6,51	3,02
2.PRODUTOS SEMIMANUFATURADOS	31.434.139.067	-	14,44
Açúcar de cana, em bruto	9.042.180.760	28,77	4,15
Celulose	6.345.210.507	20,19	2,91
Produtos semimanufaturados de ferro ou aços	4.174.838.072	13,28	1,92
Ferro-ligas	2.464.683.660	7,84	1,13
Ouro em formas semimanufaturadas,para uso não monetário	2.005.929.504	6,38	0,92
Couros e peles, depilados, exceto em bruto	1.895.238.110	6,03	0,87
Demais produtos semimanufaturados	1.031.800.613	3,28	0,47
Óleo de soja em bruto	912.838.770	2,90	0,42
Ferro fundido bruto e ferro spiegel (ex ferro gusa)	764.872.115	2,43	0,35
Madeira serrada ou fendida 88ongitude. De espessura > 6mm	665.281.250	2,12	0,31
Alumínio em bruto	393.036.981	1,25	0,18
Outros	1.738.228.725	5,53	0,80

Fonte: Elaboração própria com dados do MDIC (2018).

Os três primeiros produtos no ranking dos básicos responderam por quase 61% do total exportado por esta categoria em 2017. Soja mesmo triturada, minérios de ferro e seus concentrados e óleos brutos de petróleo também foram os principais produtos vendidos pelo

Brasil no total geral do ano, fato apresentado na posterior tabela 3.5, com participação de pouco mais de 28% do total e vendas de 61,54 bilhões de dólares.

Os três primeiros produtos no ranking dos semimanufaturados também responderam por mais de 60% do total da categoria em 2017. Com um total de US\$ 19,56 bilhões vendidos, açúcar de cana em bruto, celulose e produtos semimanufaturados de ferro ou aços representaram quase 9% das exportações nacionais. Note que, como esperado, os 10 principais produtos semimanufaturados elencados ainda não estão em sua forma definitiva de uso, devendo passar por outro processo produtivo para se transformarem em produto manufaturado.

A tabela 3.4 a seguir apresentam os principais produtos manufaturados exportados em 2017. Note que a pauta é bem menos concentrada em poucos produtos do que nas outras duas categorias. Os 25 bens elencados respondem por quase 61% do total das vendas de manufaturados, e 20,45% do total nacional. As exportações de automóveis de passageiros, aviões e veículos de carga totalizaram pouco mais de 13 bilhões de dólares. Note que os bens manufaturados da tabela estão em sua forma definitiva de uso, seja final ou intermediário.

Tabela 3.4: Principais produtos manufaturados exportados e participação % nos totais, 2017, US\$ *FOB*.

		% do fator	% do total
TOTAL EXPORTADO	217.739.177.077		
3.PRODUTOS MANUFATURADOS	80.253.456.510	-	36,86
Automóveis de passageiros	6.669.802.001	8,31	3,06
Demais produtos manufaturados	4.389.559.704	5,47	2,02
Aviões	3.516.716.909	4,38	1,62
Veículos de carga	2.825.639.629	3,52	1,30
Óxidos e hidróxidos de alumínio	2.768.874.019	3,45	1,27
Açúcar refinado	2.364.819.697	2,95	1,09
Maquinas e aparelhos p/terraplanagem, perfuração, etc.	2.262.550.291	2,82	1,04
Produtos laminados planos de ferro ou aços	2.204.724.494	2,75	1,01
Partes e peças para veículos automóveis e tratores	2.144.382.735	2,67	0,98
Polímeros de etileno, propileno e estireno	1.879.276.555	2,34	0,86
Motores para veículos automóveis e suas partes	1.772.222.440	2,21	0,81
Óleos combustíveis (óleo diesel,fuel-oil, etc.)	1.421.734.357	1,77	0,65
Tratores	1.413.000.121	1,76	0,65
Pneumáticos	1.266.227.961	1,58	0,58
Motores,geradores e transformadores eletr.e suas partes	1.221.138.066	1,52	0,56
Suco de laranja não congelado	1.100.011.362	1,37	0,51

Calçados	1.090.468.374	1,36	0,50
Tubos flexíveis, de ferro ou aço	1.083.259.587	1,35	0,50
Chassis com motor e carroçarias p/ veículos automóveis	1.073.613.345	1,34	0,49
Bombas, compressores, ventiladores, etc. e suas partes	1.038.695.451	1,29	0,48
Papel e cartão, para escrita, impressão ou fins gráficos	1.021.309.031	1,27	0,47
Medicamentos para medicina humana e veterinária	984.413.612	1,23	0,45
Plataformas de perfuração ou de exploração, dragas, etc	903.896.654	1,13	0,42
Torneiras, válvulas e dispositivos semelhantes e partes	857.016.952	1,07	0,39
Suco de laranja congelado	840.163.595	1,05	0,39
Etanol	806.855.916	1,01	0,37
Outros	31.333.083.652	39,04	14,39

Fonte: Elaboração própria com dados do MDIC (2018).

A tabela 3.5 a seguir apresenta os dez principais produtos exportados em 2017 e seus principais países de destino. Estes produtos responderam por pouco mais de 48% da vendas externas, com um total de US\$ 104,67 bilhões. Percebe-se que o Brasil exporta muito minério de ferro e seus concentrados para a Ásia, a maioria dos automóveis de passageiros para as Américas, muita carne de frango para o Oriente Médio e muito café cru em grão para os Estados Unidos, Alemanha e Itália. Quase 79% da soja mesmo triturada é vendida para a China, e 71,5% dos automóveis de passageiros são exportados para a Argentina. De fato, em 2017 a China foi o principal comprador dos três principais produtos vendidos pelo Brasil.

Tabela 3.5: Principais produtos de exportação e países de destino, 2017, em US\$ FOB e participação % no total.

1.Soja mesmo triturada	25.717.736.799	11,81	6.Carne de frango congelada, fresca ou refrig.incl.miudos	6.427.893.122	2,95
China	20.310.207.507	78,97	Arábia Saudita	1.006.211.320	15,65
Espanha	757.680.539	2,95	Japão	907.262.651	14,11
Tailândia	622.763.095	2,42	China	760.571.946	11,83
Países Baixos (Holanda)	592.434.293	2,30	Emirados Árabes Unidos	516.313.004	8,03
Demais Países	3.434.651.365	13,36	Demais Países	3.237.534.201	50,37
2.Minérios de ferro e seus concentrados	19.199.154.102	8,82	7.Celulose	6.345.210.507	2,91
China	10.392.716.796	54,13	China	2.567.547.252	40,46
Japão	1.399.508.673	7,29	Estados Unidos	979.378.338	15,43
Malásia	1.172.028.619	6,10	Países Baixos (Holanda)	720.957.867	11,36
Países Baixos (Holanda)	1.022.749.549	5,33	Itália	588.325.329	9,27
Coreia do Sul	577.637.393	3,01	Demais Países	1.489.001.721	23,47
Demais Países	4.634.513.072	24,14	8.Carne de bovino congelada, fresca ou refrigerada	5.069.890.208	2,33
3.Óleos brutos de petróleo	16.624.996.815	7,64	Hong Kong	1.021.413.128	20,15

China	7.351.046.335	44,22	China	928.984.932	18,32
Estados Unidos	2.648.443.199	15,93	Irã	559.718.099	11,04
Chile	1.507.701.260	9,07	Egito	519.063.343	10,24
Índia	1.498.101.118	9,01	Rússia	452.263.977	8,92
Espanha	959.337.698	5,77	Demais Países	1.588.446.729	31,33
Uruguai	739.971.188	4,45	9.Farelo e resíduos da extração de óleo de soja	4.973.331.347	2,28
Santa Lúcia	441.142.218	2,65	Países Baixos (Holanda)	1.074.335.627	21,60
Portugal	359.518.383	2,16	Tailândia	651.745.909	13,10
Taiwan (Formosa)	289.584.875	1,74	Indonésia	524.576.089	10,55
Panamá	185.179.448	1,11	Coreia do Sul	518.948.238	10,43
Demais Países	644.971.093	3,88	França	496.506.949	9,98
4.Açúcar de cana, em bruto	9.042.180.760	4,15	Alemanha	435.150.796	8,75
Bangladesh	1.079.501.411	11,94	Eslovênia	299.061.578	6,01
Índia	924.065.486	10,22	Irã	133.995.204	2,69
Argélia	847.701.702	9,37	Vietnã	120.120.542	2,42
Malásia	651.317.461	7,20	Demais Países	718.890.415	14,45
Demais Países	5.539.594.700	61	10.Café cru em grão	4.600.226.342	2,11
5.Automóveis de passageiros	6.669.802.001	3,06	Estados Unidos	916.702.011	19,93
Argentina	4.770.489.877	71,52	Alemanha	878.997.330	19,11
México	487.685.010	7,31	Itália	490.626.201	10,67
Chile	262.250.473	3,93	Japão	323.387.325	7,03
Uruguai	198.452.545	2,98	Bélgica	304.901.082	6,63
Estados Unidos	184.018.117	2,76	Turquia	139.445.828	3,03
Demais Países	766.905.979	11,50	Demais Países	1.546.166.565	33,61

Fonte: Elaboração própria com dados do MDIC (2018).

Os cinco principais países para os quais o Brasil exportou em 2017 adquiriram aproximadamente US\$ 106,5 bilhões em mercadorias, 48.9% do total. Somente China e Estados Unidos compraram pouco mais de um terço do total nacional vendido no exterior. Destaca-se que a maior parte dos aviões vendidos o foram para os EUA.

Tabela 3.6: Principais países de destino e produtos exportados, 2017, em US\$ FOB, e participação no total.

Total Exportado:	217.739.177.077	Part. %
1.China	47.488.448.664	21,81
Soja mesmo triturada	20.310.207.507	42,77
Minérios de ferro e seus concentrados	10.392.716.796	21,88
Óleos brutos de petróleo	7.351.046.335	15,48
Celulose	2.567.547.252	5,41
Carne de bovino congelada, fresca ou refrigerada	928.984.932	1,96
Carne de frango congelada, fresca ou refrig.incl.miudos	760.571.946	1,60
Demais Produtos	5.177.373.896	10,90
2.Estados Unidos	26.872.626.064	12,34

Óleos brutos de petróleo	2.648.443.199	9,86
Aviões	2.188.402.661	8,14
Reexportação	1.874.944.548	6,98
Produtos semimanufaturados de ferro ou aços	1.843.828.649	6,86
Celulose	979.378.338	3,64
Café cru em grão	916.702.011	3,41
Demais Produtos	16.420.926.658	61,11
3.Argentina	17.618.814.028	8,09
Automóveis de passageiros	4.770.489.877	27,08
Veículos de carga	1.822.444.397	10,34
Partes e peças para veículos automóveis e tratores	1.070.815.167	6,08
Demais Produtos	9.955.064.587	56,50
4.Países Baixos (Holanda)	9.252.264.688	4,25
Tubos flexíveis, de ferro ou aço	1.077.256.687	11,64
Farelo e resíduos da extração de óleo de soja	1.074.335.627	11,61
Minérios de ferro e seus concentrados	1.022.749.549	11,05
Celulose	720.957.867	7,79
Torneiras, válvulas e dispositivos semelhantes e partes	598.984.242	6,47
Soja mesmo triturada	592.434.293	6,40
Ferro-ligas	525.065.218	5,67
Demais Produtos	3.640.481.205	39,35
5.Japão	5.263.291.437	2,42
Minérios de ferro e seus concentrados	1.399.508.673	26,59
Carne de frango congelada, fresca ou refrig.incl.miudos	907.262.651	17,24
Milho em grãos	451.949.814	8,59
Café cru em grão	323.387.325	6,14
Demais Produtos	2.181.182.974	41,44

Fonte: Elaboração própria com dados do MDIC (2018).

Após esta breve apresentação da evolução no tempo e das características das exportações brasileiras por fator agregado, na seção seguinte serão apresentados e discutidos os principais resultados econométricos encontrados.

3.5 Resultados

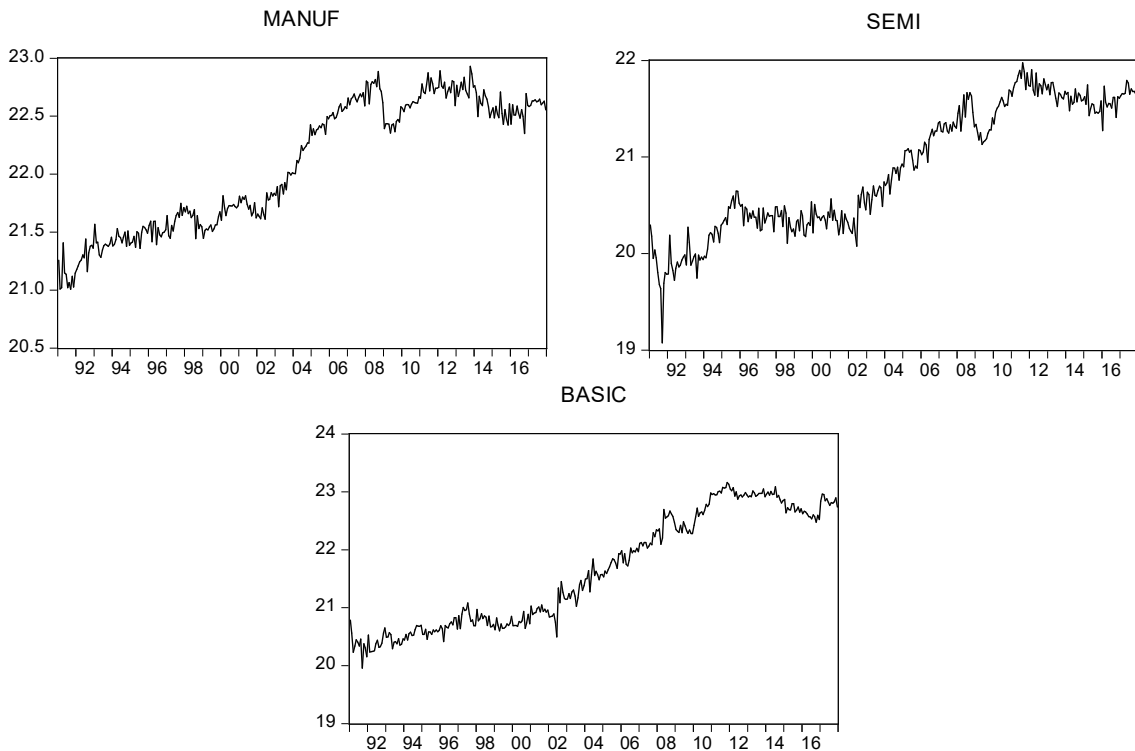
Como visto anteriormente na revisão de literatura, mudanças tecnológicas, inclusive da produtividade do trabalho, ou ainda choques de oferta, podem determinar a trajetória de variáveis macroeconômicas como o produto, o consumo e o investimento *per capita*, inclusive no curto prazo. Além disso, no estado estacionário de longo prazo, o produto *per capita* tende a ser determinado por uma tendência estocástica dada pelo crescimento da produtividade do

trabalho. Nos dois primeiros capítulos desta tese foi visto que as exportações, teórica e empiricamente, tendem a ser explicadas principalmente pelo produto nacional, produto externo e preços relativos (taxas de câmbio efetivas reais). Portanto, é possível que se choques permanentes de produtividade determinem a renda *per capita* interna e externa, os mesmos tipos de choques determinem as vendas externas. A seguir investigaremos a hipótese de que as exportações brasileiras de produtos manufaturados, semimanufaturados e básicos possuem uma tendência estocástica comum entre elas. Examinaremos também a hipótese de que choques permanentes (choques de oferta) são mais importantes para o comportamento das vendas externas por fator agregado do que choques transitórios (choques de demanda que, por exemplo, acarretem uma desvalorização cambial).

A base de dados utilizada no estudo têm periodicidade mensal, e as séries vão de janeiro de 1991 a dezembro de 2017, compreendendo 324 observações. As exportações mensais para as três categorias de fator agregado (produtos manufaturados, semimanufaturados e básicos), em dólares correntes, valores *free on board (FOB)*, foram obtidas na base de dados do IPEA chamada IPEADATA (2018). Os dados foram deflacionados pelo índice de preços das exportações de cada categoria, calculado pela Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior – FUNCEX e disponibilizados naquela base de dados. As séries resultantes são uma boa *proxy* para o verdadeiro *quantum* exportado de cada categoria¹⁴. Todas as séries foram então transformadas em logaritmo natural e dessazonalizadas pelo filtro Census X12. A figura a seguir apresenta o comportamento temporal das séries de exportações a serem estudadas:

¹⁴ Os índices de preço da FUNCEX são calculados segundo o critério de FISHER, enquanto o *quantum* é obtido implicitamente pela deflação da variação do valor e do preço calculados no período.

Figura 3.1: Evolução do logaritmo das exportações mensais por fator agregado, dessazonalizadas, 1991 a 2017.



Fonte: Elaboração do autor com dados do IPEADATA (2018).

Os correlogramas das três séries sugerem a não estacionariedade de todas elas, dado o lento decaimento da autocorrelação. A metodologia econométrica exposta em seção anterior assume que as variáveis do modelo são não estacionárias, ou integradas de primeira ordem $I(1)$. A seguir são apresentados os testes de raiz unitária para verificar tal hipótese.

Tabela 3.7: Testes de raiz unitária.

Variável	Teste ADF		Teste PP	
	Hipótese nula: raiz unitária		Hipótese nula: raiz unitária	
	Constante	Constante e Tendência	Constante	Constante e Tendência
	<i>P-valor</i>	<i>P-valor</i>	<i>P-valor</i>	<i>P-valor</i>
MANUF	0,432	0,904	0,617	0,226
SEMI	0,786	0,295	0,724	0,00
BASIC	0,842	0,578	0,887	0,018

O critério de Schwarz para seleção das defasagens do teste ADF.

Fonte: Elaboração do autor com dados da pesquisa.

Outros testes de raiz unitária foram realizados. O teste KPSS rejeitou a hipótese nula de estacionariedade em todos os casos. Dado que possivelmente existe quebra nas séries, foi

também realizado o teste de Lanne *et al.* (2002). Os resultados deste teste para as três categorias de exportações apresentaram quebras estruturais em variadas datas, dependendo da especificação. As datas mais frequentes foram entre 2002 e 2004, possivelmente devido a entrada da China na OMC e ao início do período de grande crescimento econômico mundial, e fins de 2008 e início de 2009, possivelmente causadas pela crise financeira global.

Dado que as três variáveis aparentam ser integradas de primeira ordem, os resultados dos testes de raiz unitária podem indicar que as exportações por fator agregado possam ser influenciadas por uma tendência estocástica comum entre elas. A seguir será verificada a hipótese de que existe uma relação cointegrante entre as vendas externas de produtos manufaturados, semimanufaturados e básicos.

O teste utilizado para verificar tal hipótese é o teste de cointegração de Johansen *et al.* (2000), uma vez que o procedimento verifica a relação entre as variáveis na presença de quebras estruturais. Dados os testes de raiz unitária, o exame dos gráficos acima e o teste de Chow para quebra estrutural, e como o teste de Johansen *et al.* (2000) não identifica a data de quebra endogenamente, determina-se exogenamente a data de quebra em setembro de 2008. Neste mês ocorreu a falência do grande banco de investimentos americano *Lehman Brothers*, que gerou um imediato congelamento dos mercados de crédito interbancário em vários países desenvolvidos. Esta falência de enormes proporções foi talvez o gatilho principal a desencadear a chamada Grande Recessão Mundial que se seguiu. A tabela 3.8 a seguir apresenta os resultados do teste, considerando uma *dummy* de quebra no referido mês.

Tabela 3.8: Teste de Johansen para cointegração com quebra estrutural.

Nº de vetores	Estatística do traço	Valores críticos a 5%	Valor - p
$r = 0$	68,05	46,88	0.000
$r \leq 1$	29,42	28,70	0.040
$r \leq 2$	7,53	14,10	0,435

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa. A ordem de defasagem foi determinada pelo critério de Schwarz, que indicou 3 defasagens. Teste realizado incluindo constante e tendência no vetor de cointegração.

A hipótese nula de não cointegração, $r = 0$, é rejeitada ao nível de significância de 5% pela estatística do traço. A hipótese da existência de pelo menos uma relação cointegrante, $r \leq 1$, também é rejeitada, todavia não é rejeitada a hipótese de haver pelo menos dois vetores de cointegração. Portanto há evidências de que existem duas relações cointegrantes estacionárias entre as variáveis. A matriz de cointegração $\alpha_{3 \times 2}$ estimada, onde as r primeiras linhas dos

vetores são normalizadas para uma matriz identidade assume a seguinte forma: $\alpha =$

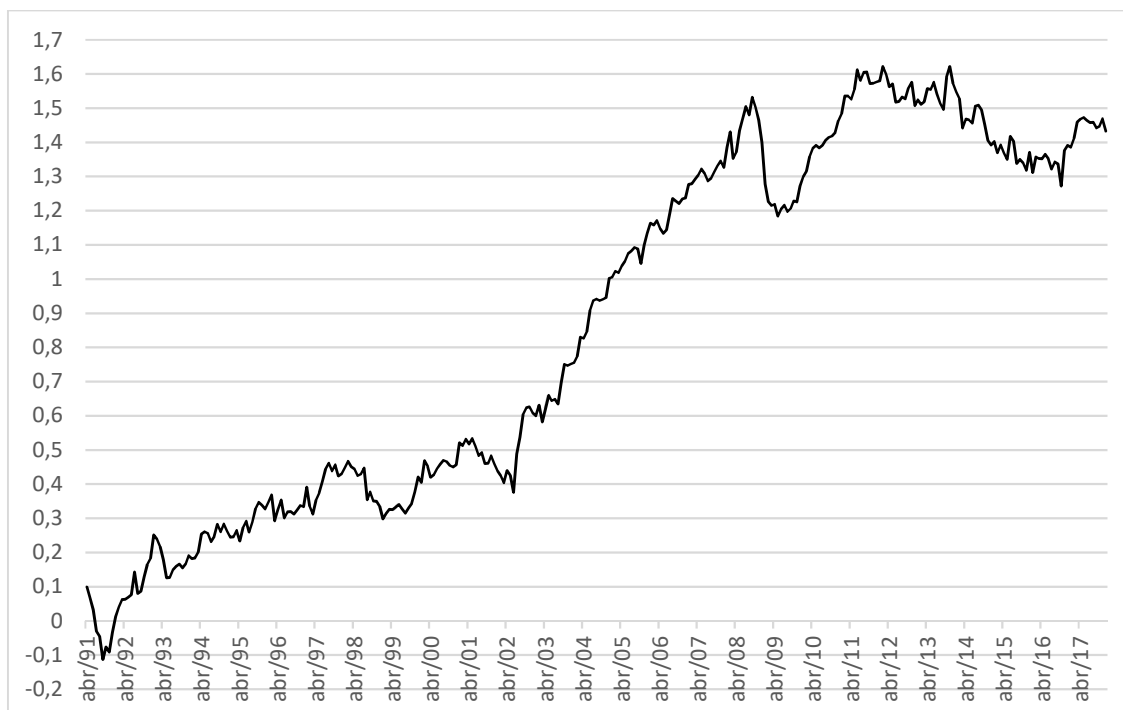
$$[\alpha_1 \quad \alpha_2] = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \\ -0,547 & -0,669 \\ (0,062) & (0,097) \end{bmatrix}. \text{ Os erros padrão dos dois vetores de cointegração estimados}$$

estão entre parênteses, indicando que a estimação é significativa ao nível de 5%.

Como visto anteriormente na seção metodológica, de acordo com Warne (1993) existem $n - r$ tendências estocásticas comuns em um modelo cointegrado, em que n é o número de variáveis e r é o número de relações cointegrantes entre elas. Temos $n = 3$ séries de exportações por categoria de fator agregado e $r = 2$ vetores de cointegração. Conseqüentemente é possível afirmar que existe aparentemente uma tendência estocástica comum que influencia a dinâmica de longo prazo entre vendas externas de produtos manufaturados, semimanufaturados e básicos. A seguir procede-se a estimação desta tendência estocástica comum; adicionalmente serão estudados os efeitos dos choques permanentes e transitórios e a sua importância relativa sobre as flutuações das exportações por fator agregado utilizando funções impulso resposta e decomposição da variância do erro de previsão.

As estimações abaixo são realizadas seguindo Warne (1993). O procedimento utiliza os vetores de cointegração obtidos anteriormente para estimar a tendência comum, mostrada na figura abaixo.

Figura 3.2: Tendência estocástica comum entre as exportações brasileiras por fator agregado, abril de 1991 a dezembro de 2017.



Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Note que o gráfico da tendência comum acima, levando em consideração a periodicidade diferente, apresenta relativa similaridade com a trajetória estimada do fator nacional comum às exportações estaduais, apresentada no capítulo 2 desta tese. Todavia, recorde que aqui estudamos a tendência, e lá as flutuações.

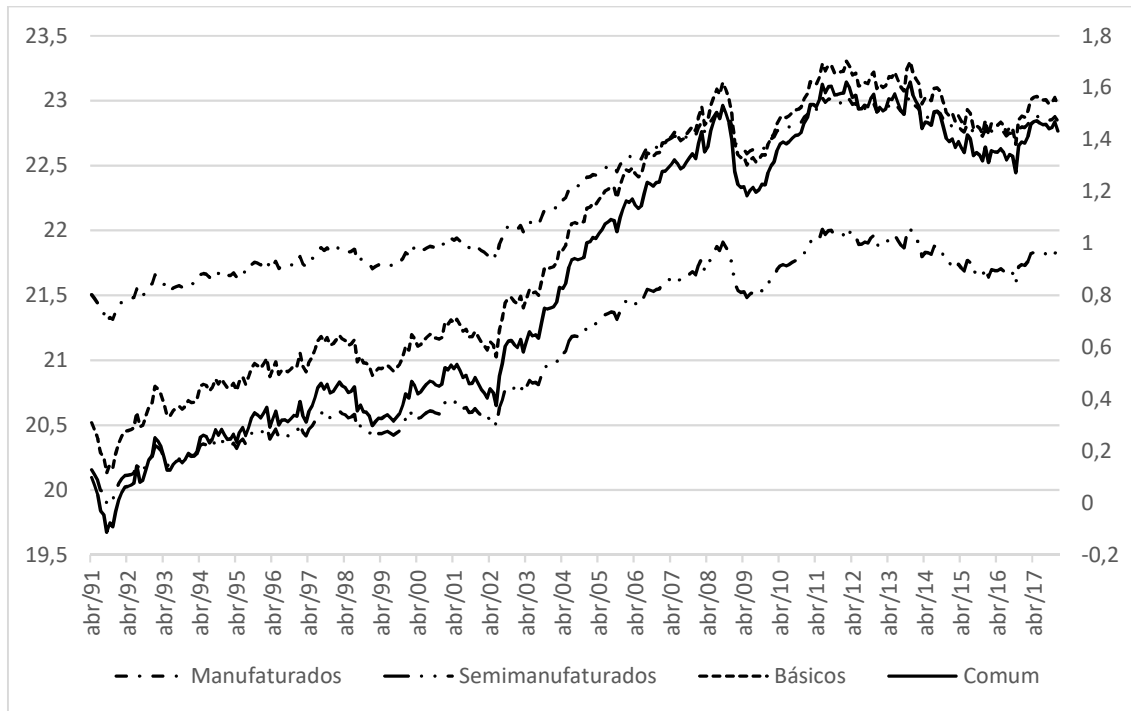
Nos anteriores capítulos 1 e 2 foi visto que, teórica e empiricamente, é natural associar as vendas externas aos seus condicionantes de oferta e de demanda por exportações, ou seja, principalmente aos ciclos de atividade interna, externa e a oscilações cambiais. Na figura anterior é possível também observar que a tendência estocástica comum estimada captura alguns dos principais acontecimentos econômicos que ocorreram ao longo do período estudado. Nos trabalhos enunciados na seção anterior de revisão de literatura, choques permanentes, os choques de oferta, relacionados principalmente a mudanças tecnológicas e da produtividade do fator trabalho, tendem a conduzir a tendência estocástica comum entre as principais variáveis macroeconômicas, e notadamente a renda *per capita*. É possível associar a figura anterior o fato de que a primeira metade da década de 1990 foi um período de importante abertura comercial, que trouxe novos produtos (telefones celulares, por exemplo) e novas tecnologias aos processos produtivos nacionais. Além disso as taxas de câmbio real estiveram relativamente desvalorizadas (principalmente a de produtos básicos).

O período de meados de 1998 a 2002 foi relativamente conturbado. Houve várias crises, nacionais e internacionais, tal como abordado nos capítulos anteriores desta tese. Destacam-se a moratória russa de 1998, a crise cambial brasileira de 1999, a moratória Argentina, a grande queda no índice da bolsa NASDAQ nos EUA e atentados terroristas. Já entre meados de 2002 e o terceiro trimestre de 2008 ocorreu um importante crescimento econômico no Brasil e em suas exportações, simultaneamente a uma grande elevação nas importações mundiais totais. Este período também está associado a importantes inovações tecnológicas, computacionais, ao avanço da internet e das telecomunicações no mundo, o que para muitos pode ser chamado de Terceira Revolução Industrial.

É possível ver na figura anterior que a tendência estocástica comum das exportações brasileiras por fator agregado é claramente afetada pela crise de 2008 e posterior recessão mundial. Observa-se também que, após uma recuperação em 2010, a partir de fins de 2011 a tendência é de estabilidade e posterior queda. Como visto no capítulo 2, este é um período em que as políticas fiscais expansionistas nos países desenvolvidos entram em exaustão, ocorrendo crise nos mercados de dívida soberana de vários países desenvolvidos, elevando as taxas de juros de longo prazo e freando o crescimento econômico. Ocorreu também uma forte desaceleração do crescimento econômico chinês, diminuindo assim as importações mundiais. Soma-se a isto o fato de os governos brasileiros neste período terem sido conturbados em termos políticos e econômicos.

A figura a seguir compara a tendência estocástica comum e as tendências individuais. Percebe-se o comportamento relativamente destoante das exportações de semimanufaturados na segunda metade da amostra.

Figura 3.3: Tendência estocástica comum e tendências individuais entre as exportações brasileiras por fator agregado, abril de 1991 a dezembro de 2017.



Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Na seção que discuti a metodologia deste ensaio foi exposto que a matriz Y , da equação (2) $Z_t = z_0 + Y\tau_t + \Phi(L)v_t$, mede os efeitos de longo prazo da tendência estocástica comum sobre as variáveis. A estimação obtida foi

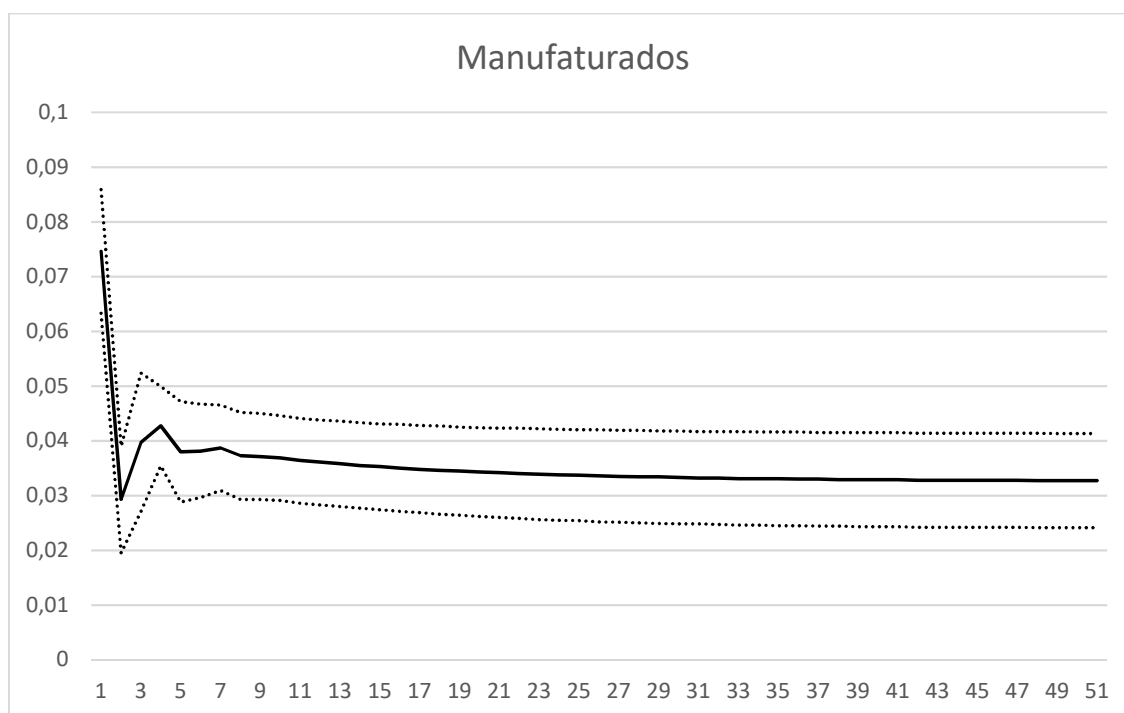
$$\begin{bmatrix} MANUF \\ SEMI \\ BASIC \end{bmatrix}_t = z_0 + \begin{bmatrix} 0,0326 \\ (0,0039) \\ 0,0399 \\ (0,0047) \\ 0,0596 \\ (0,0070) \end{bmatrix} \tau_t + \Phi(L)v_t \quad (15)$$

onde os valores entre parênteses são os erros padrão assintóticos estimados. As exportações de produtos manufaturados, semimanufaturados e básicos parecem reagir às inovações permanentes na tendência comum de forma positiva e significativa.

A seguir apresenta-se, através de funções impulso resposta, os resultados da estimação dos efeitos dos choques permanentes, ou seja, das inovações na tendência estocástica comum, e dos choques transitórios. As figuras 3.4, 3.5 e 3.6 mostram a resposta das exportações ao choque permanente em um período de pouco mais de 4 anos¹⁵.

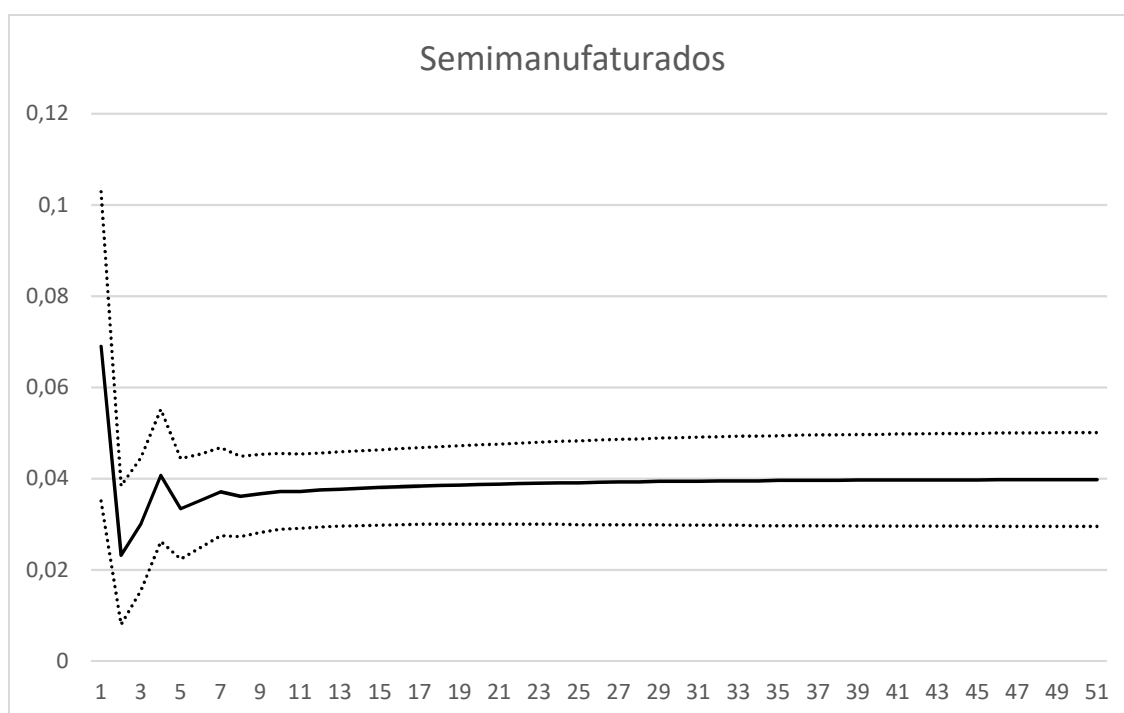
¹⁵ Choque de um desvio padrão, intervalos de confiança de 95%.

Figura 3.4: Função impulso resposta dos choques permanentes nas exportações brasileiras de produtos manufaturados.



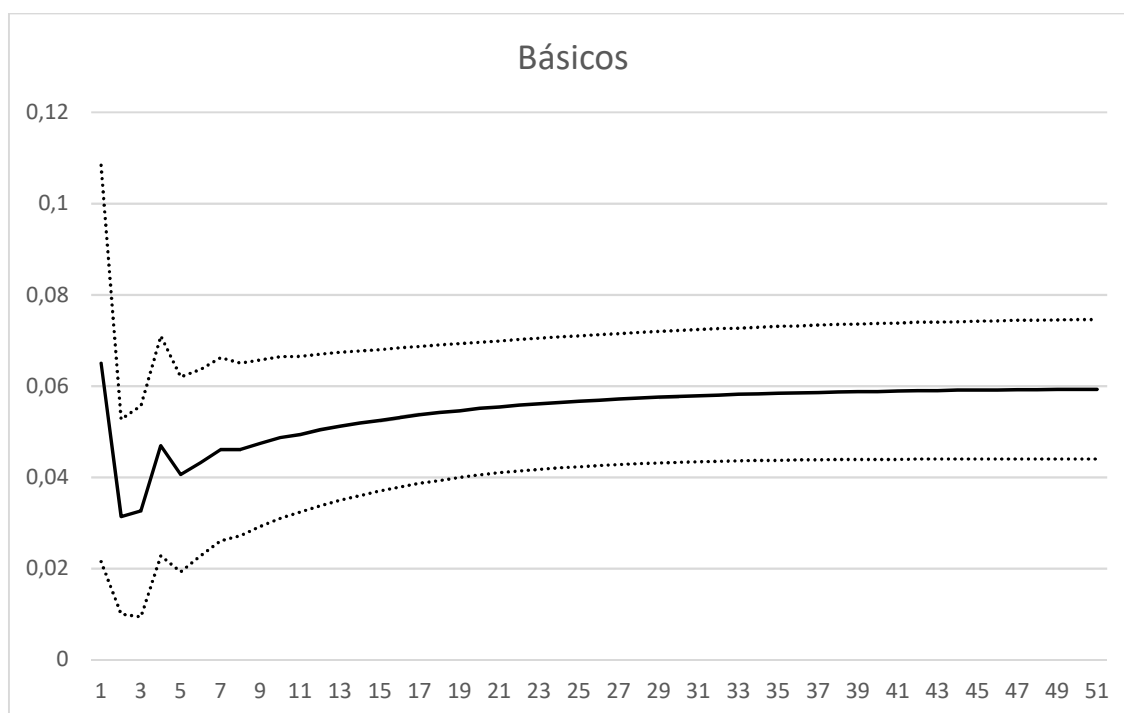
Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Figura 3.5: Função impulso resposta dos choques permanentes nas exportações brasileiras de produtos semimanufaturados.



Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Figura 3.6: Função impulso resposta dos choques permanentes nas exportações brasileiras de produtos básicos.



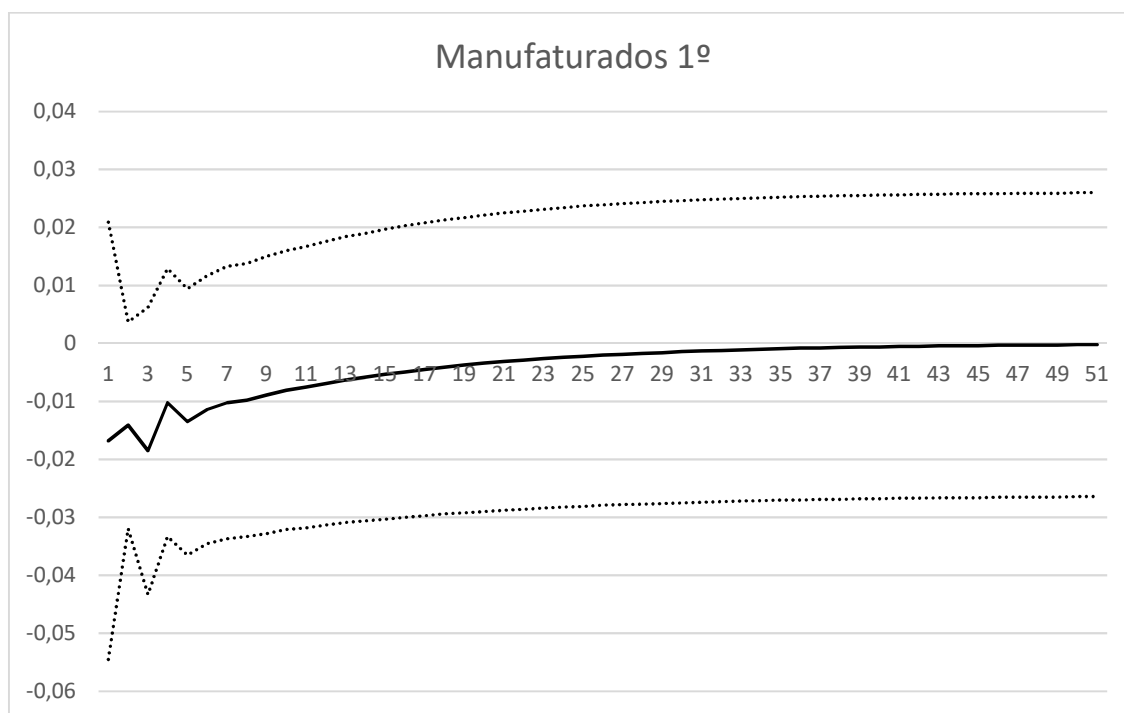
Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Percebe-se das funções impulso resposta acima que as inovações permanentes têm um impacto positivo sobre as todas categorias de exportação no primeiro mês, e de fato em todo o horizonte temporal apresentado. Tal como discutido anteriormente, e de acordo com a revisão de literatura, podemos interpretar os choques permanentes na tendência estocástica comum como choques positivos de produtividade. Teoricamente, estes choques podem afetar as exportações via aumento de sua demanda (da renda externa) e por modernização dos processos produtivos (melhoria nas condições de oferta), por exemplo. Portanto, visualiza-se da figura acima que tais choques fazem aumentar as exportações de manufaturados e semimanufaturados, e após dois anos o efeito do choque se dissipa e é atingido o equilíbrio. Mudanças tecnológicas igualmente aumentam as vendas externas de produtos básicos, e em aproximadamente quatro anos é atingido o equilíbrio. Note que os referidos equilíbrios de longo prazo são aqueles apresentados na equação (15). Dentre as três categorias de fator agregado, choques tecnológicos positivos aparentam ter um maior efeito sobre as exportações de básicos.

Dado que temos $n = 3$ séries de exportações por categoria de fator agregado e $r = 2$ vetores de cointegração, dois choques transitórios são identificados, choques que representam as flutuações de curto prazo nas vendas externas. Como visto na revisão de literatura, as inovações transitórias podem ser interpretadas como oscilações geradas por mudanças nas

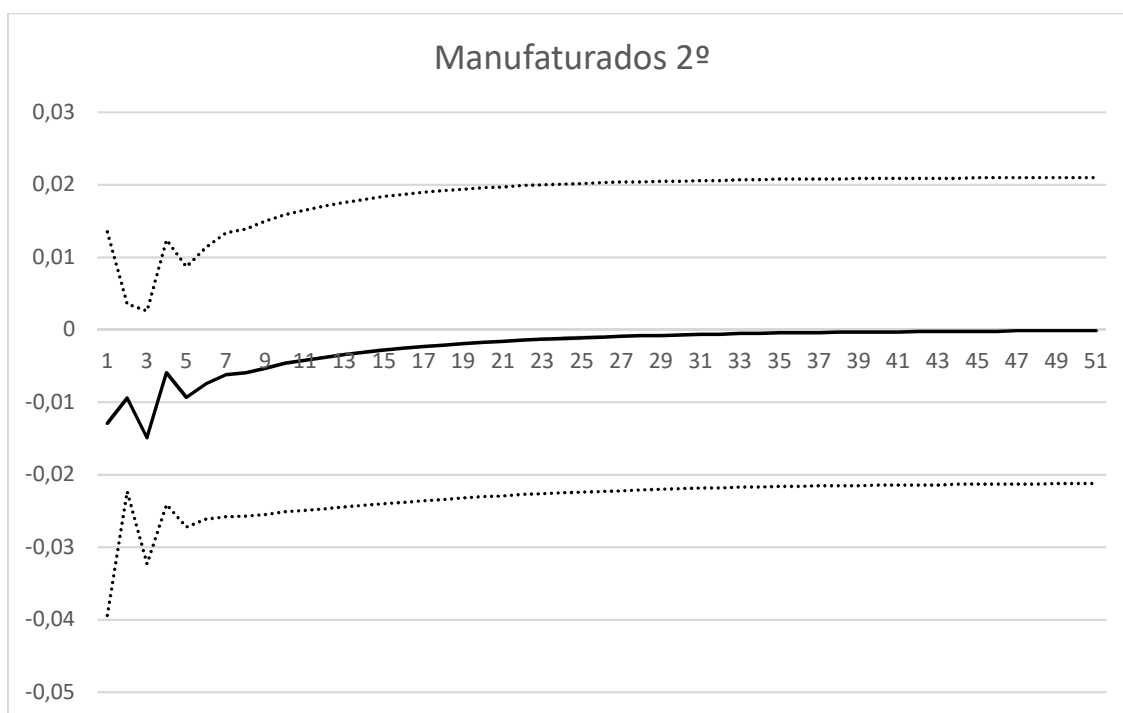
políticas fiscal e monetária, que por sua vez podem afetar as taxas de câmbio. A literatura econômica sugere que estes tipos de choques são de natureza nominal, e tendem a não afetar variáveis reais; no nosso caso, as exportações reais. Nas próximas figuras são visualizados os efeitos destes choques transitórios.

Figura 3.7: Funções impulso resposta dos primeiros choques transitórios nas exportações brasileiras de produtos manufaturados.



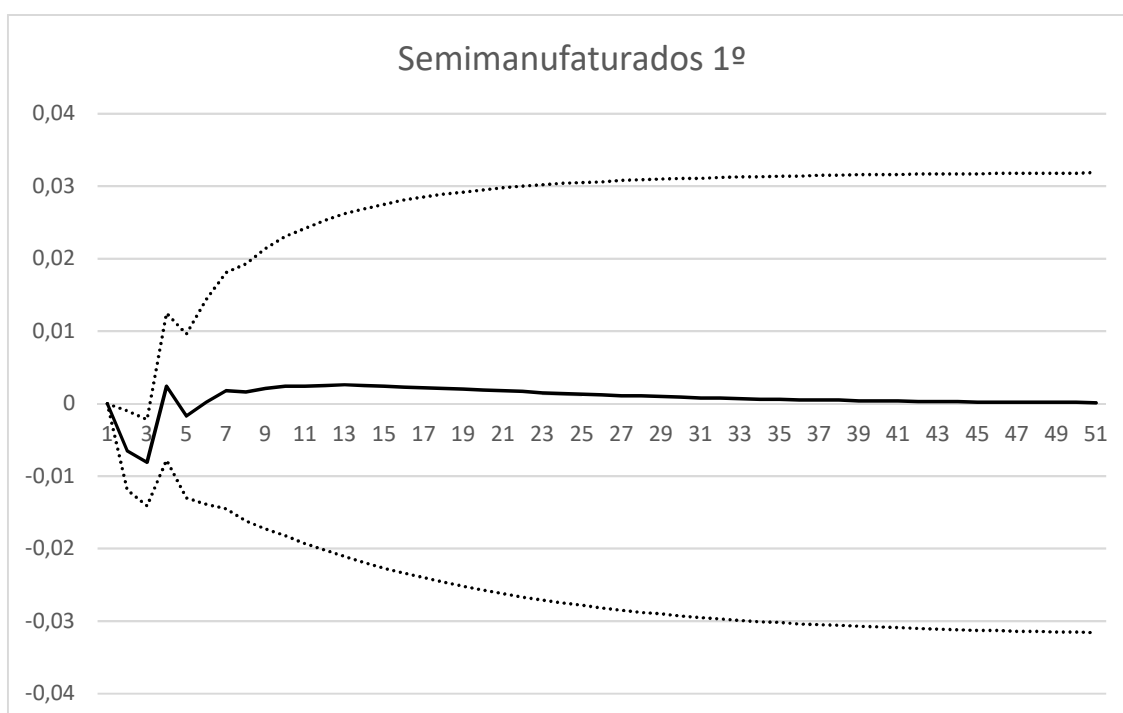
Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Figura 3.8: Funções impulso resposta dos segundos choques transitórios nas exportações brasileiras de produtos manufaturados.



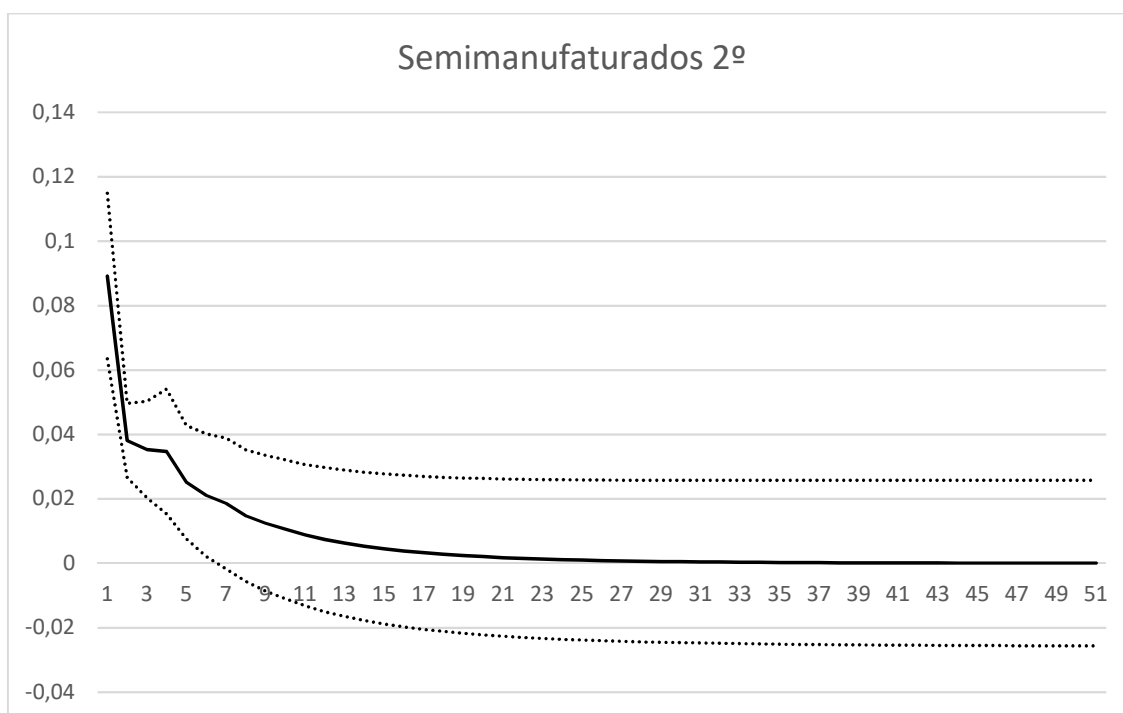
Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Figura 3.9: Funções impulso resposta dos primeiros choques transitórios nas exportações brasileiras de produtos semimanufaturados.



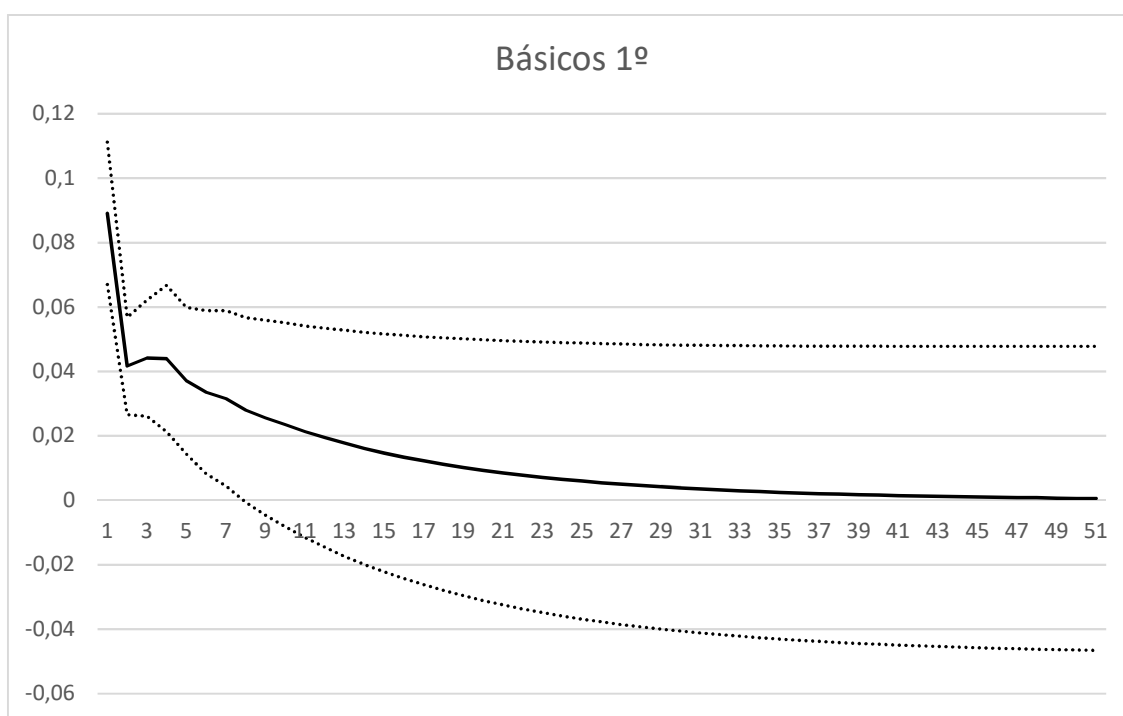
Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Figura 3.10: Funções impulso resposta dos segundos choques transitórios nas exportações brasileiras de produtos semimanufaturados.



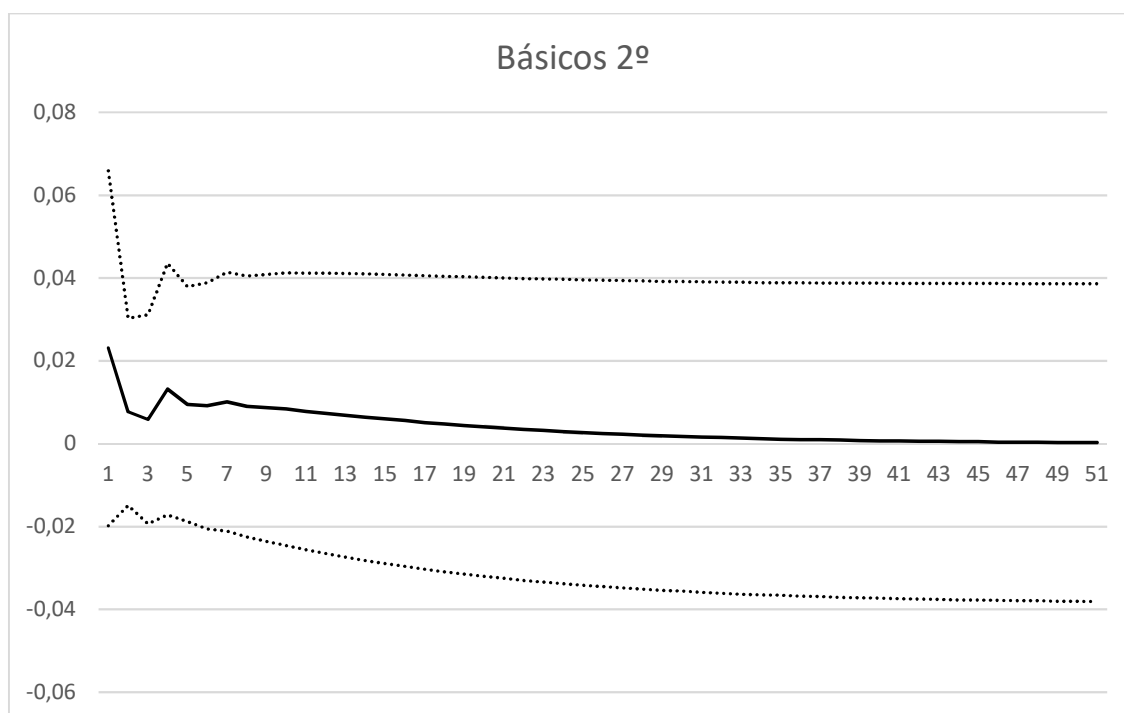
Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Figura 3.11: Funções impulso resposta dos primeiros choques transitórios nas exportações brasileiras de produtos básicos.



Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Figura 3.12: Funções impulso resposta dos segundos choques transitórios nas exportações brasileiras de produtos básicos.



Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Os dois tipos de choques transitórios diminuem as exportações de produtos manufaturados inicialmente. Após aproximadamente dois anos as exportações voltariam ao seu nível inicial. Portanto, aparentemente choques de demanda, possivelmente choques monetários, não possuem efeitos positivos para as vendas de manufaturados.

O primeiro choque transitório aparenta ter pouco efeito líquido nas exportações de semimanufaturados. Já no segundo choque estas vendas aumentam no primeiro mês e permanecem positivas por aproximadamente 24 meses. Os dois tipos de choques transitórios tendem a aumentar de forma mais consistente as exportações de produtos básicos. O efeito é sempre positivo e dura até aproximadamente três anos, quando as vendas retornam ao seu nível inicial. Recorde que os produtos básicos são aqueles com um baixo grau de elaboração, e que guardam suas características próximas ao estado em que são encontrados na natureza. Incluídos neste grupo estão minérios e produtos agrícolas como café em grão, soja em grão e carne *in natura*. Já os produtos semimanufaturados ainda não estão em sua forma definitiva de uso, seja final ou intermediário, necessitando passar por outro processo produtivo para se transformarem em produto manufaturado. Há evidências de que os choques transitórios afetam, portanto, somente estas duas categorias de menor valor agregado.

Além disso, em seção anterior deste ensaio foi visto que a pauta de exportação destas

categorias, pelo menos para o ano de 2017, é concentrada em poucos produtos; já a pauta dos manufaturados é bem menos concentrada. Os três principais produtos básicos e semimanufaturados responderam por pouco mais de 60% do total das vendas naquele ano, enquanto 25 bens manufaturados foram responsáveis por aproximadamente o mesmo percentual. Portanto também é razoável que os choques transitórios tenham este maior efeito observado sobre categorias mais concentradas, além do fato de serem bens de menor valor agregado e provável menos tecnologia embutida.

Os resultados obtidos pelas funções impulso resposta são condizentes com os postulados econômicos tradicionais. Se a natureza dos choques for permanente, um choque positivo de oferta que aumente a produtividade do trabalho, há uma influência positiva, duradoura e permanente para as exportações de todas as categorias. Se a natureza dos choques transitórios for mudanças na política monetária, de forma que haja uma desvalorização do câmbio nominal, por exemplo, as exportações podem aumentar no curto prazo, porém este aumento se dissipará em aproximadamente dois anos.

A seguir procede-se a estimação da decomposição da variância do erro de previsão, utilizada para investigar a importância relativa dos choques permanentes e transitórios sobre as flutuações das exportações.

Para os bens semimanufaturados, percebe-se da tabela abaixo que no primeiro mês pouco mais de 73% das oscilações em suas vendas são explicadas por choques transitórios. A partir do quinto mês os choques permanentes passam a prevalecer sobre os choques transitórios; já no longo prazo, ou seja, em 50 meses, pouco mais de 92% da variabilidade é explicada por choques permanentes. Com relação aos bens básicos, percebe-se que no primeiro mês pouco mais de 64% das oscilações em suas exportações são explicadas por choques transitórios. A partir do sexto mês os choques permanentes prevalecem sobre os choques transitórios; em quatro anos quase 91% da variabilidade é explicada por choques permanentes.

Tabela 3.9: Decomposição da variância do erro de previsão para as exportações brasileiras por fator agregado.

Meses	Variável	Choque Permanente	1º Choque Transitório	2º Choque Transitório
1	Manufaturados	0.7499	0.1732	0.0769
	Semimanufaturados	0.2643	0.0206	0.7150
	Básicos	0.3543	0.6245	0.0212
2	Manufaturados	0.7413	0.1647	0.0940
	Semimanufaturados	0.3391	0.0253	0.6356
	Básicos	0.3509	0.6331	0.0160
3	Manufaturados	0.8114	0.1231	0.0655

	Semimanufaturados	0.4353	0.0159	0.5488
	Básicos	0.4187	0.5548	0.0264
4	Manufaturados	0.8191	0.1191	0.0617
	Semimanufaturados	0.4750	0.0131	0.5119
	Básicos	0.4447	0.5283	0.0270
5	Manufaturados	0.8322	0.1116	0.0563
	Semimanufaturados	0.5165	0.0110	0.4725
	Básicos	0.4752	0.4977	0.0271
6	Manufaturados	0.8452	0.1039	0.0510
	Semimanufaturados	0.5561	0.0097	0.4341
	Básicos	0.5055	0.4667	0.0279
12	Manufaturados	0.8884	0.0770	0.0346
	Semimanufaturados	0.7106	0.0071	0.2823
	Básicos	0.6475	0.3276	0.0249
24	Manufaturados	0.9300	0.0490	0.0210
	Semimanufaturados	0.8398	0.0050	0.1552
	Básicos	0.8020	0.1822	0.0157
36	Manufaturados	0.9494	0.0355	0.0151
	Semimanufaturados	0.8912	0.0036	0.1052
	Básicos	0.8697	0.1197	0.0105
48	Manufaturados	0.9604	0.0278	0.0118
	Semimanufaturados	0.9180	0.0027	0.0793
	Básicos	0.9043	0.0880	0.0077

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

A decomposição da variância mostra adicionalmente que logo no primeiro mês 75% das oscilações nas exportações de manufaturados são explicadas por choques permanentes. Após quatro anos pouco mais de 96% da variabilidade é explicada por tais choques. Dado o que foi visto na seção panorama das exportações, os produtos manufaturados são aqueles prontos para o consumo, seja final ou intermediário. É razoável supor que estes bens são aqueles que incorporam um grau maior de tecnologia. Em seção anterior foi exposto, por exemplo, que em 2017 dois dos principais bens exportados foram automóveis e aviões. Portanto, a decomposição da variância para as exportações de manufaturados apresenta um resultado interessante: choques permanentes, associados a avanços tecnológicos e ganhos de produtividade, são os mais importantes para esta categoria de vendas, inclusive no curto prazo.

Este ensaio aponta, portanto, que há indícios de que somente mudanças permanentes podem aumentar as exportações reais de todas as três categorias de fator agregado no longo prazo. Choques transitórios, que poderiam ser advindos de uma política monetária expansionista que desvalorize a taxa de câmbio nominal, por exemplo, aparentam possuir efeitos positivos somente no curto prazo, e também somente para as vendas de produtos básicos

e semimanufaturados. Não é implausível conjecturar que uma maior volatilidade cambial dificulte as importações de insumos de maior valor tecnológico dos bens manufaturados a serem eventualmente exportados. Além disso, há uma orientação de organismos internacionais no sentido de que seus países membros se abstenham de promoverem desvalorizações cambiais competitivas.

3.6 Considerações finais

O presente ensaio abordou as exportações brasileiras por fator agregado dentro do arcabouço de tendências comuns e estudo dos efeitos dos choques permanentes e transitórios sobre as exportações brasileiras, seguindo a metodologia de Warne (1993), a abordagem econômica de King *et al.* (1991) e estudos posteriores relacionados. Foram investigadas as hipóteses de que as exportações brasileiras de produtos manufaturados, semimanufaturados e básicos possuem uma tendência estocástica comum entre elas, e de que choques de oferta são mais importantes para o comportamento das vendas externas por fator agregado do que choques de demanda.

Utilizou-se o teste de cointegração de Johansen *et al.* (2000) para verificar se as três categorias de fator agregado possuem um relacionamento de longo prazo. O teste encontrou evidências de que existem duas relações cointegrantes estacionárias entre as variáveis. Utilizou-se então os vetores de cointegração obtidos para estimar uma tendência estocástica comum, seguindo Warne (1993), tendência esta determinante da dinâmica de longo prazo entre vendas externas de produtos manufaturados, semimanufaturados e básicos. A metodologia também permitiu que fossem investigados os efeitos dos choques permanentes e transitórios e sua importância relativa sobre as oscilações das exportações por categorias através de funções impulso resposta e decomposição da variância do erro de previsão.

A tendência estocástica comum estimada capturou alguns dos principais acontecimentos econômicos que ocorreram entre 1991 e 2017 e influenciaram as exportações nacionais. Alguns desses eventos foram (1) a abertura comercial da década de 1990, que trouxe novas tecnologias aos processos produtivos nacionais; (2) as várias crises, nacionais e internacionais, entre meados de 1997 e 2002; (3) o importante crescimento econômico mundial, do Brasil e de suas exportações, entre meados de 2002 e o terceiro trimestre de 2008, período associado a importantes inovações tecnológicas e computacionais; (4) a crise de 2008 e posterior Grande Recessão Mundial; (5) uma recuperação das vendas em 2010, com estabilidade e posterior queda a partir de fins de 2011, dada a exaustão das políticas fiscais expansionistas em alguns

países desenvolvidos e a crise nos mercados de dívida soberana, além da desaceleração do crescimento econômico chinês e dos problemas políticos e econômicos no Brasil.

As funções impulso resposta estimadas mostraram que as inovações permanentes têm um impacto positivo e duradouro sobre as todas categorias de exportação. Podemos interpretar os choques permanentes na tendência estocástica comum como mudanças tecnológicas, choques positivos de produtividade, que podem afetar as exportações via aumento de sua demanda e por modernização dos processos produtivos. Os choques tecnológicos positivos apresentaram maior efeito sobre as exportações de básicos.

Os dois tipos de choques transitórios estimados, que na literatura estão associados a choques nominais, de demanda, possivelmente choques monetários, não possuem efeitos positivos para as vendas de manufaturados. As funções impulso resposta mostraram que as exportações dos semimanufaturados aumentam no primeiro mês e permanecem positivas por aproximadamente 24 meses, quando o efeito do choque se dissipa. Para as exportações de produtos básicos o efeito é sempre positivo e dura até aproximadamente três anos, quando as vendas retornam ao seu nível inicial.

As funções impulso resposta estimadas estão portanto de acordo com os postulados econômicos tradicionais. Choques permanentes tendem a exercer uma influência positiva, duradoura e permanente para as exportações de todas as categorias. Choques transitórios, como por exemplo uma desvalorização do câmbio nominal, tendem a elevar as exportações no curto prazo, porém este aumento se dissipará em aproximadamente dois anos.

Investigou-se também neste ensaio a importância relativa dos choques permanentes e transitórios sobre as flutuações das exportações através da estimação da decomposição da variância do erro de previsão. Esta decomposição mostrou que choques permanentes, associados a avanços tecnológicos, são os mais importantes para as exportações de manufaturados desde o primeiro mês. Para os bens semimanufaturados, a partir do quinto mês os choques permanentes passam a prevalecer sobre os transitórios; para os básicos o mesmo ocorre no sexto mês. Em quatro anos mais de 90% da variabilidade de todas as categorias é explicada por choques permanentes.

Em teoria econômica há um certo consenso de que os motores do crescimento econômico de longo prazo são o avanço tecnológico e o crescimento da produtividade, ou seja, mudanças permanentes. As evidências empíricas tendem a apontar na mesma direção. O presente ensaio mostrou que há indícios de que somente mudanças permanentes podem aumentar as exportações reais brasileiras no longo prazo. Choques transitórios aparentaram possuir efeitos positivos somente no curto prazo, e somente para as vendas externas de produtos básicos e

semimanufaturados. Estes resultados aparentam indicar que políticas públicas para o setor exportador deveriam ser focadas em fatores que acarretem ganhos de produtividade das empresas. Inúmeros exemplos poderiam ser citados, tais como maiores estímulos aos setores nacionais de pesquisa e desenvolvimento (P & D) e uma maior rapidez na análise e concessão de marcas e patentes.

3.7 Referências

BEVERIDGE, S.; NELSON, C. R. A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the Business Cycle. **Journal of Monetary Economics**, v. 7, p. 151-174, 1981.

CODACE – Comitê de Datação de Ciclos Econômicos. **Comunicado de 30 de outubro de 2017**. Disponível em: <http://portalibre.fgv.br/main.jsp?lumChannelId=4028808126B9BC4C0126BEA1755C6C93>, 2017.

CUBADDA, G.; CENTONI M. Measuring the *Business cycle* Effects of Permanent and Transitory Shocks in Cointegrated Time Series. *Economics Letters*, v. 80, p. 45-51, 2003.

ENGLE, R. F.; ISSLER, J. V. Common Trends and Common Cycles in Latin America. **Revista Brasileira de Economia**. v. 47, p. 149-176, 1993.

FMI – Fundo Monetário Internacional. Disponível em: www.imf.org, 2018.

GOMES, V.; ELLERY Jr. R. Perfil das Exportações, Produtividade e Tamanho das Firmas no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 61, n. 1, p. 33-48, jan.- mar.2007.

HJELM, G. Total Factor Productivity and the Real Exchange Rate in a Small Open Economy: The Relative Importance of Permanent and Transitory Shocks. **Lunds University, Suécia**. Working Paper 23, 2001.

IPEADATA. Disponível em: www.ipeadata.gov.br, 2018.

ISSLER, J. V.; VAHID, F. Common cycles and the importance of transitory shocks to macroeconomic aggregates. **Journal of Monetary Economics**. v. 47, n. 3, p. 449-475, 2001.

JOHANSEN, S.; MOSCONI, R.; NIELSEN, B. Cointegration Analysis in the Presence of Structural Breaks in the Deterministic Trend. **Econometrics Journal**, v. 3, p. 216-249, 2000.

KING, R. G.; PLOSSER, C. I.; STOCK, J. H.; WATSON, M. W. Stochastic Trends and Economic Fluctuations. *The American Economic Review*, v. 81, n. 4, p. 819-840, 1991.

KING, R. G.; PLOSSER, C. I.; REBELO, S. T. Production, Growth and *Business cycle*: I. The Basic Neoclassic Model. **Journal of Monetary Economics**. v. 21, p. 195-232, 1988a.

KING, R. G.; PLOSSER, C. I.; REBELO, S. T. Production, Growth and *Business cycle*: II. New Directions. **Journal of Monetary Economics**. v. 21, p. 309-341, 1988b.

LANNE, M.; LÜTKEPOHL, H.; SAIKKONEN, P. Comparison of unit root tests for time series with level shifts. **Journal of time series analysis**, v. 23, n. 6, p. 667-685, 2002.

MDIC, **Ministério de Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior**. Disponível em www.mdic.gov.br. 2018.

MELLANDER, E.; VREDIN, A.; WARNE, A. Stochastic Trends and Economic Fluctuations in a Small Open Economy. *Journal of Applied Econometrics*, v. 7, p. 369-394, 1992.

NARAYAN, P. K. Understanding the Importance of permanent and Transitory shocks at Business Cycles horizons for the UK. **Physica A**, p. 2879 – 2888, 2008.

STOCK, JAMES H.; WATSON, MARK W. Testing for Common Trends. *Journal of the American Statistical Association*, v. 83, n. 404, p. 1097-1107, 1988.

TROMPIERI NETO, N.; GUEDES, J. P. M.; CASTELAR, L. I. M. Crescimento balanceado e o efeito dos choques permanentes e transitórios sobre a economia brasileira. **Anais do XLII Encontro Nacional de Economia da ANPEC**, 2014.

WARNE, A. A Common Trends Model: Identification, Estimation and Inference, University of Stockholm, **Seminar Paper**, n. 555, 1993.

VAHID, F.; ENGLE, R.F. Common Trends and Common Cycles. **Journal of Applied Econometrics**, v.8, p. 341-360, 1993.