



**UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ – UFC
CAEN - PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA
CURSO DE DOUTORADO EM ECONOMIA**

RODOLFO HERALD DA COSTA CAMPOS

**COMOVIMENTOS DE POLÍTICA MONETÁRIA E CICLOS DE
NEGÓCIOS: UMA ABORDAGEM ATRAVÉS DE MODELOS DE
FATORES**

FORTALEZA

2018

RODOLFO HERALD DA COSTA CAMPOS

COMOVIMENTOS DE POLÍTICA MONETÁRIA E CICLOS DE
NEGÓCIOS: UMA ABORDAGEM ATRAVÉS DE MODELOS DE
FATORES

Tese de Doutorado apresentada como requisito parcial
para a obtenção do grau de Doutor em Economia pelo
Curso de Pós-Graduação em Economia (CAEN) da
Universidade Federal do Ceará.

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)

- C216c Campos, Rodolfo Herald da Costa Campos.
Comovimentos de Política Monetária e Ciclos de Negócios: Uma Abordagem através de Modelos de Fatores / Rodolfo Herald da Costa Campos Campos. – 2018.
124 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. Roberto Tatiwa Ferreira.
1. Modelos de Fatores Dinâmicos. 2. Comovimentos. 3. Taxas de Juros de Curto Prazo. 4. Produção Industrial. 5. Sincronização de Ciclos de Negócios. I. Título.

CDD 330

RODOLFO HERALD DA COSTA CAMPOS

COMOVIMENTOS DE POLÍTICA MONETÁRIA E CICLOS DE
NEGÓCIOS: UMA ABORDAGEM ATRAVÉS DE MODELOS DE
FATORES

Tese de Doutorado apresentada como requisito parcial
para a obtenção do grau de Doutor em Economia pelo
Curso de Pós-Graduação em Economia (CAEN) da
Universidade Federal do Ceará.

Aprovada em 10/01/2018

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Roberto Tatiwa Ferreira
Orientador

Prof. Dr. Luiz Ivan de Melo Castelar
Membro da Banca Examinadora

Prof. Dr. Elano Ferreira Arruda
Membro da Banca Examinadora

Prof. Dr. Leandro de Almeida Rocco
Membro da Banca Examinadora

Prof. Dr. Nicolino Trompieri Neto
Membro da Banca Examinadora

AGRADECIMENTOS

Agradeço, primeiramente, a Deus, por me possibilitar conquistar mais um objetivo de minha vida e por me dar forças quando o cansaço e as dificuldades pareciam vencer.

Aos meus pais Edvaldo Campos e Fátima Campos por me darem a vida, a formação e o amor a sua maneira. Agradeço pelas renúncias que fizeram por seus filhos, pelo exemplo de força e garra que mostraram durante toda minha trajetória. Mesmo quando nas situações difíceis, a certeza de que dias melhores estavam por vir incentivou-me a continuar e nunca desistir, por mim e por vocês. A Edinice Abreu pelo apoio e paciência ao longo desse período.

Ao Professor Roberto Tatiwa Ferreira por sua excelente orientação acadêmica, desde a graduação até o doutorado, por suas sugestões e críticas que contribuíram para realização desta tese, sem as quais não seria possível o término desta jornada, e por compartilhar conhecimentos imprescindíveis para minha formação profissional e acadêmica ao longo dessa trajetória.

Aos professores Luiz Ivan de Melo Castelar, Elano Ferreira Arruda, Leandro de Almeida Rocco e Nicolino Trompieri Neto, por fazerem parte da banca examinadora, por suas sugestões, correções e críticas para o aprimoramento deste trabalho.

Aos colegas de mestrado e doutorado que participaram diretamente de minha vida acadêmica, por compartilharem conhecimentos importantes e pela parceria estabelecida nesse período.

A todos os professores do CAEN, pelo conhecimento transmitido, necessário para a minha formação acadêmica.

A todos os funcionários do CAEN, especialmente “seu” Adelino, Cleber, Carmem, Cristina e Márcia, pela simpatia e por sempre terem estado à minha disposição para ajudar-me no que fosse necessário.

À CAPES (Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior), pela bolsa concedida.

E a todos os demais que contribuíram de alguma forma para a realização deste trabalho.

RESUMO

A presente tese é composta de três ensaios que buscam investigar sobre comovimentos de política monetária internacionais e flutuações comuns e sincronização de ciclos de negócios na produção industrial dos estados brasileiros. O objetivo principal do primeiro ensaio é caracterizar as flutuações comuns entre as taxas de juros de curto prazo a partir de uma amostra de 28 países mais a taxa de juros da Área do Euro no período compreendido entre 1996 e 2015. Modelos de fatores dinâmicos seguindo a estrutura proposta por Kose *et al* (2003) e Neely e Rapach (2011) são estimados onde a trajetória dos fatores latentes estimados, que representam as flutuações comum global e regionais entre as taxas de juros dos países, são capazes de capturar os principais eventos econômicos que ocorreram ao longo do período analisado. A análise de decomposição da variância a partir dos fatores estimados sugere que os fatores comuns estimados do modelo são capazes de explicar, em média, uma parcela de 28% da variância total nas primeiras diferenças das taxas de juros dos países considerados no período em análise. Regras de Taylor lineares e não-lineares incluindo os fatores latentes como *proxy* para as comovimentos de política monetária são estimadas e sugerem que as flutuações comuns global e regionais entre as taxas de juros dos países mostraram-se relevantes na condução de política monetária do Bacen no período analisado. O segundo ensaio procura estudar as flutuações comuns na produção industrial de 13 estados brasileiros entre 2003 a 2016. Modelos de fatores dinâmicos também são empregados na análise, onde a trajetória do fator comum nacional pode ser interpretada como um indicador coincidente para as flutuações na atividade industrial brasileira. Ademais, uma análise de decomposição da variância revela ainda que, em média, 51% da variabilidade nas taxas de crescimento da produção industrial dos estados são explicadas pelo fator comum nacional. Por fim, o método DMA proposto por Raftery *et al* (2010) é empregado para identificar quais as variáveis econômicas explicam a dinâmica do fator comum nacional e sugere que variáveis relacionadas ao mercado de trabalho no setor industrial, preços do petróleo, política monetária, oferta de crédito e taxa de câmbio podem ser consideradas como potenciais determinantes das flutuações na produção industrial no período em análise. O terceiro ensaio procura mensurar o grau de sincronização entre os ciclos de negócios industriais dos estados brasileiros considerando a metodologia proposta por Leiva-Leon (2016) e utilizando a mesma base de dados do segundo ensaio. Resultados a partir dos testes de sincronização sugerem importantes heterogeneidades em relação ao grau de sincronização bilateral dos ciclos industriais entre os estados considerados, mesmo entre estados de uma mesma região geográfica. Modelos de painel dinâmico no qual a variável dependente é a medida de dissimilaridade bilateral são estimados e sugerem que as diferenças entre o grau de especialização setorial é um importante determinante das dissimilaridades entre os ciclos de negócios industriais dos estados analisados. Diferenças entre as estruturas de despesas dos estados também são importantes para explicar as dissimilaridades nos ciclos de negócios dos estados.

Palavras-Chave: Modelos de Fatores Dinâmicos; Comovimentos; Taxas de Juros de Curto Prazo; Produção Industrial; Sincronização de Ciclos de Negócios.

ABSTRACT

The present thesis is composed of three essays that seek to investigate international monetary policy comovements and common fluctuations and synchronization of business cycles in the industrial production of the Brazilian states. The main objective of the first essay is to characterize the common fluctuations between short-term interest rates from a sample of 28 countries plus the interest rate of the Euro Area in the period between 1996 and 2015. Dynamic factor models following the structure proposed by Kose *et al* (2003) and Neely and Rapach (2011) are adjusted where the path of estimated latent factors, which represent the global and regional common fluctuations between countries' interest rates, are capable to capture the main economic events that occurred during the analyzed period. The analysis of variance decomposition from the estimated factors suggests that the estimated common factors of the model are able to explain, on average, a share of 28% of the total variance in the first differences of the interest rates of the countries considered in the period under analysis. Linear and nonlinear Taylor's Rule including latent factors as proxy for monetary policy movements are estimated and suggest that common global and regional fluctuations between countries' interest rates have proved to be relevant to the Bacen monetary policy in period analyzed. The second essay seeks to study the common fluctuations in industrial production in 13 Brazilian states between 2003 and 2016. Dynamic factor models are also employed in the analysis, where the path of the national common factor can be interpreted as a coincident indicator for fluctuations in Brazilian industrial activity. In addition, a variance decomposition analysis also reveals that, on average, 51% of the variability in the growth rates of the industrial production of the states is explained by the national common factor. Finally, the DMA method proposed by Raftery *et al* (2010) is used to identify which economic variables explain the dynamics of the national common factor and suggests that variables related to the labor market in the industrial sector, oil prices, monetary policy, supply credit and exchange rate can be considered as potential determinants of fluctuations in industrial production in the period under analysis. The third essay tries to measure the degree of synchronization between the industrial cycles of Brazilian states considering the methodology proposed by Leiva-Leon (2016) and using the same database of the second test. Results from the synchronization tests suggest important heterogeneities regarding the degree of bilateral synchronization of the industrial cycles between the considered states, even between states of the same geographic region. Dynamic panel models in which the dependent variable is the measure of bilateral dissimilarity are estimated and suggest that the differences between the degree of sectorial specialization is an important determinant of the dissimilarities between the industrial business cycles of the states analyzed. Differences between state expenditure structures are also important in explaining dissimilarities in business cycles of the states.

Keywords: Dynamic Factor Model; Comovements; Short-Term Interest Rate; Industrial Production; Business Cycle Synchronization.

LISTA DE GRÁFICOS

		Pág.
GRÁFICO 1.1	Fatores Global e Regionais, 1996.01 – 2015.12	34
GRÁFICO 1.2	Proporção da Variância devido ao Fator Global	41
GRÁFICO 1.3	Proporção da Variância devido ao Fator Regional	41
GRÁFICO 1.4	Proporção da Variância devido às Flutuações Comuns	41
GRÁFICO 2.1	Fatores Nacional e Regionais – Quantis 0.33, 0.50 e 0.66 para os fatores estimados	80
GRÁFICO 2.2	Ciclo da Produção Industrial (Filtro HP) x Fator Nacional	82
GRÁFICO 2.3	Probabilidades de inclusão dos regressores, 2003 – 2015	87
GRÁFICO 2.4	Probabilidade de Inclusão dos Regressores, 2003 – 2008	89
GRÁFICO 2.5	Probabilidade de Inclusão dos Regressores, 2009 – 2015	90
GRÁFICO 3.1	Sincronização Dinâmica, Rio de Janeiro X São Paulo: 2003.01 – 2016.12	112
GRÁFICO 3.2	Sincronização Dinâmica, Minas Gerais X Espírito Santo: 2003.01 – 2016.12	113
GRÁFICO C.1	Sincronização Dinâmica entre os Estados (δ_t^{ab})	122

LISTA DE TABELAS

		Pág.
TABELA 1.1	Estatísticas Descritivas para as Taxas de Juros Nominais de Curto Prazo dos países (% a.a.)	32
TABELA 1.2	Decomposições da Variância para Δr_{it} , 1996.01 – 2015.12 (em %) ...	36
TABELA 1.3	Decomposições da variância para os sub-períodos (em %)	39
TABELA 1.4	Função de Reação para o Banco Central do Brasil – 2002.01 a 2015.12	44
TABELA 1.5	Testes de Bai e Perron (1998, 2003) para Quebras Estruturais	47
TABELA 1.6	Funções de Reação para o Banco Central do Brasil – Coeficientes de Curto-Prazo entre os regimes estimados	49
TABELA A.1	Testes de Raiz Unitária: Taxas de Juros dos Países	60
TABELA A.2	Loadings dos Fatores	61
TABELA A.3	Estatísticas Descritivas: Variáveis utilizadas na Regra de Taylor	62
TABELA A.4	Testes de Raiz Unitária: Variáveis utilizadas na Regra de Taylor	62
TABELA 2.1	Estatísticas Descritivas para a Produção Industrial – Índice (Base: Média 2012=100)	79
TABELA 2.2	Datação dos Ciclos via algoritmo de Bry-Boschan	81
TABELA 2.3	Loadings dos Fatores Estimados	83
TABELA 2.4	Decomposições da Variância para $\Delta g_{i,t}^{IPI}$, 2003.01 – 2016.12 (em %)	84
TABELA B.1	Estatísticas Descritivas das datações a partir do Fator Nacional	96
TABELA B.2	Testes de Raiz Unitária – Taxas de Crescimento em 12 meses do IPI dos Estados	97
TABELA B.3	Estatísticas Descritivas: Variáveis Utilizadas no DMA	98
TABELA B.4	Descrição das Variáveis utilizadas no DMA	99
TABELA 3.1	Média das medidas de sincronização dinâmica (δ_t^{ab}) entre os Estados	114
TABELA 3.2	Estimativas dos determinantes das dissimilaridades entre os ciclos industriais	116

SUMÁRIO

RESUMO	1
ABSTRACT	2
LISTA DE GRÁFICOS	3
LISTA DE TABELAS	4
APRESENTAÇÃO	7
1. COMOVIMENTOS DE POLÍTICA MONETÁRIA: UMA ANÁLISE A PARTIR DE MODELOS DE FATORES LATENTES DINÂMICOS	10
1.1. INTRODUÇÃO	10
1.2. REVISÃO DE LITERATURA	12
1.2.1. COMOVIMENTOS ENRE AS TAXAS DE JUROS DOS PAÍSES E INTERDEPENDENCIA DE POLÍTICA MONETÁRIA	12
1.2.2. REGRAS DE TAYLOR E EFEITOS SPILLOVER DE POLÍTICA MONETÁRIA	18
1.3. METODOLOGIA ECONOMÉTRICA	20
1.3.1. O MODELO DE FATORES LATENTES	20
1.3.2. O MODELO DE FATORES DINÂMICOS COM MÚLTIPLOS NÍVEIS	25
1.3.3. ESPECIFICAÇÃO DO MODELO E ESTRATÉGIA EMPÍRICA	26
1.3.4. DESCRIÇÃO DOS DADOS	31
1.4. RESULTADOS	33
1.4.1. ANÁLISE DA DINÂMICA DOS FATORES GLOBAIS E REGIONAIS	33
1.4.2. ANÁLISE DA DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA NO PERÍODO TOTAL	35
1.4.3. ANÁLISE DA DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA PARA SUB-PERÍODOS	38
1.4.4. EFEITOS DAS FLUTUAÇÕES COMUNS SOBRE A POLITICA MONETÁRIA DO BRASIL: UMA ANÁLISE A PARTIR DA REGRA DE TAYLOR AUMENTADA POR FATORES	42
1.4.4.1. A FUNÇÃO DE REAÇÃO PARA O BANCO CENTRAL DO BRASIL: ESPECIFICAÇÃO LINEAR	43
1.4.4.2. QUEBRAS ESTRUTURAIS NA FUNÇÃO DE REAÇÃO PARA O BANCO CENTRAL DO BRASIL	45
1.5. CONCLUSÃO	50
1.6. REFERÊNCIAS	52
1.7. ANEXOS	60
2. FLUTUAÇÕES COMUNS NA PRODUÇÃO INDUSTRIAL DOS ESTADOS BRASILEIROS: UMA ANÁLISE A PARTIR DE MODELOS DE FATORES DINÂMICOS	63
2.1. INTRODUÇÃO	63
2.2. REVISÃO DE LITERATURA	65

2.3.	METODOLOGIA ECONOMÉTRICA	71
2.3.1.	O MODELO DE FATORES DINÂMICOS COM MÚLTIPLOS NÍVEIS	71
2.3.2.	DYNAMIC MODEL AVERAGING (DMA)	75
2.3.3.	DESCRIÇÃO DOS DADOS	78
2.4.	RESULTADOS	80
2.4.1.	ANÁLISE DA DINÂMICA DOS FATORES NACIONAL E REGIONAIS	80
2.4.2.	ANÁLISE DOS <i>LOADINGS</i> DOS FATORES	83
2.4.3.	ANÁLISE DA DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA NO PERÍODO TOTAL	84
2.4.4.	DETERMINANTES DAS FLUTUAÇÕES COMUNS NA PRODUÇÃO INDUSTRIAL DOS ESTADOS BRASILEIROS: UMA ANÁLISE A PARTIR DO DMA	85
2.5.	CONCLUSÃO	90
2.6.	REFERENCIAS.....	92
2.7.	ANEXOS.....	96
3.	SINCRONIZAÇÃO ENTRE OS CICLOS DA PRODUÇÃO INDUSTRIAL DOS ESTADOS BRASILEIROS	100
3.1.	INTRODUÇÃO.....	100
3.2.	REVISÃO DE LITERATURA	103
3.3.	ANÁLISE DA SINCRONIZAÇÃO DOS CICLOS NA PRODUÇÃO INDUSTRIAL DOS ESTADOS BRASILEIROS	108
3.3.1.	O MODELO ECONOMÉTRICO	108
3.3.2.	RESULTADOS DA ANÁLISE DE SINCRONIZAÇÃO	111
3.4.	DETERMINANTES DA SINCRONIZAÇÃO DOS CICLOS INDUSTRIAIS ENTRE OS ESTADOS BRASILEIROS.....	114
3.5.	CONCLUSÃO	118
3.6.	REFERENCIAS	119
3.7.	ANEXOS	122

APRESENTAÇÃO

Em economia, modelos de fatores dinâmicos são usuais na construção de indicadores econômicos e em previsão de séries temporais. Aplicações de tal metodologia incluem trabalhos em análise macroeconômica que abrangem, por exemplo, política monetária (SALA, 2001; BERNANKE; BOIVIN, 2003; GIANNONE *et al*, 2002) e ciclos de negócios (SARGENT E SIMS, 1977; FORNI E REICHLIN, 1998; KOSE *et al*, 2003, 2008). A presente tese é composta de três ensaios independentes e investiga sobre comovimentos de política monetária internacionais e ciclos de negócios na atividade industrial dos estados brasileiros.

O primeiro ensaio desta tese intitulado “Comovimentos de Política Monetária: uma análise a partir de modelos de fatores latentes dinâmicos” utiliza a abordagem do modelo de fatores dinâmicos proposta por Kose *et al* (2003) e Neely e Rapach (2011) para caracterizar os comovimentos de política monetária global e regionais a partir de uma base de dados composta por taxas de juros de curto prazo de 28 países mais a taxa de juros da Área do Euro entre 1996 e 2015.

A trajetória dos fatores latentes comuns estimados (global e regionais), que representam os comovimentos de política monetária dos países, são capazes de capturar os principais eventos econômicos que ocorreram ao longo do período considerado, onde os picos e vales na trajetória dessas variáveis latentes coincidem com os períodos das principais crises financeiras e econômicas. Ademais, uma análise de decomposição da variância mostra que, em média, 28% da variância total das primeiras diferenças das taxas de juros dos países (Δr_{it}) são explicados pelos fatores comuns (fator global e fatores regionais) do modelo. Uma análise de decomposição da variância entre os sub-períodos revela ainda que as flutuações comuns do modelo explicaram, em média, 42,2% da variância de Δr_{it} dos países no período entre 2007 – 2016, contra 26,3% entre 1996 – 2006, sugerindo evidências empíricas de uma maior sincronização de política monetária entre os países no último sub-período considerado.

Regras de Taylor lineares e não-lineares estimadas para o Brasil incluindo-se os fatores comuns estimados como *proxy* para os comovimentos de política monetária revelam que as flutuações comuns global e regionais de política monetária foram importantes na condução de política monetária do BACEN ao longo do período 2002 – 2015.

O segundo ensaio intitulado “Flutuações Comuns na Produção Industrial dos Estados Brasileiros: Uma Análise a partir de Modelos de Fatores Dinâmicos” também utiliza metodologia proposta por Kose *et al* (2003) e Neely e Rapach (2011) para caracterizar as

flutuações comuns nacional e regionais na produção industrial de 13 estados brasileiros, no período entre 2002 e 2016.

O fator comum nacional estimado pode ser interpretado como um indicador coincidente para as flutuações na atividade industrial brasileira e sua trajetória é similar a trajetória do ciclo da produção industrial nacional, extraído via filtro HP do índice de produção industrial do Brasil. A análise de decomposição da variância a partir do modelo estimado sugere que 51% da variância nas taxas de crescimento da produção industrial dos estados analisados podem ser explicados pelo fator comum nacional, evidenciando a importância dessa variável latente na explicação da dinâmica das flutuações nas taxas de crescimento da produção industrial dos estados.

A partir do *DMA (Dynamic Model Averaging)*, sugerido por Raftery *et al* (2011), inferiu-se sobre os potenciais determinantes da flutuação comum nacional no período em análise. Variáveis como horas pagas, pessoal ocupado assalariado, *proxies* para a produtividade no setor industrial, SELIC, TJLP, câmbio e preço do petróleo mostraram-se relevantes na explicação da trajetória das flutuações comuns na produção industrial dos estados analisados, onde as probabilidades de inclusão estimadas a partir do *DMA* sugerem grupos de variáveis importantes para explicação da trajetória dessa variável latente em sub-períodos específicos.

O último ensaio, intitulado “Sincronização entre os Ciclos da Produção Industrial dos Estados Brasileiros” utiliza metodologia proposta por Leiva-Leon (2016), baseada em um modelo MS-VAR, que estima uma variável latente capaz de capturar o grau de sincronização variante no tempo entre duas economias, para analisar o grau de sincronização entre os ciclos de negócios industriais dos estados brasileiros.

Utilizando a mesma base de dados do segundo ensaio, os resultados a partir das especificações bivariadas estimadas sugerem importantes heterogeneidades no grau de sincronização entre os estados considerados, mesmo entre estados de uma mesma região geográfica. Por exemplo, estados como Pernambuco e Amazonas, pertencentes a regiões geográficas distintas, possuem um elevado grau de sincronização entre as fases de seus ciclos, com uma medida de sincronização que varia entre 0.67 e 0.76 durante o período analisado; já Minas Gerais e Espírito Santo, estados que pertence a mesma região geográfica e são vizinhos, possuem ciclos menos sincronizados, com grau de sincronização que varia entre 0.21 e 0.55 durante o período em análise.

Modelos de regressão com dados em painel são estimados, onde a variável dependente são as medidas de dessincronização bilaterais extraídas a partir das medidas de

sincronização estimadas, e sugerem como potenciais determinantes das dissimilaridades entre os ciclos econômicos na produção industrial dos estados variáveis que mensuram as diferenças entre dois estados no grau de especialização setorial, nas estruturas de despesas e no nível de renda *per capita*.

1. COMOVIMENTOS DE POLÍTICA MONETÁRIA: UMA ANÁLISE A PARTIR DE MODELOS DE FATORES LATENTES DINÂMICOS

1.1. INTRODUÇÃO

De acordo com estudos sobre o *spillover* de política monetária, os bancos centrais no processo de determinação das taxas de juros podem considerar os movimentos nos ajustes de política monetária de outros bancos centrais (TAYLOR, 2014). Com efeito, choques de política monetária em algumas economias podem influenciar no ajuste das taxas de juros de outros países, principalmente se a economia doméstica é um mercado emergente, como o caso do Brasil.

Interdependência, coordenação, efeitos *spillovers* ou ainda efeito contágio tem sido a nomenclatura utilizada na análise e explicação dos comovimentos de política monetária. Alguns estudos nessa área buscam mensurar o grau de comovimento entre as taxas de juros, identificando os fatores que levam os países a uma maior coordenação ou interdependência de política monetária (MOON; PERRON, 2007; LINDENBERG; WESTERMANN, 2012; BYRNE *et al.*, 2012; AROURI *et al.*, 2013; CHATERJEE, 2016). Outros autores têm investigado o mecanismo de transmissão de política monetária para outros países, geralmente considerando os efeitos dos ajustes de política monetária a partir de economias desenvolvidas para mercados emergentes (CANOVA, 2005; GRAY, 2013; EDWARDS, 2015; POTJAGAILO, 2017; ANAYA *et al.*, 2017). Nos estudos sobre as flutuações comuns de política monetária entre os países, as taxas de juros de curto-prazo têm sido utilizadas como *proxy* para identificar o comportamento da autoridade monetária nos ajustes de política monetária. Bancos centrais usualmente conduzem sua política monetária através de ajustes em suas taxas básicas de juros as quais afetam diretamente as taxas de juros do mercado monetário (taxas de curto prazo) e, indiretamente, as taxas de juros de empréstimos e depósitos bancários. As taxas de juros de curto prazo capturam mudanças na variável-meta para o banco central (CRUCINI *et al.*, 2011), portanto, flutuações comuns dessa variável em um grupo de países refletem comovimentos entre as políticas monetárias dos mesmos.

A literatura empírica sobre comovimentos em variáveis econômicas utilizam a análise dos coeficientes de correlação, testes de cointegração (ENGLE; GRANGER, 1987; STOCK; WATSON, 1988), de co-dependência (GOURIEROUX; PEAUCELLE, 1988; 1992) e de ciclos e tendências em comum (VAHID; ENGLE, 1993). Na análise multivariada sobre comovimentos, a estrutura do modelo de fatores latentes é utilizada para caracterizar as flutuações comuns entre variáveis econômicas. Bernanke e Boivin (2003) e Giannone *et al*

(2002, 2005), utilizam modelo de fatores para análise de política monetária nos EUA. Chaterjee (2016) estima os fatores em comum a partir dos resíduos de regras de Taylor estimadas para as cinco economias desenvolvidas (G-5), entre 1980 e 2009. Os seus resultados mostram que o fator comum estimado é importante na explicação da variância residual de política monetária durante o período de globalização.

O principal objetivo deste ensaio é decompor as flutuações comuns entre as taxas de juros de 28 países mais a taxa de juros da Área do Euro em fatores comuns globais (que representam os comovimentos da política monetária de todos os países da amostra), e em fatores comuns regionais (comovimentos das taxas de juros dos países agrupados em regiões). Para tal análise, utiliza-se um modelo de fatores dinâmicos com múltiplos níveis, onde os fatores latentes comuns são estimados a partir de um painel de dados composto pelas taxas de juros de 29 países observadas entre 1995 e 2015. Ademais, verifica-se como essas flutuações comuns afetam a condução da política monetária no Brasil através da estimação de uma função de reação para o Banco Central (FRBC) do Brasil baseada em Minella *et al* (2003). Nesse estudo, são incluídos os fatores comuns de política monetária entre os países. Testes de quebras estruturais sugeridos por Bai e Perron (1998, 2003) são realizados e estima-se a FRBC considerando as mudanças na condução da política monetária por parte do BCB no período analisado.

A principal contribuição deste ensaio é fornecer medidas empíricas de flutuações comuns de política monetária global e regionais e fornecer evidências empíricas de que esses comovimentos na política monetária são significantes na determinação da política monetária de um país, através de evidências sobre o comportamento do Banco Central do Brasil. Para verificar tal efeito, a literatura empírica sobre o assunto tem considerado a utilização das taxas de juros de outros países como variável independente. Outros estudos nessa área consideram a reação da autoridade monetária ao observar os movimentos de políticas monetárias associadas a uma única economia alternativa, incluindo as variáveis que representam as condições financeiras desse país como variável independente na análise (TAYLOR, 2007; GRAY, 2013; EDWARDS, 2015). As medidas de flutuação comuns aqui utilizadas englobam os comovimentos baseados a partir da coordenação de política monetária em um conjunto de países. A utilização de fatores que resumem o comportamento associado aos movimentos de política monetária a partir de um conjunto amplo de economias segue a recomendação de Bernanke e Boivin (2003), para os quais a autoridade monetária observa um grande conjunto de variáveis econômicas relevantes em suas decisões.

Além dessa introdução, o presente ensaio encontra-se assim dividido: no segundo capítulo, uma breve revisão da literatura sobre comovimentos em variáveis econômicas é realizada, ressaltando as principais abordagens empíricas utilizadas na literatura. Ainda nesse capítulo, uma análise da revisão de literatura sobre comovimentos em taxas de juros é considerada, destacando os principais resultados e métodos estatísticos utilizados na análise. O terceiro capítulo aborda a metodologia econométrica utilizada nesse ensaio para extrair as flutuações comuns a partir das taxas de juros utilizadas, apresentando ainda a base de dados utilizada na pesquisa e as estratégias empíricas utilizadas na análise, a partir do modelo de fatores de latentes. O quarto capítulo apresenta os principais resultados. Nesse capítulo, uma análise de decomposição da variância no período total e em sub-períodos é realizada para verificar a contribuição das flutuações comuns sobre a variabilidade das variáveis dependentes consideradas. Regras de Taylor aumentadas por fatores latentes são ainda incluídas nessa análise para verificar a regra no ajuste das taxas de juros por parte do Banco Central do Brasil quando observam os ajustes comuns de política monetária dos outros países. Por fim, o último capítulo traz as principais considerações a respeito dos resultados encontrados e as possíveis implicações para análise de política monetária relacionada à temática.

1.2. REVISÃO DE LITERATURA

1.2.1. COMOVIMENTOS ENTRE AS TAXAS DE JUROS DOS PAÍSES E INTERDEPENDÊNCIA DE POLÍTICA MONETÁRIA

Comovimentos em variáveis econômicas é um assunto amplamente discutido na literatura econômica e que utiliza diferentes abordagens empíricas e teóricas. Interdependência, contágio e efeitos *spillovers* são algumas terminologias similares relacionadas ao estudo de comovimentos. Forbes e Rigobon (2001) definem contágio como a propagação dos distúrbios de mercado de um país para o outro e que podem ser observados em algumas variáveis como taxas de câmbio e preços das ações. Há uma distinção entre contágio e interdependência. O primeiro é específico a crises financeiras, enquanto que interdependência é característica de períodos econômicos de estabilidade (FORBES; RIGOBON, 2001, 2002). Pesaran e Pick (2007) fazem distinção entre contágio e interdependência, considerando efeitos *spillovers* como exemplos de interdependência e, através de um modelo econométrico, sugerem as condições para as quais contágio pode ser distinguido de interdependência.

Em análise de séries temporais, uma literatura crescente tem sido desenvolvida com o objetivo de modelar comovimentos entre variáveis econômicas¹. Forbes e Rigobon (2001, 2002) desenvolveram um método baseado na construção de índices de correlação para verificar efeito contágio e interdependência. Imbs (2004) considera uma medida de correlação bilateral na investigação dos determinantes da sincronização de ciclos de negócios entre as regiões. Baxter e Kouparitsas (2005) utilizam medidas de correlação bilateral, seguindo abordagem desenvolvida por Leamer (1983), para explicar os determinantes dos comovimentos entre os ciclos de negócios dos países. Croux *et al* (2001) propõe, uma medida de correlação dinâmica definida no domínio da frequência, denominada coesão, utilizada na análise da interdependência entre séries temporais. Já Harding e Pagan (2006) propõem um índice de concordância e um método estatístico baseado em medidas de correlação para análise da sincronização de ciclos econômicos.

Testes de cointegração também são utilizados na análise de comovimentos. Segundo Engle e Granger (1987), um grupo de séries temporais que possuem tendências estocásticas é cointegrado se eles partilham de tendências estocásticas comuns. Nesse sentido, Bremnes *et al* (2001), Zhou (2003) e Poghosyan e de Haan (2007) investigam a dinâmica de longo prazo das taxas de juros utilizando o conceito de cointegração.

Gourieroux e Peaucelle (1988, 1992) propõem a análise de co-dependência como uma alternativa ao conceito de cointegração e que pode ser aplicada em séries estacionárias. Segundo esses autores, um grupo de variáveis (estacionárias) são co-dependentes se existir uma combinação linear entre essas séries que apresente uma representação de médias móveis de ordem menor do que as séries individuais.

Engle e Kozicki (1993) introduzem o conceito de características comuns como uma medida de comovimento contemporâneo entre séries temporais. Nessa abordagem, as características usuais de uma série temporal (como, por exemplo, tendências, ciclos, sazonalidade, correlação serial, heterocedasticidade) é comum em um conjunto de variáveis se existir uma combinação linear não-nula entre essas séries isenta dessas características.

Posteriormente, Vahid e Engle (1993) propõem uma metodologia de teste para ciclos e tendências comuns e um procedimento econométrico para extração destes movimentos em variáveis cointegradas (ENGLE; GRANGER, 1987; STOCK; WATSON, 1988). Baseado em Gourieroux e Peaucelle (1988, 1992), Vahid e Engle (1997) generalizam a definição de

¹ Características de séries temporais econômicas tais como tendências, ciclos, sazonalidade, correlação serial e quebras estruturais são propriedades relevantes que essas variáveis podem possuir e devem ser consideradas na análise de comovimentos.

características comuns de correlação serial de Engle e Kozicki (1993) ao de co-dependência e desenvolvem uma metodologia de teste para comovimentos entre múltiplas séries temporais, quando os ciclos dessas variáveis não são exatamente sincronizados.

Entretanto, essa classe de conceitos e medidas empíricas de comovimentos apresentam algumas desvantagens. Croux *et al* (2001) cita pelo menos três problemas relacionados as abordagens anteriormente citadas. Primeiro, uma correlação elevada entre as séries analisadas não implica nem é implicada por cointegração, ciclos comuns ou características comuns (QUAH, 1993; FORNI; REICHLIN, 2001).

Segundo, muitas dessas medidas são binárias, no sentido de que dois processos ou são cointegrados ou não o são, de tal modo que para definições desse tipo pode não ser possível estabelecer outros graus de associação. Por fim, para testar redução de posto, é necessário estimar um modelo VAR, que pode ser problemático quando o número de séries temporais em análise é muito grande.

Croux *et al* (2001) propõem uma medida alternativa de comovimentos baseada no domínio da frequência denominada coesão. O índice de coesão é baseado em uma medida de correlação dinâmica no domínio da frequência e pode ser utilizado para se construir um índice multivariado de comovimentos. Essa medida é usual para estudar sincronização de ciclos de negócios, investigar propriedades dinâmicas de curto e longo prazo em múltiplas séries temporais e identificar *clusters* dinâmicos. Uma das desvantagens dessa medida é que ela não distingue entre comovimentos positivos de negativos.

Uma alternativa muito utilizada para analisar os comovimentos entre um grande conjunto de dados é o uso de modelos de fatores, onde a estrutura de variância e covariância das variáveis é particionada em um componente comum e outro idiossincrático. O componente idiossincrático é específico de cada variável em análise, enquanto que o componente comum é uma combinação linear de um pequeno número de fatores comuns.

Modelos de fatores latentes podem ainda ser utilizados para distinguir entre elementos globais, regionais ou específicos de cada indivíduo em análise a partir de um modelo de fatores latentes com estrutura de múltiplos níveis (KOSE *ET AL*, 2003, 2008; BAI E WANG, 2015). A partir dessa abordagem, através de uma análise de decomposição da variância, aumentos na proporção da variância explicada, por exemplo, pelo fator global, podem mostrar evidências de maiores relações entre os indivíduos em análise.

O foco desse ensaio é decompor os movimentos comuns entre as taxas de juros nominais de curto-prazo de alguns países em flutuações globais e regionais, analisando os efeitos dessas flutuações sobre o ajuste das taxas de juros no Brasil, através de uma regra de

política monetária. Em pequenas economias abertas, algumas variáveis que representam as condições financeiras tendem a se mover em conjunto com as que prevalecem no exterior, o que pode ser evidenciado, por exemplo, por um forte comovimento entre as taxas de juros dos países (CACERES *et al*, 2016).

Esse comportamento de interdependência entre as taxas de juros dos países tem sido interpretado na literatura como evidência de que essas pequenas economias abertas tem uma autonomia monetária limitada. Muito embora comovimentos entre as taxas de juros entre algumas economias possam evidenciar uma perda da autonomia monetária, esse comportamento também poderia refletir uma característica de bancos centrais totalmente independentes, que reagem a ciclos econômicos sincronizados e interdependentes².

Bancos centrais usualmente conduzem sua política monetária através do gerenciamento das taxas de juros de curto prazo. Com efeito, mudanças na condução de política monetária em algumas economias avançadas, representados por ajustes em suas metas de taxas de juros, podem ocasionar em efeitos sobre a condução de política monetária em outras economias, o que a literatura tem considerado como o efeito *spillover* da política monetária³.

Através de um modelo VAR, Canova (2005) encontra efeitos substanciais dos choques de política monetária dos EUA sobre oito economias latino-americanas, onde os canais de transmissão de política monetária operam através de respostas via taxa de juros. Em particular, Canova (2005) encontra que a transmissão dos choques de política monetária dos EUA, quando ocorrem, são quase que instantâneas, onde choques de política monetária contracionistas dos EUA induzem a aumento significativo e instantâneo nas taxas de juros dos países latino-americanos.

Lindenberg e Westermann (2012) estimam os comovimentos entre as taxas de juros de curto e longo prazo para os países do G7 através de testes de cointegração, correlação

² De fato, as correlações entre as taxas de juros dos países parecem ser maiores entre países onde as condições macroeconômicas estão mais alinhadas com o resto do mundo (HENRIKSEN *ET AL*, 2013). Estudos recentes têm argumentado sobre a existência de um ciclo financeiro global, que em grande parte, mas não exclusivamente, é direcionado pelos EUA, e que pode afetar preços de ativos, fluxos de capital e crescimento do crédito entre os países (REY, 2015). Rey (2015, 2016) argumenta que um dos principais direcionadores do ciclo é a política adotada pelo FED-USA, cujas decisões de política monetária, através de ajustes na taxa de juros, são transmitidas às condições financeiras dos mercados emergentes através do fluxo de capital internacional. Além disso, decisões de política monetária dos EUA, através de ajustes na sua taxa de juros, podem influenciar a condução de política monetária de mercados emergentes. Para Nier *et al* (2014) a existência de um ciclo financeiro global é um fator determinante dos fluxos de capital nos mercados emergentes. Em Rey (2015), Passari e Rey (2015) esse ciclo é descrito como um comovimento entre os fluxos de capital, condições de crédito e preços dos ativos entre os países.

³ Os principais canais de transmissão de *spillover* de política monetária usualmente considerados são preços de ativos, taxas de câmbio, taxas de juros do mercado monetário (*money market interest rate*).

serial comum e co-dependência. Dentre seus resultados, há a evidência empírica limitada sobre comovimentos entre as taxas de juros em análise. A mesma conclusão se aplica ao se considerar comovimentos cíclicos entre as taxas de juros dos países⁴. Uma forte evidência de co-dependência é encontrada apenas entre as taxas de juros de longo-prazo⁵ de Itália, França e Reino Unido, para a sub-amostra que compreende o período antes da formação da Área do Euro (1979.01 – 1998.04).

Moon e Perron (2007) analisam um painel com taxas de juros de diferentes maturidades para Estados Unidos e Canadá através da metodologia *PANIC* desenvolvida por Bai e Ng (2004). Essa metodologia consiste em um teste de raiz unitária em painel que permite uma estrutura de correlação entre os erros dos *cross-sections* da amostra através de uma estrutura de fator para os mesmos. Esses autores reportam que um dos fatores estimados é altamente correlacionado com todas as taxas de juros provavelmente devido às expectativas de inflação; o segundo fator é considerado como um diferencial entre as taxas de juros de curto e longo prazo e pode ser interpretado como uma medida de ciclo de negócios.

O trabalho de Byrne *et al* (2012) também utiliza o teste *PANIC* para investigar os comovimentos entre as taxas de juros de curto e longo prazo de uma amostra de oito países industrializados para o período entre 1988 e 2008. De acordo com os seus resultados, as taxas de juros de longo prazo podem ser explicadas por um único fator latente comum. A proporção da variância explicada por esse fator aumenta de 45,2% para cerca de 66,9% entre os sub-períodos 1988 – 1998 e 1999-2006. Esse resultado sugere que um único fator comum é capaz de explicar a recente variação nos dados para essa taxa de juros⁶. Em relação as taxas de juros de curto prazo, essa proporção de variância declina de 52,1% para 48,5%.

Considerando uma amostra com as seis maiores economias industrializadas⁷ entre 1960 a 2006, Henriksen *et al* (2013) encontram que flutuações no nível de preços agregado e nas taxas de juros nominais são mais sincronizadas entre os países, do que flutuações no produto. A partir de um modelo de ciclos de negócios internacionais, os autores mostram que devido a efeitos *spillovers* originários de choques tecnológicos e de política monetária, as

⁴ Considerando metodologia proposta por Engle e Kozicki (1993) e Cubadda (1999, 2007), Lindenberg e Westermann (2012) não encontram evidências empíricas nem de ciclos comuns sincronizados (característica comum de correlação serial), nem de ciclos comuns não-sincronizados (co-dependência).

⁵ As taxas de juros de longo prazo utilizadas por Lindenberg e Westermann (2012) são as taxas reais dos títulos do governo, com maturidade de 10 anos.

⁶ Seguindo Rogoff (2006), Borio e Filardo (2007) e Ciccarelli e Mojon (2010), Byrne *et al* (2012) argumentam que um dos determinantes para a existência de um fator comum entre as taxas de juros pode ser resultado de maior integração entre os países analisados, a propagação internacional do risco ou a similaridade das expectativas de inflação.

⁷ Austrália, Canadá, Alemanha, Japão, Reino Unido e Estados Unidos.

respostas futuras esperadas dos bancos centrais nacionais as flutuações no produto e nas taxas de inflação domésticas podem gerar fortes comovimentos entre os níveis de preços e taxas de juros, mesmo se o produto não é tão sincronizado.

Arouri *et al* (2013) investigam sobre a sincronização e interdependência entre as taxas de juros de curto prazo para a França, Reino Unido e Estados Unidos durante o período de 2005 – 2009. Utilizando medidas de feedback bi-direcionais propostas por Geweke (1982) e modelos com correção de erros com transição suave (STECM), os autores encontram evidências de interdependência contemporânea entre as taxas de juros consideradas, além de um aumento da sincronização entre as políticas monetárias desses países durante o período analisado. Especificamente, os choques para as taxas de juros de curto prazo são contemporaneamente transmitidos internacionalmente entre os países analisados, tal que cada banco central pode revisar sua meta de taxa de juros com um *feedback* positivo em relação às decisões dos outros bancos centrais⁸.

Chatterjee (2016) utiliza um modelo de fatores dinâmicos, seguindo Kose *et al* (2008), para análise dos comovimentos de política monetária entre os países do G-5. Os fatores são extraídos a partir dos resíduos de regras de Taylor estimadas para esses países. Dois fatores latentes são estimados: o primeiro fator considera todos os países da amostra e o segundo fator considera apenas os dois países da Europa, Alemanha e Reino Unido. O fator de todos os países é capaz de capturar os principais eventos econômicos que ocorreram durante o período analisado. Os resultados para sub amostras indicam que esse fator explica, em média, cerca de 14% da variação nos resíduos das regras de política monetária no período dos choques comuns e no período da globalização (1980 – 1987), e 9% no período das crises recentes (2003 – 2009).

Janssen e Klein (2011) reportam que choques de política monetária da Área do Euro induzem efeitos proporcionalmente significativos sobre as taxas de juros e o produto em cinco países do oeste europeu que não fazem parte da Área do Euro. O estudo de Potjagailo (2017) utiliza um conjunto maior de países europeus e mostra que há efeitos *spillover* dos choques de política monetária a partir da Área do Euro para 14 países europeus que não pertencem da Área do Euro. Uma política monetária expansionista a partir da Área do Euro leva a uma diminuição nas taxas de juros desses países.

⁸ Resultados adicionais encontram, em média, uma maior tendência para intensificação dos comovimentos entre as taxas de juros de curto-prazo entre EUA – Reino Unido do que entre os pares EUA – França e Reino Unido – França.

Comovimentos também são encontrados nas políticas monetárias de economias desenvolvidas e emergentes. Em Takáts e Vela (2014), os bancos centrais de mercados emergentes respondem diretamente a mudanças nas taxas de juros de economias avançadas, ajustando suas próprias taxas de juros. Os resultados de Anaya *et al* (2017) indicam que as taxas de juros de curto-prazo das economias emergentes declinam em resposta a choques expansionistas de política monetária não convencional dos EUA. Em outras palavras, as inovações de política monetária americana tem forte influência sobre a condução de políticas monetária adotadas nas economias emergentes.

1.2.2. REGRAS DE TAYLOR E EFEITOS SPILLOVER DE POLÍTICA MONETÁRIA

Para Taylor (1993), a política monetária deve seguir regras baseadas no objetivo de estabilização do nível de inflação e do produto da economia. Nesse sentido, a função de reação do Banco Central na determinação da taxa de juros de curto prazo da economia (i_t) é linearmente relacionada com a taxa de inflação (π_t), uma taxa de juros de equilíbrio (r^*), mais uma soma ponderada de dois desvios: os desvios da inflação presente em relação à sua meta inflacionária ($\pi_t - \pi^*$) e o desvio do produto efetivo em relação ao produto potencial, ou hiato do produto (\tilde{y}_t). Segundo Taylor (1993), o banco central tende a aumentar sua taxa de juros quando a taxa de inflação está acima de sua meta e quando o produto efetivo da economia está acima do produto potencial. Para a economia americana, no período entre 1987 – 1992, Taylor (1993) encontrou a seguinte relação:

$$i_t = \pi_t + r^* + \alpha(\pi_t - \pi^*) + \beta\tilde{y}_t \quad (1)$$

Diversos estudos empíricos estimam funções de reação seguindo a estrutura funcional conhecida como regra de Taylor descrita em (1), com destaque para os trabalhos de Judd e Rudebusch (1998) e Clarida *et al* (1998, 2000). Judd e Rudebusch (1998) estimam uma função de reação seguindo Taylor (1993) para os EUA entre 1970 – 1997 incorporando um componente para controlar o grau de suavização no ajuste das taxas de juros pelo Banco Central.

Além dessa hipótese, Judd e Rudebusch (1998) consideram ainda a possibilidade de instabilidade estrutural nos parâmetros estimados da função de reação para o FED, possivelmente devido a mudanças nos regimes de política monetária adotados ao longo do tempo. Para isso, os autores estimam funções de reação para sub-períodos que englobam os

diferentes presidentes do FED no período analisado (Arthur F. Burns – 1970 a 1978, Paul Volcker – 1979 a 1987 e Alan Greenspan – 1987 a 1997).

Clarida *et al* (1998, 2000) estimam funções de reação para França, Alemanha, Itália, Japão, Reino Unido e os EUA incorporando à regra de Taylor tradicional um componente *forward-looking* para a taxa de inflação, que representaria as expectativas de inflação dos agentes econômicos. Esses autores também consideram um determinado grau de suavização para as taxas de juros, representando esse componente pela inclusão de defasagens da taxa de juros como variável explicativa no modelo⁹,

$$i_t = \rho_1 i_{t-1} + (1 - \rho_1)(\alpha_0 + \alpha_1 \pi_{t+n} + \alpha_2 \tilde{y}_t) + \varepsilon_t \quad (2)$$

Na equação acima, os parâmetros α_1 e α_2 medem as respostas de longo-prazo à inflação e ao hiato do produto, respectivamente. O parâmetro ρ_1 mostra o ajuste gradual da taxa de juros atual à meta de taxa de juros estabelecida pelo Banco Central. As respostas de curto-prazo podem ser encontradas fazendo $\gamma_i = (1 - \rho_1)\alpha_i$, para $i = 0, 1, 2$.

Além das variáveis comuns consideradas nas estimações das regras de Taylor tradicionais, é consenso entre muitos economistas que os bancos centrais, no ajuste de suas taxas de juros, observam um conjunto mais amplo de variáveis. Com efeito, as regras de Taylor tradicionais deveriam incluir outras variáveis econômicas, dentre as quais são sugeridas na literatura a inclusão de taxas de câmbio, agregados monetários, preço dos ativos, taxas de juros externas, taxas de juros de longo prazo dentro outras medidas de estabilidade financeira (SZNAJDESKA, 2014). Taylor (2001) considera a reação da autoridade monetária no ajuste de suas taxas de juros básicas, destacando a importância de se incluir taxas de câmbio em regras de política monetária.

Minella *et al* (2003) estimam uma função de reação para o Banco Central do Brasil que relaciona a taxa de juros (i_t) como função dos desvios das expectativas de inflação em relação à sua meta ($E_t \pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*$), do hiato do produto (y_t) e de variações nas taxas de câmbio (Δe_{t-1}), além de considerar algum grau de suavidade na taxa de juros, capturada pela defasagem da taxa de juros inserida na função de reação como variável explicativa:

$$i_t = \rho_1 i_{t-1} + (1 - \rho_1) \left[\alpha_0 + \alpha_1 (E_t \pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*) + \alpha_2 y_{t-1} + \alpha_3 \Delta e_{t-1} \right] + \varepsilon_t \quad (3)$$

⁹ Para os EUA, no período entre 1979:10 a 1994:12, Clarida *et al* (1998) consideram uma função de reação para o FED que captura o grau de suavização da taxa de juros para mais de um período, incorporando a segunda defasagem da variável dependente no modelo como variável explicativa.

Taylor (2007, 2013) argumenta que os bancos centrais podem desviar-se de suas metas de taxas de juros para prevenir efeitos de desvalorizações competitivas originárias do exterior. Ainda, de acordo com Taylor (2014), cada banco central pode combinar, no mínimo em parte, uma mudança em sua meta de taxa de juros alinhada ao ajuste nas metas de outros bancos centrais.

Nesse sentido, algumas economias, em particular economias de mercado emergentes, consideram, no ajuste de suas taxas de juros, as condições financeiras de alguns países estrangeiros, principalmente se esse país estrangeiro é uma grande economia aberta. Com efeito, taxas de juros de curto prazo de economias desenvolvidas e rendimentos dos títulos estrangeiros são algumas das variáveis consideradas na determinação das condições financeiras domésticas de algumas economias.

Taylor (2007), Gray (2013) e Edwards (2015) incluem taxas de juros estrangeiras em regras de política monetária para verificar possíveis efeitos *spillovers* e reportam coeficientes significativos, do ponto de vista estatístico, nessas relações estimadas. Em Taylor (2007), o coeficiente da taxa de juros dos fundos federais dos EUA é significativo na função de reação para o Banco Central Europeu. Já Gray (2013) insere a taxa de juros dos fundos federais americanos e outras medidas de taxas de juros estrangeiras na função de reação de um painel com 12 bancos centrais¹⁰. Seus resultados mostram efeitos positivos e estatisticamente significantes das ações de política monetária dos EUA sobre os bancos centrais analisados. Edwards (2015) também encontra efeitos positivos e significantes nos movimentos da taxa de juros do Banco Central dos EUA nas funções de reação do Chile, Colômbia e México.

1.3. METODOLOGIA ECONOMÉTRICA

1.3.1. O MODELO DE FATORES LATENTES

Um dos objetivos deste trabalho é tentar decompor as flutuações das taxas de juros de curto prazo de uma amostra de 28 países mais a taxa de juros da Área do Euro, em movimentos comuns associados a flutuações globais, regionais e movimentos idiossincráticos específicos de cada país. Choques comuns ou eventos econômicos de impacto global, como choques no preço do petróleo ou efeitos de crises financeiras, podem direcionar comovimentos entre algumas variáveis econômicas (BAI; WANG, 2015). Para extrair esses comovimentos a partir de um conjunto de variáveis econômicas estacionárias, uma alternativa

¹⁰ Os países considerados são Austrália, Canadá, Coreia do Sul, Reino Unido, Noruega, Nova Zelândia, Dinamarca, Israel, Brasil, Área do Euro, China e Indonésia.

é o uso de modelos de fatores latentes comuns. Nessa abordagem, esses movimentos associados são modelados por um pequeno número de variáveis latentes denominadas fatores.

Modelos de fatores latentes são modelos de regressão que têm a seguinte forma funcional:

$$y_{it} = \boldsymbol{\lambda}'_i \mathbf{f}_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Na equação acima, considera-se que a variável observada y_{it} , com $i=1,2,\dots,N$ e $t=1,2,\dots,T$, tem uma estrutura de fatores explicada por r fatores latentes comuns representados pelo vetor \mathbf{f}_t e por um termo de erro idiossincrático ε_{it} , que podem representar erros de medida ou ainda características específicas ao i -ésimo indivíduo analisado. Na construção do modelo, assume-se ainda que as variáveis observáveis y_{it} são estacionárias¹¹. O vetor $\boldsymbol{\lambda}_i$ representa os pesos ou cargas dos fatores (*factor loadings*) e o termo $\boldsymbol{\lambda}'_i \mathbf{f}_t$ é denominado de componente comum do modelo. Considera-se ainda que a relação entre y_{it} e \mathbf{f}_t é estática, de tal modo que o modelo descrito em (4) é conhecido na literatura como modelo de fatores (latentes) estático. Adicionalmente, é comum assumir que os fatores latentes \mathbf{f}_t seguem um processo de vetores autoregressivos de ordem q ($VAR(q)$).

Em contraste com o modelo de fatores estático, o modelo de fatores dinâmico considera que o fator latente \mathbf{f}_t afeta y_{it} dinamicamente, ou seja, y_{it} é função também das defasagens do fator \mathbf{f}_t :

$$y_{it} = \boldsymbol{\lambda}'_{i0} \mathbf{f}_t + \boldsymbol{\lambda}'_{i1} \mathbf{f}_{t-1} + \dots + \boldsymbol{\lambda}'_{is} \mathbf{f}_{t-s} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Fazendo $\boldsymbol{\lambda}'_i = (\boldsymbol{\lambda}'_{i0}, \boldsymbol{\lambda}'_{i1}, \dots, \boldsymbol{\lambda}'_{is})$ e $\mathbf{F}_t = (\mathbf{f}_t, \mathbf{f}_{t-1}, \dots, \mathbf{f}_{t-s})'$ na equação em (5), encontra-se uma representação estática nos moldes da equação (4), dada por $y_{it} = \boldsymbol{\lambda}'_i \mathbf{F}_t + \varepsilon_{it}$. Modelos de fatores dinâmicos são, portanto, contrapartidas dinâmicas do modelo de fatores estático. Assim como no modelo descrito em (4), os fatores latentes \mathbf{f}_t também seguem um processo de vetores autoregressivos. Assume-se ainda, tanto no modelo definido em (4) quanto em (5), que os termos de erro idiossincráticos ε_{it} podem seguir processos dinâmicos, exibindo algum padrão de correlação serial.

¹¹ Em aplicações do modelo de fatores, algumas variáveis macroeconômicas são não estacionárias e a prática comum utilizada na análise é tomar as primeiras diferenças dos dados para se atingir estacionariedade, antes de estimar o modelo.

Os fatores e suas cargas são geralmente estimados pelo método dos componentes principais (PC). No modelo de fatores dinâmicos, uma descrição da matriz de densidade espectral de um conjunto de séries temporais é fornecida, onde os fatores dinâmicos estimados descrevem a covariância contemporânea e temporal entre as variáveis¹² (KOSE *ET AL*, 2008).

Uma das vantagens do modelo de fatores é a capacidade de poder trabalhar com um número grande de variáveis sem incorrer a problemas relacionados à perda de graus de liberdade, usualmente comuns nas análises baseadas em regressão. Na análise de previsão, a utilização de uma quantidade maior de variáveis pode levar a resultados mais precisos, de tal forma que a análise de previsão a partir dos fatores obtidos pode levar a uma maior acurácia das previsões obtidas (STOCK; WATSON, 1999, 2002).

Outra vantagem do modelo de fatores é a possibilidade de estimar os fatores comuns sem que estes incluam erros de medida ou choques idiossincráticos. Em particular, modelos de fatores não precisam incorrer a hipóteses excessivamente fortes a respeito da estrutura do modelo econômico, o que muitas vezes ocorre em modelos estruturais, como no caso dos modelos SVAR, em que o pesquisador precisa determinar a posição onde incluir a variável e essa posição determina os resultados do modelo e a quantidade de variáveis empregadas na análise determina o número de choques.

Os trabalhos de Geweke (1977) e Sargent e Sims (1977) foram os primeiros a considerar uma estrutura do modelo de fatores dinâmicos para capturar comovimentos de um conjunto de séries temporais macroeconômicas. Esses trabalhos consideram o modelo de fatores dinâmico como uma extensão em séries temporais do modelo de fatores estático, desenvolvido inicialmente para análise de dados em corte transversal.

Em economia, modelos de fatores dinâmicos têm sido utilizados geralmente para construção de indicadores econômicos e em previsão de séries temporais. Aplicações mais recentes incluem trabalhos em análise macroeconômica que incluem política monetária e ciclos de negócios internacionais. Algumas aplicações do modelo de fatores dinâmicos

¹² Um problema adicional na análise do modelo de fatores (estático ou dinâmico) é encontrar o número de fatores latentes que governam os comovimentos entre as variáveis consideradas. Na prática, o número de fatores é usualmente desconhecido, entretanto vários critérios são sugeridos na literatura. Critérios baseados nos autovalores da matriz de correlação amostral podem indicar um número aproximado dos fatores comuns a serem utilizados. Bai e Ng (2002) sugerem critérios de informação para estimar o número de fatores em modelo de fatores aproximados. Algumas aplicações, usualmente em estudos em psicologia e sociologia, consideram que dois ou três fatores são capazes de explicar mais de 90% da variância das variáveis dependentes na estrutura de fatores. Em painéis macroeconômicos, uma razão de variância que explica cerca de 40% da variância das variáveis em análise pode ser considerada um ajuste razoável ao modelo (BREITUNG; EICKMEIER, 2005). Uma leitura detalhada sobre o assunto pode ser encontrada em Breitung e Eickmeier (2005) e Bai e Ng (2008).

incluem, por exemplo, Sargent e Sims (1977), que utiliza o modelo na análise dos ciclos de negócios no EUA; Forni e Reichlin (1998), que considera a análise de ciclos de negócios a nível industrial; Stock e Watson (1999, 2002a, 2002b), que utilizam o modelo para fins de previsão de variáveis reais e nominais para os EUA; Kose *et al* (2003, 2008) consideram o estudo de ciclos de negócios internacionais; Sala (2001), que estuda as propagações dos choques de política monetária entre os países europeus e Bernanke e Boivin (2003) e Giannone *et al* (2002) que analisam política monetária sistemática e não-sistemática nos EUA.

A estimação dos fatores e dos *loadings* associados constitui um problema adicional à literatura sobre modelo de fatores dinâmicos. Os trabalhos seminais de Geweke (1977) e Sargent e Sims (1977) utilizam métodos no domínio da frequência para estimação dos fatores e *loadings* a partir de um modelo de fatores dinâmico. Entretanto, tais métodos não estimam os fatores diretamente e, portanto, não permitem utilizá-los para fins de previsão. Essa limitação na estimação dos fatores dinâmicos foi superada com o desenvolvimento de métodos baseados no domínio do tempo¹³, onde os fatores latentes dinâmicos podem ser estimados diretamente.

Stock e Watson (1989) utilizam métodos de estimação no domínio do tempo para essa classe de modelos, considerando uma estrutura estado-espço para o modelo de fatores dinâmicos e, posteriormente, utilizando o filtro de Kalman para estimar fatores e parâmetros associados ao modelo. Já em Stock e Watson (2002a) a estimação do modelo de fatores dinâmicos utiliza uma estrutura de regressão em dois estágios, onde os fatores não observados são estimados via método dos componentes principais a partir dos dados amostrais. No primeiro estágio, modelos paramétricos são postulados a partir de um processo estocástico conjunto e os dados amostrais são utilizados para estimar os parâmetros desse processo, usualmente via estimador de máxima verossimilhança gaussiano. No segundo estágio, os parâmetros estimados são utilizados em algoritmos de extração de sinal para estimar os valores desconhecidos dos fatores dinâmicos.

¹³ Em relação aos métodos de estimação no domínio do tempo utilizados na análise de modelos de fatores dinâmicos, Stock e Watson (2010) consideram a divisão desses trabalhos em três gerações, de acordo com a metodologia de estimação empregada. Entre os métodos de estimação utilizados para a análise do modelo de fatores dinâmicos, estão métodos baseados na estimação de máxima verossimilhança via filtro de Kalman (ENGLE; WATSON, 1981, 1983; STOCK; WATSON, 1989; SARGENT, 1989; QUAH; SARGENT, 1993); métodos de médias não paramétricas, representados pelo método dos componentes principais (STOCK; WATSON, 2002a; BAI, 2003; BAI; NG, 2006), método dos componentes principais generalizados (BOIVIN; NG, 2006, FORNI *et al*, 2005; STOCK; WATSON, 2005), método dos componentes principais dinâmicos (FORNI *et al*, 2000, 2004) e métodos híbridos com componentes principais e modelos na forma espaço-estado (GIANNONE *et al*, 2008; DOZ *et al*, 2006, 2012).

Forni *et al* (2000, 2004) sugerem um estimador para os fatores dinâmicos no domínio da frequência, análogo ao método de componentes principais¹⁴ desenvolvido por Brillinger (1964, 1981). Uma decomposição em autovalores e autovetores da matriz de densidade espectral dos dados é computada frequência por frequência, onde uma transformação inversa de Fourier dos autovetores criam polinômios que são utilizados na construção dos fatores.

Métodos bayesianos também podem ser utilizados na estimação dos fatores e parâmetros associados ao modelo de fatores dinâmicos. Seguindo essa abordagem, Stock e Watson (2010) destacam três vantagens ou motivações teóricas para a utilização de métodos bayesianos na análise de modelos de fatores dinâmicos. Primeira, a metodologia para computar a distribuição a posteriori dos parâmetros e fatores a serem estimados pode ser numericamente mais fácil e estável do que métodos que utilizam a função de verossimilhança, principalmente quando existem muitos parâmetros desconhecidos. Segundo, métodos de Monte Carlo com Cadeias de Markov (MCMC) podem ser utilizados para computar a distribuição a posteriori em modelos com variáveis latentes que não seguem distribuição normal ou são não lineares, onde a função de máxima verossimilhança do modelo é extremamente difícil de ser encontrada diretamente. Terceiro, pode-se querer impor informações a priori no modelo em forma da distribuição a priori considerada para os parâmetros e fatores a serem estimados.

Otrok e Whiteman (1998) desenvolveram uma abordagem bayesiana para análise de um modelo de fatores dinâmicos com um único fator. Essa abordagem bayesiana é utilizada para construir observações artificiais para um indicador não observável (fator latente) via métodos de aumento de dados, propostos por Tanner e Wong (1987). Métodos de Monte Carlo com Cadeias de Markov (MCMC) são então utilizados para obter amostras da distribuição posteriori dos fatores dinâmicos e parâmetros relevantes, onde os quantis relevantes dos fatores e parâmetros do modelo são calculados numericamente¹⁵. Considerando uma extensão da proposta bayesiana desenvolvida por Otrok e Whiteman (1998), Kose *et al* (2003, 2008) propõem um modelo de fatores dinâmicos com múltiplos níveis para analisar ciclos de negócios internacionais.

Seguindo modelo proposto por Diebold e Rudebusch (1996), Kim e Nelson (1998) desenvolveram uma análise bayesiana para estimação de um modelo de fatores dinâmicos

¹⁴ O método desenvolvido por Forni *et al* (2000, 2004) é conhecido na literatura como método dos componentes principais dinâmicos.

¹⁵ A partir da estrutura de um modelo de fatores com um único fator, Otrok e Whiteman (1998) constroem um indicador coincidente para medir atividade econômica, utilizando quatro variáveis para o estado de Iowa, que é representado pelo fator dinâmico estimado.

com mudanças de regime para análise de ciclos econômicos de negócios. Considerando uma representação em estado-espço para este modelo, onde a não linearidade está presente na equação de transição dessa representação, Kim e Nelson (1998) consideram a metodologia desenvolvida por Shepard (1994) e Carter e Kohn (1994) para lidar com representações em espaço-espço não lineares e estimam o modelo em uma estrutura bayesiana onde os parâmetros, os regimes em que a economia pode se encontrar e os fatores dinâmicos¹⁶ são variáveis aleatórias não observadas a serem inferidas a partir dos dados ou indicadores individuais.

1.3.2. O MODELO DE FATORES DINÂMICOS COM MÚLTIPLOS NÍVEIS

Modelos de fatores dinâmicos com uma estrutura com múltiplos níveis tem recebido atenção especial no estudo de comovimentos e flutuações em variáveis econômicas. Aplicações dessa metodologia podem ser encontradas em Kose, Otrok e Whiteman (2003, 2008), Cruccini, Kose e Otrok (2011), Neely e Rapach (2011), Kose, Otrok e Prasad (2012) e Moench, Ng e Porter (2013). Nesses modelos, as características geográficas (KOSE *et al*, 2003, 2008), ou econômicas (KOSE *et al*, 2012) são utilizadas na identificação das flutuações econômicas, dando significado econômico aos fatores estimados. Por exemplo, na análise de ciclos de negócios internacionais, a partir de um painel de dados, os ciclos de negócios de um determinado país podem ser decompostos em componentes global, regionais e específico dos países, ou seja, por fatores de três níveis de diferentes.

Considere o seguinte modelo de fatores dinâmicos com três níveis, K fatores dinâmicos não-observáveis em um painel com N unidades de corte transversal. Cada unidade do painel pode ser considerada um conjunto de M séries temporais de tamanho T . As variáveis observadas são denotadas por $\mathbf{y}_{i,t}$, com $i = 1, 2, \dots, M \times N$ e $t = 1, 2, \dots, T$. Suponha que a variável observada $\mathbf{y}_{i,t}$ pode ser representada por um modelo de fatores, com um fator global f_t^G , comum a todas as N unidades de corte transversal e todas as variáveis do painel; R fatores regionais $f_{j,t}^R$, com $j = 1, 2, \dots, R$, comuns as unidades das R regiões definidas e a todas as M séries temporais de cada unidade e N fatores específicos individuais $f_{i,t}^C$, comuns as M variáveis consideradas para cada unidade de corte transversal $n \in N$. Logo, para o i – ésimo indivíduo:

¹⁶ Na abordagem de Kim e Nelson (1998), o fator dinâmico estimado é considerado como um índice composto de ciclos econômicos, construído considerando quatro séries temporais ou índices coincidentes para os EUA.

$$\mathbf{y}_{i,t} = \Lambda_i^G f_t^G + \Lambda_{ji}^R f_{j,t}^R + \Lambda_i^C f_{i,t}^C + \boldsymbol{\varepsilon}_{i,t} \quad (6)$$

Ou ainda, na forma matricial:

$$\begin{bmatrix} y_{i,t}^1 \\ \vdots \\ y_{i,t}^M \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \lambda_{i,1}^G \\ \vdots \\ \lambda_{i,M}^G \end{bmatrix} f_t^G + \begin{bmatrix} \lambda_{ji,1}^R \\ \vdots \\ \lambda_{ji,M}^R \end{bmatrix} f_{j,t}^R + \begin{bmatrix} \lambda_{i,1}^C \\ \vdots \\ \lambda_{i,M}^C \end{bmatrix} f_{i,t}^C + \begin{bmatrix} \varepsilon_{i,t}^1 \\ \vdots \\ \varepsilon_{i,t}^M \end{bmatrix} \quad (7)$$

Na equação em (6), Λ_i^G , Λ_{ji}^R e Λ_i^C são os vetores das cargas (*loadings*) dos fatores, que representam a importância ou o peso de cada fator na explicação da variação de $\mathbf{y}_{i,t}$. No modelo existem $M \times N$ variáveis explicadas por $N + R + 1$ fatores. O vetor de termos de erro idiossincrático do modelo, $\boldsymbol{\varepsilon}_{i,t}$, representa a parte não explicada pelos fatores, geralmente assumida como uma variação específica da variável mais um erro de medida. Assume-se que $\varepsilon_{i,t}^m$, para $m = 1, 2, \dots, M$, é normalmente distribuído, podendo ainda considerar algum grau de correlação serial, que pode ser modelado convenientemente por um processo $AR(p)$:

$$\varepsilon_{i,t} = \varphi_{i,1} \varepsilon_{i,t-1} + \dots + \varphi_{i,p} \varepsilon_{i,t-p} + u_{i,t}^\varepsilon \quad (8)$$

Tal que:

$$E[u_{i,t}^\varepsilon u_{j,t-s}^\varepsilon] = \begin{cases} \sigma_i^2, & \text{se } i = j \text{ e } s = 0 \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases} \quad (9)$$

A evolução dos fatores é governada por processos autoregressivos de ordem q com erros normalmente distribuídos:

$$f_t^G = \rho_1^G f_{t-1}^G + \dots + \rho_q^G f_{t-q}^G + u_t^G \quad (10)$$

$$f_{j,t}^R = \rho_1^R f_{j,t-1}^R + \dots + \rho_q^R f_{j,t-q}^R + u_{j,t}^R \quad (11)$$

$$f_{i,t}^C = \rho_1^C f_{i,t-1}^C + \dots + \rho_q^C f_{i,t-q}^C + u_{i,t}^C \quad (12)$$

Assume-se ainda que os termos de erro dos processos (10), (11) e (12) são independentes de $\boldsymbol{\varepsilon}_{i,t}$, *i.i.d.* e normalmente distribuídos. Métodos bayesianos são empregados na estimação dos parâmetros e fatores do modelo definido em (6).

1.3.3. ESPECIFICAÇÃO DO MODELO E ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Para decompor as flutuações comuns entre as taxas de juros de curto prazo dos países a níveis global e regional será utilizada uma extensão do modelo de fatores latentes dinâmicos com dois níveis. A estrutura funcional do modelo de fatores dinâmicos aqui

empregada considera que a variável observada é explicada por uma estrutura de fatores com um fator global, que captura as flutuações entre as taxas de juros de todos os países analisados, e fatores regionais, que capturam movimentos específicos a partir de um grupo ou região de países pré-definida. Os termos de erro idiossincráticos do modelo capturam variações específicas que afetam um dado país e não são explicadas pelos movimentos comuns globais e regionais, além de representarem também possíveis erros de medida nas variáveis.

Em geral, modelos de fatores (estáticos ou dinâmicos) pressupõem que as variáveis consideradas sejam estacionárias. Por essa razão, testes de raiz unitária foram aplicados e para alguns países¹⁷ a hipótese nula de raiz unitária não foi rejeitada. Optou-se então por tomar a primeira diferença desta variável para todos os países, considerando-se, dessa forma, comovimentos entre as variações nas taxas de juros de curto prazo nominais. Seguindo abordagem proposta por Kose *et al* (2003) e Neely e Rapach (2011), considera-se que a variação na taxa de juros do i -ésimo país no período t segue uma estrutura de fatores comuns com a seguinte forma funcional:

$$\Delta r_{it} = \lambda_i^G f_t^G + \lambda_i^R f_{j,t}^R + \varepsilon_{i,t} \quad (13)$$

No modelo em (13), a evolução da variável observada $\Delta r_{i,t}$, que representa a primeira diferença da taxa de juros de curto prazo do i -ésimo país, depende de dois fatores latentes comuns, f_t^G e $f_{j,t}^R$, mais um componente idiossincrático $\varepsilon_{i,t}$, com $E(\varepsilon_{i,t} \varepsilon_{k,t-s}) = 0$ para $i \neq k$. O fator global f_t^G representa as flutuações comuns entre as variações nas taxas de juros nominais de curto prazo dos $N = 29$ taxas de juros consideradas. O fator regional $f_{j,t}^R$ considera flutuações comuns para cada grupo de países que pertencem a uma das $j = 1, 2, \dots, 5$ regiões pré-especificadas de acordo com características econômicas e geográficas comuns aos países que formam cada região. O termo $\varepsilon_{i,t}$ é o componente idiossincrático ou específico da i -ésima unidade observada ou o termo de erro do modelo, e captura influências puramente nacionais sobre as variações nas taxas de juros nominais ou, ainda, erros de medida nas variáveis dependentes.

Na estrutura em (13), considera-se que os fatores f_t^G e $f_{j,t}^R$ são governados por processos autoregressivos de ordem q :

¹⁷ Testes de raiz unitária propostos por Dickey e Fuller (1979, 1981) e Phillips e Perron (1988) foram conduzidos para as taxas de juros de curto prazo dos países e apontaram evidências a favor da não-estacionariedade em algumas séries de taxa de juros. Resultados dos testes de raiz unitária propostos encontram-se no Apêndice desse trabalho.

$$f_t^G = \rho_1^G f_{t-1}^G + \dots + \rho_q^G f_{t-q}^G + u_t^G \quad (14)$$

$$f_{j,t}^R = \rho_{j,1}^R f_{j,t-1}^R + \dots + \rho_{j,q}^R f_{j,t-q}^R + u_{j,t}^R \quad (15)$$

Por hipótese, assume-se que os termos de erro dos processos autoregressivos em (14) e (15) seguem uma distribuição normal, $u_t^G \sim N(0, \sigma_G^2)$ e $u_{j,t}^R \sim N(0, \sigma_{j,R}^2)$, e não exibem correlação serial, ou seja, $E(u_t^G u_{t-s}^G) = E(u_{j,t}^R u_{j,t-s}^R) = 0$, para $s \neq 0$.

Por construção, os termos de erro do modelo $\varepsilon_{i,t}$ têm distribuição normal podendo ainda exibir algum padrão de correlação serial. Assume-se que cada componente idiossincrático segue um processo $AR(p)$, tal que:

$$\varepsilon_{i,t} = \rho_{i,1} \varepsilon_{i,t-1} + \dots + \rho_{i,p} \varepsilon_{i,t-p} + u_{i,t}^\varepsilon \quad (16)$$

com

$$E(u_{i,t}^\varepsilon u_{k,t-s}^\varepsilon) = \begin{cases} \sigma_i^2, & \text{se } i = k \text{ e } s = 0 \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases} \quad (17)$$

Assume-se ainda que os termos de erros dos processos (14), (15) e (16) são não autocorrelacionados contemporaneamente em todos os seus *lags* e *leads*, ou seja, $E(u_{i,t}^\varepsilon u_{i-s}^G) = E(u_{i,t}^\varepsilon u_{j,t-s}^R) = E(u_t^G u_{j,t-s}^R) = 0$ para todos i, j e s , tal que fator global, fatores regionais e termos de erro idiossincrático do modelo são ortogonais.

Kose *et al* (2003, 2008) consideram dois problemas de identificação relacionados ao modelo definido pelas relações (13) – (16): nem os sinais e nem as escalas dos fatores e cargas dos fatores são separadamente identificadas. Para identificar os sinais dos fatores e cargas dos fatores, uma das cargas dos fatores é restrita a ser positiva para cada um dos fatores (global e regionais). Seguindo essa estratégia, a carga do fator global para os Estados Unidos e as cargas dos fatores regionais para os Estados Unidos (América do Norte), Brasil (América do Sul), Área do Euro (Europa), Japão (Ásia) e Austrália (Oceania) são restritas pra serem positivas. Em relação a essa representação para cada uma das regiões definidas, optou-se por escolher o país mais representativo em cada região para essa normalização¹⁸. As escalas são identificadas seguindo estratégia proposta por Sargent e Sims (1977) e Stock e Watson (1989, 1993), assumindo-se que cada variância dos termos de erro dos fatores, σ_G^2 e $\sigma_{j,R}^2$ para $j = 1, 2, \dots, 5$, é igual a 1.

¹⁸ Resultados similares são encontrados mudando-se os países no esquema de identificação considerado. A taxa de juros da Área do Euro é a Taxa *EURIBOR* (*Euro Interbank Offered Rate*), que são taxas de juros de *money market*. Essa taxa de juros foi inserida na análise para capturar as decisões de política monetária do Banco Central da Europa (ECB).

Considerando um modelo de fatores dinâmicos com apenas um fator latente, Otkrok e Whiteman (1998) desenvolveram uma abordagem bayesiana de estimação que lida com problema de dados ausentes (*missing data*), utilizando metodologia proposta por Tanner e Wong (1987). Posteriormente, Kose *et al* (2003) desenvolveram essa abordagem para análise e estimação de modelos de fatores dinâmicos com de múltiplos níveis. A metodologia de estimação empregada neste trabalho segue abordagem bayesiana desenvolvida por Otkrok e Whiteman (1998) e Kose *et al* (2003).

Segundo Kose *et al* (2003, 2008), a abordagem bayesiana proposta é capaz de lidar eficientemente com um número grande de seções de corte transversal e fatores em modelos de fatores dinâmicos com múltiplos níveis. Isso se deve ao fato de que grandes seções de corte transversal em um painel de dados significam apenas um número maior de distribuições normais condicionadas a partir da equação em (13), por exemplo. Na análise bayesiana aqui aplicada, simula-se a distribuição a posteriori para os parâmetros e fatores do modelo a partir de um sorteio sucessivo de uma série de distribuições condicionais através do procedimento de Monte Carlo com Cadeias de Markov (MCMC). As propriedades das distribuições a posteriori para os fatores latentes e parâmetros do modelo são baseadas em 100.000 replicações de Monte Carlo via Cadeias de Markov (MCMC), após 10.000 replicações burn-in¹⁹.

Na implementação aqui utilizada, considerou-se que a ordem dos processos autoregressivos dos fatores e dos termos de erro idiossincráticos no modelo²⁰ são iguais a 2, ou seja, $p = q = 2$. Em relação às distribuições à priori as quais seguem as cargas dos fatores (global e regionais), considerou-se a distribuição normal multivariada dada pelas seguintes expressões:

$$\left(\lambda_i^G, \lambda_{j,i}^R \right) \sim N(\mathbf{0}, \mathbf{I}_2) \quad (18)$$

$$\left(\rho_{i,1}, \dots, \rho_{i,p} \right)' \sim N\left(\mathbf{0}, \text{diag}(1 \quad 0,5 \quad \dots \quad 0,5^{p-1})\right) \quad (19)$$

$$\left(\rho_1^G, \dots, \rho_q^G \right)' \sim N\left(\mathbf{0}, \text{diag}(1 \quad 0,5 \quad \dots \quad 0,5^{q-1})\right) \quad (20)$$

¹⁹ O amostrador de Gibbs requer uma escolha para os valores iniciais dos parâmetros a serem estimados. Para eliminar a dependência sobre esse valor de partida, é comum descartar R_0 valores (conhecidos como sorteios *burn-in*) a partir do amostrador de Gibbs. No procedimento de Monte Carlo com Cadeias de Markov, aplica-se as normalizações de sinais descritas anteriormente descartando os sorteios das cargas dos fatores que não satisfazem as restrições. Na prática, cargas de fatores não admissíveis raramente são sorteadas após as replicações *burn-in*.

²⁰ Resultados similares são encontrados para ordens de p e q diferentes.

$$\left(\rho_{j,1}^R, \dots, \rho_{j,q}^R\right)' \sim N\left(\mathbf{0}, \text{diag}\left(1 \quad 0.5 \quad \dots \quad 0.5^{q-1}\right)\right) \quad (21)$$

As distribuições priori em (18) – (21) são semelhantes as empregadas nas análises de Kose *et al* (2003, 2008) e Neely e Rapach (2011). Considera-se ainda que a distribuição priori para as variâncias dos termos de erro do processo (13) seguem uma distribuição gama inversa com $\sigma_i^2 \sim IG(6, 0.001)$. Assume-se também que os processos autoregressivos definidos em (14) – (16) são estacionários, implicando que as variáveis observáveis consideradas devem ser estacionárias.

Por construção do modelo, como ressaltado anteriormente, os fatores estimados são ortogonais uns com os outros e também com os termos de erro do modelo. Desta forma, é possível desenvolver uma análise de decomposição da variância desses três componentes na evolução da variação da taxa de juros dos países analisados. A partir de uma metodologia baseada na análise de decomposição da variância da variável observada para cada país, a partir dos componentes do modelo em (13), é possível atribuir o grau em que a variância da variável observada para cada unidade i é influenciada por cada um dos fatores estimados (global e regional) e termos de erro idiossincráticos do modelo. A variância estimada da i – ésima variável observada é dada por:

$$\text{var}(\Delta r_{i,t}) = (\lambda_i^G)^2 \text{var}(f_t^G) + (\lambda_i^R)^2 \text{var}(f_{j,t}^R) + \text{var}(\varepsilon_{i,t}) \quad (22)$$

A partir dessa expressão, pode-se então definir a contribuição do fator global sobre a variabilidade total na variação da i – ésima taxa de juros, que é dada por:

$$\theta_i^G = \frac{(\lambda_i^G)^2 \text{var}(f_t^G)}{\text{var}(\Delta r_{i,t})} \quad (23)$$

Analogamente, as contribuições relativas dos fatores regionais e dos termos de erro idiossincráticos do modelo na variância da variável observada em análise para cada país são definidas, respectivamente, pelas seguintes expressões:

$$\theta_i^R = \frac{(\lambda_{ij}^R)^2 \text{var}(f_t^R)}{\text{var}(\Delta r_{i,t})} \quad (24)$$

$$\theta_i^C = \frac{\text{var}(\varepsilon_{i,t})}{\text{var}(\Delta r_{i,t})} \quad (25)$$

As medidas de decomposição da variância em (23) – (25) são funções dos parâmetros do modelo e dos dados e são calculadas a cada iteração do algoritmo de *MCMC*, que extrai a partir de suas respectivas distribuições posteriori as estatísticas necessárias para

cada replicação em cada país. Dispersão elevada em suas distribuições posteriori (média em relação aos quantis considerados) indica incerteza em relação às suas magnitudes²¹.

1.3.4. DESCRIÇÃO DOS DADOS

Para investigar o grau de comovimentos a partir das taxas de juros dos países utilizou-se taxas de juro nominais de curto prazo do mercado monetário (*money market interest rate*) de 28 países mais a *EURIBOR*²² para o período entre janeiro de 1996 e dezembro de 2015, obtidos a partir das Estatísticas Financeiras Internacionais do Fundo Monetário Internacional (IFS – IMF).

Mudanças na taxa de juros oficial afetam diretamente as taxas de juros do mercado monetário e, indiretamente, taxas de juros de empréstimos e depósitos bancários. Com efeito, taxas de juros de curto prazo podem ainda capturar mudanças na variável-meta para o banco central (CRUCINI *et al*, 2011). Nesse sentido, flutuações comuns entre essas taxas de juros podem evidenciar também comovimentos entre as políticas monetárias dos países em análise. As taxas de juros de curto-prazo capturam não apenas a dinâmica temporal e a magnitude de mudanças nas taxas de juros ajustadas pelos bancos centrais, mas também expectativas de mercado para essa variável meta do banco central (AROURI *et al*, 2013). Rigobon and Sack (2003), Bernanke and Kuttner (2005) e Chen (2007) consideram que as taxas de juros de curto prazo tem papel importante sobre as condições do mercado financeiro e decisões de investimento. Na Tabela 1.1 são apresentadas as principais estatísticas descritivas das variáveis utilizadas nesse trabalho:

²¹ Por construção do modelo, os fatores são não autocorrelacionados. Entretanto, Kose et al (2003) argumentam que as amostras tomadas a cada iteração no algoritmo MCMC não são, devido a erros de amostragem. Para assegurar que a soma das proporções da variância explicadas pelos fatores global, regional e componente idiossincrático para cada país da amostra somem 1, adotou-se estratégia de Kose et al (2003), que consiste em ortogonalizar os fatores na ordem, usando o ordenamento fator global – fator regional – fator nacional, ao computar as decomposições da variância para cada replicação. Como as correlações amostrais entre os fatores brutos são pequenas, a ordem de ortogonalização tem pouco impacto sobre os resultados. Todos os resultados permanecem qualitativamente os mesmos sob ordenamentos alternativos e as diferenças quantitativas são pequenas.

²² A inclusão da taxa de juros *EURIBOR* reflete o comportamento do Banco Central Europeu no ajuste de suas taxas de juros. Shaw *et al* (2016) destaca a importância da *EURIBOR* na transmissão de política monetária e para o bom funcionamento do mercado monetário europeu.

Tabela 1.1. Estatísticas Descritivas para as Taxas de Juros Nominais de Curto Prazo dos países (% a.a.)

Continente/Região	País	Média	Máximo	Mínimo	Desvio-Padrão	Nº de Observações
América do Norte	Canadá	2.703	5.8	0.24	1.668	240
	Estados Unidos	2.569	6.54	0.07	2.317	240
América Latina	Argentina	11.486	91.19	1.2	11.838	240
	Bolívia	6.242	25.14	0.4	5.309	240
	Brasil	16.657	43.25	7.11	7.344	240
	México	11.155	42.93	3.29	8.986	240
	Venezuela	9.167	49.2	0.1	8.917	240
	Uruguai	15.737	119.446	0.693	19.677	240
Europa	Dinamarca	2.555	6.11	-0.688	1.784	240
	Área do Euro	2.371	5.81	-0.429	1.758	240
	Finlândia	2.42	5.113	-0.127	1.535	240
	Islândia	8.709	37.76	3.75	4.433	240
	Irlanda	2.644	6.55	-0.19	1.98	240
	Polónia	8.779	25.55	1.5	7.057	240
	Romênia	26.393	217.8	0.3	32.058	240
	Rússia	11.511	139.7	1	16.116	240
	Espanha	2.576	9.03	-0.12	2.062	240
	Suécia	2.714	8.76	-0.516	1.696	240
	Suíça	0.822	3.5	-2	1.087	240
	Reino Unido	3.533	7.5	0.35	2.442	240
	Ásia	China (Hong Kong)	2.448	17.75	0.06	2.6
China (Macau)		2.705	12.253	0.091	2.691	240
Indonésia		12.497	81.01	3.76	14.279	240
Japão		0.16	0.521	0	0.182	240
Coréia do Sul		5.066	25.63	1.48	4.114	240
Singapura		1.564	7.75	0.021	1.529	240
Tailândia		3.826	23.87	0.96	4.412	240
Oceania	Austrália	4.785	7.519	2	1.384	240
	Nova Zelândia	5.245	10	2.281	2.227	240

Fonte: Elaboração Própria através de dados obtidos a partir das Estatísticas Financeiras Internacionais do Fundo Monetário Internacional (IFS – IMF).

Considerou-se para o agrupamento regional dos países a estratégia adotada por Kose *et al* (2003) e Neely e Rapach (2011). Dividiu-se 28 taxas de juros de curto prazo dos países mais a taxa de juros *EURIBOR* em cinco regiões econômico-geográficas: América do Norte, América Latina, Europa, Ásia e Oceania. A taxa de juros da Área do Euro, *EURIBOR*, foi inserida no grupo de países da Europa. Neely e Rapach (2011) ressaltam dois fatos importantes a respeito da escolha do agrupamento regional: 1) como os fatores global e regionais são ortogonais, por construção, inferências a respeito do fator global não dependerão da forma de agrupamento regional, tal que para qualquer agrupamento regional²³, serão obtidos as mesmas estimativas para f_t^G , λ_i^G e θ_i^G ; 2) resultados similares também são obtidos a respeito dos fatores regionais para ordenamentos diferentes dentro de cada região.

²³ Outras formas de agrupamento alternativos produzem inferências similares para o fator global.

1.4. RESULTADOS

1.4.1. ANÁLISE DA DINÂMICA DOS FATORES GLOBAL E REGIONAIS

A partir do modelo de fatores dinâmicos especificado em (13), estimou-se os fatores global e regionais, que representam os comovimentos entre as variações nas taxas de juros dos países analisados. O Gráfico 1.1 descreve a dinâmica desses fatores no período entre 1996.01 – 2015.12, apresentando a média e os quantis 0.33 e 0.66 para a distribuição posteriori para os fatores global e regionais.

A precisão na estimativa dos fatores pode ser evidenciada por uma pequena distância entre a média e os quantis 0.33 e 0.66 da distribuição a posteriori dos fatores. A partir da análise da trajetória do fator global estimado, é possível verificar que as flutuações nessa variável latente capturam alguns dos principais eventos econômicos que ocorreram ao longo das duas décadas consideradas na análise. Os picos e depressões na trajetória do fator global coincidem com os períodos das principais crises econômicas e financeiras ocorridas entre 1996 – 2015.

Em particular, o final dos anos 1990 e começo dos anos 2000 foi marcado por crises financeiras e econômicas que tiveram impacto nos principais mercados financeiros mundiais. Entre as crises registradas nesse período, destacam-se: a crise cambial dos países do leste asiático de 1997/1998; a crise financeira da Rússia em 1998/1999 e a falência do mega-fundo *Long Term Capital Management* em 1998; a crise das bolsas *dotcom* em 2000/2001 e a crise da Argentina em 2001/2002.

A segunda metade dos anos 2000 foi marcada pela crise financeira global de 2008, considerada por muitos economistas como uma das crises financeiras e econômicas mais severas desde a Grande Depressão de 1929, que afetou o sistema financeiro e a atividade econômica de um grande número de países. A partir de uma análise da trajetória do fator global, observa-se uma relativa instabilidade no período correspondente entre a segunda metade dos anos 1990 até início dos anos 2000, seguida de um período caracterizado por uma trajetória relativamente estável e marcado por uma queda abrupta em 2008 durante a crise financeira global de 2008.

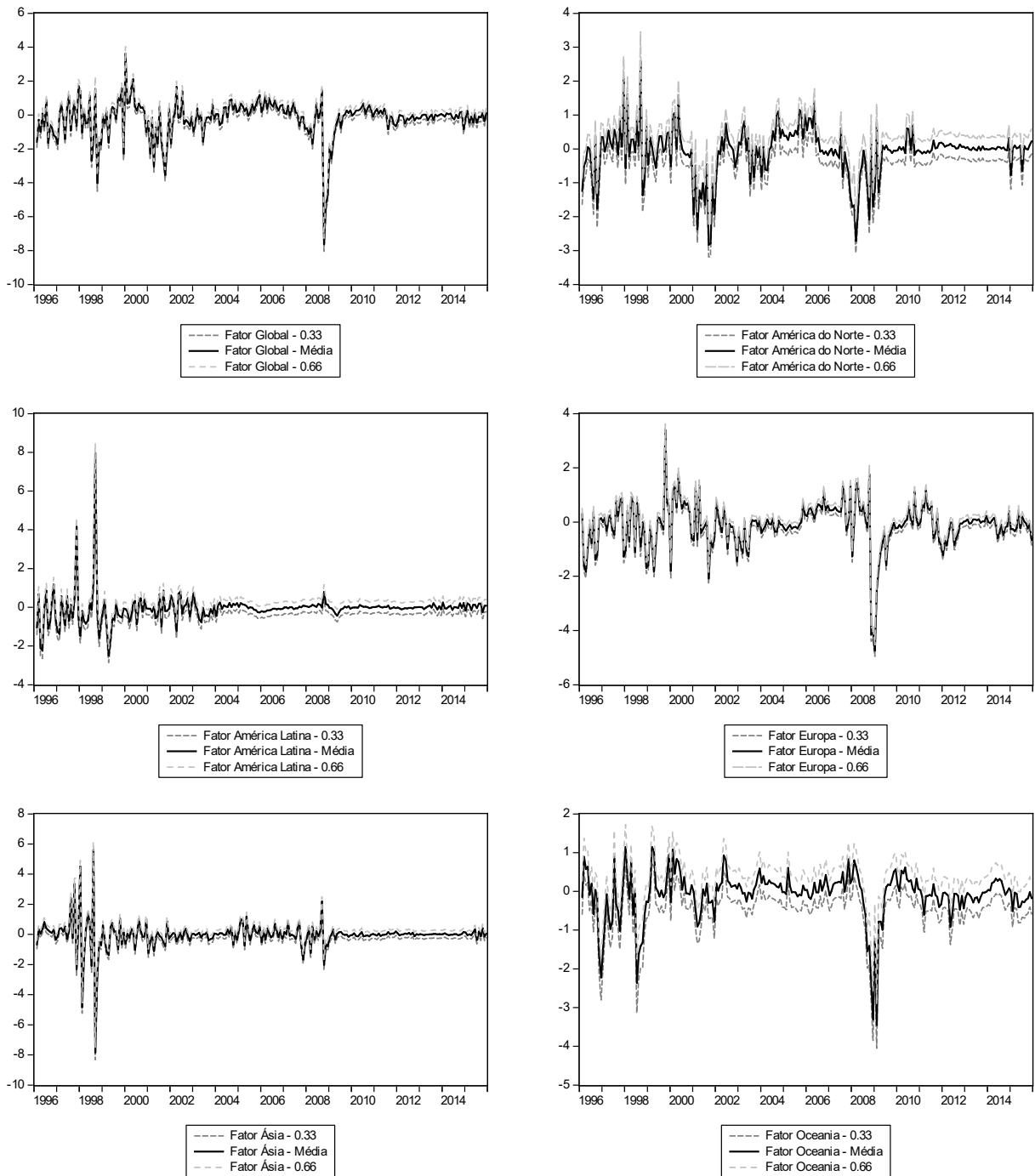


Gráfico 1.1. Fatores Global e Regionais, 1996.01 – 2015.12. Linhas sólidas representam as médias e linhas tracejadas representam os quantis 0.33 e 0.66 da distribuição posteriori dos fatores global e regionais.

Fonte: Elaboração Própria a partir dos resultados do modelo de fatores estimado.

A dinâmica dos fatores regionais também capturam alguns eventos econômicos que tiveram impacto direto na trajetória das taxas de juros dos países de cada agrupamento regional. A trajetória temporal do fator regional para a América do Norte acomoda a crise financeira da Rússia, crise das bolsas *dotcom*, e a crise financeira de 2008, já citadas anteriormente.

Os picos e vales observados na trajetória do fator regional para América do Sul, ocorridos na segunda metade da década de 1990, são consistentes com a crise cambial dos países asiáticos (1997/1998) e com a crise da dívida da Rússia (1998/1999) e crise cambial do Brasil (1998/1999). Observa-se uma trajetória instável para essa variável latente no período compreendido entre a segunda metade da década de 1990 e os primeiros anos da década seguinte, que suporta os efeitos da crise econômica da Argentina, seguida por uma trajetória estável com um pequeno pico em 2008, consistente com crise financeira global do período.

A análise da trajetória do fator regional europeu também é capaz de descrever alguns eventos econômicos importantes: crise da dívida da Rússia, crise econômica global e a crise econômica da União Europeia (2011) coincidem com os picos e vales do fator regional europeu. Em relação a fator regional para a Ásia, é possível observar uma maior volatilidade na trajetória do fator no período entre 1997/1999, que coincide com o período da crise financeira asiática 1997/1998. Após um período de relativa estabilidade na trajetória desse fator, uma perturbação ocorrida em 2008/2009 caracteriza a crise econômica global de 2008.

1.4.2. ANÁLISE DA DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA NO PERÍODO TOTAL

A análise de decomposição da variância permite quantificar a contribuição relativa dos componentes comuns e choques idiossincráticos na evolução de Δr_{it} . A Tabela 1.2 apresenta os resultados das decomposições da variância em forma de frações das variâncias na primeira diferença das taxas de juros dos países associadas ao fator global (θ_i^G), fator regional (θ_i^R) e choques idiossincráticos (θ_i^e). Para cada proporção da variância são, novamente, calculadas as médias e os quantis 0.33 e 0.66 a partir de suas distribuições a posteriori estimadas.

Uma análise das médias relativas às contribuições de cada fator na variância de Δr_{it} revela a importância relativa dos componentes comuns na evolução dessa variável no período entre 1996 e 2015. Os componentes comuns, fatores global e regional, explicam, em média, 28% da variabilidade em Δr_{it} para todos os países analisados. Embora esse número seja pequeno, uma análise detalhada da decomposição da variância a partir dos componentes comuns do modelo por região e países revela a importância relativa das flutuações globais e regionais na explicação da variação das taxas de juros de alguns países, além de destacar o grau de heterogeneidade dessa estatística entre os países da amostra.

Tabela 1.2. Decomposições da Variância para Δr_t , 1996.01 – 2015.12 (em %)

Região	País	Fator Global			Fator Regional			Idiossincrático			
		0.33	Média	0.66	0.33	Média	0.66	0.33	Média	0.66	
América do Norte	Estados Unidos	28.18	30.50	33.12	6.00	13.09	12.96	55.53	56.40	62.15	
	Canadá	22.19	25.09	27.60	18.43	26.97	33.00	41.56	47.94	56.60	
América Latina	Brasil	0.06	0.43	0.32	21.17	25.15	28.04	71.59	74.42	78.40	
	Argentina	0.16	0.54	0.60	0.13	0.66	0.62	98.66	98.79	99.45	
	Bolívia	0.86	1.46	1.73	0.09	0.53	0.47	97.70	98.01	98.73	
	México	1.33	2.72	3.13	30.55	35.85	40.33	56.98	61.43	66.71	
	Uruguai	0.15	0.64	0.65	6.91	8.78	10.14	89.23	90.58	92.42	
	Venezuela	0.90	1.43	1.69	0.26	1.01	1.07	97.21	97.56	98.43	
Europa	Área do Euro	33.37	35.44	37.70	38.56	40.74	42.72	22.80	23.82	24.81	
	Dinamarca	4.42	5.58	6.42	29.95	31.76	33.50	61.63	62.66	63.89	
	Finlândia	16.37	18.33	20.02	62.26	64.71	67.37	15.53	16.96	18.40	
	Islândia	0.29	1.01	1.10	0.86	1.68	1.95	96.93	97.31	98.78	
	Irlanda	17.17	18.82	20.40	31.40	33.19	34.88	47.04	47.99	48.98	
	Polônia	0.06	0.36	0.32	1.07	1.82	2.14	97.68	97.82	98.57	
	Romênia	0.04	0.22	0.19	0.02	0.14	0.12	99.68	99.65	99.91	
	Rússia	1.35	3.25	3.66	0.11	0.64	0.56	95.90	96.11	98.48	
	Espanha	14.89	16.62	18.15	30.60	32.77	34.75	49.48	50.62	51.89	
	Suécia	16.79	18.61	20.24	28.41	30.17	31.89	50.25	51.22	52.21	
	Suíça	7.98	9.66	10.89	0.25	0.71	0.81	88.28	89.62	91.64	
	Reino Unido	26.43	30.06	33.24	0.14	0.78	0.72	66.02	69.15	73.36	
	Ásia	Japão	5.27	6.50	7.35	3.79	5.02	5.82	87.45	88.49	89.75
		China (Hong Kong)	0.11	0.84	0.57	39.79	42.43	46.09	53.27	56.73	59.60
China (Macau)		5.36	7.07	7.98	49.83	52.35	55.73	37.70	40.58	43.00	
Indonésia		0.11	0.48	0.50	3.70	4.73	5.42	94.06	94.79	95.92	
Coréia do Sul		4.26	5.56	6.38	1.71	3.30	3.74	90.24	91.14	92.68	
Singapura		6.66	7.96	8.88	19.22	21.78	23.81	68.46	70.27	72.58	
Tailândia		1.17	1.91	2.24	0.06	0.40	0.30	97.40	97.69	98.50	
Oceania	Austrália	24.94	26.83	28.72	6.47	11.68	13.92	59.20	61.49	66.10	
	Nova Zelândia	19.44	21.64	23.64	10.41	17.64	21.63	57.03	60.72	67.25	
Médias	Todos	8.98	10.33	11.29	15.25	17.60	19.12	70.50	72.07	74.45	
	América do Norte	25.18	27.80	30.36	12.22	20.03	22.98	48.54	52.17	59.38	
	América Latina	0.58	1.21	1.35	9.85	12.00	13.45	85.23	86.80	89.02	
	Europa	11.60	13.16	14.36	18.64	19.93	20.95	65.93	66.91	68.41	
	Ásia	3.28	4.33	4.84	16.87	18.57	20.13	75.51	77.10	78.86	
	Oceania	22.19	24.23	26.18	8.44	14.66	17.77	58.12	61.10	66.67	

Fonte: Elaboração Própria a partir dos resultados do modelo de fatores dinâmico.

Os países que compõem a região da América do Norte e Oceania são os que possuem as maiores razões de decomposição da variância explicada pelo fator global entre o grupo de países analisados. Na América do Norte, Estados Unidos e Canadá têm uma proporção θ_i^G de 30,5% e 25,1%, respectivamente. Já Austrália e Nova Zelândia, que fazem parte da Oceania, possuem proporção de variância explicada pelo fator global de 26,8% e 21,6%, respectivamente. Na Europa, Reino Unido possui um θ_i^G de 30%, onde a média das decomposições da variância para o fator global entre esse grupo de países é de 13,1%. Considerando ainda o grupo europeu, verifica-se uma maior heterogeneidade em relação a

essa estatística, com razões de variância explicadas pelo fator global que variam de menos de 1%, para Polônia e Romênia, até 35,4%, no caso da taxa *EURIBOR*. América Latina e Ásia são os grupos de países que possuem as menores razões de variância explicada pelo fator global, com uma média de θ_i^G entre os países de 1,2% e 4,3%, respectivamente.

Considerando o fator regional, as médias dos θ_i^R entre os países dentro de cada agrupamento regional variam entre 12% e 20%, evidenciando a importância relativa desse componente comum na análise. A média dos θ_i^R entre os países da Europa é de, aproximadamente, 20%, muito embora essa estatística varie substancialmente entre os países desse grupo, com proporções da variância explicadas pelo fator regional que variam entre menos de 1% e 65%. Em particular, ainda dentro do agrupamento europeu, é importante ressaltar que os países da amostra considerada que fazem parte da Área do Euro (Finlândia, Espanha e Irlanda) são os que possuem as maiores proporções de variância explicadas pelas flutuações regionais do modelo (respectivamente, 64,7%, 32,7% e 33,2%). Considerando a amostra total de países, as taxas de juros da Finlândia e de China (Macau) são as que possuem as maiores proporções de variância de Δr_{it} explicadas pelas flutuações regionais.

É possível ainda observar que as flutuações comuns do modelo, ou seja, fatores global e regionais, explicam uma parte considerável da variância de Δr_{it} . Para as variações das taxas de juros de Canadá, Finlândia, Irlanda, China (Macau) e para a taxa de juros da Área do Euro (*EURIBOR*) as frações da variância de Δr_{it} devido aos componentes comuns do modelo, representam uma proporção de 52%, 83%, 52%, 59,4% e 76,2%, respectivamente.

Em relação aos choques idiossincráticos do modelo, a proporção da variância de Δr_{it} atribuída a esse componente representa uma média de 72,1%. Esse resultado poderia revelar um comportamento heterogêneo dos bancos centrais no ajuste de suas alíquotas que, por sua vez, não considerariam os ajustes nas taxas de juros ou as condições financeiras dos outros países, em média. De fato, como o comportamento do ajuste nas taxas de juros dos bancos centrais, assim como as condições financeiras dos países podem ser refletidas através das taxas de juros de curto prazo dos países, espera-se que este resultado seja refletido nas variações das taxas de juros de curto prazo dos países. Uma análise dessa proporção em cada região revela que os países da América Latina são os que possuem uma maior participação relativa dos choques idiossincráticos na explicação da volatilidade de Δr_{it} , com uma proporção média dos θ_i^E de 86,8% para os países dessa região.

1.4.3. ANÁLISE DE DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA PARA SUB-PERÍODOS

Para verificar a evolução da importância dos componentes comuns e choques idiossincráticos do modelo na dinâmica das variações nas taxas de juros dos países, será analisado como a importância desses fatores variam em sub-períodos específicos. A literatura sobre o assunto tem sugerido a divisão da amostra total em sub-períodos e posterior análise das decomposições da variância para investigar possíveis mudanças na sincronização das variáveis em análise (KOSE *ET AL*, 2008; NEELY E RAPACH, 2011; MUMTAZ *ET AL*, 2011; LEE, 2013;).

De acordo com Neely e Rapach (2011), Mumtaz *et al* (2011), Lee (2013) entre outros, eventos econômicos globais tais como os efeitos da integração monetária europeia, do comércio internacional e da globalização podem alterar as contribuições das flutuações comuns em forma de proporção da variância da variável em análise. Para tal análise, considerou-se a divisão do período total em dois sub-períodos: 1996 – 2006 e 2007 – 2015. O primeiro sub-período engloba as principais crises financeiras ocorridas no período total em análise; já o segundo sub-período compreende um período mais estável da economia global, englobando a crise financeira mundial de 2008 e a crise econômica da União Europeia.

A Tabela 1.3 compara as análises de decomposição da variância a partir dos modelos de fatores dinâmicos estimados para cada sub-período, onde foram calculadas a fração de variância de Δr_{it} devido aos componentes comuns e choques idiossincráticos do modelo em cada período.

É possível observar que, em média, a importância do fator global é maior para segundo sub-período em análise, em relação ao primeiro sub-período. Considerando todos os países da amostra, a média entre os países da proporção da variância de Δr_{it} explicada pelo fator global aumenta do primeiro para o segundo sub-período de 10% para 22,8%.

Uma análise a partir das médias de θ_i^G entre os países de cada agrupamento regional revela ainda que a proporção da variância de Δr_{it} explicada pelas flutuações globais aumentaram do primeiro para o segundo período para a Europa, Ásia e Oceania, como mostra o Gráfico 1.2. Considerando os países da Europa, a média entre os países da proporção da variância de Δr_{it} explicada pelas flutuações globais aumentou de 11,9% para 27,6%. Entre esse grupo de países, destacam-se Espanha, Suécia e Reino Unido, onde as proporções θ_i^G aumentaram de, respectivamente, 17%, 12% e 2% para aproximadamente 45,3%, 42,7% e

76,5%. A média dos θ_i^G entre os países dos agrupamentos da Ásia e Oceania também aumentou consideravelmente entre os dois períodos analisados, saindo de 5% e 14,8% para 23,9% e 40,7%, respectivamente.

Tabela 1.3. Decomposições da variância para os sub-períodos (em %)

Região	País	Fator Global		Fator Regional		Idiossincrático		
		1996 - 2006	2007 - 2015	1996 - 2006	2007 - 2015	1996 - 2006	2007 - 2015	
América do Norte	Estados Unidos	33.69	32.72	16.09	6.12	50.22	61.16	
	Canadá	31.99	40.02	19.94	40.61	48.07	19.37	
América Latina	Brasil	4.38	1.26	20.18	17.15	75.44	81.59	
	Argentina	0.46	1.07	1.20	10.01	98.34	88.92	
	Bolívia	0.54	0.18	2.76	13.11	96.70	86.71	
	México	12.55	1.57	28.50	18.62	58.95	79.82	
	Uruguai	5.82	1.09	4.82	2.66	89.36	96.24	
	Venezuela	0.47	4.56	1.49	6.63	98.04	88.82	
	Área do Euro	27.35	69.51	62.31	7.29	10.34	23.20	
Europa	Dinamarca	18.55	5.19	20.62	37.69	60.83	57.12	
	Finlândia	18.20	34.82	72.47	64.50	9.33	0.68	
	Islândia	0.94	2.91	0.28	14.72	98.78	82.37	
	Irlanda	25.16	32.07	7.81	63.03	67.03	4.90	
	Polônia	1.87	5.07	0.32	3.68	97.81	91.25	
	Romênia	0.91	4.93	0.25	15.37	98.83	79.70	
	Rússia	15.90	0.17	4.18	0.58	79.93	99.25	
	Espanha	17.05	45.30	14.53	17.84	68.42	36.86	
	Suécia	11.96	42.73	13.57	26.23	74.47	31.03	
	Suíça	2.56	12.16	1.20	8.67	96.25	79.17	
Ásia	Reino Unido	1.99	76.48	0.40	1.97	97.61	21.55	
	Japão	5.08	24.87	5.51	4.58	89.41	70.54	
	China (Hong Kong)	7.47	19.49	28.76	52.15	63.77	28.36	
	China (Macau)	6.38	45.38	50.30	26.61	43.32	28.01	
	Indonésia	0.98	0.14	2.61	0.51	96.41	99.35	
	Coréia do Sul	4.37	50.60	9.85	11.05	85.78	38.35	
	Singapura	9.82	8.27	35.20	20.36	54.97	71.36	
	Tailândia	1.12	18.63	2.33	6.63	96.55	74.73	
	Oceania	Austrália	14.57	47.68	18.60	28.62	66.83	23.70
		Nova Zelândia	15.02	33.69	20.55	34.64	64.44	31.68
Médias	Todos	10.25	22.85	16.09	19.37	73.66	57.79	
	América do Norte	32.84	36.37	18.01	23.36	49.15	40.26	
	América Latina	4.04	1.62	9.83	11.36	86.14	87.02	
	Europa	11.87	27.61	16.49	21.80	71.64	50.59	
	Ásia	5.03	23.91	19.22	17.41	75.74	58.67	
	Oceania	14.79	40.68	19.57	31.63	65.63	27.69	

Fonte: Elaboração Própria a partir dos resultados do modelo de fatores dinâmico.

Em relação à importância das flutuações regionais na explicação da evolução de Δr_{it} , verificou-se também um aumento, embora em menor proporção, quando se analisa a média dos θ_i^R entre todos os países da amostra, que aumentou de 16,1% para 19,4%. Uma análise dessa proporção média dentro dos indivíduos de cada agrupamento regional revela que, das

cinco regiões consideradas, quatro obtiveram um aumento nas médias dos θ_i^R entre os sub-períodos analisados: as médias das proporções entre os países dos agrupamentos de América do Norte, América Latina, Europa e Oceania aumentaram de aproximadamente 18%, 9,8%, 16,5% e 19,6% para 23,4%, 11,4%, 21,8% e 31,6%, respectivamente.

O Gráfico 1.3 compara as médias dessas proporções entre todos os países/taxas de juros consideradas e entre os países considerados em cada agrupamento regional. Analisando essa proporção por países, verifica-se que a importância das flutuações regionais sobre as variações nas taxas de juros de curto prazo aumentou na segunda sub-amostra para Canadá, Argentina, Bolívia, Venezuela, Dinamarca, Islândia, Irlanda, Polônia, Romênia, Espanha, Suécia, Suíça, Reino Unido, China (Hong Kong), Austrália e Nova Zelândia. De fato, para quase todos os países do grupo europeu, as proporções θ_i^R aumentaram no segundo período, onde nove dos doze países considerados nesse agrupamento apresentaram aumentos nas proporções da variância de Δr_{it} atribuíveis às flutuações regionais modeladas pela estrutura de fatores.

Uma análise da importância da contribuição das flutuações comuns na variância de Δr_{it} entre os sub-períodos em análise revela que essa proporção, quando considerado a média para todos os países, aumentou no segundo período, de tal forma que as flutuações comuns do modelo, representadas pelos fatores global e regionais, levam em conta 42,2%, em média, da variância de Δr_{it} para o segundo período em análise, contra 26,3% no primeiro período.

Para as médias entre os países de cada agrupamento regional, essa proporção também se eleva no segundo período para quase todas as regiões consideradas. A contribuição média das flutuações comuns na variância em Δr_{it} aumenta do primeiro para o segundo período para as regiões da América do Norte, Europa, Ásia e Oceania, de 50,8%, 28,3%, 24,3% e 34,4%, no primeiro período, para 59,7%, 49,4%, 41,3% e 72,3%, respectivamente, como mostra o Gráfico 1.4.

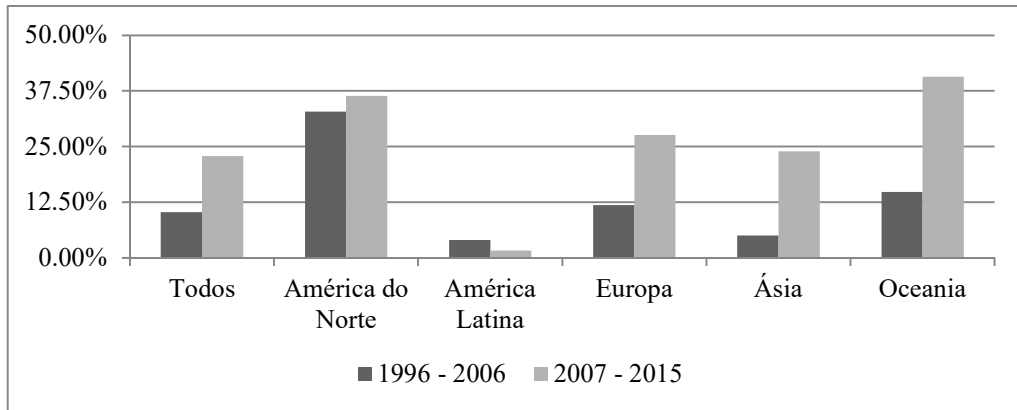


Gráfico 1.2. Proporção da Variância devido às Flutuações Comuns

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

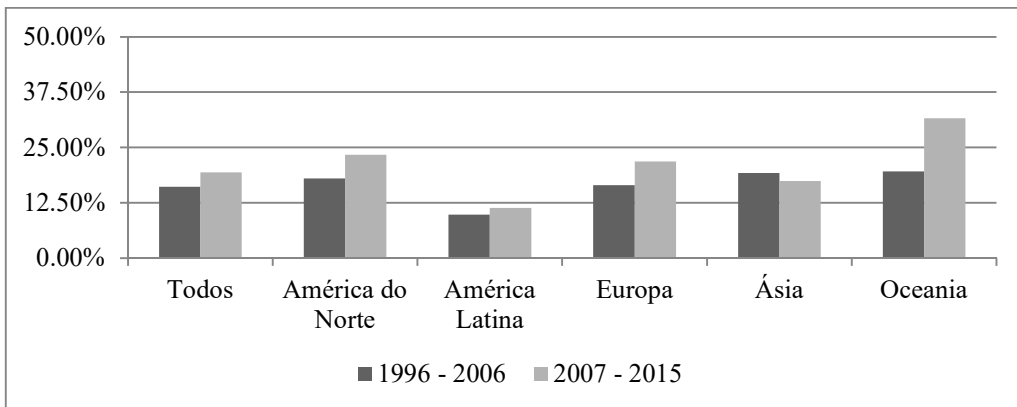


Gráfico 1.3. Proporção da Variância devido ao Fator Global

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

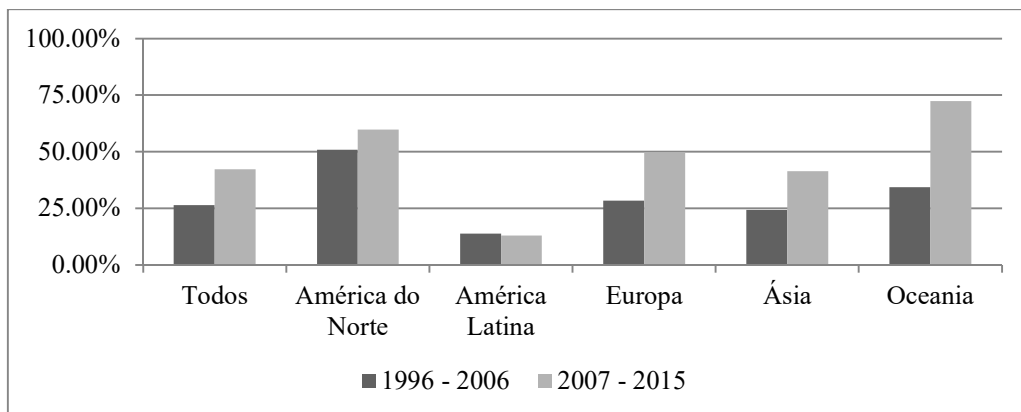


Gráfico 1.4. Proporção da Variância devido ao Fator Regional

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

1.4.4. EFEITOS DAS FLUTUAÇÕES COMUNS SOBRE A POLÍTICA MONETÁRIA DO BRASIL: UMA ANÁLISE A PARTIR DA REGRA DE TAYLOR AUMENTADA POR FATORES

Para verificar a regra de como as flutuações comuns entre as taxas de juros de curto prazo nominais, modeladas a partir da estrutura de fatores dinâmicos, afetam no ajuste das taxas de juros no Brasil, estimou-se uma regra de Taylor incluindo essas variáveis latentes como regressores.

Seguindo Minella *et al* (2003), estima-se uma função de reação para o Banco Central do Brasil incorporando a variável latente que representa as flutuações comuns entre as variações nas taxas de juros nominais de curto prazo dos países. A inclusão de uma *proxy* na função de reação do Banco Central que capture os efeitos das flutuações globais e regionais de políticas monetária dos países permite avaliar a resposta no ajuste da taxa de juros doméstica devido a flutuações comuns de política monetária dos países considerados. Para esse exercício, estima-se novamente o modelo de fatores em (13), excluindo-se o Brasil do grupo de países, para o período 2002 – 2015 e utilizam-se os fatores comuns a partir desse modelo como variável *proxy* explicativa para as flutuações globais e regionais comuns de política monetária:

$$i_t = \rho_1 i_{t-1} + (1 - \rho_1) \left[\alpha_0 + \alpha_1 (E_t \pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*) + \alpha_2 y_{t-1} + \alpha_3 \Delta e_{t-1} + \alpha_4 f_t^G + \sum_{j=1}^5 \alpha_{5+j} f_{j,t}^R \right] + \varepsilon_t \quad (26)$$

A correlação serial nos resíduos constitui um problema comum encontrado na estimação de regras de Taylor como a especificada em (26). Seguindo Clarida *et al* (1998), optou-se então por incluir a segunda defasagem da variável dependente como variável explicativa na equação em (26) para controlar possíveis problemas de correlação serial, bem como representar uma maior suavização do Banco Central no ajuste de suas taxas de juros, estimando-se a seguinte função de reação:

$$i_t = \rho_1 i_{t-1} + \rho_2 i_{t-2} + (1 - \rho_1 - \rho_2) \left[\alpha_0 + \alpha_1 (E_t \pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*) + \alpha_2 y_{t-1} + \alpha_3 \Delta e_{t-1} + \alpha_4 f_t^G + \sum_{j=1}^5 \alpha_{5+j} f_{j,t}^R \right] + \varepsilon_t \quad (27)$$

Na equação em (27), a variável dependente i_t é a taxa de juros SELIC over mensal (% ao ano); $E_t \pi_{t+j}$ é uma *proxy* para as expectativas de inflação²⁴ e π_{t+j}^* é a meta de inflação estabelecida pelo COPOM; y_{t-1} é uma estimativa para o hiato do produto, obtida pela

²⁴ Nesta análise utilizou-se a Expectativa média de Inflação (IPCA) – taxa acumulada para os próximos doze meses (% a.a.) – obtidas no BACEN/Boletim/Ativ. Econ..

aplicação do filtro HP no índice de produção industrial ajustado sazonalmente, no período $t-1$; Δe_{t-1} é a variação em 12 meses da taxa de câmbio nominal R\$/US\$ em $t-1$; f_t^G e $f_{j,t}^R$, para $j=1,2,\dots,5$, são as medidas de flutuações global e regionais modeladas a partir da estrutura de fatores descrita em (10), excluindo-se o Brasil da amostra de países²⁵.

Em relação às medidas de desvio das expectativas de inflação será considerada a proposta sugerida por Minella *et al* (2003), que utiliza a uma média ponderada entre os desvios da inflação esperada para os anos t e $t+1$ a partir de suas respectivas metas de inflação expressa pela variável Dj definida como:

$$Dj = \frac{12-j}{12} (E_j \pi_t - \pi_t^*) + \frac{j}{12} (E_j \pi_{t+1} - \pi_{t+1}^*) \quad (28)$$

A partir de (27), considerando $\gamma_i = (1 - \rho_1 - \rho_2) \alpha_i$ e substituindo Dj como *proxy* para os desvios das expectativas de inflação em relação à sua meta, encontra-se a seguinte versão para a regra de Taylor:

$$i_t = \rho_1 i_{t-1} + \rho_2 i_{t-2} + \gamma_0 + \gamma_1 Dj + \gamma_2 y_{t-1} + \gamma_3 \Delta e_{t-1} + \gamma_4 f_t^G + \sum_{j=1}^5 \gamma_{5+j} f_{j,t}^R + \varepsilon_t \quad (29)$$

Na equação em (29), os coeficientes γ_i , para $i=0,1,\dots,10$, representam as respostas de curto-prazo da taxa de juros em relação a cada variável correspondente ao parâmetro estimado. Alguns autores, como Aizenman *et al* (2011), consideram regras de Taylor onde os coeficientes do modelo representam as respostas de curto prazo da taxa de juros sobre as variáveis explicativas do modelo. Com efeito, podem-se recuperar as respostas de longo-prazo α_i da regra de Taylor fazendo-se $\alpha_i = \frac{\gamma_i}{1 - \rho_1 - \rho_2}$.

1.4.4.1. A FUNÇÃO DE REAÇÃO PARA O BANCO CENTRAL DO BRASIL: ESPECIFICAÇÃO LINEAR

Na tabela 1.4 são reportadas as estimativas da função de reação para o Banco Central do Brasil a partir do modelo descrito em (29), para o período entre 2002.01 – 2015.12. Na estimação do modelo, serão consideradas duas especificações: uma sem e a outra com a variação do câmbio.

²⁵ Resultados dos testes de raiz unitária conduzidos para as variáveis utilizadas na estimação das especificações das regras de Taylor encontram-se no apêndice deste trabalho. Os resultados dos testes ADF apontam evidências para a estacionariedade das séries trabalhadas.

Tabela 1.4. Função de Reação para o Banco Central do Brasil – 2002.01 a 2015.12

Variável Dependente: Taxa de Juros Selic (% ac ao ano) - i_t		
Variáveis	Coeficientes	
	(I)	(II)
i_{t-1}	1.6515*** (0.0899)	1.6579** (0.0848)
i_{t-2}	-0.6735*** (0.0906)	-0.6816*** (0.0846)
Dj	0.0771** (0.0380)	0.0884* (0.0495)
y_{t-1}	0.0194*** (0.0064)	0.0150 (0.0100)
Δe_{t-1}		-0.0015 (0.0021)
Fator Global	0.0215* (0.0114)	0.0176* (0.0099)
Fator Ásia	-0.0159 (0.0171)	-0.0148 (0.0169)
Fator Europa	-0.0045 (0.0191)	-0.0058 (0.0186)
Fator América Latina	-0.0274 (0.0293)	-0.0249 (0.0284)
Fator América do Norte	0.0008 (0.0305)	0.0032 (0.0292)
Fator Oceania	0.0098 (0.0235)	0.0076 (0.0246)
Constante	0.2076** (0.1015)	0.2238*** (0.0973)
R^2	0.9968	0.9968
R^2 - ajustado	0.9966	0.9965
F-statistic	4772.8	4326.7
Prob(F)	0.0000	0.0000
Durbin-Watson	2.0142	2.0043

Fonte: Elaboração Própria

Observações: 1) Erros-padrão em parêntesis; 2) * significância a 10%; ** significância a 5%; *** significância a 1%.

Os coeficientes autorregressivos da variável dependente são altamente significativos nas duas especificações consideradas. A soma dos coeficientes autorregressivos em ambas as especificações estão próximos de 1, o que significa um alto grau de suavização no ajuste da taxa de juros pelo BCB. Intuitivamente esse resultado sugere que, mesmo diante de uma queda significativa da inflação em relação à meta estabelecida pelo BCB ou ainda uma desaceleração drástica da economia, ilustrada por uma queda brusca no produto em relação ao seu potencial, o BCB atuou de forma lenta e gradual na redução de suas taxas de juros no período em análise.

Em ambas as especificações consideradas, os coeficientes da variável que mensuram as expectativas de inflação em relação à sua meta são positivos e estatisticamente significantes, indicando que o BCB reagiu às pressões inflacionárias elevando suas taxas de

juros durante o período considerado. O coeficiente para o hiato do produto foi positivo e estatisticamente significativo apenas na primeira especificação, que não considera a variação do câmbio como variável explicativa no modelo. O coeficiente da variação cambial é estatisticamente insignificante na segunda especificação considerada²⁶.

Em relação às medidas de flutuações comuns entre as taxas de juros, que mensuram o impacto dos comovimentos entre as políticas monetárias dos países, o coeficiente para a variável que mensura as flutuações globais de política monetária dos países é positivo e estatisticamente significativo. Esse resultado indica que o BCB elevou suas alíquotas em resposta às flutuações comuns nas variações de política monetária entre os países²⁷.

A literatura empírica tem mostrado que os bancos centrais, principalmente de economias emergentes, têm reagido às decisões de política monetária de outras economias, principalmente se esses países são grandes economias desenvolvidas. De acordo com Calvo e Reinhart (2002) e Edwards (2015), na linha das explicações dos modelos Mundell-Fleming, na presença de mobilidade de capital quase perfeita, um aumento nas taxas de juros global, ocasionado, por exemplo, por ajustes de política monetária do FED/USA, resultará em um incipiente déficit externo e uma depreciação da moeda doméstica, onde os ajustes monetários reestabelecerão o equilíbrio. No entanto, se houver um comportamento “*fear of floating*”, os bancos centrais domésticos estarão propensos a apertar sua política monetária, aumentando suas taxas de juros, como forma de evitar o enfraquecimento da moeda.

1.4.4.2. QUEBRAS ESTRUTURAIS NA FUNÇÃO DE REAÇÃO PARA O BANCO CENTRAL DO BRASIL

Em regras de política monetária com especificações lineares nos parâmetros, como em Taylor (1993) e Clarida *et al* (1998), as autoridades monetárias respondem simetricamente em relação aos seus objetivos de política. Entretanto, a especificação linear nos parâmetros não acomoda possíveis instabilidades nos parâmetros em função, por exemplo, de mudanças no regime de política monetária no período analisado ou ainda preferências assimétricas na função de reação para o Banco Central em relação aos seus objetivos de política.

Os trabalhos de Judd e Rudebusch (1998), Clarida *et al* (2000) e Orphanides (2004) consideram a instabilidade estrutural nessas regras de política monetária ao estimarem

²⁶ Os coeficientes reportados nessa análise são as respostas de curto-prazo das taxas de juros às variáveis independentes do modelo. As respostas de longo-prazo em relação aos desvios das expectativas de inflação em relação às suas metas, aos desvios do produto e às flutuações comuns globais, para as especificações (I) e (II), são, respectivamente, 3.51 e 3.74; 0.89 e 0.63; 0.98 e 0.75.

²⁷ Em relação às medidas de flutuações regionais, nenhuma apresentou coeficientes estatisticamente significativos no período em análise.

funções de reação para o FED em diferentes sub-períodos, delimitados pelos diferentes presidentes do FED, para capturar possíveis efeitos relacionados a mudanças na condução de política monetária.

Yüksel *et al* (2014) destacam pelo menos três fatores sobre a importância de se considerar especificações não lineares sobre os parâmetros das regras de Taylor. Primeiro, regras de política monetária baseiam-se no comportamento do *policymaker* em relação a estrutura da economia e sobre seus objetivos de política monetária, que estão sujeitos a mudanças ao longo de tempo.

Segundo, bancos centrais utilizam um conjunto amplo de informação quando tomam suas decisões de política, ao invés de considerar apenas as variáveis em uma única equação como regra de política. Com efeito, se a política monetária é baseada em uma regra de Taylor para as taxas de juros, os mesmos níveis de inflação e produto podem não produzir o mesmo nível de taxa de juros em períodos diferentes, pois o conjunto de informação utilizado pelo *policymaker* será diferente a cada período considerado.

Por último, a instabilidade nos coeficientes da regra de Taylor também pode ser associada às variações no mecanismo de transmissão de política monetária. Desse modo, funções de reação que consideram parâmetros estáveis em sua estrutura podem ocasionar em problemas de especificação ou ineficiência para a análise de formulação de política.

Para acomodar a hipótese de instabilidade estrutural nos parâmetros dessas funções de reação, alguns trabalhos utilizam métodos de estimação que incluem efeitos não-lineares nessas relações, representados por regras de Taylor que consideram mudanças estruturais nos parâmetros da relação no tempo (BERNANKE; MIHOV, 1998; ARAGÓN; MEDEIROS, 2013), funções de reação com efeitos *threshold* (BUNZEL; ENDERS, 2010; SZNAJDESKA, 2014) ou ainda modelos com parâmetros variantes no tempo (KIM; NELSON, 2006; BOIVIN, 2006; ARAGON; MEDEIROS, 2015).

Este trabalho utiliza o teste de quebra estrutural proposto por Bai e Perron (1998, 2003) para testar se há mudanças na condução de política monetária no Brasil ao longo do período analisado²⁸. A Tabela 1.5 mostra os resultados deste teste nas especificações da regra de Taylor consideradas na seção anterior. Na condução do teste, foram permitidas no máximo

²⁸ Aragón e Medeiros (2013) também utilizam testes de quebra estrutural desenvolvidos por Bai e Perron (1998, 2003) para verificar possíveis mudanças na condução de política monetária. Duas das três especificações utilizadas pelos autores indicam uma mudança no terceiro trimestre de 2003 (2003.07 e 2003.09). As estimativas das funções de reação entre os regimes delimitados pela data da quebra estimada revelam que o Banco Central do Brasil reagiu mais fortemente aos desvios da inflação em relação à sua meta e ao hiato do produto após 2003.

5 quebras, com um *trimming* $\varepsilon = 0.15$ e a possibilidade de diferentes variâncias dos resíduos entre os segmentos considerados nos testes.

Tabela 1.5. Testes de Bai e Perron (1998, 2003) para Quebras Estruturais.

Teste de ℓ quebras vs. nenhuma (<i>Double Maximum Tests</i>) - $UD \max F_T$ e $WD \max F_T$							
	(I)			(II)			
	$UD \max F_T$	$WD \max F_T$		$UD \max F_T$	$WD \max F_T$		
Estatística de Teste	41.02**	51.29**		35.45**	48.41**		
Valores Críticos	27.23	29.06		27.23	29.06		
Número de Quebras	3	3		4	4		
Teste de ℓ vs $\ell+1$ quebras - $SupF_T(\ell \ell+1)$							
	(I)			(II)			
	$SupF(1 0)$	$SupF(2 1)$	$SupF(3 2)$	$SupF(1 0)$	$SupF(2 1)$	$SupF(3 2)$	$SupF(4 3)$
Estatística de Teste	30.55**	29.35**	28.80	28.48**	49.66**	33.29**	18.52
Valores Críticos	27.03	29.24	30.45	27.03	29.24	30.45	31.45
Datas das Quebras	2004.06, 2009.12			2004.07, 2009.03, 2012.09			

Fonte: Elaboração própria.

Observações: 1) ** indica significância a 5,0 %; 2) Valores críticos a partir de Bai e Perron (2003).

Os resultados do teste sequencial $SupF_T(\ell+1|\ell)$, sugeridos por Bai e Perron (1998, 2003) apontam para duas e três quebras para a primeira e segunda especificações²⁹, respectivamente, indicando a existência de três regimes e quatro regimes delimitados pelas datas das quebras estimadas. A Tabela 1.6 apresenta os resultados do processo de estimação considerando esses diferentes regimes.

Para a primeira especificação, as datas das quebras estimadas delimitam três regimes. No primeiro regime, entre 2002.01 à 2004.05, o coeficiente que mensura as respostas de curto-prazo da taxa de juros em relação à medida de desvio das expectativas de inflação à sua meta é positivo e estatisticamente significativa. As respostas de longo-prazo em relação aos desvios das expectativas de inflação para esse período foi de 1.04, indicando que o Banco Central reagiu nesse período elevando suas taxas de juros para controlar os aumentos nos desvios da inflação em relação à sua meta. Os outros coeficientes relevantes na análise do modelo se mostraram estatisticamente insignificantes. No segundo regime estimado, entre 2004.06 e 2009.11, também são encontradas evidências empíricas de que o Banco Central conduziu sua política monetária ajustando suas taxas de juros em resposta a aumentos nos

²⁹ Bai e Perron (2003) sugerem utilizar os testes $UD \max$ e $WD \max$ e se existir evidência de no mínimo uma quebra, então o número de quebras pode ser definido pelo teste sequencial $SupF_T(\ell | \ell+1)$.

desvios das expectativas de inflação. É possível observar também um aumento em relação às respostas de curto-prazo com relação aos desvios das expectativas entre esses dois primeiros regimes. Existem evidências empíricas de que o Banco Central atuou mais fortemente no ajuste de suas taxas de juros em relação à aumentos nos desvios das expectativas de inflação em relação à sua meta no segundo regime. Os coeficientes para os desvios do produto e para as variações nas taxas de câmbio mantiveram-se estatisticamente insignificantes nesse período.

Apenas no último regime, entre 2009.12 e 2015.12, encontra-se um coeficiente positivo e significativo para os desvios do produto. O parâmetro que mensura as respostas de curto-prazo dos desvios das expectativas também é positivo e estatisticamente significativo, embora em menor magnitude do que nos regimes anteriores. Esses resultados indicam que nesse período o BC atuou com mais ênfase para estabilizar o produto do que a inflação em torno de sua meta.

Em relação às flutuações comuns de política monetária, os resultados da Tabela 1.6 mostram que o coeficiente do fator regional da América Latina é negativo e significativo no segundo regime. No terceiro regime, parâmetros dos fatores globais e regionais (Ásia e Europa) são positivos e significantes, indicando evidências empíricas de que o Banco Central pode ter reagido às flutuações comuns de política monetária nesses dois períodos.

Tabela 1.6. Funções de Reação para o Banco Central do Brasil – Coeficientes de Curto-Prazo entre os regimes estimados

Variável Dependente: Taxa de Juros Selic (% ac ao ano) - i_t	(I)			(II)			
	2002.03 – 2004.05	2004.06 – 2009.11	2009.12 – 2015.12	2002.03 – 2004.06	2004.07 – 2009.02	2009.03 – 2012.08	2012.09 – 2015.12
i_{t-1}	1.411*** (0.126)	1.413*** (0.106)	1.497*** (0.105)	1.303*** (0.172)	1.428*** (0.116)	1.459*** (0.150)	1.460*** (0.115)
i_{t-2}	-0.569*** (0.130)	-0.432*** (0.106)	-0.506*** (0.107)	-0.471*** (0.167)	-0.449*** (0.115)	-0.487*** (0.158)	-0.422*** (0.120)
Dj	0.165*** (0.047)	0.204*** (0.047)	0.071* (0.043)	0.132** (0.058)	0.192*** (0.054)	-0.102 (0.089)	0.053 (0.061)
y_{t-1}	-0.027 (0.061)	0.005 (0.007)	0.022** (0.011)	-0.025 (0.061)	-0.006 (0.009)	0.047*** (0.017)	-0.010 (0.011)
Δe_{t-1}				0.010 (0.010)	-0.004 (0.003)	0.005 (0.004)	-0.006*** (0.002)
Fator Global	-0.287 (0.179)	0.019 (0.012)	0.205* (0.126)	-0.291 (0.182)	0.004 (0.015)	-0.117 (0.141)	0.336** (0.136)
Fator Ásia	0.047 (0.199)	-0.013 (0.016)	-0.384* (0.225)	0.039 (0.202)	-0.018 (0.015)	0.231 (0.193)	-0.428* (0.234)
Fator Europa	-0.233 (0.197)	0.008 (0.017)	0.152** (0.061)	-0.256 (0.201)	0.001 (0.017)	0.127 (0.069)	0.544*** (0.120)
Fator América Latina	0.083 (0.060)	-0.196*** (0.051)	0.094 (0.134)	0.072 (0.062)	-0.251*** (0.063)	-0.007 (0.119)	0.262*** (0.101)
Fator América do Norte	0.207 (0.153)	-0.012 (0.023)	0.025 (0.077)	0.111 (0.186)	-0.015 (0.025)	-0.040 (0.079)	0.097 (0.081)
Fator Oceania	0.145 (0.253)	0.006 (0.023)	0.032 (0.045)	0.180 (0.260)	0.004 (0.023)	0.114** (0.057)	-0.168*** (0.059)
Constante	2.502*** (0.842)	0.218** (0.110)	0.030 (0.129)	2.666*** (0.816)	0.208 (0.154)	0.361 (0.302)	-0.276*** (0.118)

Fonte: Elaboração Própria

Observações: 1) Erros padrão em parêntesis. 2) * significância a 10%; ** significância a 5%; *** significância a 1%.

Já na segunda especificação, as datas das quebras estimadas delimitam 4 regimes de política monetária durante o período em análise. No primeiro regime, entre 2002.01 – 2004.06, o coeficiente das expectativas de inflação é positivo e estatisticamente significativo. Os outros parâmetros são insignificantes.

Para o segundo regime estimado, entre 2004.07 e 2009.02, novamente há evidências empíricas de que a autoridade monetária ajustou suas taxas de juros em resposta às expectativas de inflação, de forma mais acentuada. Ainda neste regime, observa-se também um coeficiente negativo e estatisticamente significativo para a variável latente que mensura as flutuações comuns nas taxas de juros da América Latina, excluindo-se o Brasil.

No terceiro regime, entre 2009.03 e 2012.08, o parâmetro do hiato do produto é positivo e estatisticamente significativo, enquanto o dos desvios da inflação não é significativo. O fator da região Oceania apresenta efeitos positivos e significantes.

No último regime da amostra, 2009.04 a 2015.12, os parâmetros significantes foram o da variação cambial (sinal negativo³⁰) e os dos fatores globais e regionais, exceto o da América do Norte.

De uma forma geral, exceto no primeiro regime de ambas especificações que acontece durante o período entre 2002.3 a 2004.5, ou 2004.6, verifica-se que fatores globais e/ou regionais são importantes na especificação da regra de Taylor para o Brasil nesse período. Em vários resultados seus coeficientes são similares ou maiores do que o da expectativa da inflação, por exemplo.

1.5. CONCLUSÃO

O principal objetivo deste ensaio foi decompor os movimentos comuns entre as taxas de juros nominais de curto-prazo de alguns países entre 1995 e 2015, em flutuações globais, que capturam os comovimentos associados a todas as variáveis analisadas, flutuações regionais, que capturam movimentos comuns a partir de uma região de países pré-especificada, e movimentos idiossincráticos específicos de cada país. A partir dos resultados do modelo de fatores estimado, é possível observar que a trajetória das flutuações comuns estimadas, representadas pelos fatores latentes do modelo, é capaz de capturar os principais eventos econômicos que ocorreram ao longo do período analisado.

³⁰ De acordo com Obsfeld e Rogoff (1995), apreciações na taxa de câmbio têm efeitos negativos sobre o produto, e o Banco Central pode compensar esse efeito reduzindo suas taxas de juros. Para Ball (1999) uma apreciação cambial contrai a demanda agregada, ao tornar os bens estrangeiros mais baratos e os bens domésticos mais caros, reduzindo as exportações líquidas. Os cortes nas taxas de juros atenuam essa contração.

A estrutura do modelo de fatores empregado permite ainda uma análise de decomposição da variância onde é possível atribuir o grau em que a variância da variável observada para cada país é influenciada por cada uma das flutuações comuns estimadas e termos de erro idiossincráticos do modelo. Evidências empíricas a partir dessa análise sugerem que os fatores comuns estimados do modelo são capazes de explicar, em média, aproximadamente 28% da variância total nas primeiras diferenças das taxas de juros dos países considerados (Δr_{it}) no período em análise. Em particular, para países como Canadá, Finlândia, Irlanda, China (Macau) e para a taxa de juros da Área do Euro (*EURIBOR*) as frações da variância de Δr_{it} devido aos componentes comuns do modelo representam, respectivamente, 52%, 83%, 52%, 59,4% e 76,2% da variância total dessa variável.

Variações nas taxas de juros de curto prazo dos países podem sinalizar mudanças na variável-meta do banco central (CRUCINI *et al*, 2011), tal que flutuações comuns entre essas taxas de juros evidenciam comovimentos entre as políticas monetárias dos países considerados. Uma análise a partir de sub-períodos revela ainda que as flutuações comuns do modelo explicaram, em média, 42,2% da variância de Δr_{it} dos países no período entre 2007 e 2016, contra 26,3% entre 1996 e 2006. Esse resultado sugere evidências empíricas de uma maior sincronização de política monetária entre os países no último sub-período considerado.

A análise a partir das regras de Taylor estimadas para o Brasil incluindo-se os fatores comuns sugere que as flutuações globais exerceram papel importante na condução de política monetária do BACEN no período entre 2002 – 2015. Testes de quebra estrutural propostos por Bai e Perron (1998, 2002) foram ainda conduzidos a essas relações para verificar se houve mudanças na condução de política monetária no Brasil ao longo do período analisado. Os resultados apontam evidências empíricas da existência de, no máximo, três quebras durante o período analisado, onde as flutuações comuns global e regionais entre as taxas de juros dos países mostraram-se relevantes na condução de política monetária do Bacen a partir de 2009.

1.6. REFERÊNCIAS

AIZENMAN, J., HUTCHISON, M., NOY, I. Inflation Targeting and Real Exchange Rates in Emerging Markets. **World Development**, 39(5), p. 712–724, 2011.

ANAYA, P., HACHULA, M., OFFERMANN, C. J. Spillovers of U.S. unconventional monetary policy to emerging markets: The role of capital flows. **Journal of International Money and Finance**, 73, p. 275–295, 2017.

ARAGÓN, E. K. S. B., MEDEIROS, G. B. Testing asymmetries in Central Bank preferences in a small open economy: A study for Brazil. **EconomiA**, 14(2), p. 61 – 76, 2013.

_____. Monetary policy in Brazil: evidence of a reaction function with time-varying parameters and endogenous regressors. **Empirical Economics**, 48(2), p. 557–575, 2015.

AROURI, M., JAWADI, F., KHOUNG, D. What can we tell about monetary policy synchronization and interdependence over the 2007 – 2009 global financial crisis ? **Journal of Macroeconomics**, 36, p. 175–187, 2013.

BAI, J. Inferential Theory for Factor Models of Large Dimensions. **Econometrica**, p. 71, 135-172, 2003.

BAI, J., NG, S. Determining the Number of Factors in Approximate Factor Models. **Econometrica**, 70(1), 191–221, 2002.

_____. A panic attack on unit root test and cointegration. **Econometrica**, 72(4), p. 1127–1177, 2004.

_____. Confidence Intervals for Diffusion Index Forecasts and Inference for Factor-Augmented Regressions. **Econometrica**, 74, p. 1133-1150, 2006.

_____. Large Dimensional Factor Analysis. **Foundations and Trends in Econometrics**, 3(2), 89–163, 2008.

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

BAI, J.; PERRON, P. Computation and analysis of multiple structural change models. **Journal of Applied Econometrics**, v. 18, p. 1-22, Jan./Feb. 2003.

BAI, J., WANG, P. Identification and Bayesian Estimation of Dynamic Factor Models. **Journal of Business & Economic Statistics**, 33(2), p. 221–240, 2015.

BALL, L. M. Policy Rules for Open Economies. *In: Monetary Policy Rules* (Vol. I), edited by J. B. Taylor, p. 127-144. Chicago: University of Chicago, 1999.

BAXTER, M., KOUPARITSAS, M. A. Determinants of business cycle comovement: a robust analysis. **Journal of Monetary Economics**, 52, p. 113–157, 2005.

BERNANKE, B. S., BOIVIN, J. Monetary policy in a data-rich environment. **Journal of Monetary Economics**, 50(3), 525–546, 2003.

BERNANKE, B. S., KUTTNER, K. N. What explains the stock market's reaction to federal reserve policy? **Journal of Finance**, 60(3), 1221–1257, 2005.

BERNANKE, B. S., MIHOV, I. Measuring Monetary Policy. **Quarterly Journal of Economics**, 113, p. 869–902, 1998.

BOIVIN, J. Has U. S. Monetary Policy Changed? Evidence from Drifting Coefficients and Real-Time. **Journal of Money, Credit and Banking**, 38(5), 1149–1173, 2006.

BOIVIN, J., NG, S. Are more data always better for factor analysis? **Journal of Econometrics**, 132, 169–194, 2006.

BREITUNG, J., EICKMEIER, S. Dynamic factor models. **Discussion Paper Series 1: Economic Studies 38/2005**, Deutsche Bundesbank, Research Centre, Frankfurt am Main, 2005.

BORIO, C., FILARDO, A. Globalisation and Inflation: New Cross Country Evidence on the Global Determinants of Global Inflation. **Working Paper No 227**, Bank for International Settlements, 2007.

BREMNES, H., GJERDE, O., SOETTEM, F. Linkages among interest rates in the United States, Germany and Norway. **The Scandinavian Journal of Economics**, 103 (1), 127–145, 2001.

BRILLINGER, D.R. A frequency approach to the techniques of principal components, factor analysis and canonical variates in the case of stationary time series. **Royal Statistical Society Conference**, Cardiff Wales, 1964.

_____. Time Series: Data Analysis and Theory. San Francisco: **Holden-Day**, 1981.

BUNZEL, H., ENDERS, W. The Taylor rule and “opportunistic” monetary policy. **Journal of Money, Credit and Banking**, 42(5), 931–949, 2010.

BYRNE, J. P.; FAZIO, G.; FIESS, N. Interest rate co-movements, global factors and the long end of the term spread. **Journal of Banking & Finance**, 36, p.183–192, 2012.

CACERES, C., CARRIÈRE-SWALLOW, Y., GRUSS, B. Global Financial Conditions and Monetary Policy Autonomy. **IMF Working Paper No 108**, p. 1–36, 2016.

CALVO, G. A., REINHART, C. M. Fear of Floating. **The Quarterly Journal of Economics**, 117(2), 379–408, 2002.

CANOVA, F. The transmission of US shocks to Latin America. **Journal of Applied Econometrics**, 20(2), 229–251, 2005.

CARTER, A. C. K., KOHN, R. On Gibbs Sampling for State Space. **Biometrika**, 81(3), 541–553, 1994.

CHATTERJEE, A. Globalization and monetary policy comovement: International evidence. **Journal of International Money and Finance**, 68, 181–202, 2016.

CHEN, S.-S. Does monetary policy have asymmetric effects on stock returns? **Journal of Money, Credit and Banking**, 39, 667–668, 2007.

CICCARELLI, M., MOJON, B. Global Inflation. **Review of Economics and Statistics**, 92(3), 524–535, 2010.

CLARIDA, R. H., GALÍ, J., GERTLER, M. Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence. **European Economic Review**, v. 42, n. 6, p.1033-1067, 1998.

_____. Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory. **Quarterly Journal of Economics** 115, 147–180, 2000.

CROUX, C., FORNI, M., REICHLIN, L. A Measure of comovement for economic variables: theory and empirics. **The Review of Economics and Statistics**, 83(2), 232–241, 2001.

CRUCINI, M. J., KOSE, M. A., OTROK, C. What are the driving forces of international business cycles? **Review of Economic Dynamics**, 14(1), 156–175, 2011.

CUBADDA, G. Common cycles in seasonal non-stationary time series. **Journal of Applied Econometrics**, 14(3), 273–291, 1999

_____. A unifying framework for analysing common cyclical features in cointegrated time series. **Computational Statistics and Data Analysis**, 52(2), 896–906, 2007.

DICKEY, D. A., FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of American Statistical Association**, v.74, n.366, p.427-431, 1979.

DICKEY, D. A., FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, v.49, n.4, p.1057-73, 1981.

DIEBOLD, F. X., RUDEBUSH, G. D. Measuring Business Cycles : A Modern Perspective. **The Review of Economics and Statistics**, 78(1), 67–77, 1996.

DOZ, C., GIANNONE, D., REICHLIN, L. A Quasi Maximum Likelihood Approach for Large Approximate Dynamic Factor Models. **ECB Working Paper No 674**, 2006.

_____. A quasi maximum likelihood approach for large, approximate dynamic factor models. **The Review of Economics and Statistics**, 94, 1014–1024, 2012.

EDWARDS, S. Monetary Policy Independence under Flexible Exchange Rates: An Illusion? **The World Economy**, 773 – 787, 2015.

ENGLE, R. F., GRANGER, C. W. J. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. **Econometrica**, 55(2), 251, 1987.

ENGLE, R. F., KOZICKI, S. Testing for Common Features. **Journal of Business & Economic Statistics**, 11(4), 393–395, 1993.

ENGLE, R.F., WATSON, M.W. A One-Factor Multivariate Time Series Model of Metropolitan Wage Rates. **Journal of the American Statistical Association**, 76, 774-781, 1981.

_____. Alternative Algorithms for Estimation of Dynamic MIMIC, Factor, and Time Varying Coefficient Regression Models. **Journal of Econometrics**, Vol. 23, pp. 385-400, 1983.

FORBES, K., RIGOBON, R. Measuring contagion: conceptual and empirical issues. *In*: Claessens, S., Forbes, K.J. (Eds.), **International Financial Crises**, Kluwer: Boston, p. 43–66, 2001.

_____. No contagion, only interdependence: Measuring stock market comovements. **Journal of Finance**, 57 (5), 2223–2261, 2002.

FORNI, M., HALLIN, M., LIPPI, F., REICHLIN, L. The Generalized Factor Model: Identification And Estimation. **Review of Economics and Statistics**, 82, 540–554, 2000.

_____. The Generalized Factor Model: Consistency and Rates. **Journal of Econometrics**, 119, 231-255, 2004.

_____. The Generalized Dynamic Factor Model: One-Sided Estimation and Forecasting. **Journal of the American Statistical Association**, 100, 830-839, 2005.

FORNI, M., REICHLIN, L. Dynamic Common Factors in Large Cross Sections. **Empirical Economics**, 21, 27–42, 1996.

_____. Let's Get Real: A Factor Analytic Approach to Disaggregated Business Cycle Dynamics. **Review of Economic Studies**, 65, 453 – 473, 1998.

_____. Federal policies and local economies: Europe and the US. **European Economic Review**, 45(1), 109–134, 2001.

GEWEKE, J. The Dynamic Factor Analysis of Economic Time Series. *In: Latent Variables in Socio-economic Models*, (ed. by D. J. Aigner and A. S. Goldberger), Amsterdam: North-Holland, 1977.

_____. Measurement of Linear Dependence and Feedback between Multiple Time Series. **Journal of the American Statistical Association**, 77(378), 304–313, 1982.

GIANNONE, D., REICHLIN, L., SALA, L. Tracking Greenspan: Systematic and Unsystematic Monetary Policy Revisited. Mimeo, ECARES, **Universite Libre de Bruxelles**, 2002.

_____. Monetary Policy in Real Time. **NBER Macroeconomics Annual 2014**, Volume 19, 2005.

GIANNONE, D., REICHLIN, L., SMALL, D. Nowcasting: The Real-Time Informational Content of Macroeconomic Data. **Journal of Monetary Economics**, 55, 665-676, 2008.

GOURIEROUX, C., PEAUCELLE, I. Detecting a long-run relationship: with an application to the P.P.P. hypothesis. **Working Paper**, 8902, CREMAP, 1988.

GOURIEROUX, C., PEAUCELLE, I. Series codependantes: application a l'hypothese de parite du pouvoir d'achat. **Review d'Analyse Economique**, 68, p. 283–304, 1992.

GRAY, C. Responding to a Monetary Superpower: Investigating the Behavioral Spillovers of U.S. Monetary Policy. **Atlantic Economic Journal**, Vol 21 (2), p. 173-184, 2013.

HARDING, D., PAGAN, A. Synchronization of cycles. **Journal of Econometrics**, 132(1), 59–79, 2006.

HENRIKSEN, E., KYDLAND, F. E., SUSTEK, R. Globally correlated nominal fluctuations. **Journal of Monetary Economics**, 60(6), 613–631, 2013.

IMBS, J. Trade, finance, specialization, and synchronization. **The Review of Economics and Statistics**, 86(3), 723–734, 2004.

JANNSEN, N., KLEIN, M. The International Transmission of Euro Area Monetary Policy Shocks. **Kiel Working Papers** No 1718, 2011.

JUDD, J. P., RUDEBUSCH, G. D. Taylor's Rule and the Fed: 1970 – 1997. **FRBSF Economic Review**, 3, p. 3 – 16, 1998.

KIM, C. J., NELSON, C. R. Business Cycle Turning Points, A New Coincident Index, and Tests of Duration Dependence Based on a Dynamic Factor Model With Regime Switching. **Review of Economics and Statistics**, 80(2), p.188–201,1998.

_____. Estimation of a forward-looking monetary policy rule: A time-varying parameter model using ex post data. **Journal of Monetary Economics**, 53(8), 1949–1966, 2006.

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.

LEAMER, E. E. Let's Take the con out of Econometrics. **The American Economic Review**, 1983.

LEE, J. Business Cycle Synchronization in Europe: Evidence from a Dynamic Factor Model. **International Economic Journal**, 27(3), p. 347–364, 2013.

LINDENBERG, N.; WERSTERMAN, F. Common trends and common cycles among interest rates of the G7-countries. **Journal of Macroeconomics**, 34, p. 1125 – 1140, 2012.

MINELLA, A., FREITAS, P. S., GOLDFAJN, I., MUINHOS, M. K. Inflation targeting in Brazil: Constructing credibility under exchange rate volatility. **Journal of International Money and Finance**, 22(7), p. 1015–1040, 2003.

MOENCH, E., NG, S., POTTER, S. Dynamic Hierarchical Factor Models. **Review of Economics and Statistics**, 95(5), p. 1811–1817, 2013.

MOON, H.R.; PERRON, B. An empirical analysis of nonstationary in a panel of interest rates with factors. **Journal of Applied Econometrics**, 22, p. 383–400, 2007.

MUMTAZ, H., SIMONELLI, S., SURICO, P. International comovements, business cycle and inflation: A historical perspective. **Review of Economic Dynamics**, 14(1), p. 176–198, 2011.

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.

NIER, E., SEDIK, T. S., MONDINO, T. Gross private capital flows to emerging markets: Can the global financial cycle be tamed? **IMF Working Paper** No 196, 2014.

OBSTFELD, M., ROGOFF, K. The Mirage of Fixed Exchange Rates Maurice. **Journal of Economic Perspectives**, 9(4), 73–96, 1995.

ORPHANIDES, A. Monetary policy rules, macroeconomic stability, and inflation: a view from the trenches. **Journal of Money, Credit and Banking** 36, 151–175, 2004.

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

PASSARI, E., REY, H. Financial Flows and the International Monetary System. **The Economic Journal**, 125, p. 675–698, 2015.

PESARAN, M. H., PICK, A. Econometric issues in the analysis of contagion. **Journal of Economic Dynamics & Control**, 31, 1245–1277, 2007.

PHILLIPS, P. C. B., PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika**, 75(2), p. 335 – 346, 1988.

POGHOSYAN, T., de HAAN, J. Interest Rate Linkages in EMU Countries: A Rolling Threshold Vector Error-Correction Approach. **CESifo Working Paper Series** No 2060, CESifo GmbH, 2007.

POTJAGAILO, G. Spillover effects from Euro area monetary policy across Europe: A factor-augmented VAR approach. **Journal of International Money and Finance**, 72, 127–147, 2017.

QUAH, D. Comment on ‘Testing for Common Features’. **Journal of Business & Economic Statistics**, 11(4), p. 387–390, 1993.

QUAH, D., SARGENT, T. J. A Dynamic Index Model for Large Cross Sections. *In: Business Cycles, Indicators, and Forecasting* (ed. by J. H. Stock and M.W.Watson), Chicago: NBER and University of Chicago Press, 1993.

REY, H . Dilemma Not Trilemma: The Global Financial Crisis and Monetary Policy Independence. **Working paper** No 21162. National Bureau of Economic Research: Cambridge, 2015.

_____. International channels of transmission of monetary policy and the mundellian trilemma. **IMF Economic Review**, 64(1), 6–35, 2016.

RIGOBON, R., SACK, B. Measuring The Reaction of Monetary Policy to the Stock Market. **The Quarterly Journal of Economics**, 118(2), 639–669, 2003.

ROGOFF, K. Impact of globalization on monetary policy. *In: The New Economic Geography: Effects and Policy Implications, Proceedings*. **Federal Reserve Bank of Kansas City**, p. 265–305, 2006.

SALA, L. Monetary Transmission in the Euro Area: A Factor Model Approach. Mimeo, ECARES, **Universite Libre de Bruxelles**, 2001.

SARGENT, T.J. Two Models of Measurements and the Investment Accelerator. **Journal of Political Economy**, 97, p. 251–287, 1989.

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.

SHAW, F., MURPHY, F., O’BRIEN, F. G. Jumps in Euribor and the effect of ECB monetary policy announcements. **Environment Systems and Decisions**, 36(2), 142–157, 2016.

SHEPHARD, N. Partial Non-Gaussian State Space. **Biometrika**, 81(1), 115–131, 1994.

STOCK, J. H., WATSON, M. W. Testing for common trends. **Journal of the American Statistical Association**, 83(404), 1097–1107, 1988.

_____. New Indexes of Coincident and Leading Economic Indicators. **NBER Macroeconomics Annual**, 1989, 351–394, 1989.

_____. Diffusion Indexes. Mimeo, ECARES, Universite Libre de Bruxelles. **NBER Working Paper** no. 6702, 1999.

_____. Forecasting Using Principal Components from a Large Number of Predictors. **Journal of the American Statistical Association**, 97(460), 1167–1179, 2002a.

_____. Macroeconomic Using Forecasting Diffusion Indexes. **Journal of Business and Economic Statistics**, 20(2), 147–162, 2002b.

_____. Implications of Dynamic Factor Models for VAR Analysis. **NBER Working Paper Series No 11467**, p. 1–67, 2005.

_____. Dynamic factor models. **Oxford Handbook of Economic Forecasting**, 1–43, 2010.

SZNAJDESKA, A. Asymmetric effects in the Polish monetary policy rule. **Economic Modelling**, 36, p. 547-556, 2014.

TAKÁTS, E., VELA, A. International Monetary Policy Transmission. **BIS Paper**, 78b, 25–44, 2014.

TANNER, M. A., WONG, W. H. The Calculation of Posterior Distributions by Data Augmentation. **Journal of the American Statistical Association**, 82 (398), 528–540, 1987.

TAYLOR, J. B. Discretion practice versus policy rules in practice. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, 39, 195–214, 1993.

TAYLOR, J. B. The Role of the Exchange Rate in Monetary-Policy Rules. **The American Economic Review**, 91(2), 263–267, 2001.

TAYLOR, J. B. Globalization and Monetary Policy: Missions Impossible. *In: J. Gali & M. J. Gertler (Eds.), **International Dimensions of Monetary Policy***, Chicago: University of Chicago Press, p. 609–624, 2007.

TAYLOR, J. B. International Monetary Policy Coordination: Past, Present and Future. **BIS Working Papers No 437**, 2013.

TAYLOR, J. B. (2014). The Federal Reserve in a Globalized World Economy. Federal Reserve Bank of Dallas: Globalization and Monetary Policy Institute, **Working Paper No. 200**, 2014.

VAHID, F., ENGLE, R. F. Common Trends and Common Cycles. **Journal of Applied Econometrics**, 8(4), 341–360, 1993.

YÜKSEL, E., METIN-OZCAN, K., HATIPOGLU, O. A survey on time-varying parameter Taylor rule: A model modified with interest rate pass-through. **Economic Systems**, 37, 122–134, 2013.

ZHOU, S. Interest rate linkages within the European monetary system: new evidence incorporating long-run trends. **Journal of International Money and Finance** 22 (4), 571–590, 2003.

1.7. ANEXOS

Tabela A1. Testes de Raiz Unitária – Taxas de Juros dos Países

		Teste ADF								Teste PP			
		Hipótese Nula: Raiz Unitária								Hipótese Nula: Raiz Unitária			
		Especificação da Equação de Teste								Especificação da Equação de Teste			
Região	País	Intercepto				Intercepto e Tendência Linear				Intercepto		Intercepto e Tendência Linear	
		Estatística de Teste	Prob.	Lag	Max Lag	Estatística de Teste	Prob.	Lag	Max Lag	Prob.	Bandwidth	Prob.	Bandwidth
América do Norte	Estados Unidos	-1.2182	0.667	1	12	-2.019	0.5876	1	12	0.5741	10	0.5461	10
	Canadá	-1.8768	0.3429	3	12	-3.323	0.0651	3	12	0.4024	9	0.2823	9
América Latina	Brasil	-2.922	0.0443	2	12	-4.274	0.0041	2	12	0.0335	9	0.0022	6
	Argentina	-3.258	0.018	5	12	-3.293	0.07	5	12	0	9	0	9
	Bolívia	-3.489	0.0091	0	12	-4.053	0.0084	0	12	0.0086	8	0.0082	6
	México	-3.5365	0.0078	0	12	-3.862	0.0151	0	12	0.0082	6	0.0133	7
	Uruguai	-3.092	0.0285	0	12	-3.202	0.0865	0	12	0.0386	3	0.1098	3
Europa	Venezuela	-5.721	0	0	12	-6.384	0	0	12	0	6	0	4
	Área do Euro	-1.412	0.5763	1	12	-2.759	0.2141	1	12	0.5186	9	0.2947	9
	Dinamarca	-1.017	0.7475	2	12	-2.410	0.3733	2	12	0.7144	8	0.4668	9
	Finlândia	-1.565	0.4992	1	12	-2.5154	0.3205	1	12	0.6131	9	0.4449	9
	Islândia	-2.888	0.0482	2	12	-3.109	0.1066	2	12	0	9	0	9
	Irlanda	-1.437	0.5637	2	12	-2.942	0.1511	2	12	0.6147	9	0.2063	9
	Polónia	-1.683	0.4388	3	12	-2.149	0.5156	3	12	0.4494	5	0.6768	5
	Romênia	-3.246	0.0186	0	12	-5.931	0	1	12	0.0896	9	0.0003	6
	Rússia	-4.240	0.0007	2	12	-6.366	0	0	12	0	8	0	8
	Espanha	-2.514	0.1133	2	12	-3.267	0.0743	2	12	0.0435	8	0.0508	8
	Suécia	-2.639	0.0865	1	12	-3.886	0.014	1	12	0.0293	9	0.0069	9
	Suíça	-1.842	0.3594	0	12	-2.7747	0.2082	0	12	0.4689	5	0.2772	3
	Asia	Reino Unido	-0.923	0.7799	1	12	-2.160	0.5094	1	12	0.6836	9	0.1188
Japão		-2.305	0.1711	1	12	-2.26	0.4537	1	12	0.2088	6	0.5312	6
China (Hong Kong)		-1.831	0.3648	2	12	-2.983	0.1392	2	12	0.0633	3	0	8
China (Macau)		-1.293	0.6332	7	12	-2.13	0.5259	7	12	0.2056	17	0.0396	6
Indonésia		-2.2249	0.1981	1	12	-3.346	0.0615	0	12	0.121	1	0.139	2
Coréia do Sul		-2.326	0.1646	6	12	-2.742	0.2208	6	12	0.1972	7	0.1541	7
Singapura		-1.972	0.2993	0	12	-2.796	0.2003	0	12	0.3212	5	0.1981	3
Tailândia		-2.384	0.1473	3	12	-2.7963	0.2002	3	12	0.2019	6	0.2635	7
Oceania	Austrália	-2.190	0.2106	2	12	-2.8768	0.172	2	12	0.3883	9	0.3828	9
	Nova Zelândia	-1.840	0.3605	1	12	-2.9309	0.1547	2	12	0.338	8	0.3746	8

Fonte: Elaboração Própria

Tabela A2. *Loadings* dos Fatores

Região	País	Loading Global			Loading Regional		
		0.33	Mean	0.66	0.33	Mean	0.66
América do Norte	Estados Unidos	0.0361	0.0401	0.0437	0.0152	0.0251	0.0277
	Canadá	0.0552	0.0611	0.0682	0.0687	0.0849	0.1026
América Latina	Brasil	-0.0684	-0.0145	0.0432	0.7647	0.8507	0.9298
	Argentina	-0.1011	0.0318	0.1600	-0.2495	-0.0418	0.1636
	Bolívia	-0.1423	-0.1122	-0.0818	-0.0694	-0.0287	0.0120
	México	0.1265	0.1754	0.2257	0.8090	0.8851	0.9642
	Uruguai	0.1021	0.2775	0.4585	1.4240	1.6661	1.9171
	Venezuela	-0.5266	-0.4076	-0.2853	0.0309	0.2199	0.4061
Europa	Área do Euro	0.0605	0.0640	0.0677	0.0928	0.0977	0.1020
	Dinamarca	0.0283	0.0335	0.0391	0.1087	0.1161	0.1229
	Finlândia	0.0453	0.0493	0.0536	0.1246	0.1303	0.1355
	Islândia	-0.1837	-0.1267	-0.0661	0.1692	0.2438	0.3165
	Irlanda	0.0633	0.0686	0.0742	0.1230	0.1303	0.1369
	Polónia	0.0001	0.0202	0.0416	0.0964	0.1209	0.1453
	Romênia	-0.4139	-0.1451	0.1218	-0.3461	-0.0411	0.2639
	Rússia	0.2062	0.4107	0.6183	-0.0313	0.2137	0.4568
	Espanha	0.0521	0.0568	0.0616	0.1045	0.1106	0.1163
	Suécia	0.0461	0.0507	0.0553	0.0774	0.0839	0.0899
	Suíça	0.0656	0.0729	0.0801	-0.0240	-0.0147	-0.0056
	Reino Unido	0.1452	0.1589	0.1699	0.0009	0.0147	0.0312
	Ásia	Japão	0.0007	0.0017	0.0026	0.0037	0.0045
China (Hong Kong)		-0.0412	-0.0101	0.0227	0.4898	0.5272	0.5768
China (Macau)		0.0938	0.1172	0.1385	0.4825	0.5055	0.5357
Indonésia		-0.1631	-0.0567	0.0515	0.7372	0.8717	1.0130
Coreia do Sul		0.0686	0.0874	0.1062	0.0607	0.0792	0.0967
Singapura		0.0589	0.0685	0.0781	0.1440	0.1556	0.1685
Tailândia		0.0800	0.1071	0.1339	-0.0174	0.0218	0.0575
Oceania	Austrália	0.0392	0.0441	0.0486	0.0281	0.0379	0.0454
	Nova Zelândia	0.0688	0.0773	0.0861	0.0667	0.0875	0.1072

Fonte: Elaboração própria a partir do modelo de fatores estimados.

Tabela A3. Estatísticas Descritivas: Variáveis utilizadas na Regra de Taylor

Variáveis	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio-Padrão	Fonte
SELIC	13.57	12.31	26.32	7.11	4.55	BCB
IPCA	2987.96	2899.80	4493.17	1822.08	683.21	IBGE
Metas de Inflação	4.46	4.50	5.50	3.50	0.40	BACEN
Expectativas de Inflação	5.52	5.48	13.24	3.40	1.48	BACEN
Taxa de Câmbio R\$/US\$	2.32	2.21	3.91	1.56	0.57	BACEN
Produção Industrial - Índice	93.60	93.60	112.60	69.70	10.07	IBGE/PIM-PF

Fonte: Elaboração Própria.

Tabela A4. Testes de Raiz Unitária: Variáveis utilizadas na Regra de Taylor

Teste ADF								
Hipótese Nula: Raiz Unitária								
Especificação da Equação de Teste								
Variáveis	t-Stat	Intercepto			Intercepto e Tendência Linear			
		Prob.	Lag	Max Lag	t-Stat	Prob.	Lag	Max Lag
Selic ac. (% a.a) - i_t	-2.673	0.081	1	12	-3.685	0.026	1	12
Dj	-3.274	0.018	1	12	-3.249	0.079	1	12
y_t	-4.224	0.001	3	12	-4.207	0.006	3	12
Δe_t	-2.840	0.055	1	12	-3.179	0.092	1	12

Fonte: Elaboração Própria

2. FLUTUAÇÕES COMUNS NA PRODUÇÃO INDUSTRIAL DOS ESTADOS BRASILEIROS: UMA ANÁLISE A PARTIR DE MODELOS DE FATORES DINÂMICOS

2.1. INTRODUÇÃO

A análise das flutuações na atividade econômica agregada tem sido um assunto bastante discutido na literatura sobre ciclo de negócios. Desde o trabalho seminal de Burns e Mitchell (1946), que formalizaram a noção de ciclos de negócios e forneceram métodos empíricos para construção de índices para a sua análise, vários trabalhos empíricos têm considerado medidas para construção de indicadores que avaliam o estado corrente da atividade econômica.

Nesse sentido, Sargent e Sims (1977), Stock e Watson (1989, 1991, 1993) e Otrok e Whiteman (1998) utilizam modelos de fatores dinâmicos na análise das flutuações agregadas a partir de algumas variáveis consideradas indicadores coincidentes de ciclos de negócios. No estudo de ciclos de negócios internacionais, modelos de fatores latentes com múltiplos níveis são utilizados para caracterizar as flutuações comuns que direcionam a atividade econômica agregada em um conjunto de países. Kose *et al* (2003, 2012), Mumtaz *et al* (2011) e Lee (2013) empregam modelos de fatores com dois níveis para analisar as flutuações globais e regionais a partir de um conjunto de países.

Os choques dos diversos setores da economia podem desempenhar papel importante na explicação das flutuações agregadas na atividade econômica (LONG; PLOSSER, 1983; GABAIX, 2011; ACEMOGLU *et al*, 2012). Por esse motivo, Foerster *et al* (2011) analisam ciclos de negócios industriais a nível desagregado e destacam a importância de se considerar os choques comuns e choques específicos de cada setor na explicação das flutuações setoriais. Já Chang e Hwang (2015) e Camacho e Leiva-Leon (2017) fazem uma análise desagregada dos índices de produção industrial para explicar as assimetrias entre as fases dos ciclos de negócios das indústrias.

A análise de ciclos de negócios também é realizada a nível sub-nacional, na qual investigam-se as relações e diferenças entre a propagação e as dissimilaridades das fases dos ciclos regionais com o ciclo nacional (OWYANG *et al*, 2005; HAMILTON; OWYANG, 2012; CAMACHO; LEIVA-LEON, 2017). Se os ciclos regionais são altamente sincronizados com os ciclos nacionais, espera-se que os efeitos das políticas macroeconômicas nacionais afetem as trajetórias da atividade econômica nacional e regionais ao mesmo tempo. Portanto, se as respostas dos estados aos choques de política macroeconômicos acontecem ao mesmo

tempo, existem importantes similaridades entre as flutuações econômicas dos estados e nacionais, evidenciando a existência de um componente comum que direciona as flutuações individuais na atividade econômica e a existência de ciclos econômicos regionais com trajetórias similares.

Por outro lado, choques idiossincráticos ou ainda diferenças entre as composições industriais das regiões podem contribuir para a existência de importantes dissimilaridades nos ciclos regionais, tal que os efeitos a partir de políticas macroeconômicas nacionais são propagados de maneiras diferentes entre as regiões. Nesse sentido, esperam-se ciclos econômicos regionais com trajetórias distintas entre si e entre os ciclos nacionais.

O objetivo deste estudo é decompor as flutuações das taxas de crescimento da produção industrial dos estados em uma estrutura composta por componentes comuns nacional e regionais, caracterizados por flutuações comuns entre todos os estados e entre grupos de estados divididos de acordo com sua localização geográfica, e componentes idiossincráticos específicos de cada estado. Para tal análise, modelos de fatores dinâmicos com dois níveis seguindo Kose *et al* (2003) e Neely e Rapach (2011) são estimados a partir de um painel de dados com informações mensais sobre a produção industrial de 13 estados brasileiros, entre 2002 e 2016. Os fatores comuns estimados representam as flutuações comuns entre todos os estados analisados (fator nacional) e entre estados agrupados em regiões de acordo com sua localização geográfica (fatores regionais). A análise de decomposição da variância constitui-se na métrica para avaliar a contribuição de cada fator comum estimado e dos choques idiossincráticos na volatilidade das flutuações na produção industrial dos estados.

Ademais, utiliza-se o método *dynamic model average* (DMA) proposto por Raftery *et al* (2010) para identificar quais as variáveis econômicas que influenciam o fator comum nacional da produção industrial de forma diferenciada ao longo do tempo.

A principal contribuição deste ensaio consiste em decompor e investigar os componentes comuns que conduzem as flutuações na produção industrial dos estados, quantificando a contribuição dessas variáveis latentes na volatilidade das flutuações na produção industrial dos estados. Evidências empíricas sobre um possível conjunto de políticas macroeconômicas e variáveis setoriais que poderiam influenciar a trajetória do componente comum estimado das flutuações industriais também são fornecidas e constituem em uma importante inovação em relação a literatura existente.

Além dessa introdução, o presente trabalho encontra-se assim dividido: o segundo capítulo faz uma breve revisão da literatura sobre, ressaltando a contribuição empírica da

literatura na análise de ciclos de negócios internacionais, ciclos de negócios setoriais a partir de dados desagregados e ciclos de negócios regionais. O terceiro capítulo apresenta a metodologia de análise e a estratégia empírica utilizada para decompor as flutuações comuns na produção industrial dos estados e avaliar o grau de importância de cada variável latente estimada na variabilidade das flutuações da produção industrial dos estados. Os resultados da estimação dos fatores, da análise de decomposição da variância e das cargas dos fatores são discutidos ainda nesse capítulo. O quarto capítulo apresenta a metodologia para avaliar sobre um possível conjunto de regressores na explicação das flutuações comuns na produção industrial, discutindo os resultados da aplicação da metodologia proposta. O último capítulo traz as principais conclusões a respeito dos resultados encontrados e as possíveis análises de política macroeconômica no setor industrial.

2.2. REVISÃO DE LITERATURA

Para Burns e Mitchell (1946) os ciclos econômicos de negócios são resultantes das flutuações comuns em diferentes séries relacionadas a atividade econômica, caracterizada por uma trajetória com movimentos de expansão seguidos por recessões. Esses períodos de expansão e recessão são ainda caracterizados por picos, que constituem os pontos mais altos de uma expansão, e vales, o pior momento em período de recessão, utilizados para determinar o tamanho do ciclo. Burns e Mitchell (1946) desenvolveram ainda métodos para construção de indicadores que mensuram ciclos de negócios, e a partir desses indicadores, constroem métodos para determinação das fases de expansão e recessão em uma economia.

A análise empírica utiliza diversos métodos em séries temporais que se propõem a extrair os componentes cíclicos de uma variável ou de um conjunto de variáveis. Nos casos univariados são utilizados filtros como os propostos por Beveridge e Nelson (1981), Hodrick e Prescott (1997) e Baxter e King (1999), tipicamente utilizando as séries de produção industrial ou PIB.

Dentre os métodos multivariados, pode-se destacar a decomposição Beveridge-Nelson-Stock-Watson desenvolvida por Vahid e Engle (1993), que propõem um procedimento econométrico para extração de ciclos e tendência comuns em processos multivariados. Valle e Azevedo, Koopman e Rua (2006), propõem uma aproximação multivariada do filtro Band-Pass proposto por Baxter e King (1999) para construção de um indicador de ciclos de negócios.

Modelos de fatores latentes também têm sido utilizados para a construção de índices coincidentes de ciclos de negócios, onde o comportamento cíclico comum a partir de um

conjunto de variáveis pode ser descrito por pequeno número de fatores não-observáveis mais um conjunto de choques idiossincráticos. O trabalho seminal de Sargent e Sims (1977) utiliza um modelo de fatores latentes dinâmicos onde dois fatores são capazes de explicar uma grande parcela da variância em algumas variáveis macroeconômicas trimestrais para os EUA, incluindo produto, emprego e preços. Sargent e Sims (1977) apontam que o modelo de fatores latentes dinâmicos é capaz de relacionar a ideia de “ciclo de referência” de Burns e Mitchell (1946), onde os fatores estimados a partir de algumas séries temporais macroeconômicas capturam as flutuações comuns entre essas variáveis, que se movem conjuntamente em resposta a um pequeno número de fatores dinâmicos.

Seguindo a metodologia proposta por Sargent e Sims (1977), Stock e Watson (1989, 1991, 1993) utilizam o modelo de fatores latentes dinâmicos onde o fator comum estimado representa um índice de atividade econômica mensal (índice coincidente) que caracteriza as flutuações comuns entre as quatro variáveis¹ consideradas indicadores coincidentes para a atividade econômica para os EUA.

Otrok e Whiteman (1998) propõem uma estrutura de modelo de fatores dinâmicos como em Stock e Watson (1989, 1993)² e utilizam técnicas bayesianas para a estimação dos parâmetros e fatores do modelo. A partir dessa abordagem, Otrok e Whiteman (1998) estimam um fator dinâmico a partir de quatro variáveis econômicas³ para o estado de Iowa, onde o valor corrente para essa variável latente é o indicador coincidente de atividade econômica para o estado de Iowa e as suas previsões, para seis meses, por exemplo, são consideradas um índice antecedente.

Em Wang *et al* (2009), modelos de fatores dinâmicos propostos por Stock e Watson (1989, 1991, 2003) e modelos de fatores dinâmicos com mudança de regime markoviana são utilizados para a construção de um índice coincidente para a economia chinesa no período entre 1990 – 2008, a partir de quatro indicadores coincidentes⁴. Resultados similares são encontrados para as trajetórias dos fatores comuns em ambas as especificações utilizadas, onde o fator latente estimado representa um índice coincidente de ciclos de negócios.

¹ As variáveis observáveis utilizadas por Stock e Watson (1989, 1991) incluem taxas de crescimento da produção industrial, renda pessoal, vendas e emprego.

² Stock e Watson (1989, 1991, 1993) consideram o modelo como um sistema com variáveis observadas e utilizam técnicas estatísticas que empregam filtro de Kalman para estimar os parâmetros do modelo e obter uma estimativa do fator não-observado.

³ As quatro variáveis compreendem as seguintes séries temporais: índice de produção industrial, rendimento médio por hora na indústria, horas médias semanais trabalhadas na indústria e emprego em setores não-agrícolas.

⁴ Wang *et al* (2009) utilizam como indicadores coincidentes de ciclos de negócios as taxas de crescimento ao ano das seguintes séries temporais mensais: índice de produção industrial, investimento em ativos fixos, receita de vendas e o agregado monetário M1.

No estudo de ciclos de negócios internacionais, modelos de fatores dinâmicos com múltiplos níveis têm sido utilizados quando o pesquisador está interessado em identificar as flutuações comuns que conduzem um grupo de economias. Nesses modelos pode-se, por exemplo, identificar fatores comuns que representam comovimentos globais e regionais, mais um termo idiossincrático. Na identificação dos fatores regionais, as economias podem ser agrupadas a partir de critérios geográficos, como em Kose, Otrok e Whiteman (2003) e Mumtaz *et al* (2011), ou de acordo com critérios econômicos, como em Kose, Otrok e Prasad (2012) e Lee (2013).

Em Kose, Otrok e Whiteman (2003) um modelo de fatores dinâmicos com uma estrutura com múltiplos níveis é utilizado para caracterizar os comovimentos dos ciclos de negócios internacionais a nível global, regional e por países. Mumtaz *et al* (2011) utilizam modelos de fatores dinâmicos seguindo Forni e Reichlin (1998), Stock e Watson (1998) e Forni *et al* (2000) para decompor geograficamente os comovimentos entre crescimento do produto e inflação a partir de um painel com 36 países e analisar as diferenças e similaridades entre os ciclos de negócios nacional e regionais entre países, regiões e o mundo no tempo.

Kose, Otrok e Prasad (2012) analisam o grau de interdependência e sincronização entre os ciclos de negócios globais, entretanto, na divisão dos países em cada agrupamento regional é utilizado o estágio de desenvolvimento econômico de cada país (industrializados, emergentes e países em desenvolvimento) ao invés de considerar a localização geográfica. Como resultados, encontram que o fator global tem papel importante na explicação da volatilidade dos agregados macroeconômicos. Para verificar os efeitos da integração monetária sobre a sincronização de ciclos de negócios nos países pertencentes a OECD, Lee (2013) utiliza um método similar ao de Mumtaz *et al* (2013), onde um modelo de fatores dinâmicos com dois níveis é ajustado para as variáveis de crescimento do produto e inflação entre 1970 – 2010. À nível regional, dois fatores latentes são considerados e representam, em cada agrupamento regional, os países-membros pertencentes à União Econômica e Monetária da Europa (EMU) e da União Europeia (EU).

Lumsdaine e Prasad (2003) utilizam o índice de produção industrial a partir de 17 países pertencentes a OECD entre 1963 e 1994 para estimar o componente comum das flutuações econômicas internacionais e obter algumas de suas propriedades. Na estimação, os autores consideram uma metodologia que permite um esquema de ponderação capaz de identificar o componente comum das flutuações econômicas, acomodando os efeitos da propagação dinâmica dos choques entre os países, sem impor restrições sobre a estrutura

formal da propagação dinâmica desses choques⁵, ao contrário de modelos de fatores dinâmicos, que impõem restrições sobre os efeitos entre os diferentes choques. Como resultados, os autores encontram que as flutuações no crescimento da produção industrial dos países tem uma forte correlação positiva com o componente comum das flutuações internacionais, construídas a partir do esquema de pesos variantes no tempo. Esse resultado sugere a existência de um ciclo de negócios internacional. Resultados similares são encontrados considerando o grupo de países da Europa.

De acordo com Gabaix (2011) e Acemoglu *et al* (2012) se existir assimetrias significativas entre alguns setores industriais, choques idiossincráticos à nível setorial podem explicar uma parcela importante dos movimentos agregados da economia. Através de modelos de fatores Foerster *et al* (2011) decompõem as taxas de crescimento dos índices de produção industrial setoriais para a economia americana em componentes comuns, que representam choques agregados, e choques específicos para cada setor. Os seus resultados mostram que grande parte da variabilidade nas taxas de crescimento do índice de produção agregado pode ser explicada pelos fatores comuns estimados. Os choques comuns também são fontes importantes de explicação da volatilidade das taxas de crescimento da produção setorial, entretanto essa importância diminui entre os sub-períodos analisados. Além disso, os valores ajustados a partir do modelo de fatores seguem trajetórias similares a das taxas de crescimento do índice de produção agregado.

Chang e Hwang (2015) aplicam a metodologia de Harding e Pagan (2002) nos índices de produção industrial de 74 indústrias de transformação dos EUA observados entre 1972 - 2011, com objetivo de datar os pontos de inflexão e verificar se há assimetrias nos ciclos da produção industrial dos EUA. Os resultados dessa análise a partir dos índices de difusão e concordância indicam fortes comovimentos das indústrias de transformação entre as fases de expansão e contração, sincronizadas com os ciclos de negócios agregados. Entretanto, a distribuição dos picos e vales entre agrupamentos de indústrias revelam uma substancial assimetria entre essas indústrias. Na análise dos determinantes das flutuações

⁵ A metodologia proposta por Lumsdaine e Prasad (2003) incorpora um esquema de pesos variantes no tempo para construção do componente comum. A estratégia do modelo envolve estimar modelos univariados com variâncias condicionadas que variam no tempo para as flutuações nas taxas de crescimento da atividade industrial. Os pesos variantes no tempo para cada país são derivados como uma função das variâncias condicionais estimadas. Esse esquema utiliza duas características para determinar os pesos variantes no tempo, considerando que a volatilidade cada país em relação aos outros fornece uma medida do grau de idiossincrasia nos choques observados, tal que é atribuído implicitamente um menor peso à países que estão sujeitos a maiores choques específicos, deixando os pesos inalterados na ocorrência de um choque comum. Na medida em que se atribui esse esquema de pesos, onde os *outliers* são ponderados com um menor peso, é fornecida uma maneira de distinguir endogenamente as flutuações comuns das idiossincráticas na construção do componente comum.

industriais, resultados a partir de um modelo Probit ajustado a um painel de dados com efeitos aleatórios indicam que choques macroeconômicos, caracterizados por mudanças exógenas nas taxas de juros dos fundos federais, gastos com defesa, preços do petróleo e condições financeiras, além de variáveis que mensuram efeitos *spillover* a partir das mudanças nas outras indústrias, têm efeitos estatisticamente significativos sobre as mudanças de fase nas flutuações industriais.

A partir de um modelo multivariado com mudança de regime markoviana, Camacho e Leiva-Leon (2017) analisam as fontes dos ciclos de negócios inter-industriais. Utilizando taxas de crescimento ao ano do emprego total a partir de 86 indústrias norte-americanas entre 1991.01 e 2013.05 como *proxy* para os ciclos de negócios no setor industrial, os autores investigam sobre quais as indústrias se manifestam os primeiros sinais de mudança de fases, sobre como as interconexões entre os setores industriais analisados levam a efeitos cascata que propagam os choques idiossincráticos entre os setores, e a evolução das similaridades cíclicas entre os setores industriais e os ciclos de negócios agregado. Os resultados encontrados sugerem a existência de grandes heterogeneidades na distribuição das similaridades dos ciclos de negócios.

Para o Brasil, o trabalho seminal de Contador (1976, 1977) calcula índices coincidentes e antecedentes para a produção industrial brasileira a partir de variáveis mensais setoriais e alguns indicadores em valores nominais, utilizando métodos de regressão simples e análise de fatores via componentes principais, e compara essas medidas com índice de produção industrial agregada do IBGE de 1975. Picchetti e Toledo (2002) utilizam modelos de fatores seguindo metodologia proposta por Stock e Watson (1991) para estimar um ciclo comum entre quatro séries que compõem a produção industrial agregada brasileira a partir do IBGE (bens de capital, bens intermediários, bens de consumo duráveis e bens de consumo não-duráveis) e concluem que o ciclo comum e a série agregada possuem trajetórias similares, onde o componente comum estimado parece ser menos volátil que a série original a partir do índice de produção industrial do IBGE.

A análise de ciclos de negócios também é realizada para o nível subnacional, (OWYANG *ET AL*, 2005; HAMILTON; OWYANG, 2012; PORTUGAL; MORAES, 2008). Nesses estudos, as disparidades dos ciclos de negócios relacionadas a nível estadual são geralmente atribuídas as diferenças na composição industrial das regiões. Owyang *et al* (2005) utiliza modelos com mudança de regime markoviana aplicados a índices coincidentes a nível mensal construídos por Crone (2002) para 50 estados americanos entre 1979.01 e 2002.06 para caracterizar os ciclos de negócios a nível estadual. Os resultados sugerem

diferenças significativas entre as taxas de crescimento dos estados dentro das fases de expansão e recessão de cada estado. Muito embora as recessões dos estados estejam associadas as recessões nacionais, Owyang *et al* (2005) encontram ainda que os picos e vales nas fases dos ciclos econômicos dos estados são bastante diferentes e não estão sincronizadas com os picos e vales dos ciclos de negócios nacional. Resultados adicionais sugerem que as diferenças entre as taxas de crescimento dos estados em regimes de recessão estão associadas a variáveis relacionadas a composição industrial, enquanto que as diferenças nas taxas de crescimento em regimes de expansão estão relacionadas às variáveis demográficas.

Portugal e Moraes (2008) utilizam modelos multivariados com mudança de regime markoviana para caracterizar os comovimentos entre as séries de produção industrial de seis estados brasileiros pertencentes às regiões Sudeste e Sul e analisar de alguns fatos estilizados sobre ciclos econômicos de negócios para o período entre 1980 e 2001. Os resultados a partir dos modelos multivariados estimados sugerem que a dinâmica dos ciclos econômicos entre expansões e recessões na atividade industrial apresentada pelos estados do Sudeste são diferentes dos observados nos estados da região Sul. Em períodos de expansão industrial, estados do sudeste apresentam taxas de crescimento médias maiores do que estados da região Sul, com exceção do estado do Rio Grande do Sul, muito embora os ciclos de expansão sejam menores para a região Sudeste do que para a região Sul. Já em períodos de recessão, a redução na atividade industrial também é maior para os estados da região Sudeste do que para os estados da região Sul, e o período de recessão é maior, em média, para os estados do Sul em comparação com estados do Sudeste. Esses resultados podem indicar evidências de que efeitos de choques macroeconômicos podem ter diferentes magnitudes e dinâmicas entre essas regiões.

Owyang *et al* (2009) utiliza um modelo de fatores latentes estimados via método dos componentes principais (BAI; NG, 2002, 2006, 2007; STOCK; WATSON, 2002; BAI, 2003), para caracterizar as flutuações na renda e no emprego a partir de 49 estados americanos⁶. A partir do modelo proposto, três fatores comuns são estimados e sugerem que a economia nacional pode ser resumida a partir das trajetórias dessas variáveis latentes, que capturam a trajetória dos ciclos de negócios nacionais, a dissonância entre crescimento no emprego e crescimento na renda pessoal e as flutuações comuns no núcleo da inflação e nos retornos nominais a partir das variáveis financeiras consideradas.

⁶ São também utilizadas as seguintes variáveis a nível nacional: as taxas de crescimento dos agregados monetários M1 e M2, do índice S&P 500 dos preços dos ativos e do deflator das despesas de consumo pessoal; e as primeiras diferenças das taxas de juros dos fundos federais (rendimentos do Tesouro em 3 meses, rendimentos do tesouro em 10 anos, rendimentos do Moody's Seasoned Baa Corporate).

Hamilton e Owyang (2012) desenvolvem uma estrutura a partir de um modelo com mudanças de regime markovianas para estimar comovimentos a partir de dados em painel que possuem grandes seções de corte transversais e dimensões de tempo. Utilizando taxas de crescimento ao ano a partir de dados trimestrais sobre emprego ajustados sazonalmente de 48 estados americanos, entre 1954.01 – 2007.04, os autores utilizam o modelo proposto para analisar ciclos de negócios nacionais e sua interação com os ciclos de negócios a nível estadual. Para contornar problemas de proliferação dos parâmetros associados a utilização de grandes seções de corte transversal, Hamilton e Owyang (2012) implementam técnicas de agrupamento (*cluster*) em séries temporais, assumindo que os estados tendem a se mover em conjunto a partir de um pequeno número de agrupamentos (*clusters*) determinados pelas taxas de crescimento do emprego e outras características específicas dos estados, como composição industrial. Os resultados encontrados sugerem evidências de heterogeneidades substanciais entre as recessões dos estados, onde todos os estados compartilham das recessões nacionais, entretanto, os momentos específicos em que cada estado entra ou sai de uma recessão são diferentes e dependem dos choques que inicialmente o levaram a uma desaceleração.

Gadea *et al* (2012) utilizam índices de produção industrial de 17 regiões da Espanha na análise dos ciclos de negócios regionais. Uma cronologia dos pontos de inflexão dos ciclos de negócios a partir das regiões analisadas é estabelecida via algoritmo de Bry-Boschan e fatos estilizados sobre ciclos de negócios, como probabilidades de recessão, duração média e amplitude de recessões e expansão, são analisados via metodologia proposta por Harding e Pagan (2002). O grau de sincronização entre as 17 regiões e entre cada região e a Espanha é analisado a partir do índice de concordância de Harding e Pagan (2006) e do coeficiente de Pearson. Resultados sugerem que os ciclos regionais são bastante heterogêneos, mesmo apresentando algum grau de sincronização. Modelos de fatores comuns são ainda ajustados às taxas de crescimento dos IPIs regionais e os resultados sugerem que as regiões em análise possuem um fator dinâmico comum idêntico ao componente nacional.

2.3. METODOLOGIA ECONOMETRICA

2.3.1. O MODELO DE FATORES DINÂMICOS COM MÚLTIPLOS NÍVEIS

Para estimar os fatores comuns que conduzem as flutuações nas taxas de crescimento da produção industrial dos estados será utilizado um modelo de fatores dinâmicos com dois níveis, como em 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 taxas de crescimento da produção industrial de todos os estados analisados, e fatores regionais, que capturam movimentos específicos a partir de um grupo ou região de estados pré-definidos. Seguindo Kose *et al* (2003) e Neely e Rapach (2011), considera-se que a taxa de crescimento da produção industrial do i -ésimo estado no período t segue uma estrutura de fatores dada por:

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

Na equação acima, a evolução da variável observada $\Delta g_{i,t}^{IPI}$, representada pela taxa de crescimento em 12 meses da produção industrial no período t para o i -ésimo estado, depende de dois fatores latentes comuns, f_t^N e $f_{j,t}^R$, mais 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 taxas de crescimento do IPI nos $N = 13$ 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 $J = 4$ regiões especificadas de acordo com a localização geográfica de cada estado. Os coeficientes λ_i^N e λ_i^R representam as cargas (*loadings*) dos fatores e medem as respostas nas taxas de crescimento $\Delta g_{i,t}$ para o i -ésimo estado a variações nos fatores nacional e regionais, respectivamente. O termo $\varepsilon_{i,t}$ é o componente idiossincrático ou específico do país i do modelo, que capturam as variações inerentes de cada estado que não são explicadas pelas flutuações nacionais e regionais, além de capturarem 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 uma distribuição normal, $u_t^N \sim N(0, \sigma_N^2)$ 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 $\varepsilon_{i,t}$ têm distribuição normal e podem exibir algum padrão de correlação serial que pode ser modelado a partir de um processo $AR(p)$:

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

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, $E(u_{i,t}^\varepsilon u_{j,t-s}^N) = E(u_{i,t}^\varepsilon u_{j,t-s}^R) = E(u_{i,t}^N u_{j,t-s}^R) = 0$ para todos i, j e s , tal que fator nacional, fatores regionais e os termos de erro idiossincrático do modelo são não-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 do Ceará e os *loadings* dos fatores regionais para os estados do Ceará (Fator Nordeste), Minas Gerais (Fator Sudeste), Paraná (Fator Sul) e Amazonas (Fator Centro-Norte) a serem positivos. As escalas são identificadas seguindo estratégia proposta por Sargent e Sims (1977) e Stock e Watson (1989, 1993), assumindo-se que cada variância dos termos de erro dos fatores, σ_N^2 e $\sigma_{j,R}^2$ para $j = 1, 2, 3, 4$, é igual a 1. Os resultados não são sensíveis as normalizações adotadas⁷.

Os fatores latentes a partir do modelo em (1) são variáveis não-observadas de tal modo que 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 Otrok 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 100.000 replicações MCMC, após 10.000 replicações burn-in.

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

⁷ 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.

modelo⁸ são iguais a 2, ou seja, $p = q = 2$. Em relação às distribuições à priori as quais seguem os *loadings* dos fatores, considerou-se a distribuição normal multivariada dada pelas seguintes expressões:

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

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

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

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

As distribuições a priori em (6) – (9) são semelhantes as empregadas nas análises de Kose *et al* (2003, 2008) e Neely e Rapach (2011). Considera-se ainda 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 também que os processos autoregressivos definidos em (2) – (4) são estacionários, implicando que as variáveis observáveis na análise também são estacionárias. Testes de raiz unitária foram aplicados às taxas de crescimento do índice de produção industrial em 12 meses e corroboram a propriedade de estacionariedade das variáveis em análise⁹.

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 da taxa de crescimento da produção industrial em cada estado. Com efeito, considerando fatores ortogonais, a variância estimada da taxa de crescimento da produção industrial do i – ésimο estado pode ser escrita como:

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

A partir dessa expressão, pode-se então definir a contribuição do fator nacional sobre a variabilidade total de $\Delta g_{i,t}$ como:

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

⁸ Resultados similares são encontrados para ordens de p e q diferentes.

⁹ Os resultados dos testes de raiz unitária propostos por Dickey e Fuller (1979, 1981) e Phillips e Perron (1988) aplicados às taxas de crescimento em 12 meses dos índices de produção industrial dos estados analisados são apresentados no anexo deste trabalho.

Analogamente, podem-se ainda computar as contribuições relativas dos fatores regionais e dos termos de erro idiossincráticos do modelo na variância de $\Delta g_{i,t}$ como:

$$\theta_i^R = \frac{(\lambda_{ij}^R)^2 \text{var}(f_t^R)}{\text{var}(\Delta r_{i,t})} \quad (12)$$

$$\theta_i^C = \frac{\text{var}(\varepsilon_{i,t})}{\text{var}(\Delta r_{i,t})} \quad (13)$$

As medidas de decomposição da variância definidas em (11) – (13) são calculadas a cada iteração do algoritmo de *MCMC*, que extrai a partir de suas respectivas distribuições posteriori as estatísticas necessárias para computar essas medidas para cada estado. Uma elevada dispersão em suas distribuições posteriori indica incerteza em relação às suas magnitudes¹⁰.

2.3.2. DYNAMIC MODEL AVERAGING (DMA)

Após estimação dos fatores comuns a partir do modelo de fatores latentes em (1), procura-se inferir sobre quais variáveis econômicas explicam a dinâmica do fator comum nacional estimado. Para tal análise será utilizada a abordagem do *DMA*, proposto por Raftery *et al* (2010). Esse método permite que a importância de cada regressor varie no tempo para evitar problemas relacionados a instabilidade nos parâmetros do modelo, bem como a de incerteza sobre a especificação, no sentido de qual variável explicativa deve ser utilizada no modelo de regressão.

Modelos de regressão com parâmetros variantes no tempo (TVP) têm sido utilizados como uma forma de modelar a não linearidade inerente em alguns problemas macroeconômicos (COGLEY; SARGENT, 2005; KOOP; LEON-GONZALEZ; STRACHAN, 2009; KOROBILIS, 2013).

O DMA utiliza a especificação de modelos com parâmetros variantes no tempo (TVP). Os seus parâmetros são estimados através da representação de estado-espço, com a

¹⁰ Por construção, os fatores são não autocorrelacionados. Entretanto, Kose *et al* (2003) argumentam que as amostras tomadas a cada iteração no algoritmo *MCMC* não serão necessariamente autocorrelacionadas devido a erros de amostragem. Para assegurar que a soma das proporções da variância explicadas pelos fatores global, regional e componente idiossincrático para cada país i da amostra somem 1 ($\theta_i^W + \theta_i^R + \theta_i^C = 1$), adotou-se estratégia de Kose *et al* (2003), que consiste em ortogonalizar os fatores usando o ordenando fator global – fator regional – fator nacional ao computar as decomposições da variância para cada replicação. Como as correlações amostrais entre os fatores brutos são pequenas, a ordem de ortogonalização tem pouco impacto sobre os resultados. Todos os resultados permanecem qualitativamente os mesmos sob ordenamentos alternativos e as diferenças quantitativas são pequenas.

aplicação do filtro de Kalman e de técnicas bayesianas. Seja y_t a variável dependente e z_t um vetor de regressores, incluindo o intercepto. A representação de estado de espaço do modelo é dada por:

$$\begin{aligned} y_t &= z_t \theta_t + \varepsilon_t \\ \theta_{t+1} &= \theta_t + \eta_t \end{aligned} \quad (14)$$

Em (14) assume-se que $\varepsilon_t \sim N(0, V_t)$ e $\eta_t \sim N(0, W_t)$. Modelos *TVP* a partir de (14) utilizam o mesmo conjunto de regressores em todos os períodos de tempo. O *DMA*, permite que diferentes modelos (ou seja diferentes variáveis explicativas) sejam selecionados para cada ponto do tempo. Suponha que há K modelos que utilizam diferentes subconjuntos de z_t como regressores. Seja $z_t^{(k)}$ ($k=1,2,\dots,K$) um desses subconjuntos de variáveis. A representação de estado espaço anterior para esses subconjuntos de variáveis pode ser reescrita como:

$$\begin{aligned} y_t &= z_t^{(k)} \theta_t^{(k)} + \varepsilon_t^{(k)} \\ \theta_{t+1}^{(k)} &= \theta_t^{(k)} + \eta_t^{(k)} \end{aligned} \quad (15)$$

No modelo em (15), considera-se que $\varepsilon_t^{(k)} \sim N(0, V_t^{(k)})$ e $\eta_t^{(k)} \sim N(0, W_t^{(k)})$, onde os termos de erros são independentes uns dos outros em todos dos seus *lags* e *leads*. Seja $\Theta_t = (\theta_t^{(1)'} \ \dots \ \theta_t^{(k)'})'$ o vetor de coeficientes, $y^t = (y_1 \ \dots \ y_t)'$ a informação disponível em cada ponto do tempo e $s_t = \{1,2,\dots,K\}$ uma variável indicadora do modelo escolhido em cada ponto do tempo. O *DMA* estima as probabilidades do modelo k ser utilizado na regressão, utilizando o conjunto de informação até $t-1$. Essa probabilidade é denotada por $\pi_{t|t-1,k} = \Pr(s_t = k | y^{t-1})$, para $k=1,2,\dots,K$.

A ideia do *DMA* é utilizar essas probabilidades para ponderar as previsões entre esses K modelos. A partir dessa estrutura, as previsões recursivas de y_t condicionadas a informação y^{t-1} são calculadas através do *DMA* por:

$$\hat{y}_t^{DMA} = E(y_t | y^{t-1}) = \sum_{k=1}^K \pi_{t|t-1,k} z_t^{(k)} \hat{\theta}_{t-1}^{(k)} \quad (16)$$

A estimativa $\hat{\theta}_{t-1}^{(k)}$ é o parâmetro de predição. Raftery *et al* (2010) considera três hipóteses que permitem computar $\hat{y}_t^{DMA} = E(y_t | y^{t-1})$ em um único passo do filtro de Kalman para cada um dos K modelos. A primeira hipótese considera que os parâmetros de predição

$\hat{\theta}_{t-1}^{(k)}$ podem ser calculados independentemente para cada modelo. Em particular, assumindo que $\hat{\theta}_{t-1}^{(k)}$ é definido apenas quando $s_t = k$ e simplificando a matriz de variância-covariância do termo de erro da equação de estado a partir de um fator λ (*forgetting factor*). O filtro de Kalman é aplicado para gerar:

$$\theta_{t|t-1}^{(k)} = \theta_{t-1|t-1}^{(k)} \quad (17)$$

$$\Sigma_{t|t-1}^{(k)} = \lambda^{-1} \Sigma_{t-1|t-1}^{(k)} \quad (18)$$

A matriz $\Sigma_{t|t-1}^{(k)}$ denota a matriz de variância-covariância de $\hat{\theta}_{t-1}^{(k)}$. Inferências a partir dos modelos definidos por (15) são realizadas de acordo com as seguintes equações¹¹ de atualização simplificadas:

$$\hat{\theta}_{t|t}^{(k)} = \hat{\theta}_{t|t-1}^{(k)} + \Sigma_{t|t-1}^{(k)} z_t^{(k)'} \left(V_t^{(k)} + z_t^{(k)} \Sigma_{t|t-1}^{(k)} z_t^{(k)'} \right)^{-1} \left(y_t - z_t^{(k)} \hat{\theta}_{t-1}^{(k)} \right) \quad (19)$$

$$\Sigma_{t|t}^{(k)} = \Sigma_{t|t-1}^{(k)} - \Sigma_{t|t-1}^{(k)} z_t^{(k)'} \left(V_t^{(k)} + z_t^{(k)} \Sigma_{t|t-1}^{(k)} z_t^{(k)'} \right)^{-1} z_t^{(k)} \Sigma_{t|t-1}^{(k)} \quad (20)$$

As observações do j -ésimo período (do passado) são ponderadas por λ^j . O *forgetting factor* λ permite calcular a matriz de variância-covariância de $W_t^{(k)}$, a partir de (18) ou, equivalentemente, a partir de $W_t^{(k)} = (\lambda^{-1} - 1) \Sigma_{t-1|t-1}^{(k)}$, com $0 < \lambda \leq 1$. Logo, não há necessidade de estimar ou simular $W_t^{(k)}$, o que reduz o tempo computacional empregado na análise. É comum escolher um valor para λ próximo¹² de 1, sugerindo uma evolução gradual dos coeficientes.

A outra hipótese simplificadora a partir de Raftery *et al* (2010) é relacionada a um componente da equação de previsão do *DMA* em (16) e envolve outro *factor forgetting*, denominado α . Em particular, considerando uma matriz não restrita de probabilidades de transição P com elementos p_{kl} , a probabilidade $\pi_{t|t-1,k}$ é calculada a partir de:

$$\pi_{t|t-1,k} = \Pr(s_t = k | y^{t-1}) = \sum_{l=1}^K \pi_{t-1|t-1,l} p_{kl} \quad (21)$$

Quando são utilizados m regressores, $K = 2^m$ e P é uma matriz de ordem $K \times K$. Se m é muito pequeno, métodos bayesianos podem ser utilizados para estimar os parâmetros do modelo. Por outro lado, se m é grande a matriz P terá uma alta dimensão e as inferências

¹¹ Expressões similares são encontradas considerando o modelo *TVP* definido pelas equações em (14).

¹² Raftery *et al* (2010) ajusta $\lambda = 0.99$, enquanto Koop e Korobilis (2012) consideram $\lambda \in (0.95, 0.99)$, considerando $\lambda = 0.99$ como um *benchmark* para análise dos resultados.

realizadas a partir dos algoritmos recursivos padrão, tais como o filtro de Kalman, utilizados na análise do modelo, serão imprecisas e demandarão um elevado tempo na estimação dos parâmetros considerados, tornando a abordagem bayesiana ineficaz. Para lidar com essas limitações, Raftery *et al* (2010) propõe uma aproximação de (21) a partir de:

$$\pi_{t|t-1,k}^{\alpha} = \frac{\pi_{t-|t-1,k}^{\alpha}}{\sum_{l=1}^K \pi_{t-1|t-1,l}^{\alpha}} \quad (22)$$

O *forgetting factor* $0 < \alpha \leq 1$ se refere ao peso¹³ aplicado para desempenho do modelo e é interpretado de maneira análoga ao parâmetro λ . A equação de atualização do modelo é dada por:

$$\pi_{t|t,k} = \frac{\pi_{t|t-1,k} p_k(y_t | y^{t-1})}{\sum_{l=1}^K \pi_{t|t-1,l} p_l(y_t | y^{t-1})} \quad (23)$$

Onde $p_l(y_t | y^{t-1})$ é a densidade preditiva para o modelo l valorada em y_t , ou seja, é a densidade de uma distribuição normal $N\left(z_t^{(l)} \hat{\theta}_{t-1}^{(k)}, V_t^{(l)} + z_t^{(l)} \Sigma_{t|t-1}^{(l)} z_t^{(l)'}\right)$, valorada em y_t . Em geral, as previsões recursivas de y_t a partir dos múltiplos modelos são uma média ponderada das previsões para todos os $\hat{y}_t^{(k)}$ modelos, onde os pesos são dados pelas probabilidades posteriori dos modelos preditivos, $\pi_{t|t,k}$, dadas pela expressão (16). As equações (17) – (23) representam o filtro de Kalman completo para as equações de atualização e predição.

2.3.3. DESCRIÇÃO DOS DADOS

Os dados utilizados nessa pesquisa compreendem os índices mensais da produção industrial¹⁴ (Índice de Produção Industrial – Indústria Geral) para os estados brasileiros, obtidos a partir da Pesquisa Industrial Mensal – Produção Física do IBGE. A análise será realizada para 13 estados¹⁵ (Ceará, Pernambuco, Bahia, Minas Gerais, Espírito Santo, Rio de Janeiro, São Paulo, Paraná, Santa Catarina, Rio Grande do Sul, Amazonas, Goiás e Pará). O período amostral inicia-se em janeiro de 2002 e se estende até Dezembro de 2016. Na

¹³ Raftery *et al* (2010) consideram $\alpha = 0.99$. Koop e Korobilis consideram $\alpha \in (0.95, 0.99)$. Raftery *et al* (2010) mostram que o BMA padrão é um caso especial do DMA com $\alpha = \lambda = 1$.

¹⁴ Utilizou-se o índice de base fixa sem ajuste sazonal, com ano-base igual a média de 2012 (Base: média de 2012=100).

¹⁵ O índice de produção industrial utilizado à nível estadual está disponível para 14 estados brasileiros. O estado de Mato Grosso foi excluído da análise, pois a série para esse estado se inicia apenas em janeiro de 2012, inviabilizando a inserção desse estado no agrupamento inferido.

estrutura do modelo de fatores em (1), considera-se o agrupamento dos estados em 4 regiões¹⁶ (Nordeste, Sudeste, Sul e Centro-Norte), de acordo com localização geográfica de cada estado. A Tabela 2.1 mostra as principais estatísticas descritivas desses dados.

Tabela 2.1. Estatísticas Descritivas para a Produção Industrial – Índice (Base: Média 2012=100)

Região	Estados	Média	Máximo	Mínimo	Desvio-Padrão	Observações
Nordeste	Ceará	103.3	131.8	80.2	10.99246	180
	Pernambuco	90.33	123.9	57.7	15.95751	180
	Bahia	94.83	115.3	68.1	9.3415	180
Sudeste	Minas Gerais	90.59	112.3	66.8	10.88142	180
	Espírito Santo	91.6	114.9	61.5	13.09401	180
	Rio de Janeiro	95.83	114.2	77.3	7.599175	180
	São Paulo	92.16	118.8	66.1	12.13907	180
Sul	Paraná	85.39	120.8	55.2	14.70178	180
	Santa Catarina	100.4	119.2	72.6	9.057796	180
	Rio Grande do Sul	99.94	120.2	76.8	10.32534	180
Centro-Norte	Amazonas	90.87	127.3	55.9	15.42196	180
	Pará	91.37	134.6	53	18.20463	180
	Goiás	89.11	145.7	48.2	21.15052	180

Fonte: Elaboração Própria a partir dos dados obtidos na Pesquisa Industrial Mensal – Produção Física do IBGE.

A literatura sobre ciclos de negócios têm três principais vertentes na análise das flutuações cíclicas da atividade econômica agregada: ciclos clássicos de negócios, ciclos de crescimento e ciclos de taxas de crescimento. A análise dos ciclos clássicos de negócios considera flutuações nas variáveis em nível que compõem indicadores da atividade econômica. Ciclos de crescimento ou ciclos de desvio se baseiam nas flutuações dos desvios dos indicadores a partir de sua tendência de longo prazo. Ciclos de taxas de crescimento são baseados nas flutuações a partir das taxas de crescimento de indicadores da atividade econômica. Nesse trabalho, a análise das flutuações cíclicas na atividade industrial dos estados será realizada computando-se as taxas de crescimento em 12 meses¹⁷ do índice de produção industrial mensal dos estados em análise.

¹⁶ Ressalta-se aqui, em relação ao ordenamento do agrupamento regional adotado, que como os fatores comuns (nacional e regionais) são ortogonais no modelo de fatores dinâmico, por construção, as inferências a respeito do fator nacional não dependerão da forma de agrupamento regional, tal que para qualquer agrupamento regional, serão obtidos as mesmas estimativas para f_i^N , λ_i^N e θ_i^N . Outras formas de agrupamento alternativas produzem inferências similares para o fator nacional. Conclusões similares também são obtidas a respeito dos fatores regionais e termos de erro idiossincrático do modelo.

¹⁷ Taxas de crescimento mensal do índice de produção industrial ajustado sazonalmente possuem muitos ruídos, o que poderia dificultar na interpretação de algumas análises obtidas a partir do modelo de fatores dinâmicos. Optou-se neste trabalho pela utilização de taxas de crescimento em 12 meses do índice de produção industrial sem ajuste sazonal. Bengoechea *et al* (2006), Wang *et al* (2009), Camacho e Leiva-Leon (2017) consideram taxas de crescimento em 12 meses de indicadores de produção industrial mensais. Na literatura sobre ciclos de

2.4. RESULTADOS

2.4.1. ANÁLISE DA DINÂMICA DOS FATORES NACIONAL E REGIONAIS

A partir do modelo de fatores dinâmicos especificado em (1) são estimados os componentes comuns nacional e regionais das taxas de crescimento da produção industrial em 12 meses. O gráfico 2.1 mostra a dinâmica dessas variáveis latentes estimadas para o período entre janeiro de 2003 à dezembro de 2016, apresentando a média e os quantis 0.33 e 0.66 para a distribuição posterior dos fatores nacional e regionais:

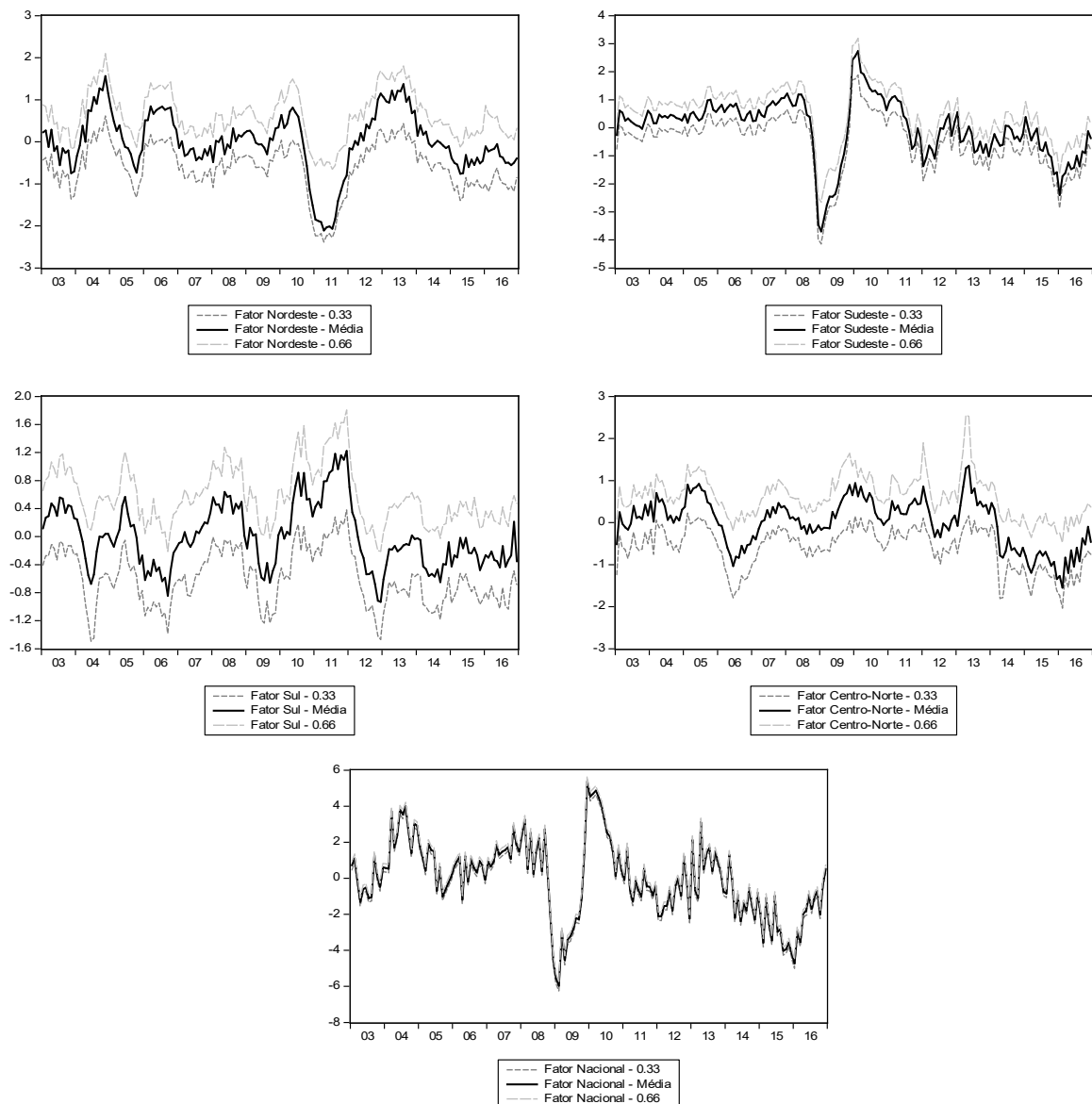


Gráfico 2.1. Fatores Nacional e Regionais – Médias e quantis 0.33 e 0.66 para os fatores estimados

Fonte: Elaboração Própria a partir dos resultados do modelo de fatores dinâmicos

taxas de crescimento, análise das flutuações econômicas também é realizada computando-se as taxas de crescimento suavizadas em 6 meses e anualizadas dos indicadores coincidentes de atividade econômica (MOORE, 1982; BANERJI, 1999; DUA; BANERJI, 2001). Essa taxa de crescimento suavizada é baseada na razão entre o último valor mensal da variável por uma média móvel dos últimos 12 meses precedentes.

A precisão na estimativa dos fatores pode ser evidenciada pela distância entre a média e os quantis 0.33 e 0.66 da distribuição a posteriori dos fatores. A pequena distância entre a média e os quantis da distribuição posteriori para o fator nacional indica que essa variável latente foi estimada com bastante precisão.

A partir do algoritmo de Bry-Boschan¹⁸ (BB) é possível estabelecer uma cronologia dos pontos de inflexão¹⁹ no fator nacional. A Tabela 2.2 compara as datações via algoritmo de Bry-Boschan (BB) aplicado ao fator nacional com as datações realizadas pelo *Economic Cycle Research Institute*²⁰ (ECRI) a partir dos ciclos de taxas de crescimento obtidos a partir de um indicador coincidente de atividade econômica para o Brasil (BRCI).

Tabela 2.2. Datação dos Ciclos via algoritmo de Bry-Boschan

Fator Nacional			BRCI		
Picos	Vales	Meses	Picos	Vales	Meses
–	2003m04	4	2002m10	2003m06	9
2004m08	2005m09	13	2004m07	2006m05	23
2008m02	2009m02	12	2008m04	2009m01	10
2009m12	2012m02	26	2010m03	2012m01	23
2013m04	2016m01	33	2012m10	2016m02	41

Fonte: Elaboração própria a partir da datação dos fatores nacionais via algoritmo de Bry-Boschan e a partir das datações realizadas pelo ECRI dos ciclos de taxas de crescimento para o Brasil.

Analisando os resultados da tabela 2.2 é possível verificar similaridades entre os pontos de inflexão encontrados nas datações do fator nacional via BB e a partir das datações dos ciclos de taxas de crescimento do índice coincidente do ECRI. Os períodos de recessão/desaceleração na produção industrial determinados pelo fator nacional são bem próximos aos períodos encontrados na datação a partir do índice coincidente de atividade econômica do ECRI, que considera na sua construção o índice de produção industrial como variável coincidente. Portanto, O fator latente nacional pode ser interpretado como um indicador coincidente para as flutuações na atividade industrial brasileira.

A partir de uma análise de decomposição da variância, realizada na seção 2.4.3, verifica-se, que em média 51% da variabilidade nas taxas de crescimento da produção industrial dos estados podem ser explicadas pelo componente comum nacional, evidenciando

¹⁸ Detalhes sobre o algoritmo podem ser obtidos em Bry e Boschan (1971).

¹⁹ Estatísticas descritivas das datações a partir do fator nacional encontram-se no apêndice deste trabalho.

²⁰ O ECRI (*Economic Cycle Research Institute*) elabora uma cronologia para as fases dos ciclos de negócios mensais para um grupo de 21 economias entre 1949 - 2016. Baseado em índices coincidentes construídos a partir de séries mensais sobre renda pessoal, emprego, produção industrial, vendas e estimativas do PIB, são estabelecidas as datas dos picos e depressões para ciclos clássicos de negócios e para ciclos de taxas de crescimento. As cronologias dos ciclos de taxas de crescimento do ECRI são baseados em taxas de crescimento suavizadas em 6 meses e anualizadas dos índices coincidentes. Detalhes sobre os indicadores utilizados, metodologia e cronologia dos ciclos podem ser encontrados em <http://www.businesscycle.com/resources/cycles/>.

a importância dessa variável latente na explicação da trajetória das taxas de crescimento da produção industrial dos estados. O gráfico 2.2 mostra que o fator comum nacional possui uma menor volatilidade do que a estimativa do ciclo obtida via filtro HP²¹.

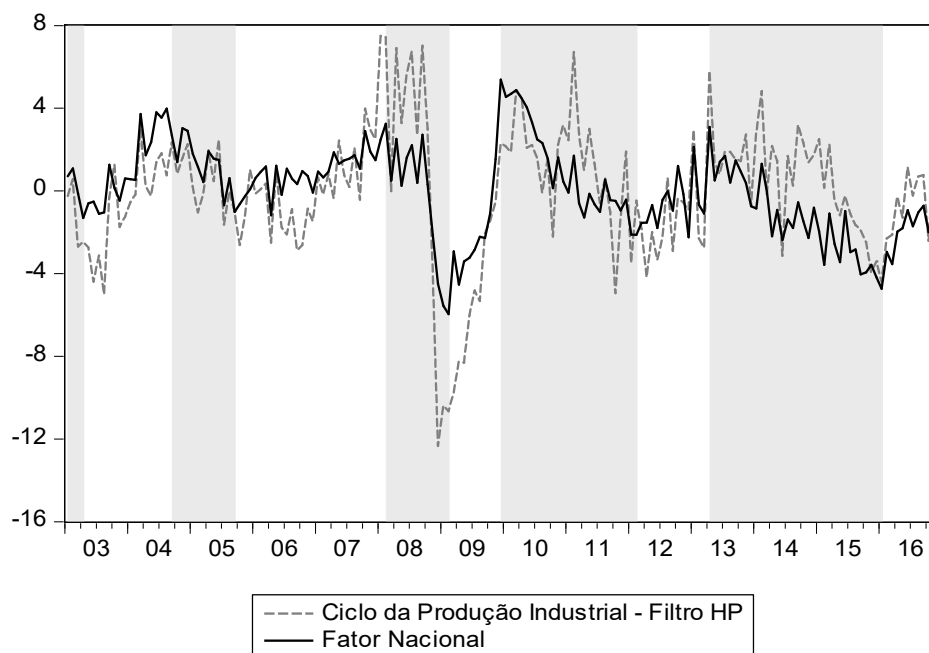


Gráfico 2.2. Ciclo da Produção Industrial (Filtro HP) x Fator Nacional²²

Fonte: Elaboração Própria

Além do componente comum nacional, estimam-se os componentes comuns regionais, que representam os movimentos comuns nas taxas de crescimento da produção industrial a partir de cada região delimitada. Com exceção da região Sudeste, observam-se trajetórias distintas entre os fatores nacionais e os das demais regiões na maior parte do período em análise. De acordo com Owyang *et al* (2005), Hamilton e Owyang (2012) e Camacho e Leiva-Leon (2017), as diferenças entre os ciclos de negócios regionais podem ser parcialmente atribuídas aos choques idiossincráticos e às diferenças nas composições industriais das regiões, de tal modo que os estados podem experimentar diferentes choques estruturais, refletindo em ciclos de negócios específicos para cada região. Por outro lado, componentes comuns do modelo podem estar associados aos choques comuns agregados para os quais as respostas variam entre cada estado em momentos de tempo idênticos (HAMILTON; OWYANG, 2012).

²¹ Ciclo extraído a partir do filtro HP do índice de produção industrial com ajuste sazonal para o Brasil.

²² Áreas sombreadas representam as recessões a partir do algoritmo de Bry-Boschan aplicado ao fator nacional.

2.4.2. ANÁLISE DOS *LOADINGS* DOS FATORES

As cargas dos fatores representam a direção e a intensidade da relação entre a taxa de crescimento da produção industrial e as flutuações comuns estimadas. Intuitivamente, esse resultado sugere que se um i -ésimo estado possui uma elevada (baixa) carga para um dado fator, ele está fortemente (fracamente) relacionado à essa flutuação comum. Esses parâmetros fornecem medidas convenientes das diferenças a nível estadual das respostas dos estados em termos de flutuações na produção industrial às flutuações comuns nacionais e regionais estimadas. Elevadas dispersões entre a média e os quantis estimados refletem incerteza em relação as magnitudes dessas estimativas.

A Tabela 2.3 mostra que os *loadings* do fator nacional são positivos para todos os estados e elevados para quase todos eles, variando substancialmente entre 0.65 e 2.79. Esse resultado indica que as flutuações nesse componente comum estão associadas a fortes flutuações positivas nas taxas de crescimento da produção industrial dos estados e evidenciam uma heterogeneidade na intensidade das relações entre a produção industrial dos estados e a flutuação comum nacional.

Para os fatores regionais, os *loadings* associados são positivos para quase todos os estados, com exceção de Santa Catarina, Pará e Goiás, e com magnitudes inferiores a unidade que variam substancialmente entre -0.61 e 0.83. Esse resultado indica que as flutuações na produção industrial dos estados são fracamente relacionadas às flutuações comuns na produção industrial em sua região. Esse resultado indica que também há heterogeneidade na direção e intensidade das respostas da produção industrial dos estados às flutuações comuns na produção industrial de sua região.

Tabela 2.3. *Loadings* dos Fatores Estimados

Regiões	Estados	Nacional			Regional		
		0.33	Média	0.66	0.33	Média	0.66
Nordeste	Ceara	2.07	2.20	2.33	0.29	0.66	0.79
	Pernambuco	1.41	1.54	1.68	-0.10	0.08	0.34
	Bahia	1.78	1.92	2.07	0.14	0.49	0.77
Sudeste	Minas Gerais	2.06	2.20	2.33	0.64	0.86	1.04
	Espirito Santo	1.31	1.48	1.67	0.53	0.84	1.09
	Rio de Janeiro	1.64	1.73	1.83	0.40	0.55	0.72
	São Paulo	2.33	2.44	2.53	0.34	0.47	0.60
Sul	Paraná	2.79	2.94	3.09	0.31	0.68	0.80
	Santa Catarina	2.55	2.65	2.74	-0.51	-0.23	0.02
	Rio Grande do Sul	2.60	2.71	2.82	-0.29	0.03	0.28
Centro-Norte	Amazonas	2.44	2.66	2.89	0.41	0.81	0.97
	Pará	0.49	0.65	0.79	-1.06	-0.61	-0.04
	Goiás	1.56	1.69	1.82	-0.49	-0.22	0.07

Fonte: Elaboração Própria a partir da estimação do modelo em (1).

2.4.3. ANÁLISE DA DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA NO PERÍODO TOTAL

A Tabela 2.4 apresenta os resultados das decomposições da variância em forma de frações das variâncias de $\Delta g_{i,t}^{IPJ}$ dos i estados associadas ao fator nacional (θ_i^N), fatores regionais (θ_i^R) e choques idiossincráticos (θ_i^ε), onde para cada proporção da variância são calculadas as médias e os quantis 0.33 e 0.66 a partir de suas distribuições a posteriori estimadas.

Tabela 2.4. Decomposições da Variância para $\Delta g_{i,t}^{IPJ}$, 2003.01 – 2016.12 (em %)

Regiões	Estados	Fator Nacional			Fator Regional			Idiossincrático		
		0.33	Média	0.66	0.33	Média	0.66	0.33	Média	0.66
Nordeste	Ceará	46.44	47.58	48.76	1.38	9.17	9.15	42.98	43.25	49.92
	Pernambuco	39.98	40.69	41.56	0.39	4.61	2.64	55.91	54.70	58.53
	Bahia	33.35	34.11	34.95	0.66	3.75	4.18	61.30	62.14	64.64
Sudeste	Minas Gerais	72.41	73.04	74.55	3.86	6.36	7.46	19.34	20.60	22.21
	Espirito Santo	37.99	38.70	40.37	5.92	12.23	13.79	47.52	49.07	54.41
	Rio de Janeiro	59.63	60.41	61.57	1.64	3.40	4.08	35.41	36.19	37.34
	São Paulo	85.35	85.96	86.90	0.51	1.33	1.50	12.00	12.71	13.37
Sul	Paraná	55.38	56.35	57.42	0.63	4.29	3.87	38.85	39.35	42.74
	Santa Catarina	72.82	73.75	74.73	0.75	3.13	3.57	22.13	23.11	25.07
	Rio Grande do Sul	61.99	62.87	63.76	0.42	2.67	2.47	33.90	34.47	36.33
Centro-Norte	Amazonas	55.83	56.60	57.52	0.45	2.73	2.29	40.19	40.67	42.77
	Pará	3.85	4.15	4.43	4.02	20.40	24.70	71.11	75.45	91.78
	Goiás	22.39	23.02	23.70	0.33	1.86	1.63	74.68	75.11	76.60
Médias	Todos	49.80	50.56	51.55	1.61	5.84	6.25	42.72	43.60	47.36
	Nordeste	39.92	40.79	41.75	0.81	5.84	5.32	53.40	53.37	57.70
	Sudeste	63.84	64.52	65.85	2.98	5.83	6.70	28.57	29.64	31.83
	Sul	63.40	64.32	65.30	0.60	3.36	3.30	31.63	32.31	34.71
	Centro-Norte	27.36	27.93	28.55	1.60	8.33	9.54	61.99	63.74	70.38

Fonte: Elaboração própria a partir da estimação do modelo em (1).

Uma análise das médias relativas das medidas de decomposição da variância revela a importância relativa dos fatores comuns estimados (fator nacional e fatores regionais) do modelo na explicação das flutuações nas taxas de crescimento da produção industrial para os estados analisados. Em média, 56,4% da variância nas flutuações da variável observada do modelo são explicadas pelos fatores comuns (50,6% pelo fator nacional e 5,8% pelos fatores regionais). Destaca-se a importância relativa do fator nacional na explicação da dinâmica das flutuações nas taxas de crescimento da produção industrial dos estados. Os estados de São Paulo, Minas Gerais e Santa Catarina são os que possuem maior proporção da variância nas

flutuações da atividade industrial explicadas pelo fator nacional, com proporções θ_i^N de, respectivamente, 86%, 73% e 73,8%.

Os fatores regionais tem pouca influência na dinâmica das flutuações da produção industrial dos estados. Essa variável latente explica, em média, apenas uma parcela de 5,8% da volatilidade na variável observada do modelo. Os estados do Espírito Santo e Pará são os que possuem as maiores proporções θ_i^R dentre os estados analisados, com 12,2% e 20,4%, respectivamente.

Em resumo, a análise das decomposições da variância sugere que as flutuações nas taxas de crescimento da produção industrial dos estados são conduzidas, em media, pelo componente comum nacional, que explica mais da metade da variabilidade da produção industrial dos estados.

2.4.4. DETERMINANTES DAS FLUTUAÇÕES COMUNS DA PRODUÇÃO INDUSTRIAL DOS ESTADOS BRASILEIROS: UMA ANÁLISE A PARTIR DO DMA

Para identificar quais as variáveis econômicas influenciaram a trajetória da flutuação nacional comum estimada ao longo do período analisado utilizou-se o método *dynamic model average* (DMA) apresentado na seção 2.3.2. Modelos teóricos sobre ciclos reais de negócios enfatizam a importância dos choques de oferta e demanda, usualmente representados por choques de produtividade, de políticas fiscal e monetária, como os principais responsáveis pelas variações cíclicas na atividade econômica. Fatores relacionados a oferta de trabalho e mudanças estruturais também podem ser caracterizados como fontes de flutuações nos ciclos econômicos de negócios.

O índice de produção industrial é uma das variáveis mais utilizadas na construção de índices coincidentes de ciclos econômicos e as flutuações em sua trajetória podem sinalizar momentos de expansão ou recessão na atividade econômica. Com efeito, variações cíclicas a partir desse indicador podem acompanhar contemporaneamente as fases dos ciclos econômicos de negócios. A variável dependente utilizada nessa análise compreende a medida de flutuação comum nacional, representada pelo fator nacional estimado, que serve como uma *proxy* para ciclos econômicos na produção industrial.

Os regressores utilizados nessa análise compreendem grupos de variáveis que representam os principais choques macroeconômicos sobre os ciclos econômicos. Nesse sentido, como *proxy* para política fiscal e monetária são utilizadas as despesas totais do

governo, a taxa de juros SELIC, o agregado monetário M1 e a taxa de juros de longo prazo (TJLP).

Variáveis representativas de mercado de trabalho no setor industrial como horas pagas, horas pagas por trabalhador e pessoal ocupado assalariado na indústria também foram incluídas no conjunto de regressores. Como *proxy* para a medida de produtividade no setor industrial foram incluídas no modelo duas variáveis obtidas a partir da razão da produção física pelo número de horas pagas na indústria e a razão entre a produção física e o pessoal ocupado assalariado na indústria. Também foram incluídos o consumo de energia elétrica, a taxa de câmbio e o preço internacional do petróleo. O conjunto total de regressores potenciais é formado por $K = 12$ variáveis e estão descritos no anexo deste trabalho.

Para a análise empírica²³ considera-se $\alpha = \lambda = 0.99$, seguindo Raftery *et al* (2010) e Koop e Korobilis (2012). Na estimação dos modelos utiliza-se um intercepto e duas defasagens da variável dependente²⁴. As probabilidades posteriori de inclusão dos regressores considerados na análise estão descritas no gráfico 2.3 e representam as probabilidades de um determinador regressor pertencer ao modelo no período t .

²³ Seguindo Koop e Korobilis (2012), considerou-se ainda: (1) distribuições priori não informativas para todos os modelos, tal que os mesmos são igualmente prováveis, ou seja, $\pi_{0|0,k} = \frac{1}{K}$, para $k = 1, \dots, K$; (2) distribuição priori mais difusa sobre as condições iniciais das equações de estado do modelo, ou seja, $\theta_0^{(k)} \sim N(0, 100I_{n_k})$, onde n_k é o número de variáveis no modelo k .

²⁴ Na estimação dos fatores a partir do modelo em (1) considerou-se que essas variáveis latentes seguem processos autorregressivos de ordem 2.

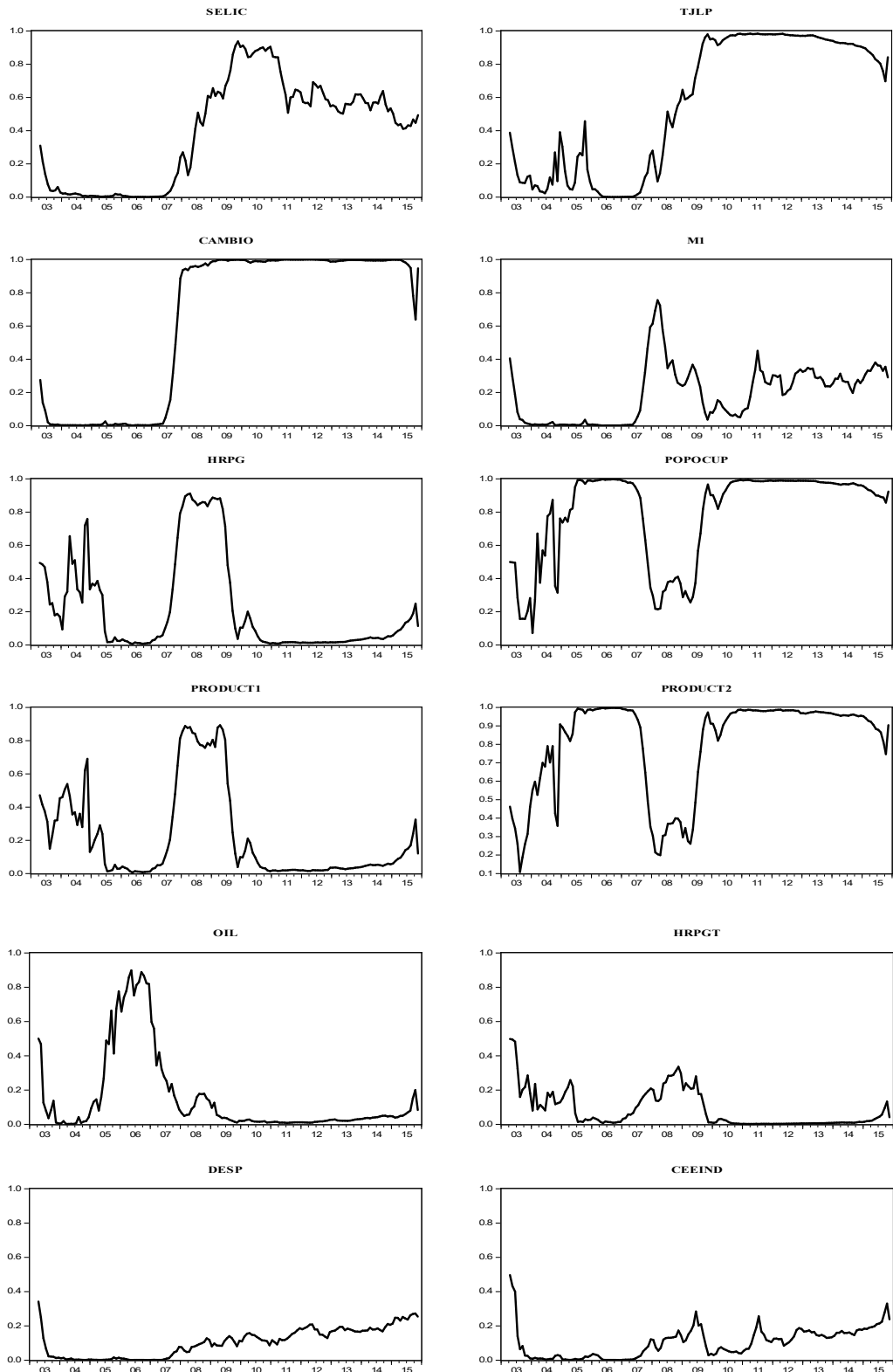


Gráfico 2.3. Probabilidades de inclusão dos regressores, 2003 – 2015.

Fonte: Elaboração Própria a partir dos resultados do DMA.

A análise aqui considerada é realizada sob um horizonte de previsão $h = 0$, o que significa que as probabilidades de inclusão das variáveis refletem a importância dos

regressores na explicação da variável dependente contemporaneamente em cada período de tempo.

A estrutura do DMA permite o modelo de regressão variar no tempo, de tal modo que algumas variáveis que potencialmente não são importantes em algum período do tempo sejam incluídas como potenciais regressores na explicação da variável dependente em outros períodos. De acordo com as probabilidades de inclusão das variáveis relacionadas neste exercício, é possível observar que o modelo proposto para explicação das flutuações na produção industrial varia no tempo, de tal modo que é possível delimitar períodos dentro da amostra total com conjuntos de variáveis de regressores distintos, considerado a importância atribuída a partir de suas probabilidades de inclusão. Para algumas variáveis, é possível observar evoluções graduais e abruptas no comportamento das probabilidades de inclusão, sugerindo modelos com diferentes regressores para intervalos de tempo diferentes.

O critério de inclusão dos regressores é o mesmo de Koop e Korobilis (2012), ou seja, os regressores são utilizados se apresentarem probabilidades de inclusão maiores do que 0.5 em pelo menos algum ponto do tempo no período em análise. As variáveis *MI*, *DESP*, *CEEIND* são importantes na explicação das flutuações industriais em apenas poucos períodos de tempo. As variáveis *POPOCUP* e *PRODUCT2* possuem probabilidades de inclusão superiores a 0.5 em quase todo o período analisado, com exceção do intervalo compreendido entre a segunda metade de 2007 e a primeira metade de 2009. As probabilidades de inclusão da variável *CAMBIO* tornam-se relevantes a partir da segunda metade de 2007. Observa-se uma mudança abrupta de 0 para 1 na probabilidade de inclusão desta variável a partir desse período. Comportamentos similares são observados nas variáveis *TJLP* e *SELIC*, onde as probabilidades de inclusão dessas variáveis aumentam rapidamente para valores superiores a 0.5 após a segunda metade de 2008.

Para a primeira metade da amostra analisada, entre 2003 – 2008, as variáveis *HRPG*, *POPOCUP*, *PRODUCT1*, *PRODUCT2* e *OIL* possuem probabilidades de inclusão superiores a 0.5 e podem ser incluídas como potenciais determinantes das flutuações na produção industrial. Para esse período, existem evidências empíricas de que as variáveis relacionadas ao mercado de trabalho no setor industrial e os preços do petróleo contribuíram para explicar as flutuações na produção industrial.

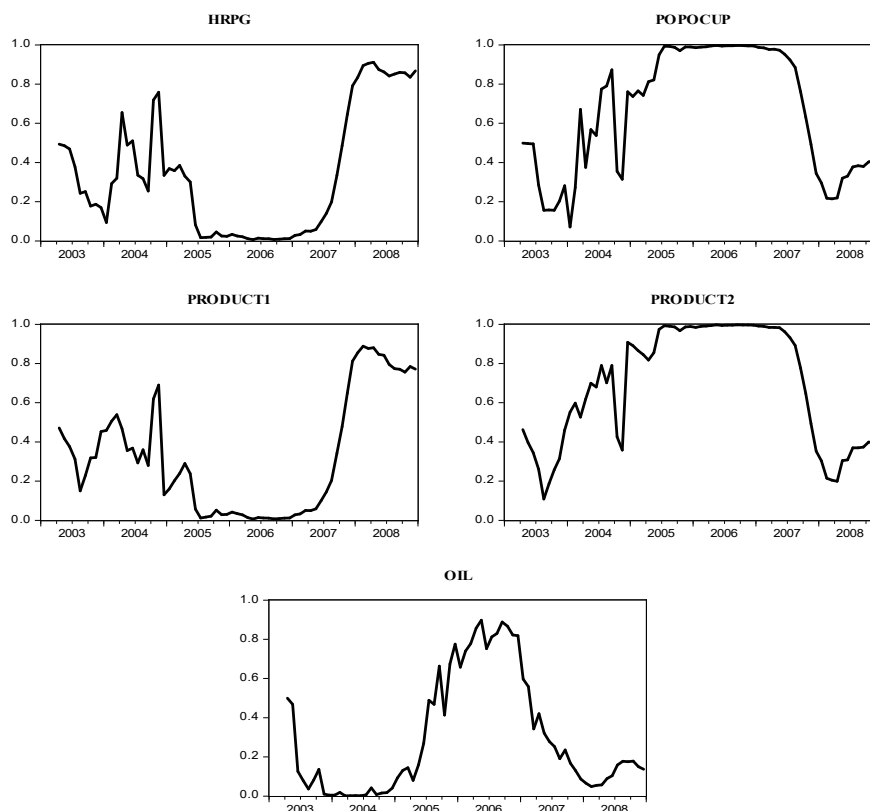


Gráfico 2.4. Probabilidade de Inclusão dos Regressores, 2003 – 2008

Fonte: Elaboração Própria a partir dos resultados do DMA.

Na segunda metade da amostra, entre 2009 e 2015, verifica-se que as variáveis *CAMBIO*, *SELIC*, *TJLP*, *POPOCUP* e *PRODUCT2* possuem probabilidades de inclusão maiores do que 0.5. Em relação a essa sub-amostra, observam-se períodos longos de desaceleração na atividade industrial, conforme as datações sugeridas na seção 2.4 deste ensaio²⁵. Para esse período, os resultados sugerem a importância da política monetária, da oferta de crédito e das flutuações na taxa de câmbio na explicação das flutuações da produção industrial.

²⁵ Datações sugeridas pela OECD indicam três períodos recessivos na atividade econômica durante esse período, compreendidos entre 2008.07 – 2009.03, 2011.05 – 2012.03 e 2013.12 – 2016.07.

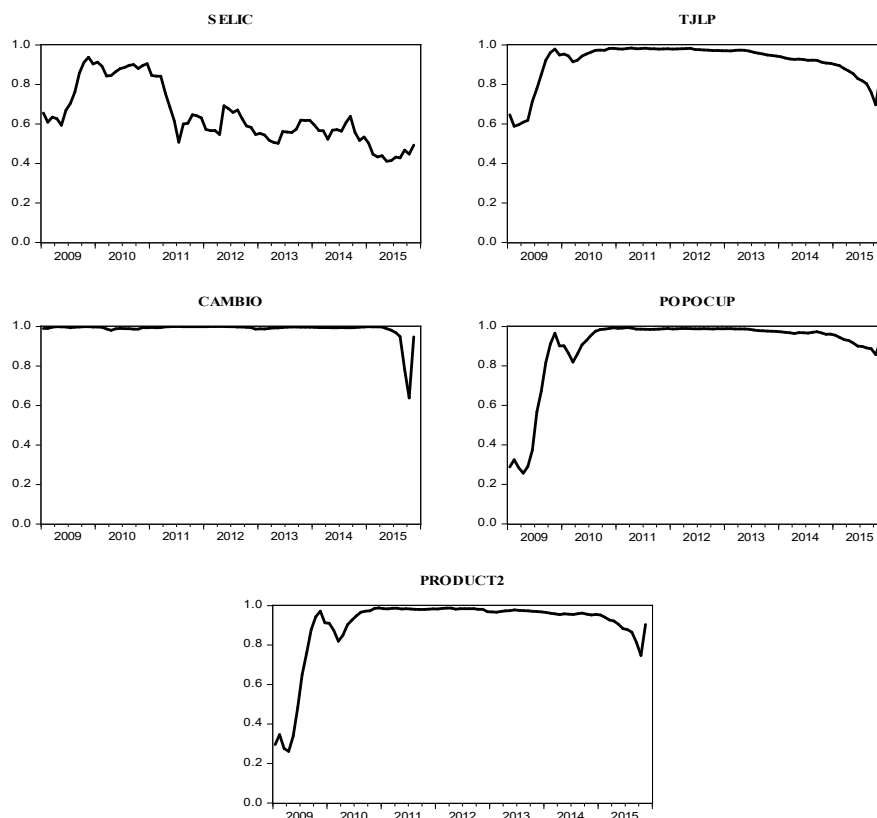


Gráfico 2.5. Probabilidade de Inclusão dos Regressores, 2009 – 2015.

Fonte: Elaboração Própria a partir dos resultados do DMA.

2.5. CONCLUSÃO

Este ensaio buscou identificar as flutuações comuns na atividade industrial nacional e regionais a partir das informações mensais sobre a produção industrial de 13 estados brasileiros entre 2002 e 2016. Modelos de fatores dinâmicos propostos por Kose *et al* (2003) e Neely e Rapach (2011) foram estimados, onde a trajetória do fator comum nacional pode ser interpretado como um indicador coincidente para as flutuações na atividade industrial brasileira. Períodos de recessão e expansão encontrados a partir das datações do fator nacional via algoritmo de Bry-Boschan são bem próximos aos encontrados nas datações realizadas a partir do índice coincidente de atividade econômica do ECRI.

Os resultados a partir da análise de decomposição da variância mostram ainda que, em média, 51% da variabilidade nas taxas de crescimento da produção industrial dos estados são explicadas pelo fator comum nacional. Esse resultado revela a importância dessa variável latente na explicação da trajetória das taxas de crescimento da produção industrial dos estados e sugere que as flutuações nas taxas de crescimento da produção industrial dos estados são conduzidas, em média, pelo fator nacional, que explica mais da metade da variabilidade da produção industrial dos estados.

O DMA (*dynamic model average*) proposto por Raftery *et al* (2010) é utilizado para identificar quais as variáveis econômicas explicam a dinâmica do fator comum nacional no período em análise. Resultados a partir dessa metodologia sugerem que variáveis como horas pagas, pessoal ocupado assalariado, *proxies* para a produtividade no setor industrial, SELIC, TJLP, câmbio e preço do petróleo como potenciais determinantes das flutuações comuns na produção industrial. A análise a partir das probabilidades de inclusão de cada variável sugere ainda grupos de variáveis importantes em sub-períodos específicos, onde variáveis relacionadas ao mercado de trabalho no setor industrial e os preços do petróleo contribuíram para explicar as flutuações na produção industrial no período entre 2003 e 2008, e variáveis que mensuram política monetária, oferta de crédito e flutuações na taxa de câmbio podem ser consideradas como potenciais determinantes das flutuações na produção industrial entre 2009 e 2015.

2.6. REFERENCIAS

- ACEMOGLU, D., CARVALHO, V. M., OZDAGLAR, A., TAHBAZ-SALEHI, A. The Network Origins of Aggregate Fluctuations. **Econometrica**, 80(5), 1977–2016, 2012.
- BAI, J. Inferential theory for factor models of large dimensions. **Econometrica**, 71, 135–171, 2003.
- BAI, J., NG, S. Determining the number of factors in approximate factor models. **Econometrica**, 70, 191–221, 2002.
- BAI, J., NG, S. Evaluating latent and observed factors in macroeconomics and finance. **Journal of Econometrics**, 131, 507–537, 2006.
- BAI, J., NG, S. Determining the number of primitive shocks in factor models. **Journal of Business and Economic Statistics**, 25, 52–60, 2007.
- BANERJI, A. The Three P's: Simple Rules for Monitoring Economic Cycles. **Business Economics**, 34 (4), 72-76, 1999.
- BAXTER, M., KING, R. G. Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series. **Review of Economics and Statistics**, 81(4), 575–593, 1999.
- BENGOECHEA, P., CAMACHO, M., PEREZ-QUIROS, G. A useful tool for forecasting the Euro-area business cycle phases. **International Journal of Forecasting**, 22(4), 735–749, 2006.
- 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**, 7(2), 151–174, 1981.
- BRY, G., BOSCHAN, C. Programmed Selection Of Cyclical Turning Points. **National Bureau of Economic Research**, Vol. I, 1971.
- BURNS, A. F., MITCHELL, W. C. Measuring Business Cycles. New York: **National Bureau of Economic Research**, 1946.
- CAMACHO, M., LEIVA-LEON, D. The Propagation of Industrial Business Cycles. **Macroeconomic Dynamics**, 1–34, 2017.
- CHANG, Y., HWANG, S. Asymmetric Phase Shifts in U.S. Industrial Production Cycles. **The Review of Economics and Statistics**, 97(1), 116–133, 2015.
- COGLEY, T., SARGENT, T. Drifts and volatilities: Monetary policies and outcomes in the post WWII U.S.. **Review of Economic Dynamics**, 8, p. 262-302, 2005.
- CONTADOR, C. Indicadores de Atividade Econômica no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico (PPE-IPEA)**, v. 6, n. 1, 1976.

CONTADOR, R. C. Ciclos econômicos e indicadores de atividade. Rio de Janeiro: **INPES/IPEA**, 237 p, 1977.

CRONE, T. M. Consistent Economic Indexes for the 50 States. Federal Reserve Bank of Philadelphia, **Working Paper no. 02-7**, 2002.

DICKEY, D. A., FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of American Statistical Association**, v.74, n.366, p.427-431, 1979.

DICKEY, D. A., FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, v.49, n.4, p.1057-73, 1981.

DUA, P., BANERJI, A. An Indicator Approach to Business and Growth Rate Cycles: The Case of India. **Indian Economic Review**, 36(1), 55–78, 2001.

FOERSTER, A. T., SARTE, P-D. G., WATSON, M. W. Sectoral versus Aggregate Shocks: A Structural Factor Analysis of Industrial Production. **Journal of Political Economy**, 119(1), 1–38, 2011.

FORNI, M., HALLIN, M., LIPPI, M., REICHLIN, L. The generalized dynamic-factor model: Identification and estimation. **The Review of Economics and Statistics**, 82 (4), 540–554 , 2000.

FORNI, M., REICHLIN, L. Let's get real: A factor analytical approach to disaggregated business cycle dynamics. **Review of Economic Studies**, 65 (3), 453–473, 1998.

GABAIX, X. The Granular Origins of Aggregate Fluctuations. **Econometrica**, 79(3), 733–772, 2011.

GADEA, M. D., GÓMEZ-LOSCOS, A., MONTAÑÉS, A. Cycles inside cycles: Spanish regional aggregation. **SERIEs**, 3(4), 423–456, 2012.

HAMILTON, J. D., OWYANG, M. T. The Propagation of Regional Recessions. **The Review of Economics and Statistics**, 94(4), 935–47, 2012.

HARDING, D., PAGAN, A. Dissecting the Cycle: A Methodological Investigation. **Journal of Monetary Economics**, 49, 365–381, 2002.

HARDING, D., PAGAN, A. Synchronization of cycles. **Journal of Econometrics**, 132(1), 59–79, 2006.

HODRICK, R. J., PRESCOTT, E. C. Postwar U. S. Business Cycles: An Empirical Investigation. **Journal of Money, Credit and Banking**, 29(1), 1–16, 1997.

KOOP, G., KOROBILIS, D. Forecasting inflation using dynamic model averaging. **International Economic Review**, 53(3), 867–886, 2012.

KOOP, G., LEON-GONZALEZ, R., STRACHAN, R. On the evolution of the monetary policy transmission mechanism. **Journal of Economic Dynamics and Control**, 33, p. 997-1017, 2009.

- KOROBILIS, D. Assessing the transmission of monetary policy shocks using dynamic factor models. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, 75, p. 157-179, 2013.
- 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.
- KOSE, M. A., OTROK, C., PRASAD, E. Global business cycles: Convergence or decoupling. **International Economic Review**, 53(2), p. 511–538, 2012.
- LEE, J. Business Cycle Synchronization in Europe: Evidence from a Dynamic Factor Model. **International Economic Journal**, 27(3), p. 347–364, 2013.
- LONG, J. B. J., PLOSSER, C. I. Real Business Cycles. **Journal of Political Economy**, 1983.
- LUMSDAINE, R. L., PRASAD, E. S. Identifying the common component of international economic fluctuations: A new approach. **Economic Journal**, 113(484), 101–127, 2003.
- MOORE, G.H. Business Cycles. In: **Encyclopaedia of Economics**, D. Greenwald (Ed), McGraw Hill Book Company, New York, 1982.
- MUMTAZ, H., SIMONELLI, S., SURICO, P. International comovements, business cycle and inflation: A historical perspective. **Review of Economic Dynamics**, 14(1), p. 176–198, 2011.
- 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.
- OWYANG, M. T., PIGER, J., WALL, H. J. Business Cycle Phases in U.S. States. **The Review of Economics and Statistics**, 87(4), 604–616, 2005.
- OWYANG, M. T., RAPACH, D. E., WALL, H. J. States and the business cycle. **Journal of Urban Economics**, 65(2), 181–194, 2009.
- PHILLIPS, P. C. B., PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika**, 75(2), p. 335 – 346, 1988.
- PICCHETTI, P., TOLEDO, C. Estimating and interpreting a common stochastic component for the Brazilian industrial production index. **Revista Brasileira de Economia**, 56(1), 107–120, 2002.
- PORTUGAL, M. S., MORAES, I. Business cycles in the industrial production of Brazilian states. **Análise Econômica**, 26(50), 27–56, 2008.
- RAFTERY, A. E., KÁRNÝ, M., ETTLER, P. Online prediction under model uncertainty via dynamic model averaging: Application to a cold rolling mill. **Technometrics**, 52(1), 52–66, 2010.

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.

STOCK, J. H., WATSON, M. W. New Indexes of Coincident and Leading Economic Indicators. *In: O. Blanchard and S. Fischer (eds.), NBER Macroeconomics Annual* (Cambridge: MIT Press), p. 351-394, 1989.

_____. A Probability Model of the Coincident Economic Indicators. In K. Lahiri and G.H. Moore (eds.), **Leading Economic Indicators: New Approaches and Forecasting Records** (Cambridge: Cambridge University Press), p. 63-89, 1991.

_____. 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.

_____. Diffusion indexes. **NBER Working Papers No 6702**, National Bureau of Economic Research, 1998.

_____. Forecasting using principal components from a large number of predictors. **Journal of the American Statistical Association**, 97, p. 1167–1179, 2002.

_____. Understanding changes in international business cycle dynamics, **NBER Working Paper No 9859**, 2003.

VAHID, F., ENGLE, R. F. Common Trends and Common Cycles. **Journal of Applied Econometrics**, 8(4), 341–360, 1993.

VALLE E AZEVEDO, J., KOOPMAN, S. J., RUA, A. Tracking the business cycle of the euro area: A multivariate model-based bandpass filter. **Journal of Business and Economic Statistics**, 24(3), 278–290, 2006.

WANG, J., GAO, T., MCNOWN, R. Measuring Chinese business cycles with dynamic factor models. **Journal of Asian Economics**, 20(2), 89–97, 2009.

2.7. ANEXOS

Tabela B.1. Estatísticas Descritivas das datações a partir do Fator Nacional

Durações (em meses)				
	Pico a Pico	Vale a Vale	Pico a Vale	Vale a Pico
		29	13	16
	42	41	12	29
	22	36	26	10
	40	47	33	14
Médias	34.67	38.25	21	17.25

Fonte: Elaboração Própria a partir das datações do fator nacional via algoritmo de BB

Tabela B2. Testes de Raiz Unitária – Taxas de Crescimento em 12 meses do IPI dos Estados

Tabela B2. Testes de Raiz Unitária – Taxas de Crescimento em 12 meses do IPI dos Estados												
Teste ADF									Teste PP			
Hipótese Nula: Raiz Unitária									Hipótese Nula: Raiz Unitária			
Especificação da Equação de Teste									Especificação da Equação de Teste			
Intercepto					Intercepto e Tendência Linear				Intercepto		Intercepto e Tendência Linear	
Estado	Estatística de Teste	Prob.	Lag	Max Lag	Estatística de Teste	Prob.	Lag	Max Lag	Prob.	Bandwidth	Prob.	Bandwidth
AM	-3.333	0.0149	1	12	-3.807	0.0185	1	12	0.000	5.000	0.000	5.000
BA	-6.642	0.0000	0	12	-4.570	0.0016	12	12	0.000	4.000	0.000	4.000
CE	-2.741	0.0695	12	12	-3.554	0.0373	12	12	0.000	6.000	0.000	6.000
ES	-3.322	0.0154	0	12	-3.379	0.0577	0	12	0.004	7.000	0.015	7.000
GO	-8.390	0.0000	0	12	-8.643	0.0000	0	12	0.000	2.000	0.000	3.000
MG	-3.572	0.0073	0	12	-3.822	0.0177	0	12	0.006	3.000	0.013	3.000
PA	-6.263	0.0000	0	12	-6.323	0.0000	0	12	0.000	2.000	0.000	3.000
PE	-5.633	0.0000	0	12	-5.876	0.0000	0	12	0.000	0.000	0.000	1.000
PR	-3.932	0.0023	1	12	-4.178	0.0060	1	12	0.000	5.000	0.000	5.000
RJ	-5.308	0.0000	0	12	-5.869	0.0000	0	12	0.000	5.000	0.000	5.000
RS	-5.737	0.0000	0	12	-5.932	0.0000	0	12	0.000	5.000	0.000	5.000
SC	-3.538	0.0081	1	12	-4.108	0.0075	3	12	0.000	5.000	0.000	5.000
SP	-3.020	0.0351	3	12	-3.863	0.0158	3	12	0.004	5.000	0.002	5.000

Fonte: Elaboração Própria

Tabela B.3. Estatísticas Descritivas: Variáveis Utilizadas no DMA

	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio-Padrão	Observações
TJLP	7.053	6.250	12.000	5.000	1.999	156
SELIC	13.139	11.915	26.320	7.110	4.423	156
M1	209615.900	208615.800	350394.300	85088.830	77474.820	156
CAMBIO	2.279	2.171	3.906	1.564	0.544	156
DESP	52764.950	48990.440	169789.000	17456.520	25238.600	156
CEEIND	14021.540	14526.500	15886.000	10345.000	1486.767	156
HRPG	101.217	101.975	109.320	86.950	4.189	156
POPOCUP	101.534	101.955	107.970	88.320	3.512	156
HRPGT	99.671	99.905	102.320	95.710	1.322	156
OIL	137.862	135.389	249.663	47.750	52.173	156

Fonte: *Elaboração Própria*

Tabela B.4. Descrição das Variáveis utilizadas no DMA

Variável	Descrição	Fonte	Transformação
TJLP	Taxa de Juros de Longo Prazo (% a.a.)	BACEN	–
SELIC	Taxa de Juros Selic (% ao ano)	BACEN	–
M1*	Meios de Pagamento (M1) – Média (Milhões R\$)	BACEN	Taxa de Crescimento em 12 meses
CAMBIO	Taxa de câmbio - R\$/US\$ - comercial - venda - média - R\$	BACEN / Boletim / BP	Taxa de Crescimento em 12 meses
DESP*	Despesa Total (Milhões R\$)	BACEN	Taxa de Crescimento em 12 meses
CEEIND	Consumo - energia elétrica - indústria - Quantidade (GWh)	IPEADATA	Taxa de Crescimento em 12 meses
HRPG	Número de horas pagas (Número-índice) – Base: Jan/2001	PIM-PF/IBGE	Taxa de Crescimento em 12 meses
POPOCUP	Pessoal ocupado assalariado (Número-índice) – Base: Jan/2001	PIM-PF/IBGE	Taxa de Crescimento em 12 meses
HRPGT	Número de horas pagas por trabalhador (Número-índice) – Base: Jan/2001	PIM-PF/IBGE	Taxa de Crescimento em 12 meses
OIL	Petróleo Bruto - Índice de Preços, Base: 2005 = 100, Média Simples dos três preços <i>spot</i> : <i>Dated Brent, West Texas Intermediate e Dubai Fateh</i>	IMF	Taxa de Crescimento em 12 meses
PRODUCT1	Produção Física/Número de horas pagas	Elaboração Própria através de dados da PIM-PF/IBGE	Taxa de Crescimento em 12 meses
PRODUCT2	Produção Física/Pessoal ocupado assalariado	Elaboração Própria através de dados da PIM-PF/IBGE	Taxa de Crescimento em 12 meses

Fonte: *Elaboração Própria*

Observação: * Variáveis deflacionadas utilizando IGP-DI

3. SINCRONIZAÇÃO ENTRE OS CICLOS DA PRODUÇÃO INDUSTRIAL DOS ESTADOS BRASILEIROS

3.1. INTRODUÇÃO

A análise da sincronização dos ciclos de negócios tem sido um assunto bastante discutido na literatura econômica, que tem procurado mensurar o grau de sincronização entre as economias envolvidas e investiga os fatores que determinam as similaridades entre os ciclos de negócios. Na análise dos ciclos de negócios internacionais, a importância em atribuir o grau de sincronização entre economias ajuda a entender a influência de fatores externos sobre as flutuações dos ciclos de negócios domésticos.

Fiess (2005) considera a análise do grau de sincronização dos ciclos de negócios uma ferramenta importante para avaliação da interdependência entre política monetária e fiscal entre os países. Segundo Fiess (2005), se os ciclos de negócios são similares e os choques de política comuns, então a coordenação de políticas macroeconômicas pode se mostrar um instrumento desejável. Por outro lado, se os choques são predominantemente específicos dos países, resultando em uma baixa sincronização entre os ciclos de negócios, os países devem conduzir políticas monetária e fiscal de forma independente.

Em uniões econômicas ou monetárias, a sincronização entre as atividades econômicas geralmente é considerada uma condição necessária para o sucesso de uma política monetária unificada (CAMACHO; PEREZ-QUIROZ, 2006; DE HANN; INKLAAR; JONG-A-PIN, 2008). Com efeito, na presença similaridades entre os ciclos de negócios dos países e choques comuns, a coordenação de política econômica entre os países pode-se tornar um instrumento desejável, onde a adoção de uma moeda comum pode ser entendida como a última forma de coordenação de política. Entretanto, se em uma união econômica ou monetária os países possuem ciclos assimétricos, os efeitos das decisões de política macroeconômica poderiam não beneficiar todos os países dentro da união monetária, incorrendo a custos para alguns países das políticas de estabilização estabelecidas.

A análise empírica sobre sincronização de ciclos de negócios tem utilizado medidas de correlação estatística para atribuir o grau de sincronização entre duas economias (BAXTER; STOCKMAN, 1989; BACKUS *et al*, 1992; FRANKEL; ROSE, 1998; BORDO; HELBLING, 2003). Entretanto, a análise de correlação sofre de potenciais desvantagens ao não permitir a separação dos componentes comuns e idiossincráticos na análise, além de não levar em consideração a dinâmica no comovimento das variáveis.

A literatura empírica tem então sugerido outras medidas para análise do grau de sincronização entre as economias. den Haan (2000) propõe medidas de correlação dinâmicas no domínio do tempo baseada em modelos VAR, onde as correlações a partir dos erros de previsão em diferentes horizontes de tempo fornecem uma medida de comovimento entre as séries. Croux *et al* (2001) consideram uma medida de correlação dinâmica no domínio da frequência baseada em análise espectral de séries temporais. Já Harding e Pagan (2002, 2006) propõem duas estatísticas para análise da sincronização entre os ciclos de negócios: o índice de concordância, que mensura a fração de tempo em que duas economias ou duas séries econômicas estão em um mesmo regime, e uma medida de correlação, que mensura o grau em que os pontos de inflexão entre duas economias ocorrem uma próxima da outra.

Modelos de fatores dinâmicos também têm sido utilizados para mensurar comovimentos e atribuir o grau de sincronização de ciclos de negócios entre os países, geralmente observando a contribuição do fator comum estimado na explicação da variabilidade de variáveis que fornecem informação sobre ciclos de negócios, como o produto, a partir de um grupo de países considerado (KOSE; OTROK; WHITEMAN; 2003, 2008; KOSE; OTROK; PRASAD, 2008; LEE, 2013).

Guha e Banerji (1998) utilizam modelos univariados com mudança de regime de Markov para inferir sobre o grau de sincronização dos ciclos econômicos de negócios, onde as correlações cruzadas entre as probabilidades de recessão dos dois modelos são utilizadas como medida de sincronização. Camacho e Perez-Quiros (2006) propõem uma estrutura multivariada com mudança de regime de Markov para análise da sincronização de ciclos de negócios, onde a medida de sincronização sugerida é baseada em uma combinação linear dos casos extremos, onde os ciclos de negócios são totalmente independentes ou perfeitamente sincronizados. Leiva-Leon (2016) utiliza uma estrutura econométrica a partir de um modelo bivariado com mudanças de regime de Markov, capaz de identificar endogenamente os períodos em que duas economias partilham as mesmas fases de recessão ou expansão ou seguem ciclos independentes, e propõe uma medida de sincronização dinâmica que fornece inferências sobre o grau de sincronização dos ciclos de negócios em cada ponto do tempo.

Alguns estudos tem ainda investigado sobre os potenciais determinantes do grau de sincronização entre os ciclos de negócios dos países. Frankel e Rose (1998) investigam a relação entre efeitos da integração comercial dos países sobre o grau de sincronização dos ciclos de negócios, medido pela correlação bilateral entre as atividades econômicas. Imbs (2004) propõe um modelo de equações simultâneas para investigar os efeitos da integração comercial e financeira e do nível de especialização dos países sobre o grau de sincronização

dos ciclos de negócios. Camacho *et al* (2006, 2008) tentam explicar as distâncias entre os ciclos de negócios dos países a partir de variáveis macroeconômicas como o percentual da produção industrial e da agricultura na produção total, a razão de poupança, a razão do balanço público sobre o PIB, o comércio internacional e a produtividade do trabalho.

Ductor e Leiva-Leon (2016) utilizam a abordagem proposta por Leiva-Leon (2016) para mensurar o grau de sincronização dos ciclos de negócios internacionais dos países. A partir das medidas de dissimilaridades entre os ciclos de negócios dos países, sugerem a abertura financeira, gastos do governo, capital humano, comércio internacional e os passivos líquidos como potenciais determinantes das diferenças entre os ciclos de negócios dos países.

A análise das diferenças entre os ciclos de negócios também é feita à nível sub-nacional e têm se concentrado na explicação das diferenças entre as fases dos ciclos de negócios e nos potenciais determinantes das dissimilaridades entre os ciclos econômicos regionais. Owyang *et al* (2005) e Hamilton e Owyang (2012) estudam as diferenças entre as fases dos ciclos de negócios dos estados americanos e encontram importantes heterogeneidades entre as fases dos ciclos de negócios. Guha e Banerji (1998), Magrini *et al* (2013), Leiva-Leon (2016) e Aguiar-Conraria *et al* (2017) investigam sobre os determinantes das diferenças entre o grau de sincronização dos ciclos de negócios dos estados americanos. Segundo esses estudos, variáveis caracterizadas pela distância entre dois estados tais como as diferenças entre especialização industrial, diferenças entre gastos governamentais, diferenças de renda e diferenças na estrutura financeira dos estados são importantes para explicar as dissimilaridades entre os ciclos de negócios dos estados americanos.

Este ensaio utiliza a metodologia proposta por Leiva-Leon (2016) para mensurar o grau de sincronização entre os ciclos de negócios industriais dos estados brasileiros. A partir das medidas de sincronização variantes no tempo, obtidas da metodologia proposta por Leiva-Leon (2016), estima-se a dissimilaridade entre as economias regionais e, a partir dessas variáveis, são identificados possíveis determinantes da sincronização entre os ciclos de negócios na produção industrial dos estados.

Além dessa introdução, o presente ensaio encontra-se assim dividido: no segundo capítulo, uma breve revisão de literatura sobre medidas de sincronização de ciclos de negócios é realizada. O terceiro capítulo apresenta a metodologia proposta para análise do grau de sincronização dos ciclos de negócios na produção industrial entre os estados e entre os estados e os ciclos nacionais e discute os resultados a partir da metodologia empregada. O quarto capítulo propõe-se analisar as medidas de dissimilaridades obtidas a partir das medidas de sincronização dinâmica e identificar as possíveis variáveis que determinam as diferenças

entre os ciclos de negócios regionais. O quinto capítulo traz as principais conclusões e análises de política.

3.2. REVISÃO DE LITERATURA

Na análise empírica sobre sincronização de ciclos de negócios, medidas de sincronização têm sido propostas para quantificar o grau de similaridade entre os ciclos de negócios. Dentre essas medidas, a análise da correlação a partir de medidas de ciclos de negócios são as mais utilizadas para quantificar o grau de sincronização entre duas economias (BAXTER; STOCKMAN, 1989; BACKUS *ET AL*, 1992; FRANKEL; ROSE, 1998; BORDO; HELBLING, 2003). Entretanto, essas medidas apresentam algumas desvantagens potenciais. A análise a partir de medidas de correlação clássicas não permite separar componentes idiossincráticos de componentes comuns, além de não capturar qualquer dinâmica a partir do comovimento entre as séries econômicas analisadas.

Além das desvantagens acima expostas, den Haan (2000) argumenta ainda que a análise das medidas de correlação incondicional pressupõe a utilização de variáveis estacionárias. Uma análise dos coeficientes de correlação incondicionais a partir de variáveis não estacionárias poderia produzir resultados espúrios acerca do grau de correlação entre as variáveis. Para superar tais limitações, den Haan (2000) propõe medidas de correlação dinâmicas no domínio do tempo baseadas em um modelo VAR, onde as correlações a partir dos erros de previsão em diferentes horizontes de tempo fornecem uma medida do grau de comovimento entre as séries. A estrutura proposta é capaz de lidar com um conjunto que contém variáveis estacionárias e integradas, desde que o modelo esteja corretamente especificado¹.

Baseado em análise espectral de séries temporais, Croux *et al* (2001) propõe uma medida de correlação dinâmica entre séries temporais no domínio da frequência denominada coesão. Essa medida é apropriada na análise do grau de comovimento entre séries temporais co-estacionárias ou co-integradas em primeiras diferenças, este último caso característica comum em séries temporais macroeconômicas, e pode ser utilizada na análise de sincronização de ciclos de negócios². A principal vantagem dessa medida em relação às outras

¹ A estrutura proposta por den Haan (2000) não pressupõe hipóteses sobre a ordem de integração das variáveis utilizadas. Ou seja, variáveis estacionárias ou não estacionárias podem ser utilizadas em um mesmo sistema. O modelo pressupõe apenas que a ordem de defasagem considerada na especificação do modelo deva ser grande o suficiente de tal modo que os resíduos sejam não integrados.

² Outras aplicações incluem a análise das propriedades dinâmicas de curto e longo prazos em múltiplas séries temporais, identificação de clusters dinâmicos e a análise de comovimentos em séries econômicas em bandas de frequência específicas.

medidas de comovimentos no domínio da frequência utilizadas na literatura é que ela é um número real que toma valores entre -1 e 1 , diferente de medidas usuais como a coerência, que pode tomar valores imaginários, e a coerência ao quadrado, que não mantém o sinal da relação.

Harding e Pagan (2002, 2006) propõem duas estatísticas para análise do grau de sincronização entre os ciclos de negócios baseadas na comparação a partir de um par de ciclos de referência: o índice de concordância e uma medida de correlação. O índice de concordância mensura a proporção de tempo em que duas economias ou duas séries econômicas estão em um mesmo regime. Esse índice é capaz de identificar similaridades na periodicidade dos ciclos, independente do tamanho das fases de expansão ou recessão. A medida de correlação proposta mensura o grau em que os pontos de inflexão entre duas economias ocorrem uma próxima da outra, ou seja, atribui uma medida para o grau de sincronização entre os ciclos de negócios de duas economias. Harding e Pagan (2006) propõem ainda um teste para sincronização onde a hipótese nula do teste é a de não sincronização, ou de um coeficiente de correlação igual a zero, através de estatísticas de teste t robustas a heterocedasticidade e autocorrelação.

Modelos de fatores dinâmicos também são utilizados para mensurar comovimentos e atribuir o grau de sincronização de ciclos de negócios entre os países, geralmente observando a contribuição do fator comum estimado na explicação da variância do produto dos países. Kose, Otrok e Whiteman (2003, 2008), Kose, Otrok e Prasad (2012) e Lee (2013) utilizam estes modelos para estimar os co-movimentos internacionais e analisar a sincronização de ciclos de negócios entre grupos de países. Para verificar a evolução do grau de sincronização entre os países no tempo, esses estudos geralmente dividem a amostra total em sub-amostras e analisam a evolução da contribuição dos fatores comuns na variância do produto dos países. Uma potencial desvantagem da análise a partir de modelos de fatores dinâmicos é que essa abordagem não fornece informações sobre o grau de sincronização bilateral entre as economias consideradas.

Hamilton (1989) propôs um modelo univariado com mudança de regime markoviana para inferir sobre as fases dos ciclos de negócios em uma economia. A partir do trabalho seminal de Hamilton (1989), diversos trabalhos utilizaram modelos com mudança de regime markoviana para inferir sobre o grau de sincronização dos ciclos de negócios.

Guha e Banerji (1998) usam modelos univariados com mudança de regime de Markov para verificar o grau de sincronização dos ciclos econômicos de negócios. Modelos com mudança de regime de Markov são estimados para cada uma das séries temporais

analisadas e correlações cruzadas entre as probabilidades de recessão obtidas dessas regressões medem o grau de sincronização entre duas economias.

No entanto, Camacho e Perez-Quiros (2006) argumentam que na presença de ciclos altamente sincronizados as abordagens a partir de modelos univariados são viesadas e geram valores baixos de sincronização entre os ciclos de negócios. Para lidar com esse problema, Camacho e Perez-Quiros (2006) propõem uma estrutura multivariada com mudança de regime de Markov para análise da sincronização de ciclos de negócios. A medida de sincronização sugerida é baseada em uma combinação linear que leva em conta a existência de dois casos extremos, onde as variáveis analisadas podem ter ciclos perfeitamente sincronizados, governados por um único processo de mudança de Markov, ou ciclos totalmente independentes ou assíncronos, governados por cadeias de Markov que evoluem independentemente.

Nas abordagens anteriormente citadas, as medidas utilizadas para inferir sobre o grau de sincronização não variam no tempo. Entretanto, o grau de sincronização entre duas economias pode variar no tempo devido a diversos fatores como choques de recessão globais, crises financeiras, acordos comerciais entre os países, criação de uniões econômicas ou monetárias, entre outros fatores.

Para superar essa limitação Leiva-Leon (2016) propõe uma medida de sincronização dinâmica a partir de um modelo bivariado com mudanças de regime de Markov. Essa variável identifica endogenamente mudanças na sincronização dos ciclos econômicos, considerando a dinâmica não-linear inerente as mudanças de fase dos ciclos entre expansões e recessões, identificando períodos onde essas economias partilham as mesmas fases de recessão ou expansão, ou seguem ciclos independentes.

Depois de se estimar a sincronização, pode-se analisar quais são os seus determinantes. Frankel e Rose (1998) investigam os efeitos da integração comercial entre os países sobre o grau de sincronização dos ciclos de negócios a partir de um painel de dados, onde a variável dependente denota a correlação bilateral entre medidas de atividade econômica a partir de 20 países. Os seus resultados indicam que quanto mais próximo a relação comercial entre dois países, maior a correlação entre seus ciclos de negócios. Ou seja, no período analisado, o aumento da integração comercial entre os países tem resultado em ciclos altamente sincronizados.

Imbs (2004) considera os efeitos da integração comercial e financeira e do nível de especialização industrial entre os países sobre o grau de sincronização dos ciclos de negócios. Um sistema com quatro equações é proposto para explicar as interações entre comércio

bilateral, integração financeira, nível de especialização setorial e sincronização de ciclos de negócios. O sistema proposto é estimado equação por equação, via mínimos quadrados ordinárias, e como um sistema de equações simultâneas, via mínimos quadrados em três estágios, para levar em conta os potenciais efeitos da endogeneidade e simultaneidade sobre as estimativas dos parâmetros do modelo. Os resultados sugerem que os efeitos do comércio bilateral e da integração financeira sobre as correlações bilaterais dos ciclos de negócios entre os países têm efeitos significativos sobre o grau de sincronização dos ciclos de negócios, tal que os ciclos de negócios entre países integrados financeiramente são significativamente mais sincronizados, assim como pares de países que possuem fortes relações comerciais. Similaridades entre os padrões de especialização dos países também têm efeitos significativos sobre as correlações dos ciclos de negócios e sugerem que se duas economias têm estruturas econômicas similares, seus ciclos de negócios são mais correlacionados.

Camacho *et al* (2006) utilizam as abordagens de den Haan (2000), Croux *et al* (2001) e Harding e Pagan (2002) para caracterizar os comovimentos entre os ciclos de negócios a partir de uma amostra com países da Europa e de algumas economias industrializadas. A partir de um conjunto de variáveis macroeconômicas³, evidências empíricas sugerem como potenciais determinantes das distâncias entre os ciclos de negócios dos países⁴ a especialização da economia, a razão de poupança, a razão do balanço público sobre o PIB, o comércio internacional e a produtividade do trabalho.

Ductor e Leiva-Leon (2016) usam a abordagem sugerida por Leiva-Leon (2016) para atribuir mudanças no grau de sincronização dos ciclos de negócios internacionais dos países. Os resultados a partir das medidas de sincronização dinâmicas sugerem que as economias analisadas tem se tornado mais sincronizadas a partir dos anos 2000. Para atribuir quais as variáveis explicam as dissimilaridades entre os ciclos de negócios dos países, Ductor e Leiva-Leon (2016) consideram a utilização do *BMA* (*Bayesian Model Averaging*) e sugerem, a partir das probabilidades de inclusão do modelo bayesiano proposto, variáveis como a abertura financeira, gastos do governo, capital humano, comércio internacional e os passivos líquidos como potenciais determinantes dos comovimentos dos ciclos de negócios dos países. A partir de uma análise por sub-amostras, a variável que denota as diferenças na composição setorial

³ As variáveis macroeconômicas utilizadas na análise representam as diferenças entre o país i e o país j . Para detalhes sobre as especificações das variáveis, ver Camacho *et al* (2006).

⁴ Camacho *et al* (2006) consideram em sua análise as distâncias entre os ciclos de negócios dos países, ao invés das correlações. As distâncias entre os ciclos de negócios são calculadas por um menos os coeficientes de correlação bilaterais estimados a partir das metodologias consideradas.

entre os países foi considerada como potencial determinante das dissimilaridades entre os ciclos de negócios dos países durante o período entre 1994 – 2010.

Na análise de ciclos de negócios a nível sub-nacional, Owyang *et al* (2005) e Hamilton e Owyang (2012) estudam as diferenças entre as fases dos ciclos de negócios dos estados americanos e encontram importantes heterogeneidades entre as fases dos ciclos de negócios entre os estados e entre os estados e o ciclo agregado nacional. Entretanto, esses estudos não consideram os possíveis fatores que explicam as diferenças entre as fases dos ciclos de negócios. Guha e Banerji (1998), Magrini *et al* (2013), Leiva-Leon (2016) e Aguiar-Conraria *et al* (2017) investigam sobre os determinantes das diferenças entre o grau de sincronização dos ciclos de negócios dos estados americanos.

Guha e Banerji (1998) utilizam dados sobre emprego para os estados americanos e a economia nacional para verificar se existem diferenças entre as fases dos ciclos regionais e nacional. A partir de modelos univariados com mudança de regime de Markov estimados para os estados americanos e a economia nacional, Guha e Banerji (1998) encontram diferenças significativas entre as flutuações no emprego nacional e a de alguns estados americanos⁵. Os principais fatores que explicam essas diferenças são a diversificação industrial, as diferenças no sentimento do consumidor e as diferenças entre as políticas fiscais.

Magrini *et al* (2013) investigam sobre os potenciais determinantes da sincronização entre os ciclos de negócios dos estados americanos e encontram que as diferenças entre o nível de especialização setorial dos estados afetam o grau de sincronização⁶ de modo negativo, implicando que economias com estruturas industriais dissimilares possuem baixa sincronização entre seus ciclos⁷. O nível de sincronização é também negativamente relacionado com o nível de integração financeira e positivamente relacionado com os fluxos comerciais entre os estados.

Leiva-Leon (2016) utiliza um modelo bivariado com mudanças de regime de Markov para extrair uma variável que mede o grau de sincronização variante no tempo entre os ciclos de negócios dos estados americanos. Um modelo em dados em painel é estimado para inferir

⁵ Guha e Banerji (1998) mostram que as fases dos ciclos de negócios para a Califórnia, Nova York, Illinois e Flórida foram diferentes do ciclo nacional agregado.

⁶ O grau de sincronização entre os ciclos de negócios dos estados é mensurado pela correlação bilateral entre os ciclos extraídos a partir do filtro de Baxter-King dos estados i e j .

⁷ Além de verificar hipótese sobre os possíveis determinantes do grau de sincronização entre os estados americanos, Magrini *et al* (2013) investiga sobre os potenciais determinantes do comportamento que alguns estados americanos têm de prever ou adiantar os ciclos de negócios dos outros estados a partir de um sistema de equações simultâneas com quatro equações.

sobre os potenciais determinantes das dissimilaridades⁸ entre os ciclos de negócios dos estados americanos, sugerindo como determinantes variáveis que mensuram as similaridades na estrutura econômica e no nível de riqueza entre os estados. Os resultados indicam que quanto maior a similaridade entre as estruturas e o nível de riqueza entre dois estados, maior o grau de sincronização entre seus ciclos de negócios.

Aguiar-Conraria *et al* (2017) utilizam uma medida de sincronização baseada em análise espectral proposta por Aguiar-Conraria e Soares (2011) para verificar o grau de sincronização e obter inferências sobre quais variáveis determinam as dissimilaridades entre os ciclos de negócios dos estados americanos. Os resultados a partir das medidas de sincronização apontam evidências de que os ciclos dos estados americanos são bem sincronizados com os ciclos de negócios nacionais. Uma análise de regressão fornece evidências empíricas de uma relação positiva entre as dissimilaridades dos ciclos de negócios e o grau de especialização industrial⁹, sugerindo que estados que possuem uma elevado índice de especialização industrial são mais dissimilares em relação ao ciclo de negócios nacional.

3.3. ANÁLISE DA SINCRONIZAÇÃO DOS CICLOS NA PRODUÇÃO INDUSTRIAL DOS ESTADOS BRASILEIROS

3.3.1. O MODELO ECONOMETRICO

A metodologia proposta por Leiva-Leon (2016) consiste em avaliar a relação de dependência variante no tempo entre as variáveis latentes que governam as especificações bivariadas com mudanças de regime markoviana. Seja $y_{i,t}$ uma variável que pode denotar, por exemplo, a taxa de crescimento de algum indicador de atividade econômica da i -economia, tal que:

$$y_{i,t} = f(s_{i,t}, \varepsilon_{i,t}, \theta_i) \quad (1)$$

Na relação em (1), a variável $y_{i,t}$ é função de três argumentos: uma variável-estado não observada, denotada por $s_{i,t}$, que indica se a i -ésima economia está em um regime de expansão ou recessão; um termo de erro idiossincrático $\varepsilon_{i,t}$ e um conjunto de parâmetros θ_i .

⁸ Leiva-Leon (2016) consideram em sua análise as medidas de dissimilaridades obtidas a partir $\gamma_i^{ab} = 1 - \delta_i^{ab}$, onde δ_i^{ab} é a medida de sincronização variante no tempo entre as economias a e b . As variáveis explicativas utilizadas na análise compreendem medidas de composição setorial, renda, atividade financeira e política fiscal dos estados.

⁹ O índice de especialização industrial utilizado por Aguiar-Conraria *et al* (2017) mede as similaridades entre as estruturas industriais em dado estado com a estrutura industrial agregada.

Considere duas economias $i = a, b$, tais que a relação de dependência variante no tempo entre as variáveis latentes $s_{i,t}$ para essas duas economias governa o seguinte processo bivariado com mudanças de regime de Markov¹⁰:

$$\begin{bmatrix} y_{a,t} \\ y_{b,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_{a,0} + \mu_{a,1}s_{a,t} \\ \mu_{b,0} + \mu_{b,1}s_{b,t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{a,t} \\ \varepsilon_{b,t} \end{bmatrix} \quad (2)$$

No modelo em (2), os termos de erro idiossincráticos são normalmente distribuídos, $\varepsilon_t = [\varepsilon_{a,t}, \varepsilon_{b,t}] \sim N(\mathbf{0}, \Omega_t)$, e a matriz de variância e covariância evolui de acordo com:

$$\Omega_t = \Omega_0(1 - d_t) + \Omega_1 d_t \quad (3)$$

onde d_t é uma variável-estado latente que indica os regimes de volatilidade, independente de $s_{i,t}$, para $i = a, b$.

As variáveis $s_{a,t}$ e $s_{b,t}$ seguem processos markovianos de primeira ordem com as seguintes probabilidades de transição:

$$\Pr(s_{k,t} = j_k | s_{k,t-1} = i_k) = p_{ij}^k \quad (4)$$

Onde $i_k, j_k = 0, 1$ e $k = a, b$. Quando $s_{k,t} = 0$, a variável estado $s_{k,t}$ indica que $y_{k,t}$ está no regime 0, tal que $E[y_{i,t} | s_{i,t} = 0] = \mu_{k,0}$. Por outro lado, quando $s_{k,t} = 1$, então $E[y_{k,t} | s_{k,t} = 1] = \mu_{k,0} + \mu_{k,1}$. Se $y_{k,t}$ representa uma taxa de crescimento, os regimes $s_{k,t} = 0$ e $s_{k,t} = 1$ caracterizam, respectivamente, fases de recessão e expansão no crescimento esperado da k -ésima economia. Analogamente, as variáveis-estado d_t também evoluem de acordo com cadeias de Markov de primeira-ordem com as seguintes probabilidades de transição:

$$\Pr(d_t = j_d | d_{t-1} = i_d) = p_{ij}^d \quad (5)$$

, onde $i_d, j_d = 0, 1$. De acordo com (5), se $d_t = 0$, então a matriz de variância-covariância de $\varepsilon_{i,t}$ está no regime de baixa volatilidade, tal que $E[\varepsilon_t \varepsilon_t' | d_t = 0] = \Omega_0$. No regime de alta

¹⁰Seguindo Owyang *et al* (2005) e Hamilton e Owyang (2012), Leiva-Leon (2016) consideram uma especificação MS-VAR(0) a partir de um modelo bivariado para as variáveis $y_{i,t}$. Leiva-Leon (2016) destaca que a estrutura MS-VAR descrita em (1) pode ser estendida para incluir defasagens das variáveis $y_{i,t}$. Entretanto, Camacho e Perez-Quiroz (2007) mostram que a autocorrelação positiva entre séries macroeconômicas pode ser melhor modelada a partir de mudanças de regime entre os estados dos ciclos do que a partir da simples inclusão de defasagens das variáveis no modelo. Kim *et al* (2005) e Morley e Piger (2006) consideram que não há necessidade de acrescentar defasagens das taxas de crescimento na especificação do modelo, uma vez que as não linearidades estejam corretamente modeladas.

volatilidade, quando $d_t = 1$, a matriz de variância-covariância dos termos de erro do modelo é dada por $E[\boldsymbol{\varepsilon}_t \boldsymbol{\varepsilon}_t' | d_t = 0] = \Omega_1$.

A partir da estrutura em (2) é possível construir uma medida de sincronização entre as variáveis latentes $s_{a,t}$ e $s_{b,t}$ para atribuir se as economias a e b partilham as mesmas fases cíclicas ao longo do período t , tal que:

$$\text{synch}(s_{a,t}, s_{b,t}) = \Pr(s_{a,t} = s_{b,t}), \text{ para } t = 1, 2, \dots, T \quad (6)$$

O objetivo do modelo proposto por Leiva-Leon (2016) é diferenciar regimes em que as fases de $y_{a,t}$ e $y_{b,t}$ são completamente sincronizadas a partir de regimes com fases dessincronizadas. Seguindo Harding e Pagan (2006) e considerando que a relação entre as variáveis latentes $s_{a,t}$ e $s_{b,t}$ são desconhecidas, Leiva-Leon (2016) expressa a probabilidade conjunta para essas variáveis modelando os dois casos extremos citados. No primeiro caso, onde as fases de $y_{a,t}$ e $y_{b,t}$ são completamente sincronizadas, então $s_{a,t} = s_{b,t} = s_t$, tal que:

$$\Pr(s_{a,t} = j_a, s_{b,t} = j_b, d_t = j_d) = \Pr(s_t = j_{ab}) \Pr(d_t = j_d) \quad (7)$$

Por outro lado, quando as fases de $y_{a,t}$ e $y_{b,t}$ são não sincronizadas, então $s_{a,t}$ e $s_{b,t}$ seguem dinâmicas independentes, tal que:

$$\Pr(s_{a,t} = j_a, s_{b,t} = j_b, d_t = j_d) = \Pr(s_{a,t} = j_a) \Pr(s_{b,t} = j_b) \Pr(d_t = j_d) \quad (8)$$

Para tornar as inferências em relação a probabilidade conjunta $\Pr(s_{a,t} = j_a, s_{b,t} = j_b, d_t = j_g)$ factíveis, Leiva-Leon (2016) introduz na estrutura dessa função de probabilidade outra variável latente, $v_{ab,t}$, que facilita a atribuição da relação de dependência entre $s_{a,t}$ e $s_{b,t}$, definindo essa variável da seguinte forma:

$$v_{ab,t} = \begin{cases} 0, & \text{se } s_{a,t} \text{ e } s_{b,t} \text{ são não-sincronizados} \\ 1, & s_{a,t} \text{ e } s_{b,t} \text{ são sincronizados} \end{cases} \quad (9)$$

A variável latente $v_{ab,t}$ também evolui de acordo com um processo markoviano com probabilidade de transição dada por:

$$\Pr(v_{ab,t} = j_v | v_{ab,t-1} = i_v) = q_{ij}^{ab} \quad (10)$$

Na qual $i_v, j_v = 0, 1$. Baseado agora em $\Pr(s_{a,t} = j_a, s_{b,t} = j_b, d_t = j_g | v_{ab,t} = j_v)$, que é a probabilidade conjunta de $s_{a,t}$, $s_{b,t}$ e d_t condicionada sobre $v_{ab,t}$, as inferências em relação a

dinâmica do modelo bivariado $MS-VAR(0)$ definido em (2) podem ser expressas como uma soma ponderada dos dois casos extremos analisados:

$$\Pr(s_{a,t} = j_a, s_{b,t} = j_b, d_t = j_g) = \Pr(v_{ab,t} = 1) \Pr(\varsigma_{ab,t} = j_{ab}) \Pr(d_t = j_g) + (1 - \Pr(v_{ab,t} = 1)) \Pr(s_{a,t} = j_a) \Pr(s_{b,t} = j_b) \Pr(d_t = j_g) \quad (11)$$

A partir de (11), a dinâmica conjunta das variáveis-estado latentes $s_{a,t}$, $s_{b,t}$ e d_t são caracterizadas por uma média ponderada entre os dois casos extremos, onde as fases de $y_{a,t}$ e $y_{b,t}$ são ou totalmente sincronizadas ou assíncronas, tal que os pesos atribuídos para cada um dos casos são endogenamente determinados por:

$$\Pr(v_{ab,t}) = \delta_t^{ab} \quad (12)$$

Na expressão em (12), o termo δ_t^{ab} é a medida de sincronização dinâmica entre $s_{a,t}$ e $s_{b,t}$. Note que se δ_t^{ab} está próximo de 1, então $s_{a,t}$ e $s_{b,t}$ partilham dinâmicas similares em t ; por outro lado, se δ_t^{ab} está próximo de zero, então $s_{a,t}$ e $s_{b,t}$ seguem trajetórias independentes em t . Portanto, δ_t^{ab} fornece uma medida do grau de sincronização das fases dos ciclos de negócios entre as economias a e b no período $t = 1, 2, \dots, T$. Para estimar os parâmetros do modelo definidos em (2) e (11), Leiva e Leon (2016) considera uma extensão da abordagem desenvolvida por Hamilton (1994), que utiliza métodos bayesianos com amostrador de Gibbs, como em Kim e Nelson (1999). Uma descrição detalhada do processo de estimação dos parâmetros do modelo pode ser vista em Leiva-Leon (2016) e Ductor e Leiva-Leon (2016).

3.3.2. RESULTADOS DA ANÁLISE DE SINCRONIZAÇÃO

Os dados utilizados nessa análise compreendem os índices mensais de produção industrial para 13 estados brasileiros, entre janeiro de 2002 e dezembro de 2016, obtidas a partir da Pesquisa Industrial Mensal – Produção Física, do IBGE. As principais estatísticas descritivas das variáveis utilizadas encontram-se na Tabela 2.1 do segundo ensaio desta tese.

A análise da sincronização dinâmica entre os ciclos industriais é realizada tomando-se a taxa de crescimento em 12 meses dos índices de produção mensais dos estados e requer a estimação de $C_2^{13} = 78$ modelos bivariados. A partir dos modelos bivariados propostos é possível computar, além de uma medida da sincronização dinâmica δ_t^{ab} , as probabilidades de

recessão de cada variável e a probabilidade de alta volatilidade, que fornece inferência sobre mudanças potenciais na matriz de variância-covariância das inovações ε_t .

Para fins de ilustração, considerou-se as análises de sincronização a partir das estatísticas estimadas para os modelos bivariados propostos para Rio de Janeiro \times São Paulo e Minas Gerais \times Espírito Santo, que se encontram nos gráficos 3.1 e 3.2 respectivamente. As trajetórias das medidas de sincronização dinâmica δ_t^{ab} para os outros pares de variáveis encontram-se no apêndice deste trabalho.

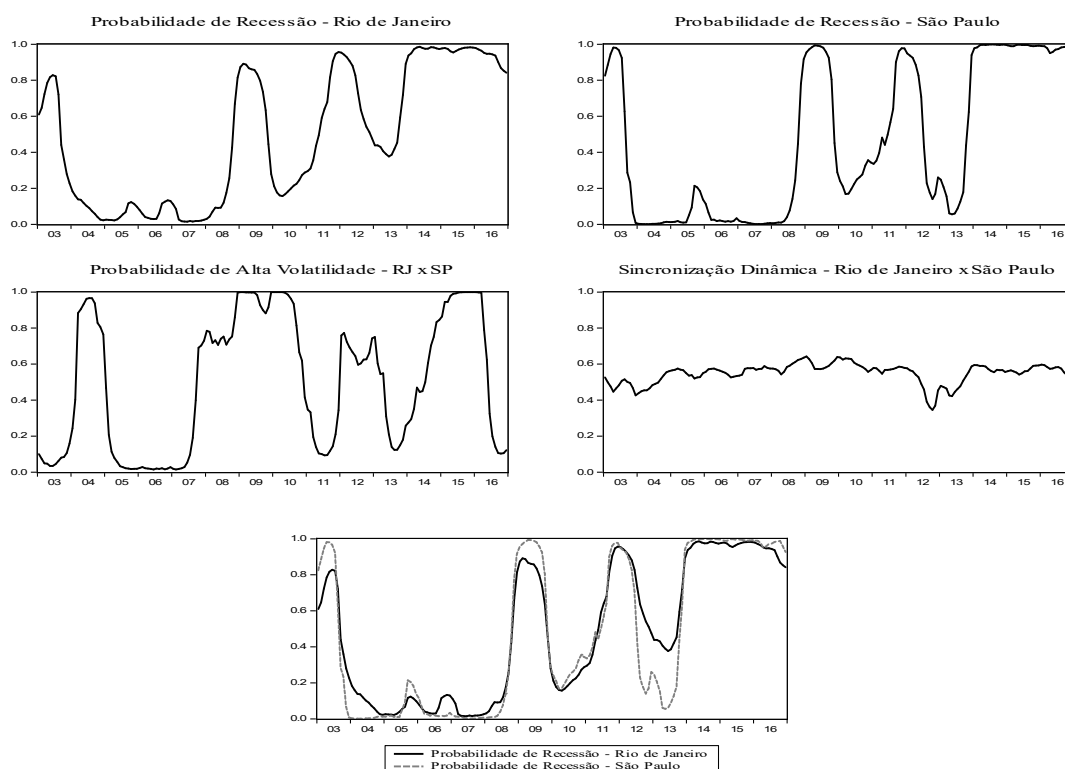


Gráfico 3.1. Sincronização Dinâmica, Rio de Janeiro \times São Paulo: 2003.01 – 2016.12 . Resultados a partir do modelo bivariado com mudanças de regime de Markov para as taxas de crescimento dos estados considerados.

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do modelo estimado

As probabilidades de recessão estimadas a partir do modelo bivariado sugerido para São Paulo e Rio de Janeiro mostram que esses estados experimentaram flutuações com períodos de recessão similares, o que pode ser observado também na análise da medida de sincronização dinâmica $\delta_t^{RJ, SP}$, onde a média para essa estatística durante o período considerado foi de, aproximadamente, 0.55.

O outro modelo sugerido, entre Minas Gerais e Espírito Santo, a trajetória da medida de sincronização $\delta_t^{MG, ES}$ diminui a partir de 2012. Uma análise a partir das

probabilidades de recessão estimadas para ambos estados sugere dissimilaridades entre os períodos recessivos dos estados entre 2012 – 2016.

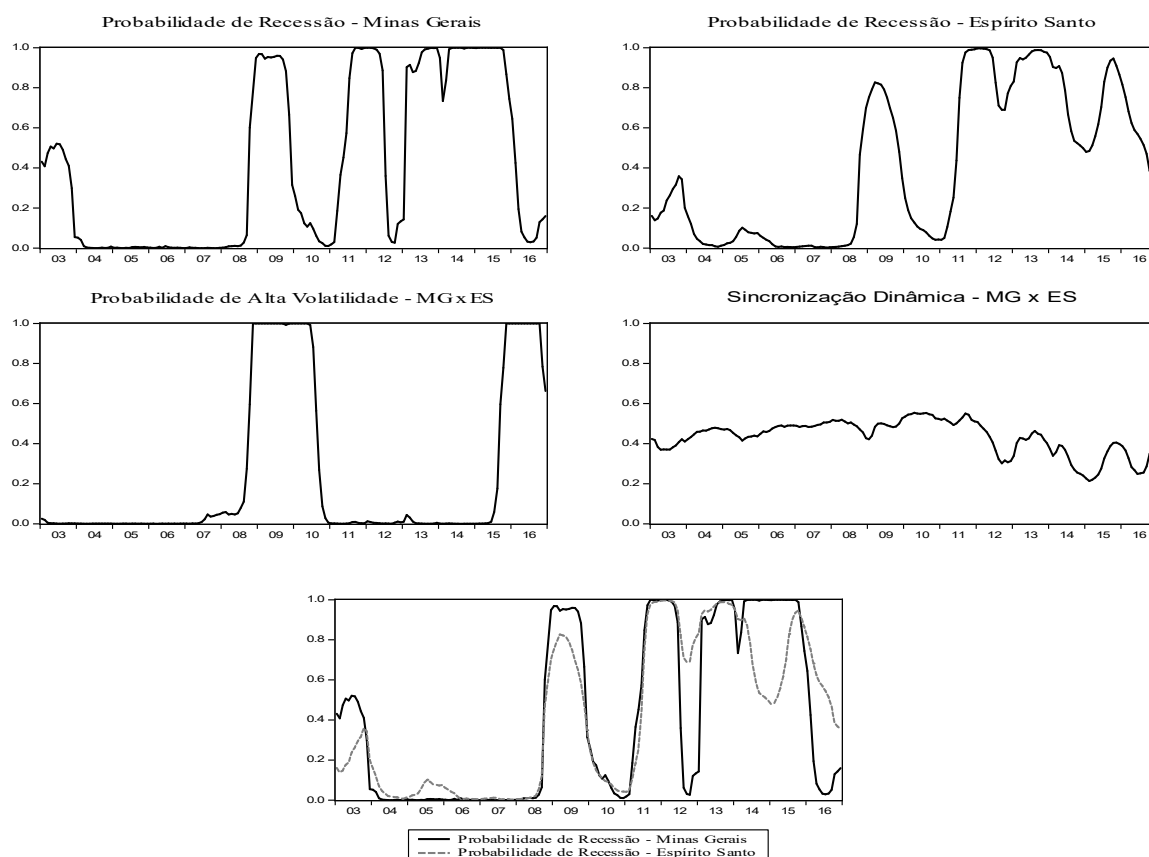


Gráfico 3.2. Sincronização Dinâmica, Minas Gerais × Espírito Santo: 2003.01 – 2016.12. Resultados a partir do modelo bivariado com mudanças de regime de Markov para as taxas de crescimento dos estados considerados.

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do modelo estimado

Em relação às outras medidas de δ_t^{ab} entre os estados, é possível observar que o grau de sincronização entre os estados varia consideravelmente, mesmo entre pares de estados que pertencem a mesma região geográfica ou são contíguos. Para resumir informação em relação ao grau de sincronização entre os estados, considerou-se a média das sincronizações dinâmicas durante o período analisado, que podem ser observadas na tabela 3.1.

Tabela 3.1. Média das medidas de sincronização dinâmica (δ_i^{ab}) entre os Estados

	CE	PE	BA	MG	ES	RJ	SP	PR	SC	RS	AM	PA	GO
CE	1.000	0.606	0.694	0.482	0.524	0.545	0.591	0.596	0.616	0.608	0.638	0.556	0.610
PE	–	1.000	0.670	0.600	0.503	0.589	0.548	0.688	0.627	0.627	0.725	0.641	0.661
BA	–	–	1.000	0.622	0.586	0.651	0.703	0.632	0.615	0.592	0.649	0.625	0.692
MG	–	–	–	1.000	0.433	0.449	0.569	0.402	0.606	0.571	0.580	0.565	0.582
ES	–	–	–	–	1.000	0.476	0.537	0.485	0.563	0.574	0.612	0.680	0.677
RJ	–	–	–	–	–	1.000	0.549	0.486	0.514	0.612	0.598	0.587	0.557
SP	–	–	–	–	–	–	1.000	0.503	0.680	0.618	0.588	0.471	0.589
PR	–	–	–	–	–	–	–	1.000	0.582	0.611	0.636	0.574	0.571
SC	–	–	–	–	–	–	–	–	1.000	0.610	0.641	0.575	0.587
RS	–	–	–	–	–	–	–	–	–	1.000	0.646	0.678	0.595
AM	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	1.000	0.677	0.663
PA	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	1.000	0.600
GO	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	1.000

Fonte: Elaboração Própria a partir da estimação dos modelos bivariados propostos por Leiva-Leon (2016).

Uma análise a partir das médias das estatísticas δ_i^{ab} durante o período analisado evidenciam uma importante heterogeneidade no grau de sincronização entre os estados, onde as médias dessas estatísticas variam entre 0.40 e 0.75. Mesmo pertencentes a regiões geograficamente distintas e sendo estados não contíguos, a média das sincronizações no período considerado entre Pernambuco e Amazonas e entre Bahia e São Paulo são as maiores entre os pares de estados analisados, com um δ_i^{ab} médio de 0.72 e 0.70, respectivamente. As menores médias consideradas estão entre Minas Gerais e Paraná e entre Minas Gerais e Espírito Santo, este último par de estados sendo contíguos e pertencentes a mesma região, com médias iguais a 0.40 e 0.43, respectivamente.

3.4. DETERMINANTES DA SINCRONIZAÇÃO DOS CICLOS INDUSTRIAIS ENTRE OS ESTADOS BRASILEIROS

Um dos objetivos deste trabalho é verificar quais variáveis explicam as dissimilaridades nos ciclos de negócios nas atividades industriais dos estados brasileiros. A partir das medidas de sincronização $0 \leq \delta_{ab,t} \leq 1$ estimadas na seção anterior é possível encontrar as medidas de dessincronização $\gamma_{ab,t} = 1 - \delta_{ab,t}$, que representam as dissimilaridades entre os estados a e b . A literatura tem sugerido um conjunto de variáveis que potencialmente poderiam explicar o grau de dissimilaridade entre os ciclos de negócios. Nessa análise, foram consideradas as diferenças entre composição setorial, nível de renda e política fiscal entre os estados a e b como potenciais determinantes das dissimilaridades dos ciclos de negócios industrial dos estados brasileiros.

Se os estados a e b possuem estruturas econômicas similares, ambos experimentam respostas similares aos choques nos ciclos de negócios (IMBS, 2004; LEIVA-LEON, 2016; DUCTOR; LEIVA-LEON, 2016; AGUIAR-CONRARIA *ET AL*, 2017). Seguindo Imbs (2004), utilizou-se a proporção do valor adicionado bruto do setor k em relação ao valor adicionado bruto total do estado a em t , denotado por $SEC_{a,t}^k$ para computar o índice de especialização setorial:

$$SEC_{ab,t} = \sum_{k=1}^K |SEC_{a,t}^k - SEC_{b,t}^k| \quad (13)$$

A variável $SEC_{ab,t}$ captura as diferenças na composição setorial entre os estados a e b . Leiva-Leon (2016) considera que estados com níveis similares de riqueza das famílias podem experimentar flutuações econômicas semelhantes. Inseriu-se então nessa análise a riqueza dos estados como potencial determinante das dissimilaridades nos ciclos de negócios dos estados. A renda real domiciliar *per capita* média, denotada por $REND_{a,t}$, foi utilizada como *proxy* para o nível de riqueza das famílias dos estados para construir a seguinte variável:

$$REND_{ab,t} = |\ln(REND_{a,t}) - \ln(REND_{b,t})| \quad (14)$$

A variável $REND_{ab,t}$ mede as discrepâncias entre o nível de riqueza das famílias dos estados analisados. Diferenças na condução de política fiscal dos estados também é um potencial determinante das dissimilaridades nos ciclos de negócios dos estados (LEIVA-LEON, 2016; DUCTOR; LEIVA-LEON; 2016). Ductor e Leiva-Leon (2016) consideram que duas economias com altos níveis de dívidas e déficits fiscais estarão mais propensas a entrar em recessão do que duas economias que divergem em seus níveis de dívida ou déficits fiscais. Para medir a dissimilaridades na condução da política fiscal dos estados, utilizaram-se as diferenças entre as despesas totais dos estados para construir a seguinte variável:

$$DESP_{ab,t} = |\ln(DESP_{a,t}) - \ln(DESP_{b,t})| \quad (15)$$

Para esta análise, utilizam-se dados com frequência anual entre 2003 - 2014. Os dados sobre valor adicionado bruto utilizados para construir índice de composição setorial dos estados foram obtidos a partir das Contas Regionais do IBGE. Dados sobre renda média domiciliar *per capita* dos estados utilizados para construir a variável que mede as diferenças na riqueza das famílias dos estados foram extraídos do IPEADATA. Por fim, dados sobre despesas totais dos estados foram obtidas a partir do FINBRA – Tesouro Nacional.

Para atribuir a relação entre esses fatores anteriormente citados e as dissimilaridades nos ciclos de negócios dos estados, estimou-se a seguinte regressão em painel:

$$\gamma_{ab,t} = \beta_0 + \beta_1 SEC_{ab,t} + \beta_2 REND_{ab,t} + \beta_3 DESP_{ab,t} + \varepsilon_{ab,t} \quad (16)$$

As variáveis dependentes $\gamma_{ab,t}$ são as $ab = 1, 2, 3, \dots, C_2^{13} = 78$ medidas de dessincronização bivariadas entre os estados a e b . Como os dados para construção das variáveis explicativas estão disponíveis apenas em frequência anual optou-se por considerar a média anual de cada medida de dessincronização $\gamma_{ab,t}$, onde $t = 2003, 2004, \dots, 2014$. Os coeficientes estimados do modelo estão reportados na tabela 3.2.

Tabela 3.2. Estimativas dos determinantes das dissimilaridades entre os ciclos industriais

Variável Dependente: Dessincronizações $\gamma_{ab,t} = 1 - \delta_{ab,t}$	(I)	(II)
$\gamma_{ab,t-1}$		0.694*** (0.064)
$\gamma_{ab,t-2}$		-0.146* (0.077)
Composição Setorial – $SEC_{ab,t}$	0.098*** (0.026)	0.086*** (0.031)
Renda per capita – $REND_{ab,t}$	-0.059*** (0.023)	-0.041 (0.032)
Despesas Totais – $DESP_{ab,t}$	0.022** (0.011)	0.04* (0.023)
Constante	0.373*** (0.015)	0.134*** (0.043)
Observações	936	780
<i>Cross-sections</i>	78	78
R^2_{within}	0.039	–
$R^2_{between}$	0.061	–
$R^2_{overall}$	0.054	–
Estatística do Teste de Wald (χ^2)	33.21	177.25
Valor p	0.00	0.00
Teste de Hausman	2.97	–
Valor p do teste de Hausman	0.40	–
Teste de Sargan	–	74.85
Valor p do Teste de Sargan	–	0.127
Autocorrelação de 1ª ordem ² (valor p)	–	0.002
Autocorrelação de 2ª ordem ³ (valor p)	–	0.405

Fonte: Elaboração Própria

Observações: 1) Erros padrão em parêntesis robustos a heterocedasticidade e correlação serial; 2) Teste para autocorrelação residual de primeira ordem – Hipótese Nula: Ausência de autocorrelação de primeira ordem; 3) Teste para autocorrelação residual de segunda ordem – Hipótese Nula: Ausência de autocorrelação de segunda ordem; 4) Para que os estimadores sejam consistentes, deve-se rejeitar a hipótese nula de autocorrelação de primeira ordem e não rejeitar a hipótese nula de autocorrelação de segunda ordem dos resíduos.

A coluna (I) reporta as estimativas de mínimos quadrados generalizados do modelo (16) considerando efeitos aleatórios¹¹. Os coeficientes do modelo apresentaram estimativas significantes ao nível de 5%, indicando que as variáveis que mensuram as disparidades entre os estados na composição setorial, nos níveis de riqueza e no nível de despesas total são os potenciais determinantes das mudanças nas dissimilaridades nos ciclos industriais durante o período considerado. O coeficiente para a variável que mensura as diferenças na composição setorial dos estados indica que aumentos no nível de similaridade da composição setorial entre dois estados implicam em uma maior sincronização dos seus ciclos. Ou seja, se dois estados tem estruturas setoriais similares, seus ciclos de negócios são bem sincronizados.

O sinal do coeficiente que mensura as diferenças entre as despesas totais indica que estados com estrutura de despesas similares têm flutuações similares nos seus ciclos de negócios. Diferente dos resultados encontrados por Leiva-Leon (2016), a variável que denota as dissimilaridades nas rendas das famílias foi negativo, evidenciando que quanto maior a disparidade entre as distribuições de renda das famílias entre os estados, menor o nível de sincronização entre seus ciclos.

Adicionou-se ainda duas defasagens da variável dependente como variáveis explicativas na equação em (16) resultando em modelo de painel dinâmico. Entretanto, os métodos de efeitos fixos ou aleatórios geram estimativas inconsistentes em modelos de painéis dinâmicos. Para lidar com esse problema, utiliza-se a abordagem de Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998) que propõem um estimador de sistema (*GMM – system*) que utiliza condições de momento adicionais, onde as diferenças defasadas da variável dependente são utilizadas como instrumentos para a equação de nível e as variáveis dependentes defasadas como instrumentos para as equações em diferenças¹².

Os resultados a partir dessa abordagem encontram-se na coluna (II) da Tabela 3.2. Com exceção do coeficiente para a variável que mensura as diferenças entre as rendas *per capita* dos estados, todos os outros parâmetros do modelo se mantiveram estatisticamente significativos e com os mesmos sinais da especificação estimada em (I). O teste de Sargan para restrições de sobre-identificação do modelo apontam evidências empíricas de que os instrumentos utilizados são válidos, onde a hipótese nula de que as restrições de sobre-identificação do modelo são válidas não pode ser rejeita aos níveis de significância usuais.

¹¹ Testes de especificação de Hausman foram conduzidos aos modelos estimados com efeitos fixos e aleatórios e indicaram evidências empíricas a favor do modelo com efeitos aleatórios.

¹² O estimador de Arellano e Bond (1991) utiliza os valores da variável dependente defasadas em dois ou mais períodos como instrumentos para a equação em diferenças. Entretanto, Blundell e Bond (1998) consideram que esses instrumentos são fracos quando os processos autoregressivos do painel apresentam forte persistência ou quando a variância relativa dos efeitos não-observados do painel tornam-se muito grandes.

3.5. CONCLUSÃO

Este estudo mensura o grau de sincronização entre os ciclos de negócios industriais dos estados brasileiros e identifica os principais determinantes das dissimilaridades dos ciclos industriais entre os estados. Os resultados a partir das medidas de sincronização variantes no tempo, calculadas a partir da abordagem de Leiva-Leon (2016), indicam importantes heterogeneidades em relação ao grau de sincronização bilateral dos ciclos industriais dos estados considerados, mesmo entre estados de uma mesma região geográfica.

Em particular, Pernambuco e Amazonas, estados de regiões geograficamente distintas, possuem alto grau de sincronização, com essa estatística variando entre 0.67 e 0.76 durante o período considerado. Já Minas Gerais e Espírito, estados vizinhos e que se localizam na mesma região geográfica, possuem ciclos menos sincronizados, onde o grau de sincronização entre esses dois estados varia entre 0.21 e 0.55 no período em análise.

Através de um painel dinâmico no qual a variável dependente é a medida de dissimilaridade obtida previamente, observa-se que as diferenças entre o grau de especialização setorial é um importante determinante das dissimilaridades entre os ciclos de negócios indústrias dos estados analisados. Evidências empíricas apontam que quanto maior as diferenças entre o grau de especialização de dois estados, mais dissimilares são seus ciclos de negócios, confirmando resultados similares existentes na literatura para outros países.

As diferenças entre as estruturas de despesas dos estados também são importantes para explicar as dissimilaridades nos ciclos de negócios dos estados, onde estados com estruturas de despesas mais dissimilares apresentam um baixo grau de sincronização entre seus ciclos. Resultados similares foram encontrados em Ductor e Leiva-Leon (2016).

Desta forma, conclui-se que mesmo entre estados de mesma região, diferenças importantes no grau de sincronização são encontradas e essas diferenças variam no tempo e podem ser explicadas, em parte, pelas dissimilaridades no nível de especialização setorial e pelas diferenças entre nível de gastos dos estados. Uma questão que pode ser respondida por trabalhos futuros é sobre o efeito das políticas fiscais e monetárias nacionais. Será que essas políticas tem um efeito mais rápido e mais intenso em economias mais sincronizadas?

3.6. REFERÊNCIAS

- AGUIAR-CONRARIA, L., BRINCA, P., GUÐJÓNSSON, H. V., SOARES, M. J. Business cycle synchronization across U.S. states. **The B.E. Journal of Macroeconomics**, 17(1), 1–15, 2017.
- AGUIAR-CONRARIA, L., SOARES, M. J. Business cycle synchronization and the Euro: A wavelet analysis. **Journal of Macroeconomics**, 33(3), 477–489, 2011.
- ARELLANO, M., BOND, S. Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. **The Review of Economic Studies**, 58(2), 277–297, 1991.
- ARELLANO, M., BOVER, O. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. **Journal of Econometrics**, 68(1), 29–51, 1995.
- BACKUS, D. K., KEHOE, P. J., KYDLAND, F. E. International Real Business Cycles. **Journal of Political Economy**, 100(4), 745–775, 1992.
- BAXTER, M., STOCKMAN, A. C. Business cycles and the exchange-rate regime. Some international evidence. **Journal of Monetary Economics**, 23(3), 377–400, 1989, 1989.
- BLUNDELL, R., BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. **Journal of Econometrics**, 87(1), 115–143, 1998.
- BORDO, M. D., HELBLING, T. Have national business cycles become more synchronized?. NBER **Working Paper** No. 10130, 2003.
- CAMACHO, M., PEREZ-QUIROS, G. A new framework to analyze business cycle synchronization. **Nonlinear Time Series Analysis of Business Cycles**, 276(5), 133–150, 2006.
- CAMACHO, M., PEREZ-QUIROS, G. Jump-and-Rest Effect of U. S. Business Cycles. **Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics**, 11(4), 2007.
- CAMACHO, M., PEREZ-QUIROS, G., SAIZ, L. Are European business cycles close enough to be just one? **Journal of Economic Dynamics and Control**, 30(9–10), 1687–1706, 2006.
- CAMACHO, M., PEREZ-QUIROS, G., SAIZ, L. Do European business cycles look like one? **Journal of Economic Dynamics and Control**, 32(7), 2165–2190, 2008.
- CROUX, C., FORNI, M., REICHLIN, L. (2001). A Measure of Comovement for Economic Variables: Theory and Empirics. **The Review of Economics and Statistics**, 83(2), 232–241, 2001.
- DE HAAN, J., INKLAAR, R., & JONG-A-PIN, R. Will business cycles in the euro area converge? A critical survey of empirical research. **Journal of Economic Surveys**, 22(2), 234–273, 2008.

- DEN HAAN, W. J. The comovement between output and prices. **Journal of Monetary Economics**, 46, 3–30, 2000.
- DUCTOR, L., LEIVA-LEON, D. Dynamics of global business cycle interdependence. **Journal of International Economics**, 102, 110–127, 2016.
- FIESS, N. (2005). Business Cycle Synchronization and Regional Integration: A Case Study for Central America. World Bank Policy Research, **Working Paper** No. 3584, 2005.
- FRANKEL, J. A., ROSE, A. K. The Endogeneity of the Optimum Currency Area Criteria. **The Economic Journal**, 108(449), 1009–1025, 1998.
- GUHA, D., BANERJI, A. Testing for Regional Cycles: A Markov-Switching Approach. **Journal of Economic and Social Measurement**, 25 (3/4), 163–182, 1998.
- HAMILTON, J. D. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series. **Econometrica**, 57 (2), p. 357–384, 1989.
- HAMILTON, J. D. Time Series Analysis (Vol. 2). **Princeton University Press**, Princeton, 1994.
- HAMILTON, J. D., OWYANG, M. T. The Propagation of Regional Recessions. **The Review of Economics and Statistics**, 94(4), 935–47, 2012.
- HARDING, D., PAGAN, A. Dissecting the Cycle: A Methodological Investigation. **Journal of Monetary Economics**, 49, 365–381, 2002.
- HARDING, D., PAGAN, A. Synchronization of cycles. **Journal of Econometrics**, 132(1), 59–79, 2006.
- IMBS, J. Trade, finance, specialization, and synchronization. **The Review of Economics and Statistics**, 86(3), 723–734, 2004.
- KIM, C. J., MORLEY, J., PIGER, J. Nonlinearity and the permanent effects of recessions. **Journal of Applied Econometrics**, 20(2), 291–309, 2005.
- KIM, C.J., NELSON, C. R. State-Space Models with Regime Switching: Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Applications. **MIT press, Cambridge**, MA, 1999.
- KOSE, M. A., OTROK, C., PRASAD, E. Global business cycles: Convergence or decoupling. **International Economic Review**, 53(2), 511–538, 2012.
- 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.
- KOSE, M. A., OTROK, C., WHITEMAN, C. H. Understanding the evolution of world business cycles. **Journal of International Economics**, 75(1), 110–130, 2008.
- LEE, J. Business Cycle Synchronization in Europe: Evidence from a Dynamic Factor Model. **International Economic Journal**, 27(3), 347–364, 2013.

LEIVA-LEON, D. Measuring Business Cycles Intra-Synchronization in US: A Regime-switching Interdependence Framework. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, 79(4), 513–545, 2017.

MAGRINI, S., GEROLIMETTO, M., DURAN, H. E. Business cycle dynamics across the US states. **The B.E. Journal of Macroeconomics**, 13(1), 795–822, 2013.

MORLEY, J., PIGER, J. The importance of nonlinearity in reproducing business cycle features. In: **Nonlinear Time Series Analysis of Business Cycles**, Milas C., Rothman P.; van Dijk D. (eds) Vol. 276. Amsterdam, Netherlands: Elsevier Science, pp. 75–95, 2006.

OWYANG, M. T., PIGER, J., WALL, H. J. Business Cycle Phases in U.S. States. **The Review of Economics and Statistics**, 87(4), 604–616, 2005.

3.7. ANEXOS

Gráfico C.1. Sincronização Dinâmica entre os Estados (δ_t^{ab})

