UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE DE
RIBEIRÃO PRETO
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA – ÁREA: ECONOMIA
APLICADA

LÍVIA CAROLINA MACHADO MELO

Ensaio em Macroeconometria:

ciclos econômicos, políticas econômicas e expectativas dos consumidores

ORIENTADOR: PROF. DR. FÁBIO AUGUSTO REIS GOMES

RIBEIRÃO PRETO

2020

Prof. Dr. Vahan Apogyan

Reitor da Universidade de São Paulo

Prof. Dr. André Lucirton Costa

Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto

Prof. Dr. Sérgio Kannebley Junior

Chefe do Departamento de Economia

Prof. Dr. Luciano Nakabashi

Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Economia

LÍVIA CAROLINA MACHADO MELO

Ensaaios em Macroeconometria:

ciclos econômicos, políticas econômicas e expectativas dos consumidores

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia – Área: Economia Aplicada da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo, para obtenção do título de Doutor em Ciências. Versão Corrigida. A original encontra-se disponível na FEA-RP/USP.

ORIENTADOR: PROF. DR. FÁBIO
AUGUSTO REIS GOMES

RIBEIRÃO PRETO

2020

Autorizo a reprodução e divulgação total ou parcial deste trabalho, por qualquer meio convencional ou eletrônico, para fins de estudo e pesquisa, desde que citada a fonte.

O presente trabalho foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – Brasil (CAPES) – Código de Financiamento 001.

FICHA CATALOGRÁFICA

Melo, Lívia Carolina Machado

Ensaio em Macroeconometria: ciclos econômicos, políticas econômicas e expectativas dos consumidores. Ribeirão Preto, 2020.

122 p. : il. ; 30 cm

Tese de Doutorado, apresentada à Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto/USP. Área de concentração: Economia Aplicada.

Orientador: Gomes, Fábio Augusto Reis.

1. Ciclos Econômicos. 2. Modelos de mudança de regime markoviano. 3. Políticas Econômicas. 4. Índice de Confiança do Consumidor. 5. Recessões. 6. Modelos de Vetores Autorregressivos.

AGRADECIMENTOS

A Deus, pelo dom da vida.

Aos meus pais, Benjamim e Mariza, pelo amor incondicional e por inúmeras vezes fazerem de tudo para realizar os meus sonhos. Obrigada por todo amor, paciência e incentivo.

À minha irmã, Priscilla, que sempre me escutou, apoiou e torceu durante minha trajetória.

Ao meu marido, Victor, por todo apoio e paciência durante esses anos.

Ao Instituto de Economia da Universidade Federal de Uberlândia, pela minha formação na graduação e mestrado. Em especial, ao professor Cleomar Gomes da Silva, que me incentivou a sair da minha zona de conforto e estudar em outra Instituição de Ensino.

Ao Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGE) da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto (FEA-RP), pela oportunidade de realizar este doutorado.

Ao meu orientador, Fábio Augusto Reis Gomes, por desde o início ter me orientado com tanta paciência e dedicação. Obrigada por toda disponibilidade e ensinamentos!

Às amigas criadas no PPGE da FEA-RP, por todas as milhares de horas de estudos, cafés e chocolates que compartilhamos. Confesso que não sei se teria chegado até aqui sem o apoio de vocês.

Às minhas amigas que compartilharam um lar em Ribeirão Preto, Samanta, Bianca e Patrícia, por ajudarem a tornar minha rotina mais leve e feliz.

Aos Professores Roseli da Silva e Edilean Kleber da Silva Bejarano Aragón, pelas contribuições realizadas na qualificação desta tese.

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior, pelo apoio financeiro.

Ao Centro Universitário Mário Palmério, por confiarem no meu trabalho e me darem a oportunidade de atuar como professora.

A todos os meus amigos, que sempre apoiaram e torceram pelo meu sucesso. Obrigada por entenderem minha ausência em alguns momentos e por sempre disponibilizarem um ombro amigo para que eu pudesse dividir minhas aflições.

RESUMO

MELO, L. C. M. Ensaios em Macroeconometria: ciclos econômicos, políticas econômicas e expectativas dos consumidores. 2020. 122f. Tese (Doutorado) de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2020.

Esta tese é composta por três ensaios que estudam os ciclos econômicos. O primeiro ensaio estima, por meio de modelos autorregressivos com mudança de regime de Markov, os ciclos econômicos da indústria do Rio Grande do Sul e analisa como a taxa de juros, dívida do governo e a evolução da taxa de câmbio afetam tais ciclos. O segundo ensaio aplica modelos autorregressivos com mudança de regime de Markov com probabilidades de transição variantes no tempo para estimar os ciclos econômicos do produto interno bruto brasileiro. O terceiro ensaio investiga se o índice de confiança do consumidor afeta o nível de atividade econômica do Brasil. Para tanto, estimam-se modelos de vetores autorregressivos e a resposta do produto e consumo ao impulso da inovação do índice de confiança do consumidor. Além disto, aplica-se a metodologia de mudança de regime markoviano para investigar se a volatilidade de tal inovação é informativa quanto ao estado da economia brasileira.

Palavras-chave: Ciclos econômicos. Modelo de mudança de regime markoviano. Políticas econômicas. Índice de Confiança do Consumidor. Recessões. Modelos de Vetores Autorregressivos.

ABSTRACT

MELO, L. C. M. Essays in Macroeconometry: economic cycles, economic policies and consumer expectations. 2020. 122f. Doctoral Dissertation-Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2020.

This thesis is composed of three essays that study business cycles. The first essay estimates, using Markov- Switching Models, the economic cycles of industry in Rio Grande do Sul and analyzes how interest rates, government debt and exchange rate developments affect such cycles. The second essay applies Markov- Switching Model with time-varying transition probabilities to estimate the economic cycles of the Brazilian gross domestic product. The third essay investigates whether the consumer confidence index affects the level of economic activity in Brazil. For this purpose, autoregressive vector models and the response of the product and consumption to the impulse of innovation in the consumer confidence index are estimated. In addition, the Markov- Switching methodology is applied to investigate whether the volatility of such an innovation is informative as to the state of the Brazilian economy.

Keywords: Economic Cycles. Markov- Switching Model. Economic Policies. Consumer Confidence Index. Recessions. Autoregressive Vector Model.

LISTA DE TABELAS

Tabela 2.4-1 - Estatística descritiva: taxa de crescimento do produto industrial	31
Tabela 2.4-2 - Testes de raiz unitária: séries em nível	32
Tabela 2.4-3 - Testes de raiz unitária: séries em primeira diferença.....	32
Tabela 2.5-1 - Resultados da estimação do modelo três.....	35
Tabela 2.5-2 - Estimativa dos ciclos recessivos da indústria do Rio Grande do Sul.....	39
Tabela 2.5-3 - Resultado das estimações do modelo (4), cuja variável dependente é o logaritmo natural da chance de ocorrer recessão ($\ln(C_t)$).....	40
Tabela 3.2-1 - Modelos com Mudança de Regime Markoviana: Brasil.....	52
Tabela 3.3-1 - Estatística Descritiva: taxa de crescimento do PIB de 1980T1 a 2014T3	57
Tabela 3.3-2 - Estatística Descritiva: taxa de crescimento do PIB de 1996T1 a 2018T4	58
Tabela 3.3-3 - Testes de Raiz Unitária: séries de 1980 a 2014	61
Tabela 3.3-4 - Testes de Raiz Unitária: séries de 1996 a 2018	62
Tabela 3.4-1 - Resultados da estimação do modelo selecionado do tipo 1	66
Tabela 3.4-2 - Resultados da estimação do modelo selecionado do tipo 4	69
Tabela 3.4-3 - Resultados da estimação do modelo selecionado do tipo 5	72
Tabela 3.4-4 - Resultados da estimação do modelo selecionado do tipo 8	74
Tabela 3.4-5 - Estimativa dos ciclos recessivos: 1980 a 2014	76
Tabela 3.4-6 - Resultados sucintos: 1980 a 2014	80
Tabela 3.4-7 - Resultados da estimação do modelo selecionado do tipo 1	80
Tabela 3.4-8 - Resultados da estimação do modelo selecionado do tipo 3	83
Tabela 3.4-9 - Resultados da estimação do modelo selecionado do tipo 5	85
Tabela 3.4-10 - Estimativa dos ciclos recessivos: 1996 a 2018	87
Tabela 3.4-11 - Resultados Sucintos: 1996 a 2018	87
Tabela 4.4-1 - Testes de Raiz Unitária	107
Tabela 4.4-2 - Teste de cointegração de Johansen com três variáveis endógenas	108
Tabela 4.4-3 - Teste de cointegração de Johansen com cinco variáveis endógenas	108
Tabela 4.4-4 - Estimação do Markov-Switching dos modelos VEC.....	113
Tabela 4.4-5 - Estimação do Markov-Switching dos modelos VAR em nível	116
Tabela 4.6-1 - Testes sobre os resíduos dos modelos VEC.....	121
Tabela 4.6-2 - Testes sobre os resíduos dos modelos VAR em nível	122

LISTA DE FIGURAS

Figura 2.3-1 – Brasil: taxa de câmbio nominal (% a.m.).....	24
Figura 2.3-2 - Brasil: taxa de juros real/Selic (% a. m.)	25
Figura 2.3-3 - Brasil: dívidas líquidas dos setores públicos dos governos federal e estadual (% PIB).....	26
Figura 2.3-4 - Rio Grande do Sul: participação dos setores de atividade no valor adicionado bruto.....	28
Figura 2.4-1. Rio Grande do Sul: índice de base fixa com ajuste sazonal (base: média de 2012 = 100).....	30
Figura 2.4-2 - Rio Grande do Sul: taxa de crescimento	30
Figura 2.5-1 - Rio Grande do Sul: probabilidades suavizadas	37
Figura 2.5-2 - Taxa de crescimento da produção industrial do Rio Grande do Sul	38
Figura 3.3-1 - Brasil: Índice de base fixa do PIB de 1980 a 2014	55
Figura 3.3-2 - Brasil: Taxa de Crescimento do PIB de 1980 a 2014.....	56
Figura 3.3-3 - Brasil: Índice de base fixa do PIB de 1996 a 2018	56
Figura 3.3-4 - Taxa de Crescimento do PIB de 1996 a 2018	57
Figura 3.3-5 - Brasil: Taxa de juros e taxa de crescimento do PIB de 1981 a 2014	59
Figura 3.3-6 - Brasil: Taxa de juros e taxa de crescimento do PIB de 1997 a 2018	60
Figura 3.3-7 - Brasil: Taxas de crescimento: Ibovespa e PIB de 1981 a 2014.....	60
Figura 3.3-8 - Brasil: Taxas de crescimento: Ibovespa e PIB de 1997 a 2018.....	61
Figura 3.4-1 - Probabilidades Suavizadas do modelo selecionado do tipo 1	67
Figura 3.4-2 - Probabilidades Suavizadas do modelo selecionado do tipo 4	70
Figura 3.4-3 - Probabilidades Suavizadas do modelo selecionado do tipo 5	70
Figura 3.4-4 - Probabilidades Suavizadas do modelo selecionado do tipo 8	73
Figura 3.4-5 - Probabilidades Suavizadas do modelo selecionado do tipo 1	81
Figura 3.4-6 - Probabilidades Suavizadas do modelo selecionado do tipo 3	84
Figura 3.4-6 - Probabilidades Suavizadas do modelo selecionado do tipo 5	86
Figura 4.3-1 - Índice de Confiança do Consumidor, consumo e ciclos de negócios brasileiros	101
Figura 4.3-2 – Taxa de juros real e ciclos de negócios brasileiros	109
Figura 4.3-3 – Ibovespa real e ciclos de negócios brasileiros	109
Figura 4.4-1 - Impulso resposta dos modelos VEC.....	109

Figura 4.4-2 - Impulso resposta dos modelos VAR em nível	111
Figura 4.4-3 - Inovação do ICC dos modelos VEC e recessões datadas pelo CODACE	112
Figura 4.4-4 - Probabilidades filtradas do estado de alta volatilidade (Modelo 1) e recessões do CODACE.....	114
Figura 4.4-5 - Probabilidades filtradas do estado de alta volatilidade (Modelo 2) e recessões do CODACE.....	114
Figura 4.4-6 - Inovação do ICC dos modelos VAR em nível e recessões datadas pelo CODACE.....	115
Figura 4.4-7 - Probabilidades filtradas do estado de alta volatilidade (Modelo 3) e recessões do CODACE.....	117
Figura 4.4-8 - Probabilidades filtradas do estado de alta volatilidade (Modelo 4) e recessões do CODACE.....	117

LISTA DE QUADROS

Quadro 3.3-1 - Especificações Consideradas	63
Quadro 3.4-1 - Especificações Seleccionadas: 1980 a 2014	65
Quadro 3.4-2 - Especificações Seleccionadas: 1996 a 2018	79

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO GERAL	14
2 CICLOS DE NEGÓCIOS E POLÍTICAS ECONÔMICAS: UMA ANÁLISE DA INDÚSTRIA DO RIO GRANDE DO SUL	16
2.1 INTRODUÇÃO	17
2.2 DATAÇÃO DOS CICLOS ECONÔMICOS	19
2.2.1 Modelos Autorregressivos com Mudança de Regime Markoviano	19
2.2.2 Artigos Correlatos	21
2.3 POLÍTICAS ECONÔMICAS E A ECONOMIA GAÚCHA	23
2.3.1 Políticas Econômicas no Brasil	23
2.3.2 Características Econômicas do Rio Grande do Sul	27
2.4 METODOLOGIA EMPÍRICA	29
2.4.1 Base de dados	29
2.4.2 Modelos Econométricos	33
2.5 RESULTADOS	34
2.6 CONSIDERAÇÕES FINAIS	41
2.7 REFERÊNCIAS	42
3 CICLOS ECONÔMICOS NO BRASIL: UMA ABORDAGEM COM PROBABILIDADES DE TRANSIÇÃO VARIANTES NO TEMPO	45
3.1 INTRODUÇÃO	46
3.2 MODELOS AUTORREGRESSIVOS COM MUDANÇA DE REGIME MARKOVIANA	48
3.3 METODOLOGIA EMPÍRICA	54
3.1.1 Base de Dados	55
3.3.2 Modelos Econométricos	62
3.4 RESULTADOS	64
3.4.1 Amostra 1980T1 a 2014T3	64

3.4.2 Amostra 1996T1 a 2018T3	78
3.5 CONSIDERAÇÕES FINAIS	88
3.6 REFERÊNCIAS	89
4 CONFIANÇA DO CONSUMIDOR E FLUTUAÇÕES ECONÔMICAS: UMA ANÁLISE DA ECONOMIA BRASILEIRA	93
4.1 INTRODUÇÃO.....	94
4.2 REVISÃO DA LITERATURA	95
4.2.1 Literatura Internacional	95
4.2.2 Literatura Nacional	97
4.3 METODOLOGIA ECONOMETRICA	99
4.3.1 Base de Dados.....	100
4.3.2 Modelos VAR e VEC	104
4.3.3 Modelos MS-AR.....	106
4.4 RESULTADOS	107
4.4.1 Modelos VEC	108
4.4.2 Modelos VAR em Nível	110
4.4.3 Markov- Switching	112
4.5 CONSIDERAÇÕES FINAIS	118
4.6 REFERÊNCIAS	119
APÊNDICE A.....	121

1 INTRODUÇÃO GERAL

Esta tese é composta por três ensaios em Macroeconometria que buscam compreender, por meio de diferentes técnicas econométricas, os ciclos econômicos e sua relação com certas variáveis econômicas e expectativas dos consumidores.

O primeiro ensaio analisa os ciclos de negócios da indústria do Rio Grande do Sul e sua relação com importantes variáveis macroeconômicas – juros, gasto do governo e câmbio – a fim de averiguar o impacto destas variáveis sobre a atividade econômica do estado. Por meio do modelo de mudança de regime markoviano proposto por Hamilton (1989), realizamos as datações dos ciclos de negócio da indústria gaúcha e estimamos as probabilidades de recessão para cada período da amostra. Posteriormente, regredimos o logaritmo natural da chance de a indústria gaúcha estar em estado de recessão contra as variáveis macroeconômicas, concluindo que o aumento do gasto do governo federal está correlacionado com a melhora do desempenho da indústria gaúcha.

No segundo ensaio, analisamos os ciclos de negócios da economia brasileira por meio da mesma técnica não linear do primeiro ensaio, modelos autorregressivos com mudança de regime de Markov. No entanto, aprimoramos nosso estudo ao possibilitarmos a existência de mais do que dois regimes e que as probabilidades de transição variem no tempo. Mais especificamente, permitimos que as variáveis representativas do mercado monetário e de capitais, taxa de juros Selic e retorno do índice Bovespa, afetem as probabilidades de transição. Os resultados obtidos apontam que a taxa de juros Selic e o retorno do Ibovespa defasados têm associação limitada com as probabilidades de transição entre os regimes identificados.

O terceiro ensaio foi motivado pela discussão existente na literatura a respeito da relevância de indicadores de confiança dos consumidores para identificar o estado da economia. Em particular, a literatura debate se tais indicadores contêm informações relevantes sobre o estado da economia que não estão presentes nos indicadores macroeconômicos típicos. Desse modo, utilizamos neste trabalho os indicadores macroeconômicos – taxa de juros Selic e índice Bovespa – juntamente com o índice de confiança do consumir (ICC) e medidas do nível de atividade da economia brasileira para analisar, por meio de funções, impulsos respostas de modelos de vetores autorregressivos (VAR) e qual é o impacto da inovação do índice de confiança sobre o nível de atividade econômica. Em um segundo

momento, utilizamos o modelo de mudança de regime markoviano do Hamilton (1989) para investigar se a volatilidade da inovação do índice de confiança se relaciona com o estado da economia. Os resultados sugerem que há uma correlação entre o índice de confiança do consumidor e aumentos no consumo e no produto da economia brasileira e que o papel da inovação do ICC não foi reduzido ao considerarmos indicadores financeiros. Ademais, identificamos que a volatilidade da inovação do índice de confiança do consumidor aumenta quando há recessões mais extensas.

2 CICLOS DE NEGÓCIOS E POLÍTICAS ECONÔMICAS: UMA ANÁLISE DA INDÚSTRIA DO RIO GRANDE DO SUL

Resumo: Este trabalho tem como objetivo estimar os ciclos econômicos da indústria do Rio Grande do Sul e analisar como políticas econômicas afetam tais ciclos. Para tanto, os ciclos da produção industrial mensal, de janeiro de 2002 a dezembro de 2016, são estimados por meio de modelos autorregressivos com mudança de regime de Markov. A especificação selecionada possui quatro defasagens e dois regimes – expansão e recessão – e indica que o Rio Grande do Sul apresenta períodos mais longos de recessão do que de expansão. Estimadas as probabilidades de a indústria estar em recessão em cada mês da amostra, confrontam-se tais informações com variáveis que representam as políticas monetária e fiscal, além da evolução do câmbio. Há evidência de que o aumento do gasto do governo federal está correlacionado com a melhora do desempenho da indústria gaúcha.

Palavras-chave: Ciclos econômicos. Modelo de mudança de regime markoviano. Políticas econômicas. Rio Grande do Sul.

Abstract: This study aims to estimate the economic cycles of Rio Grande do Sul industry to analyze how economic policies affect such cycles. For this purpose, the cycles of monthly industrial production, from January 2002 to December 2016, are estimated by means of autoregressive models with Markov regime switching. The selected specification has four lags and two regimes - expansion and recession - and indicates that Rio Grande do Sul has longer periods of recession than expansion. Estimated the probabilities of the industry being in recession in each month of the sample, this information was confronted with variables that represent monetary and fiscal policies, besides the exchange rate evolution. There is evidence that increases in the expenditures of the state government are correlated with the improved performance of the industry from Rio Grande do Sul state.

Keywords: Economic Cycles. Markov- Switching Model. Economic Policies. Rio Grande do Sul.

2.1 INTRODUÇÃO

É de interesse da sociedade saber qual é o estado da economia, recessão ou expansão. No entanto, esse estado não é observável, sendo necessário estimá-lo. Para tanto, podem ser consideradas duas abordagens distintas: ciclos de negócios ou ciclos de crescimento. De acordo com Christoffersen (2000), a abordagem de ciclos de negócios identifica pontos de inflexão, picos e depressões, que, por sua vez, datam os períodos de expansão e de recessão, enquanto a abordagem dos ciclos de crescimento baseia-se em procedimentos de extração (estimação) de uma tendência para, então, identificar o componente cíclico residual da produção. Nesse caso, a expansão ocorre quando o nível de atividade está acima da tendência estimada e a recessão ocorre no caso oposto.

O objetivo deste trabalho é datar os ciclos de negócios da indústria do Rio Grande do Sul e relacioná-los a políticas econômicas, sendo utilizada a abordagem de ciclos de negócios, uma vez que a pergunta de pesquisa não demanda a estimação de uma tendência. De fato, essa abordagem tem sido utilizada recorrentemente para se estudar as flutuações econômicas no Brasil e em seus estados (CÉSPEDES; CHAUVET; LIMA, 2006; MEDEIROS; SOBRAL, 2007; MORAIS; PORTUGAL, 2003, 2007; MORAIS, 2013). De todo modo, é importante destacar que o presente trabalho difere-se da literatura nacional por dois motivos: ao considerar um período mais longo, estende-se a datação dos ciclos da indústria gaúcha. Mais importante, são estimados modelos econométricos para se estudar a relação entre importantes variáveis macroeconômicas – juros, gasto do governo e câmbio – e os ciclos econômicos. Assim, este estudo contribui para o entendimento dos impactos de políticas econômicas sobre o nível de atividade, subsidiando o seu aprimoramento.

Dentre os métodos utilizados para a construção cronológica dos ciclos de negócios, destaca-se o algoritmo desenvolvido por Bry e Boschan (1971), que identifica os pontos de inflexão entre períodos de expansão e de contração da série temporal usada para medir o nível da atividade econômica. Tal algoritmo impõe, *a priori*, que as fases do ciclo de negócios tenham um comprimento mínimo. O método desenvolvido por Hamilton (1989) relaxa tal hipótese ao assumir que a transição entre os regimes da economia é estocástica, sendo descrita por uma cadeia de Markov. Mais especificamente, Hamilton (1989) propõe um modelo autorregressivo para a taxa de crescimento do produto, cuja média depende do regime da economia. No regime de expansão, a taxa de crescimento média do produto é positiva, mas na recessão é negativa. O processo de estimação do modelo recupera, além dos parâmetros, a

probabilidade de, em um dado período, a economia estar em recessão, o que possibilita a datação dos ciclos econômicos.

Adota-se a abordagem de Hamilton (1989) para realizar a datação dos ciclos de negócios da indústria gaúcha.¹ De posse da probabilidade de recessão para cada período da amostra, emprega-se um modelo econométrico para investigar a relação entre os ciclos de negócios e variáveis macroeconômicas, nos quais a variável dependente é o logaritmo da chance de ocorrer recessão e as variáveis dependentes são as *proxies* para a política monetária e fiscal, como defasagens da taxa de juros real e dos gastos do governo.² Além dessas variáveis explicativas, consideram-se também as defasagens da taxa de câmbio nominal.³ A estimação é feita por meio do estimador de mínimos quadrados ordinários (MQO) aliado ao estimador robusto de Newey-West para a matriz de variância e covariância dos coeficientes estimados. Considera-se, também, uma correção para os erros padrões baseados no procedimento de *bootstrap*.

Ao aplicar o modelo autorregressivo com mudança de regime markoviano aos dados da indústria gaúcha de janeiro de 2002 a dezembro de 2016, obtiveram-se os seguintes resultados: tanto as expansões quanto as recessões são persistentes, mas a duração das expansões é inferior à duração das recessões, em média. Ao analisar a relação entre os ciclos de negócios e as variáveis macroeconômicas, concluiu-se que há considerável inércia na chance de ocorrer recessão, pois a sua primeira defasagem sempre se mostrou relevante, ao nível de significância de 1%. Ademais, tem-se evidência de que aumentos na dívida do governo federal impulsionam a indústria gaúcha.

Além desta introdução, o trabalho está dividido em mais cinco seções: a segunda apresenta uma breve revisão da literatura sobre datação de ciclos; a terceira discute tanto as políticas econômicas adotadas no Brasil entre 2002 e 2016 quanto às características econômicas do Rio Grande do Sul; a quarta apresenta a base de dados e detalha a metodologia econométrica; a quinta apresenta os resultados; e, por fim, a sexta traz as considerações finais.

---

¹ Segundo Billio, Caporin e Cazzavillan (2007), no caso norte-americano, o algoritmo de Bry e Boschan (1971) e os modelos *a la* Hamilton (1989) têm demonstrado uma replicação razoavelmente precisa da cronologia de recessões do National Bureau of Economic Research (NBER) quando aplicada a dados agregados. No entanto, para os dados estaduais, a abordagem de Hamilton tem a vantagem de não exigir que as recessões sejam declínios absolutos da atividade econômica.

² A chance de ocorrer recessão é dada por $Pr[R_t]/(1 - Pr[R_t])$, em que $Pr[R_t]$ é a probabilidade de ocorrer recessão no período t .

³ Evita-se o termo política cambial, pois, no período analisado, o câmbio é flexível. Embora o Banco Central tenha feito intervenções, essas foram pontuais, e não resultado de uma política sistemática de controle do câmbio.

2.2 DATAÇÃO DOS CICLOS ECONÔMICOS

Nesta seção, apresentam-se os modelos autorregressivos com mudança de regime usados para datar os ciclos de negócios da indústria gaúcha, bem como uma breve descrição de trabalhos da literatura nacional que se apoiam em tal metodologia.

2.2.1 Modelos Autorregressivos com Mudança de Regime Markoviano

O modelo autorregressivo com mudança de regime de Markov (MS-AR) proposto por Hamilton (1989) consiste em um modelo não linear, no qual a transição entre os regimes da variável dependente é estocástica. Assim, esses regimes são tratados como não observáveis e a transição entre eles é descrita por uma cadeia de Markov. De acordo com Krolzig (2003), por trás dessa abordagem, está a hipótese de que certos parâmetros do modelo usado para descrever o nível de atividade econômica dependem de uma variável não observável que indexa os n regimes (estados) da economia, diga-se $s_t = \{1, \dots, n\}$. O número de regimes, n , é tal que compreenda ao menos um estado de expansão e outro de contração da economia, não sendo inferior a dois.

Ao modelar o produto nacional bruto (PNB) real da economia norte-americana, Hamilton (1989) considera dois regimes: recessão e expansão. Com isso, a transição entre esses regimes é dada pela seguinte cadeia de Markov ergódica:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{bmatrix} \quad (1)$$

em que p_{ij} é a probabilidade de ocorrer o estado j no período t , dado que a economia estava no estado i no período $t-1$. Essas probabilidades de transição são constantes e, naturalmente, $p_{12} = 1 - p_{11}$ e $p_{21} = 1 - p_{22}$. Nota-se que essas probabilidades afetam o estado da economia, o que, por sua vez, define a datação dos ciclos de negócios. Finalmente, Hamilton (1989) estima a seguinte especificação:

$$\Delta y_t - \mu(s_t) = \alpha_1(\Delta y_{t-1} - \mu(s_{t-1})) + \dots + \alpha_4(\Delta y_{t-4} - \mu(s_{t-4})) + u_t \quad (2)$$

em que y_t é o logaritmo da variável usada para medir o nível de atividade, sendo Δy_t a sua taxa de crescimento; $\alpha_1, \dots, \alpha_4$ são parâmetros autorregressivos; $\mu(s_t)$ são taxas de crescimento média de cada regime; $u_t \sim iidN(0, \sigma^2)$. Assim, essa especificação corresponde a um modelo autorregressivo de ordem quatro, com parâmetros autorregressivos constantes, mas com taxas de crescimento médias dependentes do estado da economia. Nota-se, ainda, que a variância do termo de erro também é constante, sendo um modelo homocedástico. A escolha de um modelo autorregressivo de ordem quatro está relacionada ao fato de Hamilton (1989) estudar dados trimestrais. Como mencionado, o autor considerou dois regimes, obtendo $\hat{\mu}_1 < 0$ e $\hat{\mu}_2 > 0$. Assim, $\hat{\mu}_1$ e $\hat{\mu}_2$ representam, respectivamente, a taxa de crescimento médio dos períodos de recessão e de expansão.

As probabilidades de transição, apresentadas na matriz 1, são estimadas juntamente com os parâmetros do modelo 2. Assim, após a estimação, é possível obter estimativas da duração de cada fase do ciclo de negócios. No caso de dois regimes, p_{11} e p_{22} são as probabilidades de a economia permanecer no mesmo regime entre dois períodos consecutivos e, assim, a duração dos regimes 1 e 2 são obtidas, respectivamente, por $1/(1 - p_{11})$ e $1/(1 - p_{22})$. Hamilton (1989) obteve $\hat{p}_{11} = 0,7550$ e $\hat{p}_{22} = 0,9049$, sendo a duração média das recessões 4,1 trimestres e das expansões, 10,5 trimestres. À época, a datação do NBER implicava que a duração da recessão era de 4,7 trimestres e da expansão era de 14,3 trimestres.

Segundo Hamilton (1989), a aplicação do modelo autorregressivo com mudança de regime markoviano a uma única série temporal, a taxa de crescimento do PNB real, gerou uma datação dos ciclos de negócios muito semelhante à datação feita pelo NBER, o que indica que essa metodologia poderia ser adotada nas projeções dos ciclos de negócios e na construção da cronologia desses ciclos. Não por acaso, a abordagem proposta por Hamilton (1989) tornou-se uma referência na literatura, e, em virtude disso, Chauvet e Hamilton (2006) afirmam que, durante a década de 90, os pesquisadores acadêmicos passaram a investigar a datação das recessões por meio de uma abordagem estatística formal em vez de utilizarem uma avaliação qualitativa subjetiva.

De todo modo, essa literatura subsequente buscou estender a abordagem de Hamilton (1989) ao relaxar certas hipóteses restritivas. Por exemplo, Krolzig (1997) analisa o produto interno bruto (PIB) alemão durante o período de 1960 a 1994, permitindo que a variância, além da média, dependa do regime da economia. Isso significa que o termo de erro do modelo é tal que $u_t \sim iidN(0, \sigma^2(s_t))$. Ainda, Boldin (1996), ao investigar o caso norte-americano,

permite que a economia tenha mais do que dois regimes e obtém resultados favoráveis a um modelo com três regimes, a saber, recessão, expansão normal e expansão rápida. Essas extensões são consideradas no presente estudo.

2.2.2 Artigos Correlatos

Utilizando a abordagem de Hamilton (1989), Correa (2003) analisa os ciclos econômicos do Brasil e da Argentina no período de 1900 a 2000 e relata que a classificação em apenas dois regimes de negócios, recessão e expansão, são insuficientes para captar as diferentes intensidades do crescimento econômico desses dois países. Dessa forma, o autor sugere uma classificação em três regimes observáveis: recessão, estagnação e crescimento moderado ou acelerado. Finalmente, os resultados obtidos por Correa (2003) indicam diferenças marcantes entre os ciclos econômicos do Brasil e da Argentina. Enquanto a economia brasileira apresentou taxas de crescimento elevadas nos regimes de expansão, os períodos recessivos foram mais severos na Argentina. Em trabalho posterior, Correa e Hillbrecht (2004) incluem, na análise, os Estados Unidos e seus resultados indicam, mais uma vez, que as especificações compostas por três regimes são mais adequadas. Finalmente, os resultados referentes ao Brasil e à Argentina são semelhantes aos de Correa (2003). Já em relação aos Estados Unidos, foi possível perceber uma modificação nas características das flutuações a partir da Segunda Guerra Mundial, havendo uma redução da volatilidade.⁴

Especificamente para o Brasil, também se pode destacar o trabalho de Céspedes, Chauvet e Lima (2006), que estima modelos com mudança de regime markoviano para a série trimestral do PIB brasileiro para o período de 1975/1 a 2000/2, permitindo quebras estruturais nos Planos Collor. Os autores argumentam que a especificação MS-AR(2) apresenta o melhor ajuste para o ciclo econômico brasileiro. Ademais, no regime de recessão, estima-se uma taxa de crescimento médio de -1,4% a -1,5% por trimestre, e, no regime de expansão essa taxa varia de 1,6% a 1,7% por trimestre. Finalmente, enquanto recessões no Brasil duram, em média, de dois a três trimestres, as expansões duram, em média, de quatro a sete trimestres.

Medeiros e Sobral (2007) mostram que a modelagem de vetores autorregressivos com cadeias de Markov (MS-VAR) com probabilidades de transição variáveis no tempo é capaz de identificar os diferentes estados do crescimento do PIB brasileiro no período de janeiro de

---

⁴ De fato, há um consenso de que, a partir dos anos 1980, a economia norte-americana experimentou uma redução na volatilidade dos ciclos de negócios, o que é conhecido como *great moderation*.

1995 a fevereiro de 2006. Na expansão, estima-se uma taxa de crescimento média de cerca de 0,30% por mês, enquanto, na recessão, a taxa é aproximadamente de -0,58% por mês, sendo que os períodos de contração não persistem por mais de dez meses.

Vieira e Pereira (2014) estudam os ciclos do PIB trimestral do Brasil, no período de 1900 a 2002, por meio de um modelo com mudança de regime markoviano que envolve uma correção Garch para heterocedasticidade. Os resultados indicam que, no período sob análise, houve expansão em 270 trimestres e recessão em 179 trimestres e que as estimativas das probabilidades de mudança entre os regimes identificam que, dado que a economia está em um regime, seja de expansão ou recessão, há uma maior probabilidade de permanecer no mesmo regime.

Há ainda na literatura estudos empíricos sobre os estados brasileiros, como o de Morais e Portugal (2003), que analisa a produção industrial regional trimestral, entre 1981 e 2001, por meio de modelo de mudança de regime. No caso do Rio Grande do Sul, os resultados da estimação do modelo MSMH-AR(0) indicam que: a) na expansão, a taxa de crescimento trimestral média é de 0,881 e, na recessão, torna-se -0,405; b) a probabilidade de o estado permanecer no estado em que já se encontra, recessão ou expansão, é maior do que a de mudar de estado; c) as expansões estendem-se, no máximo, por sete trimestres, enquanto as recessões atingem, no máximo, seis trimestres. Finalmente, vale destacar que Morais e Portugal (2003) fazem uma análise visual da evolução da produção industrial, tendo em mente a implementação de diversos planos econômicos (Cruzado I e II, Verão I e II, Collor I e II e Real). No presente trabalho, dá-se um passo adiante ao empregar um modelo econométrico para investigar conexões entre políticas econômicas e a *performance* da indústria gaúcha.

Morais e Portugal (2007) estimam o modelo de fator dinâmico não linear a fim de verificar a existência de assimetria nos ciclos de negócios da indústria de transformação do Rio Grande do Sul no período de janeiro de 1992 a março de 2003. Os autores concluíram que a duração média da expansão é de 2,21 meses e da recessão é de 5,18 meses, sendo que a estimativa das probabilidades de transição mostra que a probabilidade de a indústria continuar em recessão é maior do que a probabilidade de continuar em expansão. Já Morais (2013) contrasta três diferentes técnicas de datação de ciclos de negócios na indústria do Rio Grande do Sul: a) identificação de recessões, se ocorrerem duas quedas consecutivas do PIB real trimestral ou em outros indicadores do nível de atividade, como a produção industrial; b) utilização da metodologia de Bry e Boschan; c) aplicação do modelo de Hamilton (1989). Para estimarem o modelo de Hamilton (1989), os autores consideraram o período de 1996 a

2008, sendo excluído o período de grande volatilidade dos dados anterior ao Plano Real. Os resultados mostram que a produção setorial tem taxa de crescimento média de 3,2% por trimestre nas expansões e taxa média de 1,36% por trimestre nos períodos recessivos, ao passo que, em média, uma recessão no estado dura aproximadamente 2,6 trimestres e uma expansão, 2,1 trimestres. Outro resultado encontrado é a existência de assimetria na transição entre o ciclo de expansão e o de recessão, com maior probabilidade de se manter em um ciclo, dado que a economia já se encontra nele. Além disso, há uma maior probabilidade média de estar em um ciclo expansivo e passar para recessivo do que passar de uma recessão para uma expansão.

Por fim, destaca-se que o diferencial deste estudo consiste em investigar se as políticas econômicas afetam a recuperação ou a estagnação da economia do estado, além de identificar, considerando o período mais recente, os períodos em que o Rio Grande do Sul esteve em expansão ou recessão com base em extensões da abordagem proposta por Hamilton (1989).

2.3 POLÍTICAS ECONÔMICAS E A ECONOMIA GAÚCHA

Nesta seção, apresenta-se uma breve descrição das políticas econômicas adotadas no período de 2002 a 2016, da evolução de variáveis macroeconômicas importantes e das características da economia gaúcha.

2.3.1 Políticas Econômicas no Brasil

É importante apresentar uma visão geral de como as políticas econômicas foram conduzidas no Brasil ao longo do período analisado (2002 a 2016), a fim de elucidar os seus possíveis impactos sobre os ciclos de negócios da indústria do Rio Grande do Sul. Para tanto, discutem-se as políticas e apresenta-se a evolução de importantes variáveis macroeconômicas.

O primeiro ano da nossa amostra, 2002, é marcado por turbulências externas e internas. Houve uma desaceleração das economias norte-americanas e mundial, e, além disso, a incerteza política devido às eleições presidenciais suscitou preocupações quanto ao controle da inflação. Todo esse cenário, somado a oito anos seguidos de elevação da relação dívida pública/PIB, teve grande impacto nas políticas econômicas implementadas pelo governo brasileiro (GOMES; AIDAR, 2005). Em 2003, a política monetária passou a ser mais restritiva (a taxa de juros aumentou), a política fiscal também foi restritiva (maior superávit

primário) e, nesse contexto, houve uma redução da taxa de câmbio (SILVA; PIRES; TERRA, 2014).

Em 2004, o país passou por um crescimento considerável decorrente de um grande ajuste externo que teve início em 1998. Neste ano, o país passou por uma crise de balanço de pagamentos e, não por acaso, em 1999 o câmbio deixou de ser fixo. Desde então, houve uma desvalorização do real, ainda que ocorressem reversões em certos períodos, como em 2003. Finalmente, o Brasil passou a experimentar grandes aumentos nas exportações de bens (BRESSER-PEREIRA; GOMES, 2009). Não por acaso, a manutenção da alta taxa de juros pelo Banco Central e o aumento das exportações geraram uma redução da taxa de câmbio a partir de meados de 2004 (ver Figura 2.3-1), o que propiciou uma redução da taxa de inflação.

Figura 2.3-1 – Brasil: taxa de câmbio nominal (% a.m.)

Fonte: Banco Central do Brasil.

No ano de 2005, o Banco Central aumentou novamente a taxa de juros, acentuando o compromisso do Comitê de Política Monetária (Copom) de evitar que a inflação se desviasse da trajetória prevista para atingir a meta de inflação (ver Figura 2.3-2). Ao longo de 2006, à medida que as expectativas de inflação começaram a declinar, o Copom afrouxou a política monetária por meio da redução da taxa de juros e, assim, conseguiu, além da estabilidade dos preços, incentivar o crescimento econômico (BEVILAQUA, 2015).

Figura 2.3-2 - Brasil: taxa de juros real/Selic (% a. m.)

Fonte: Banco Central do Brasil.

A crise financeira mundial de 2008 afetou negativamente a produção industrial e o PIB brasileiro e causou uma mudança na condução da política econômica do país. O novo cenário fez com que o governo reduzisse a taxa básica de juros e adotasse uma política fiscal mais expansionista, com aumento dos gastos do governo federal. Nesse contexto, houve uma desvalorização do real. Ademais, foi feito um aumento das linhas de financiamento dos bancos públicos para suprir a falta de crédito gerada pela deterioração dos mercados financeiros. Portanto, o governo implementou políticas anticíclicas para tentar recuperar a economia brasileira (ARAÚJO; GENTIL, 2011).

Após a desvalorização do real ocasionada pela crise de 2008, a moeda brasileira se valorizou entre 2009 e 2010. Posteriormente, tem-se uma trajetória de aumento da taxa de câmbio, ocasionada pelo aumento dos prêmios de risco, temores em relação à dinâmica da dívida pública e incapacidade do governo em reequilibrar suas contas no curto prazo.

A política monetária voltou a ser restritiva, com elevação da taxa de juros, após meados do ano de 2014. No entanto, em 2016, o Copom reduziu a taxa de juros, que, ao contribuir para o aumento da confiança dos investidores e a redução dos juros bancários, poderia estimular a economia brasileira. Destaca-se também que, em 2015, a taxa de câmbio aumentou consideravelmente, embora tenha recuado em 2016.

A Figura 2.3-3 apresenta a evolução da dívida pública do governo federal e do governo estadual, permitindo que se identifiquem pontos de inflexões na política fiscal, já comentados. Em particular, a dívida referente ao governo federal mostra uma inflexão importante em meio à crise internacional em 2009. A crise em si causa uma redução da

arrecadação, de modo que, mesmo que o governo não aumente seus gastos, há uma tendência de aumento da dívida. Porém, de fato, nesse período, a política fiscal foi anticíclica. Houve crescimento dos gastos e desonerações que levaram à diminuição do superávit primário e à elevação da dívida pública. A dívida líquida do governo federal apresentava tendência à queda até essa inflexão e, posteriormente, voltou a sua tendência de redução. Em 2015, na ausência de superávits primários, percebe-se um crescimento da dívida líquida relacionado principalmente com as despesas de juros (FERREIRA; FRAGELLI, 2015).

Figura 2.3-3 - Brasil: dívidas líquidas dos setores públicos dos governos federal e estadual (% PIB)

Fonte: Banco Central do Brasil.

Já em relação à dívida líquida do governo estadual, durante muitos anos, o Rio Grande do Sul utilizou endividamento público para financiar seus déficits orçamentários. Em 1997, houve uma renegociação da dívida do estado para que as finanças estaduais não se degradassem. No entanto, como o Rio Grande do Sul não conseguiu pagar nem mesmo o suficiente para cobrir os juros da dívida, o saldo devedor da dívida apenas aumentou. Em 2014, 86,1% do total da dívida do estado era devido ao Programa de Apoio à Reestruturação e ao Ajuste Fiscal dos Estados (CALDAS *et al.*, 2015). A fim de tentar manter as contas estáveis, as autoridades recorreram a empréstimos, privatizações, venda de patrimônio, saques do caixa único e depósitos judiciais. Ademais, para combater essa situação, o governo focou

no corte de gastos (Figura 2.3-3). Desse modo, é possível ver que a dívida segue uma trajetória decrescente ao longo de praticamente todo o período analisado e não acompanhou o ponto de inflexão da dívida do governo federal relacionado à crise de 2009.

2.3.2 Características Econômicas do Rio Grande do Sul

Os dados disponíveis pela Fundação de Economia e Estatística Siegfried Emanuel Heuser (FEE) indicam que, em 2014, o Rio Grande do Sul retomou a posição de quarta maior economia do país. De acordo com Cargnin *et al.* (2014), a importante participação desse estado na economia nacional é devido à centralidade exercida pelos estados da região Sudeste, com quem a economia gaúcha apresenta uma associação superior à média brasileira.

Segundo Moraes (2013), apesar da diversificação da indústria do estado em segmentos, produtos e mercados, percebe-se forte presença das categorias de bens de capital e de consumo durável, ambos muito dependentes da renda, do volume de crédito e da taxa de juros. Além disso, as atividades agroindustriais, com destaque para as exportações de *commodities*, conjuntamente com exportadores industriais fazem com que os resultados econômicos do estado estejam sujeitos às variações da economia global e da taxa de câmbio.

A Figura 2.3-4 apresenta a estrutura da produção por atividade econômica no Rio Grande do Sul. Nota-se que, no período analisado, não houve grandes oscilações na importância relativa dos três setores de atividade, sendo que as exceções ocorreram nos anos de 2005 e 2012, quando o setor agropecuário sofreu queda devido à estiagem que provocou perdas das safras no estado. De acordo com Fochezatto e Grando (2011), a piora no desempenho da agropecuária impacta o PIB estadual, pois está fortemente interligada a outros setores da sua matriz produtiva, como, por exemplo, o milho, que é um componente importante da ração animal que faz parte do segmento de carnes, sendo este considerável nas exportações do estado.

Na Figura 2.3-4 podemos observar, também, uma maior participação do setor de serviços no período de 2002 a 2014, cujas principais atividades incluem comércio, atividades imobiliárias e de alojamento e alimentação (RISCO, 2017). De acordo com Cargnin *et al.* (2014), além da participação do comércio nesse segmento, a abertura econômica vivenciada nas últimas décadas acabou ocasionando um aumento de instalações de empresas no estado, em especial nos segmentos de serviços de transporte, informação e comunicação, logística, consultoria e manutenção e equipamentos. Ademais, a administração pública também se

insere nesse setor e aumentou sua participação com base na universalização de serviços como os de saúde e de educação.

Figura 2.3-4 - Rio Grande do Sul: participação dos setores de atividade no valor adicionado bruto

Fonte: IBGE.

Além da importância da agropecuária para a economia do estado, deve-se destacar o papel da indústria de transformação. Segundo Feix, Leusin Jr. e Agranonik (2016), a indústria de máquinas e equipamentos contribui com aproximadamente 12% do valor da transformação da indústria gaúcha, sendo que os produtos dos segmentos de fabricação de bens de capital para a agropecuária (tratores agrícolas, colheitadeiras e plantadeiras) são responsáveis por mais da metade desse valor. Percebe-se, então, que, apesar de não ser o setor predominante no valor adicionado bruto do estado, sua atividade incentiva o dinamismo das regiões e gera crescimento da renda (CARGIN *et al.*, 2014).

Em relação ao setor exportador, Cargin *et al.* (2014) mostram que a desvalorização da moeda brasileira ampliou as opções de exportação do Rio Grande do Sul, em especial nos setores de agroindústria. Por sua vez, em períodos de valorização do real, as dificuldades aumentaram, com destaque no setor de calçados, que passou a concorrer com preços baixos de outros países.

Após o forte arrefecimento dos preços das *commodities*, a partir do final de 2012 e com maior intensidade desde o final de 2014, os preços em dólar dos produtos exportados pelo Rio Grande do Sul iniciaram uma recuperação gradual ao longo de 2016 devido à recuperação dos preços dos produtos básicos de *commodities* importantes para o estado, como a soja em grãos e o fumo em folhas. Atualmente, metade de toda a receita exportadora gaúcha

é proveniente da venda de cinco produtos: soja em grãos (22,8%), fumo em folhas (9,6%), carne de frango (6,3%), polímeros plásticos (6,1%) e farelo de soja (5,3%) (TOREZANI, 2016). Portanto, ao se analisar a dinâmica das atividades econômicas do estado, observa-se que, em relação ao setor exportador, há uma predominância da agroindústria. Feix, Leusin Jr. e Agranonik (2016) mostram que parte significativa da produção agropecuária do estado é exportada na forma de matéria-prima ou de alimentos processados, sendo a China o principal comprador, tendo absorvido mais de um terço das exportações do setor em 2015.

Finalmente, mesmo com grande participação do setor de serviços no valor adicionado bruto, o setor agropecuário e a indústria de transformação afetam de modo significativo a economia do Rio Grande do Sul, sendo que esses setores apresentam modificações nos seus desempenhos provenientes de eventos relacionados com desequilíbrio na balança comercial, mudança da taxa de câmbio, medidas protecionistas adotadas pelos países importadores, eventos de estiagens periódicas ou safras acima da média (CARGIN *et al.*, 2014).

2.4 METODOLOGIA EMPÍRICA

Na seção 2.4.1, é descrita a base de dados utilizada, o que inclui a medida do nível de atividade e as variáveis macroeconômicas de interesse. Na seção 2.4.2, são apresentados os modelos autorregressivos com mudança de regime de Markov e os modelos usados para confrontar os ciclos de negócios e as variáveis de política econômica.

2.4.1 Base de dados

Este trabalho utiliza uma base de dados mensal, de janeiro de 2002 a dezembro de 2016, coletada dos *sites* do Banco Central do Brasil e do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

A medida do nível de atividade econômica utilizada é o logaritmo da produção industrial do estado do Rio Grande do Sul, fornecida pela Pesquisa Industrial Mensal – Produção Física (PIM-PF). A evolução do número-índice com ajuste sazonal da produção industrial e a sua taxa de crescimento são apresentados, respectivamente, nas Figuras 2.4-1 e 2.4-2.

Figura 2.4-1. Rio Grande do Sul: índice de base fixa com ajuste sazonal (base: média de 2012 = 100)

Fonte: IBGE.

Figura 2.4-2 - Rio Grande do Sul: taxa de crescimento

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PIM-PF do IBGE.

Alguns pontos merecem destaque. Primeiramente, nota-se, na Figura 2.4-1, que não há uma tendência na produção industrial nesse período, sendo o nível de atividade em 2002 muito semelhante ao de 2016. No entanto, isso não significa que a produção industrial se manteve estável nesse período. De fato, a Figura 2.4-2 mostra que a taxa de crescimento da produção industrial experimentou considerável oscilação ao longo do período sob análise e, desse modo, a indústria passou por diversos períodos de expansão e de recessão.

Em 2003, observa-se uma queda na produção industrial, ano em que houve um aumento na taxa de juros devido à opção por uma política monetária mais restritiva para combater a inflação. Nesse mesmo ano, a taxa de câmbio ainda estava em um patamar

elevado, o que significa que os produtos importados, inclusive insumos, estavam caros. A melhora posterior da produção industrial pode estar atrelada à melhora da economia do país, após um ajuste externo e um aumento das exportações. Em 2005, percebe-se outra redução da produção, ano em que houve novamente um aumento da taxa de juros. Já em 2006, com a modificação da política monetária, a redução da taxa de juros incentivou o aumento da produção. Ademais, nota-se, na Figura 2.4-2, que a queda mais acentuada da produção industrial se deu durante a crise financeira internacional em 2008. Para recuperar a economia, o governo adotou políticas anticíclicas: redução da taxa de juros e aumento do gasto público. Além disso, ocorreu uma desvalorização do real. Mais recentemente, a partir de 2014, o país entrou em um cenário de crise e a produção industrial evidencia isso.

A Tabela 2.4-1 apresenta as taxas de crescimento da produção industrial. A taxa média de crescimento dos 179 meses da amostra é de -0,0003% ao mês, o que implica uma taxa de crescimento anual de -0,0036%. Como o que aqui interessa é estudar períodos de recessão e de expansão, a Tabela 2.4-1 apresenta também a taxa de crescimento média dos 94 meses que tiveram crescimento positivo e dos 85 meses que tiveram crescimento negativo. No primeiro caso, a taxa de crescimento médio é de 0,0253% ao mês e, no segundo caso, de -0,0285%. Como essas duas taxas são semelhantes, em módulo, assim como o número de meses com crescimento e decréscimo, a produção industrial permaneceu estável no período de 2002 a 2016, como já mencionado. A Tabela 2.4-1 apresenta, ainda, os desvios padrões referentes a todos os meses da amostra (0,0343), aos meses de crescimento (0,0197) e aos meses de decréscimo (0,0229). Há uma indicação inicial de que não deve ser feita a hipótese de homocedasticidade do termo de erro do modelo (2).

Tabela 2.4-1 - Estatística descritiva: taxa de crescimento do produto industrial

Estatística	Taxa de crescimento	Taxa de crescimento positiva	Taxa de crescimento negativa
Número de meses	179	94	85
Média (% a. m.)	-0,0003	0,0253	-0,0285
Desvio padrão (% a. m.)	0,0343	0,0197	0,0229

Nota: y_t é o logaritmo da produção industrial; a taxa de crescimento é calculada como Δy_t ; na segunda coluna, as estatísticas são calculadas com base nos 179 meses da amostra; na terceira (quarta) coluna, são considerados apenas os meses nos quais $\Delta y_t > 0$ ($\Delta y_t < 0$).

Com o intuito de se analisar os efeitos das políticas econômicas sobre a indústria do Rio Grande do Sul, são consideradas as seguintes variáveis: taxa de juros real ao mês (taxa de

juros nominal Selic *over* mensal deflacionada pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo- IPCA) e as dívidas líquidas como percentual do PIB dos governos federal e estadual. Além disso, foram incluídas, nas análises econométricas, a média mensal da taxa de câmbio nominal (real/dólar). As Figuras 2.3-1 a 2.3-3 já apresentaram a evolução dessas variáveis. Como usual, averiguou-se a ordem de integração dessas variáveis por meio dos testes de raiz unitária Dickey-Fuller aumentado (ADF) e Philips-Perron (PP).⁵ A Tabela 2.4-2 mostra o resultado de ambos os testes. Os testes ADF e PP indicam que, aos níveis de significância usuais, apenas a taxa de juros é integrada de ordem zero. Nos demais casos, há evidência favorável à hipótese nula de raiz unitária.

Tabela 2.4-2 - Testes de raiz unitária: séries em nível

Séries em nível	Estatística de teste	
	ADF	PP
Dívida líquida do governo federal	0,1458	-0,0321
Dívida líquida do governo estadual	-0,8199	-0,0066
Taxa de câmbio nominal	0,1116	0,1304
Taxa de juros real	-5,3669***	-5,5090***

Nota: No caso do teste ADF, o número de defasagens da variável dependente incluída na equação de teste foi definido com base no critério de informação de Schwarz, sendo considerada a defasagem máxima igual a 12. No caso do teste PP, foi usada a janela de Newey-West e o núcleo de Bartlett. Inicialmente, em ambos os testes, as equações de teste incluíram uma constante e uma tendência linear que, quando não significativas a 10%, foram excluídas. ***, **, * indicam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Como no caso das séries dívida líquida do governo federal, dívida líquida estadual e taxa de câmbio, não foi rejeitada a hipótese nula de raiz unitária, tomou-se a primeira diferença de tais séries e aplicaram-se novamente os testes de raiz unitária. Os resultados são apresentados na Tabela 2.4-3 e indicam, aos níveis de significância usuais, que, em primeira diferença, tais variáveis são integradas de ordem zero. Portanto, conclui-se que basta diferenciá-las uma única vez, antes de estimar os modelos econométricos que visam relacionar os ciclos de negócios da indústria gaúcha e as políticas econômicas.

Tabela 2.4-3 - Testes de raiz unitária: séries em primeira diferença

Séries em primeira diferença	Estatística de teste	
	ADF	PP
Dívida líquida do governo federal	-14,9093***	-14,9564***
Dívida líquida do governo estadual	-4,3778***	-12,4641***
Taxa de câmbio nominal	-9,3373***	-9,5114***

Nota: No caso do teste ADF, o número de defasagens da variável dependente incluídas na equação de teste foi definido com base no critério de informação de Schwarz, sendo considerada a defasagem máxima igual a 12. No caso do teste PP, foi usada a janela de Newey-West e o núcleo de Bartlett. Inicialmente, em ambos os testes, as equações de teste incluíram uma constante que, quando não significativas a 10%, foi excluída. ***, **, * indicam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

⁵ Para mais detalhes, ver Dickey e Fuller (1979) e Phillips e Perron (1988).

2.4.2 Modelos Econométricos

Este trabalho utiliza o modelo autorregressivo univariado com mudanças de regime markoviano, permitindo que não somente a média, mas também a variância da taxa de crescimento do produto industrial dependa do estado da economia. Portanto, diferentemente do trabalho de Hamilton (1989), considera-se a possibilidade de haver heterocedasticidade. Como os dados têm frequência mensal, o modelo inicial é composto por 12 defasagens ($p = 12$). Além disso, são considerados os casos com dois e três regimes, $n = 2, 3$. y_t e Δy_t são, respectivamente, o logaritmo do produto industrial do Rio Grande do Sul e sua taxa de crescimento. Desse modo, considera-se inicialmente o seguinte modelo:

$$\Delta y_t - \mu(s_t) = \alpha_1(\Delta y_{t-1} - \mu(s_{t-1})) + \dots + \alpha_{12}(\Delta y_{t-12} - \mu(s_{t-12})) + u_t \quad (3)$$

em que $u_t \sim iidN(0, \sigma^2(s_t))$, ora com $s_t = \{1, 2\}$, ora com $s_t = \{1, 2, 3\}$. Há 12 parâmetros autorregressivos, $\alpha_1, \dots, \alpha_{12}$. Com $n = 2$, no regime um tem-se a taxa de crescimento média μ_1 e a variância σ_1^2 , enquanto, no regime dois, esses parâmetros tornam-se μ_2 e a variância, σ_2^2 . Naturalmente, com $n = 3$ tem-se três parâmetros distintos para a taxa média de crescimento e para a variância.

A estimação do modelo de mudança de regime markoviano pode ser realizada por máxima verossimilhança usando-se o filtro de Hamilton, o filtro de Kalman ou o algoritmo *expectation-maximization* (EM). Por meio do programa E-views 9, utilizou-se o filtro de Hamilton.

Como o estado da economia não é observado, é necessário fazer inferência após a estimação do modelo 3 com respeito a esse estado. Em outras palavras, para cada período t , estima-se a probabilidade de a economia estar em recessão e a probabilidade de estar em expansão, no caso com dois regimes. Se a especificação selecionada for composta por três regimes, três probabilidades são estimadas. Como o objetivo aqui é analisar a relação dos ciclos de negócios com variáveis de política econômica, essas probabilidades são estimadas fazendo-se uso de toda a informação contida na amostra, ou seja, estimam-se probabilidades suavizadas.

Considerando-se o caso com dois regimes, uma vez obtidas as probabilidades de recessão para cada período da amostra, procede-se para a datação dos ciclos econômicos de

forma imediata: quando a probabilidade de recessão é superior a 50%, considera-se que a economia está em recessão. Feita a datação dos períodos de recessão e de expansão, investiga-se a relação entre o estado da indústria gaúcha e as variáveis que são *proxies* para as políticas econômicas. Para tanto, considera-se o seguinte modelo:

$$\ln(C_t) = \beta_0 + \rho \ln(C_{t-1}) + \sum_{k=1}^K \sum_{l=1}^L \beta_{k,l} x_{k,t-l} + \varepsilon_t \quad (4)$$

em que $\ln(C_t)$ é o logaritmo natural da chance de a indústria gaúcha estar em estado de recessão no período t , isto é, $C_t = Pr[R_t] / (1 - Pr[R_t])$, sendo $Pr[R_t]$ a probabilidade (suavizada) de a economia estar em recessão no período t .⁶ As variáveis dependentes incluem a própria defasagem da variável dependente, além de l defasagens de k variáveis que são *proxies* para as políticas econômicas, a saber a taxa de juros, a dívida federal, a dívida estadual. Além disso, consideram-se também defasagens da taxa de câmbio. A linearidade do modelo 4 permite que sua estimação seja feita por meio do método MQO. A estimativa do parâmetro ρ nos informa sobre a persistência da chance de recessão, e as estimativas dos parâmetros $\beta_{k,l}$ nos informam sobre a associação entre as variáveis macroeconômicas e a chance de ocorrer recessão.

O modelo 4 é estimado pelo método MQO com a correção de Newey-West para a matriz de variância e covariância dos coeficientes. Essa correção é robusta aos problemas de heterocedasticidade e correlação serial, sendo, por isso, adotada. Como a chance de ocorrer recessão é uma variável construída a partir do modelo de mudança de regime apresentado na equação (3), estimou-se o modelo 4 usando-se o método de *bootstrap* com o objetivo de se levar em conta no cálculo dos erros padrões a incerteza inerente à construção de C_t .

2.5 RESULTADOS

Para a escolha da especificação adequada do modelo três, estimou-se, inicialmente, 24 especificações, variando-se o número de termos autorregressivos de um a 12 e o número de regimes de dois a três. Feito isso, compararam-se os modelos bem especificados com base nos

---

⁶ No caso com três regimes, há duas possibilidades. Apenas um regime é de recessão, digamos com $\hat{\mu}_1 < 0$, $\hat{\mu}_2 > 0$ e $\hat{\mu}_3 > 0$. Porém, se há dois regimes de recessão, por exemplo, $\hat{\mu}_1 < 0$, $\hat{\mu}_2 < 0$ e $\hat{\mu}_3 > 0$, então, podemos estudar separadamente as probabilidades associadas a recessões severas e a recessões moderadas ou agregá-las.

critérios de informação de Akaike e de Schwarz, sendo escolhido o modelo com dois regimes e quatro defasagens.⁷ Os resultados são apresentados na Tabela 2.5-1.

Tabela 2.5-1 - Resultados da estimação do modelo três

Variável dependente: taxa de crescimento da produção industrial.			
Especificação: $n = 2$, $p = 4$, heterocedástico.			
Amostra: fevereiro de 2002 a dezembro de 2016			
Parâmetros constantes			
α_1	α_2	α_3	α_4
-0,2723***	-0,2594***	-0,0947	-0,1675**
(0,0782)	(0,0749)	(0,0725)	(0,0810)
Parâmetros dependentes do regime			
Regime 1: recessão		Regime 2: expansão	
μ_1	$\ln(\sigma_1^2)$	μ_2	$\ln(\sigma_2^2)$
-0,0079**	-3,2003***	0,0077***	-4,0086***
(0,0039)	(0,1185)	(0,0025)	(0,1848)
Probabilidades de transição			
p_{11}	p_{12}	p_{21}	p_{22}
0,8145	0,1854	0,2037	0,7962
Duração de cada regime (em meses)			
Regime 1		Regime 2	
5,393		4,907	

Nota: A duração de cada regime é calculada como $1/(1 - p_{11})$ e $1/(1 - p_{22})$. Entre parêntesis, estão os erros padrões. ***, **, * indicam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Os coeficientes autorregressivos de primeira e segunda ordem são significativos a 1% e o de quarta ordem é significativo a 5%. A terceira defasagem da taxa de crescimento não é relevante, mesmo no nível de 10% de significância. Quanto aos parâmetros específicos de cada regime, todos são estatisticamente diferentes de zero, a 5% de significância. A taxa de crescimento média na recessão é $\hat{\mu}_1 = -0,0079$ ao mês, enquanto na expansão a taxa média é $\hat{\mu}_2 = 0,0077$ ao mês. Em termos absolutos, tais taxas de crescimento são similares, o que está em linha com a estatística descritiva apresentada na Tabela 2.4-1. Tomando-se o exponencial do logaritmo das variâncias, obtêm-se $\hat{\sigma}_1^2 = 0,0407$ e $\hat{\sigma}_2^2 = 0,0182$. Por meio do teste de Wald, avaliou-se a hipótese nula $\ln(\sigma_1^2) = \ln(\sigma_2^2)$, obtendo-se um p -valor inferior a 1%. Com isso, rejeita-se, aos níveis de significância usuais, que as variâncias sejam iguais. Em outras palavras, há evidência de que o modelo homocedástico não é apropriado.

⁷ Por modelo bem especificado, entende-se especificações cujo processo de otimização foi convergente, nas quais são identificados, pelo menos, dois regimes, isto é, com, pelo menos, duas taxas de crescimento médias significativas a 5% e com sinais opostos.

Após a estimação do modelo três, investigaram-se as propriedades dos resíduos do modelo. Em particular, investigou-se se há correlação serial via análise do correlograma e aplicação do teste Ljung-Box. Foi investigada uma correlação serial de até sexta ordem, não sendo encontrada evidência desse problema, ao nível de significância de 5%. De maneira análoga, investigou-se também o resíduo ao quadrado, e tanto o correlograma quanto o teste Ljung-Box indicaram ausência de heterocedasticidade, ao nível de significância de 5%.

As probabilidades de transição, que informam as probabilidades de a economia continuar no mesmo regime ou mudar para o outro regime, são apresentadas na Tabela 2.5-1. Essas probabilidades indicam que, quando a indústria do Rio Grande do Sul está em um regime de recessão, a probabilidade de que o estado permaneça nesse regime é bastante elevada, de 0,8145, sendo, inclusive, superior à probabilidade de a economia continuar em uma expansão, de 0,7962. Não por acaso, a duração média das recessões, de 5,393 meses, é superior à duração média das expansões, de 4,907 meses. Finalmente, tem-se que a probabilidade de a produção industrial passar de expansão para recessão, de 0,2037, é maior do que a probabilidade de mudar de um regime de recessão para expansão, de 0,1854.

Embora os estudos prévios de Moraes e Portugal (2007) e Moraes (2013) sobre o Rio Grande do Sul investiguem períodos distintos do nosso, ainda assim é possível realizar uma comparação da extensão das expansões e das recessões. No primeiro trabalho, os autores utilizam dados mensais referentes ao período de janeiro de 1992 a março de 2003 e encontram períodos de expansão com duração de 2,21 meses e 5,18 meses na recessão. Já no segundo estudo, a base de dados entre 1996 e 2008 foi trimestral, sendo 2,1 e 2,6 trimestres de expansão e recessão, respectivamente. Percebe-se, então, que os períodos de recessão dos outros trabalhos (5,18 meses e 2,1 trimestres) foram próximos dos encontrados neste estudo (5,39 meses), enquanto que as expansões foram diferentes, 2,21 meses e 2,6 trimestres contra 4,90 meses identificados neste trabalho. Ademais, destaca-se que, em todos os casos, os regimes de recessão foram mais longos do que os regimes de expansão.

A inferência sobre o estado da economia é feita com base nas probabilidades suavizadas, que são apresentadas para cada mês da amostra na Figura 2.5-1. Como usual, quando a probabilidade de ocorrência de recessão é superior a 50%, considera-se que a indústria gaúcha está em recessão.

Figura 2.5-1 - Rio Grande do Sul: probabilidades suavizadas

Fonte: Probabilidades provenientes da estimação do modelo (3)

Usando-se esse critério, apresenta-se, na Figura 2.5-2, a taxa de crescimento da produção industrial: as regiões hachuradas denotam os períodos de recessão, o que fornece uma visão geral do ciclo de negócios na indústria do Rio Grande do Sul no período de janeiro de 2002 a dezembro de 2016. A inspeção visual revela que os períodos datados como recessivos são marcados por, pelo menos, uma queda acentuada da produção industrial. Há uma recessão bastante longa de meados de 2013 ao início de 2015 marcada por elevada variância, ou seja, alternam-se quedas acentuadas e recuperações.

Figura 2.5-2 - Taxa de crescimento da produção industrial do Rio Grande do Sul

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PIM-PF do IBGE e dos resultados do modelo (3).

Os períodos exatos de recessão identificados neste trabalho são apresentados na Tabela 2.5-2, incluindo as datações obtidas por Moraes (2013) para dados trimestrais com base no modelo de Hamilton (1989).

Nota-se que, no período comum a ambos os trabalhos, 2002 a 2008, há recessões com datações semelhantes. Os dois estudos encontraram um período de recessão no primeiro trimestre de 2002, mas, nesse mesmo ano, Moraes (2013) capta um ciclo recessivo no quarto trimestre que, neste trabalho, não se obteve. No ano de 2003, estimou-se aqui uma recessão maior, durante praticamente todo o segundo e terceiro trimestres, enquanto o outro estudo identificou apenas no terceiro trimestre. Nos anos de 2004 a 2006, Moraes (2013) estima um ciclo recessivo que durou do terceiro trimestre de 2004 até o segundo trimestre de 2006 e depois também no quarto trimestre de 2006. Entretanto, neste trabalho, foram encontrados os seguintes períodos recessivos: terceiro e quarto trimestres de 2004, terceiro trimestre de 2005 até primeiro trimestre de 2006. Em 2007, os resultados se diferem, sendo que, para Moraes (2013), a estimativa da recessão foi no terceiro trimestre, e, neste estudo, no segundo trimestre. Por fim, em 2008, ambos os trabalhos encontraram um período recessivo no segundo trimestre, no entanto, neste estudo, a recessão dura até o final do ano. Percebe-se, então, que, no mesmo período, em que os trabalhos datam as recessões da indústria do Rio Grande do Sul, os resultados são, de um modo geral, semelhantes.

A Tabela 2.5-2 apresenta também a datação de recessões identificadas de 2009 a 2016, período contemplado apenas neste trabalho. Os resultados indicam que não ocorreram recessões no ano de 2009, mas o ano de 2010 já se inicia com uma recessão no primeiro trimestre e, posteriormente, no terceiro e quarto trimestres. Em 2011, após um período recessivo curto, de agosto a setembro, captou-se uma recessão com começo em novembro e que durou até agosto de 2012. Outro período recessivo encontrado, o mais extenso de toda a análise, foi de novembro de 2013 a outubro de 2015. Finalmente, em 2016 houve mais duas recessões: de janeiro a maio e em dezembro.

Tabela 2.5-2 - Estimativa dos ciclos recessivos da indústria do Rio Grande do Sul	
Morais (2013)	Modelo heterocedástico com $p = 4$ e $n = 2$
2001-IV a 2002-I	2002-02 a 2002-09
2002-IV a 2003-III	2003-04 a 2003-09
2004-III a 2006-II	2004-07 a 2004-12
2006-IV a 2006-IV	2005-08 a 2006-03
2007-III a 2007-III	2007-04 a 2007-06
2008-II a 2008-II	2008-04 a 2008-12
	2010-01 a 2010-04
	2010-07 a 2010-12
	2011-08 a 2011-09
	2011-11 a 2012-08
	2013-11 a 2015-10
	2016-01 a 2016-05
	2016-12

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do modelo (3).

Após a análise da datação dos ciclos para o Rio Grande do Sul, é importante buscar compreender se e como as políticas econômicas adotadas no Brasil afetaram a economia do estado. Para tanto, estima-se o modelo quatro apresentado na seção 2.4. Consideram-se sete especificações, variando a defasagem máxima das variáveis de macroeconômicas de zero a seis. Em todos os modelos, foi incluída uma defasagem da variável dependente, sem a qual a análise dos resíduos indicou a presença de correlação serial.⁸

⁸ Foram consideradas defasagens adicionais da variável dependente defasada, mas as defasagens adicionais não se mostraram relevantes. Ademais, feita a inclusão da primeira defasagem, reverteram-se os resultados dos testes de correlação serial, não sendo mais rejeitada a hipótese nula de ausência de correlação serial. Embora a inclusão da variável dependente defasada possa gerar preocupação sobre endogeneidade, sem esta não foi eliminado o problema de correlação serial.

Finalmente, todas as especificações do modelo quatro foram estimadas por MQO aliado ao estimador robusto da matriz de variância e covariância dos coeficientes de Newey-West. Os resultados são apresentados na Tabela 2.5-3.

Tabela 2.5-3 - Resultado das estimações do modelo (4), cuja variável dependente é o logaritmo natural da chance de ocorrer recessão ($\ln(C_t)$)

Variável independente	Especificação com $L = 0$	Especificação com $L = 2$	Especificação com $L = 0$	Especificação com $L = 2$
	MQO com o estimador robusto de Newey-West	MQO com o estimador robusto de Newey-West	<i>Bootstrap</i> nos resíduos	<i>Bootstrap</i> nos resíduos
	Coefficiente (Erro Padrão)	Coefficiente (Erro Padrão)	Coefficiente (Erro Padrão)	Coefficiente (Erro Padrão)
Constante	0,368 (0,244)	0,343 (0,452)	0,368 (0,243)	0,343 (0,519)
$\ln(C_{t-1})$	0,509*** (0,143)	0,462*** (0,163)	0,509*** (0,065)	0,462*** (0,064)
Juros _{t-1}	-	-0,546 (0,844)	-	-0,546 (0,929)
Juros _{t-2}	-	0,606 (0,915)	-	0,606 (0,967)
Δ DLSPE _{t-1}	-	0,749 (1,487)	-	0,749 (1,813)
Δ DLSPE _{t-2}	-	-0,952 (2,311)	-	-0,952 (1,840)
Δ DLSPF _{t-1}	-	-0,719** (0,361)	-	-0,719*** (0,267)
Δ DLSPF _{t-2}	-	-0,620* (0,336)	-	-0,620** (0,268)
Δ Câmbio _{t-1}	-	1,547 (2,166)	-	1,547 (2,692)
Δ Câmbio _{t-2}	-	3,979 (6,045)	-	3,979 (2,628)

Nota: $\ln(C_{t-1})$ é a chance de a indústria estar em recessão, Juros é a taxa de juros Selic real, DLSPE é a dívida líquida do setor público do governo estadual, DLSPF é a dívida líquida do setor público do governo federal e Câmbio é a taxa de câmbio nominal. Significância Estatística a 1% (***); Significância Estatística a 5% (**); Significância Estatística a 10% (*).

Para cada uma das sete especificações consideradas, calcularam-se os critérios de informação de Akaike, Schwarz e Hannan-Quinn e realizou-se o teste LM de correlação serial. A especificação composta apenas pela primeira defasagem da variável dependente foi selecionada pelos critérios de informação de Schwarz e Hannan-Quinn, não havendo evidência de correlação serial ao nível de significância de 5%. O critério de informação de Akaike sugeriu o modelo que inclui duas defasagens das variáveis macroeconômicas. Mais

uma vez, não houve evidência de correlação serial. Conforme observado na Tabela 2.5-3, há considerável inércia na chance de ocorrer recessão, vista a relevância de sua primeira defasagem nas duas especificações selecionadas. No caso com duas defasagens das variáveis macroeconômicas, apenas a primeira e a segunda defasagens do gasto do governo federal foram (individualmente) relevantes, ao nível de significância de 10%. Ambas apresentam sinal negativo, indicando que um aumento no gasto do governo federal tem associação negativa com a chance de ocorrer uma recessão na indústria do Rio Grande do Sul. Em outras palavras, a injeção de recursos do governo federal na economia estimula a indústria gaúcha.

Como a variável $\ln(C_t)$, usada no modelo quatro, é construída a partir da estimação do modelo três, estimaram-se os modelos selecionados usando-se o método de *bootstrap* nos resíduos para se obter os erros padrões dos coeficientes estimados. Os resultados de tais estimações também são apresentados na Tabela 2.5-3. Qualitativamente, os resultados não se alteram. Há evidência clara de inércia na chance de recessão, e as duas defasagens do gasto do governo federal são relevantes, a 5% de significância. Nesse sentido, corrobora-se o resultado de que tais gastos têm uma associação positiva com o desempenho da indústria gaúcha.

2.6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Considerando-se o período de janeiro de 2002 até dezembro de 2016, realizou-se uma datação dos ciclos de negócios da indústria do Rio Grande do Sul por meio de modelos autorregressivos de mudança de regime e, feito isso, investigou-se como as recessões nesse setor estão associados às diversas variáveis macroeconômicas.

Os resultados indicam que nesse período a indústria gaúcha passou por frequentes oscilações, sendo datadas 13 recessões de duração média de 5,4 meses. Ao relacionar os ciclos da indústria gaúcha às variáveis macroeconômicas, alguns resultados se mostram robustos. A defasagem da variável dependente é relevante, havendo uma inércia na chance de recessão da indústria gaúcha. Além disso, defasagens da medida da dívida do governo federal apresentam coeficientes significativos e negativos, indicando que aumentos em tal gasto têm uma associação positiva com a recuperação da indústria gaúcha.

2.7 REFERÊNCIAS

ARAÚJO, V.; GENTIL, D. Avanços, recuos, acertos e erros: uma análise da resposta da política econômica brasileira à crise financeira internacional. *IPEA*. Rio de Janeiro: IPEA, 2011. (Texto para Discussão nº1602)

BANCO CENTRAL DO BRASIL, Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/>. Acesso em: 10 fev. 2017.

BEVILAQUA, J. M. Evolução da ancoragem das expectativas durante o regime de metas para a inflação no Brasil, 2015. *Trabalho de Conclusão de Curso (Graduação)* - Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro 2015.

BILLIO, M.; CAPORIN, M.; CAZZAVILLAN, G. Dating EURO15 monthly business cycle jointly using GDP and IPI. *Journal of Business Cycle Measurement and Analysis*, v. 33, p.333-366, 2007.

BOLDIN, M. D. A check on the robustness of hamilton's markov switching model approach to the economic analysis of the business cycle. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, v. 1, n. 1, 1996.

BRESSER-PEREIRA, L. C.; GOMES, C. O regime de metas de inflação no Brasil e a armadilha da taxa de juros/taxa de câmbio. *Política monetária, bancos centrais e metas de inflação: teoria e experiência brasileira*. Rio de Janeiro: FGV, p.21-51, 2009.

BRY, G.; BOSCHAN, C. Cyclical analysis of time series: selected procedures and computer programs. *NBER Technical Paper*, 20, 1971.

CALDAS, B. B. *et al.* Relatório de análise da dívida pública do Rio Grande do Sul. Porto Alegre: FEE, 2015.

CARGNIN, A. P. *et al.* Quinze anos de transformações na economia e sociedade gaúchas contados pelas páginas do atlas socioeconômico do RS. *Boletim Geográfico do Rio Grande do Sul*, n. 24, p. 29-62, 2014.

CÉSPEDES, B. J.; CHAUVET, M.; LIMA, E. C. Forecasting brazilian output and its turning points in the presence of breaks: a comparison of linear and nonlinear models. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, v. 36, n. 1, p. 5-46, 2006.

CHAUVET, M.; HAMILTON, J. D. Dating business cycle turning points. *Contributions to Economic Analysis*, v. 276, p. 1- 54, 2006.

CHRISTOFFERSEN, P. Dating the turning points of nordic business cycles. *EPRU Working Paper*, n. 00/13, 2000.

CORREA, A. Diferenças e semelhanças entre países da América Latina: uma análise de Markov Switching para os ciclos econômicos de Brasil e Argentina. *Trabalho para discussão nº 80, Banco Central do Brasil*, 2003.

CORREA, A.; HILLBRECHT, R. Ciclos Internacionais de Negócios: uma análise de mudança de regime markoviano para Brasil, Argentina e Estados Unidos, *Trabalho para discussão n° 88, Banco Central do Brasil*, 2004.

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

FEIX, R. D.; LEUSIN JÚNIOR, S.; AGRANONIK, C. Painel do agronegócio no Rio Grande do Sul -2016. Porto Alegre: *FEE*, 2016.

FERREIRA, P. C.; FRAGELLI, R. A desagradável aritmética da dívida. *Valor Econômico*, 2015. Disponível em: www.fgv.br/professor/ferreira/FerreiraFragelliJulho15.pdf. Acesso em: 10 mar. 2017.

FOCHEZATTO, A.; GRANDO, M. Z. Efeitos da estiagem na economia do Rio Grande do Sul: uma abordagem multisetorial. *Ensaio FEE*, v. 32, n. 1, 2011.

GOMES, C.; AIDAR, O. Política monetária no Brasil: os desafios do regime de metas de inflação. *Revista Economia Ensaio*, v. 20, n. 1, 2005.

HAMILTON, J. D. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, p. 357-384, 1989.

IBGE. Pesquisa Industrial Mensal – Produção Física (PIM-PF). [S.l.]: IBGE, 2017. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/industria/9294-pesquisa-industrial-mensal-producao-fisica-brasil.html?edicao=26540&t=series-historicas>. Acesso em: 10 fev. 2017.

KROLZIG, H.-M. Markov-switching vector autoregressions (modelling, statistical inference, and application to business cycle analysis). Berlin: *Springer-Verlag*, 1997.

KROLZIG, H.-M. Constructing turning point chronologies with Markov-switching vector autoregressive models: The Euro-zone business cycle. In *Eurostat (Ed.), Proceedings on modern tools for business cycle analysis*. Monography in Official Statistics, 2003.

MEDEIROS, O. R. D.; SOBRAL, Y. D. A Markov switching regime model of the Brazilian business cycle. *SSRN*, 2007. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=969503>. Acesso em: 10 dez. 2016.

MORAIS, I. A. C. Ciclo e indicadores antecedentes na indústria do Rio Grande do Sul. *Nova Economia*, v. 23, n. 1, p. 133-154, 2013.

MORAIS, I. A. C.; PORTUGAL, M. S. Business cycle in the industrial production of brazilian states. In: *Anais do XXXI Encontro Nacional de Economia*, 2003.

MORAIS, I. A. C.; PORTUGAL, M. S. Um novo índice coincidente para a atividade industrial do estado do Rio Grande do Sul. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, v. 37, n. 1, p. 35-70, 2007.

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, v.75, n. 2, p. 335-346, 1988.

RISCO, G. R. M. Principais atividades no valor adicionado dos municípios do RS. *Carta de Conjuntura FEE*, 2017.

SILVA, C. G.; PIRES, M. C. C.; TERRA, F. H. B. The effects of public debt management on macroeconomic equilibrium: an analysis of the Brazilian economy. *Economia*, v. 15, n. 2, p. 174-188, 2014.

TOREZANI, T. A. O desempenho exportador do Rio Grande do Sul em 2016. *Carta de Conjuntura FEE*, 2016.

VIEIRA, H. P.; PEREIRA, P. L. V. Um estudo sobre os ciclos de negócios brasileiros (1900-2012). *Textos para Discussão nº 357, São Paulo: FGV*, 2014.

3 CICLOS ECONÔMICOS NO BRASIL: UMA ABORDAGEM COM PROBABILIDADES DE TRANSIÇÃO VARIANTES NO TEMPO

Resumo: Este trabalho tem como objetivo estimar os ciclos econômicos do produto interno bruto brasileiro, desde a década de 1980, por meio da aplicação de modelos autorregressivos com mudança de regime de Markov. Em particular, não nos limitamos ao caso usual de probabilidades de transição entre regimes constantes e, assim, investigamos se tais probabilidades estão associadas a defasagens da taxa de juros Selic e do retorno do Ibovespa. Os modelos selecionados identificam diversos períodos recessivos relativos, por exemplo, ao choque do petróleo, ao plano Collor e à crise internacional de 2008. Além disso, é importante destacar que há evidência de que a taxa Selic e o retorno do Ibovespa defasados têm associação, embora limitada, com as probabilidades de transição entre os regimes identificados.

Palavras-chave: Ciclos Econômicos; Modelo de Mudança de Regime Markoviano; Taxas de Juros; Retornos Acionários; Brasil.

Abstract: This work aims to estimate the economic cycles of the Brazilian gross domestic product, since the 1980s, through the application of Markov-switching model. In particular, we are not limited to the usual case of transition probabilities between constant regimes and, therefore, we investigate whether such probabilities are associated with lags in the Selic interest rate and the Ibovespa return. The selected models identify several recessive periods related, for example, to the oil shock, the Collor plan and the 2008 international crisis. Furthermore, it is important to highlight that there is an evidence that a lagged Selic rate and a lagged return on the Ibovespa have an association, albeit limited, with the probabilities of transition between the regimes identified.

Keywords: Economic Cycles; Markov-Switching Model; Interest Rates; Shareholder Returns; Brazil.

3.1 INTRODUÇÃO

Durante muito tempo, a análise dos ciclos de negócios esteve restrita às técnicas lineares, no entanto, como estas técnicas não são capazes de captar as assimetrias existentes nesses ciclos, houve um crescente interesse por modelos não lineares. O trabalho pioneiro proposto por Hamilton (1989), que utiliza cadeias de Markov para modelar a transição entre os regimes da economia norte-americana, impulsionou a literatura sobre datação dos ciclos econômicos. Segundo Lopes e Toyoshima (2016), a crise financeira norte-americana de 2007 e seus desdobramentos intensificaram, nos anos recentes, o interesse neste tema.

Neste contexto, o objetivo deste trabalho é estimar os ciclos de negócios do Brasil, considerando o Produto Interno Bruto (PIB) no período de 1980 a 2018. Para tanto, empregamos modelos autorregressivos com mudança de regime de Markov. Há, na literatura nacional, diversos trabalhos que adotam a abordagem proposta por Hamilton (1989), como Correa (2003), Céspedes, Chauvet e Lima (2006), Vieira e Pereira (2014) e Lopes e Toyoshima (2016). Esta abordagem considera que: *i*) a média da taxa de crescimento do produto depende do regime da economia; *ii*) existem apenas dois regimes (expansão e recessão); *iii*) as probabilidades de transição entre esses regimes são constantes. No caso deste estudo, permitimos que: *i*) a variância da inovação da taxa de crescimento do PIB também dependa do regime da economia; *ii*) existam três regimes; *iii*) as probabilidades de transição variem no tempo, sendo dependentes de defasagens da taxa de juros Selic e do retorno do Ibovespa. Sendo assim, nosso trabalho difere-se de diversos estudos da literatura nacional, especialmente pela associação entre variáveis representativas do mercado monetário e o de capitais e as probabilidades de transição entre os regimes da economia.⁹

A motivação para permitir que as probabilidades de transição sejam variantes no tempo deve-se a estudos prévios que indicam que os mercados monetário e de capitais influenciam o nível de atividade econômica. No trabalho de Compton e Silva (2005) sobre o crescimento econômico dos Estados Unidos, os autores examinam, por meio de modelos de mudança de regime, como fatores monetários, fiscais (dívida) e de mercado de capitais influenciam os ciclos de negócios deste país. Os resultados indicam que o mercado de capitais é o fator que melhor capta as oscilações desta economia. No caso do estudo de Barro e Ursúa (2009), a proposta é averiguar, para uma amostra de 30 países, se quebras de bolsas de valores

---

⁹ Naturalmente, como a amostra analisada contempla os anos recentes, podemos investigar o estado da economia brasileira por ocasião do conturbado período de reeleição e do *impeachment* da presidenta Dilma Rousseff.

estão relacionadas com recessões. Segundo os autores, tais eventos são úteis para prever períodos recessivos. Há também o trabalho de Campos e Saúde (2017) que desenvolve um modelo econométrico com o objetivo de prever, com um ano de antecedência, as recessões da economia estadunidense com base em variáveis dos mercados monetário e de capitais. De acordo com os autores, o mercado monetário influencia as expectativas dos agentes econômicos em relação ao produto futuro da economia. Ademais, através da alavancagem dos investidores e da volatilidade dos prêmios de risco das ações negociadas na bolsa de valores, as expectativas dos agentes também são retratadas no mercado de capitais. No caso do Brasil, Nunes *et al.* (2005) constata, por meio de modelos de correção dos erros e testes de causalidade de Granger, que mudanças dos retornos do Ibovespa têm poder de predição das variações do PIB real.

Em relação ao efeito da política monetária sobre a atividade econômica brasileira, Minella (2003) baseia-se na estimativa de um Vetor Autorregressivo (VAR) para investigar se choques na taxa de juros Selic têm efeitos reais, concluindo que choques positivos nesta taxa têm efeitos significativos para a redução do produto. Céspedes, Lima e Maka (2008), ao utilizarem modelos de Auto-Regressão Vetorial Estrutural (SVAR), encontram o mesmo resultado, ou seja, em resposta a um choque positivo na taxa de juros Selic, a produção diminui. No estudo de Mendonça *et al.* (2010), são adotadas restrições diretamente sobre as Funções Impulso Resposta para analisar a resposta do produto ao choque monetário e o resultado deste procedimento é de que uma elevação na Selic leva à uma redução no PIB real. Embora estes estudos destacados não trabalhem com modelos de mudança de regimes, temos indícios de que há uma relação entre a taxa de juros Selic e o nível do produto brasileiro.

É importante destacar que o trabalho de Aragón e Portugal (2009) utiliza o método de mudança de regime markoviano para avaliar se os efeitos da política monetária no PIB brasileiro são assimétricos. Para isto, os autores obtêm os choques monetários de um modelo VAR e estimam uma extensão do modelo de mudança de regime que permite que choques monetários positivos e negativos afetem de forma assimétrica a taxa de crescimento do produto durante expansões e recessões. Os autores constata, que um aumento inesperado na Selic gera uma redução no produto em ambos os regimes do ciclo de negócios. Por sua vez, Medeiros e Sobral (2007) inserem o *spread* dos juros nas probabilidades de transição e encontram que esta variável é significativa para explicar o ciclo de negócios. Assim como Medeiros e Sobral (2007), estimaremos os modelos com probabilidade variável no tempo,

mas nossa variável escolhida para representar o mercado monetário é a taxa de juros Selic, além disso, consideramos o retorno do Ibovespa e, naturalmente, um período mais longo e mais recente.

Em função de mudanças metodológicas no cálculo do PIB, consideramos duas amostras, uma referente ao período de 1980 a 2014, outra de 1996 a 2018. Para cada amostra, diversas especificações são estimadas, variando-se, por exemplo, o número de defasagens da taxa de crescimento do PIB e o número de estados da economia (dois ou três). Ainda, ora assumiu-se homocedasticidade (variância constante), ora assumiu-se heterocedasticidade (variância dependente do regime). Assim, por meio de critérios de informação e de testes de homocedasticidade, selecionaram-se as especificações mais apropriadas para cada amostra. Para o período de 1980 a 2014, encontramos evidências de que a Selic e o retorno do Ibovespa defasados em 4 trimestres têm relação com as probabilidades de transição entre os regimes identificados, no entanto, estas variáveis foram significativas em poucos casos. Já no caso da amostra de 1996 a 2018, as variáveis inseridas na probabilidade de transição não foram significativas, indicando, então, que a taxa de juros e o retorno do Ibovespa não contribuem para determinar a transição entre os regimes da economia brasileira. De todo modo, os modelos selecionados mostram-se robustos, dado que diferentes especificações geraram datações similares e que são condizentes com diversos períodos recessivos relativos, por exemplo, ao choque do petróleo, ao plano Collor e à crise internacional de 2008.

Além desta introdução, o trabalho está dividido em mais cinco seções. A Seção 3.2 apresenta uma breve revisão da literatura sobre os modelos autorregressivos com mudança de regime markoviana. A Seção 3.3 descreve a base de dados e a metodologia econométrica. A Seção 3.4 expõe os resultados. Finalmente, a Seção 3.5 aponta as considerações finais.

3.2 MODELOS AUTORREGRESSIVOS COM MUDANÇA DE REGIME MARKOVIANA

O modelo autorregressivo com mudança de regime de Markov (MS-AR) proposto por Hamilton (1989) considera que o estado (ou regime) da economia é latente, não sendo diretamente observado. Segundo Diebold *et al.* (1994), trata-se de um modelo de mudança de regime não linear, no qual a dinâmica das séries de tempo depende de um vetor de parâmetros de dimensão finita, sendo que, pelo menos, parte destes parâmetros depende do regime em vigor. De acordo com Hamilton (1989), a taxa de crescimento do produto nacional bruto

(PNB) real da economia estadunidense alterna entre dois regimes: um com taxa média de crescimento negativa, $\hat{\mu}_1 < 0$, e outro com taxa média de crescimento positiva, $\hat{\mu}_2 > 0$. A transição entre os regimes é descrita por uma cadeia de Markov com probabilidades de transição constantes. No caso, como há dois regimes, a matriz P apresenta tais probabilidades:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{bmatrix} \quad (1)$$

em que p_{ij} é a probabilidade de ocorrer o estado j no período t , dado que a economia estava no estado i no período $t-1$. Ademais, como essas probabilidades de transição são constantes, tem-se que, $p_{12} = 1 - p_{11}$ e $p_{21} = 1 - p_{22}$.

A especificação estimada por Hamilton (1989) com dados trimestrais do PNB norte-americano assume um modelo autorregressivo de ordem 4 com parâmetros constantes e que a variância do termo de erro é homocedástica, como segue:

$$\Delta y_t - \mu(s_t) = \alpha_1(\Delta y_{t-1} - \mu(s_{t-1})) + \dots + \alpha_4(\Delta y_{t-4} - \mu(s_{t-4})) + u_t \quad (2)$$

em que y_t é o logaritmo do PNB; Δy_t a primeira diferença de y_t , ou seja, é a taxa de crescimento do PNB; $\alpha_1, \dots, \alpha_4$ são parâmetros autorregressivos constantes; $\mu(s_t)$ são taxas de crescimento média de cada regime e o termo de erro é tal que $u_t \sim iidN(0, \sigma^2)$. Note que a variância do termo de erro não depende do estado da economia e, por isso, este modelo é homocedástico.

Como as probabilidades de transição representadas na matriz (1) são estimadas juntamente com os parâmetros do modelo (2), é possível extrair estimativas da duração das duas fases dos ciclos de negócios. Os resultados obtidos por Hamilton (1989) indicam que as recessões nos Estados Unidos duravam em média 4,1 trimestres e as expansões 10,5 trimestres. Ademais, a probabilidade de a economia continuar em expansão ($\hat{p}_{22} = 0,9049$) era maior do que a de se manter em recessão ($\hat{p}_{11} = 0,7550$).

Segundo Sichel (1994), um modelo com mudança de regime de Markov com três regimes, MS(3)-AR(p), seria mais adequado do que um modelo com dois regimes porque geralmente as recessões são seguidas por períodos de rápido crescimento que, por sua vez, são

sucedidos por um regime de crescimento moderado. Ao se permitir que a economia tenha três regimes, o modelo proposto por Hamilton (1989) é estendido. Havendo três regimes, a matriz de probabilidade de transição torna-se:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & p_{13} \\ p_{21} & p_{22} & p_{23} \\ p_{31} & p_{32} & p_{33} \end{bmatrix} \quad (3)$$

Como antes, p_{ij} é a probabilidade de ocorrer o estado j no período t , dado que a economia estava no estado i no período $t-1$.

Ao analisar a economia dos Estados Unidos no período pós-guerra, Sichel (1994) constata a existência de três fases: recessão, forte crescimento associado às recuperações e crescimento moderado. De fato, Correa e Hillbrecht (2004) estudam os ciclos econômicos do Brasil, da Argentina e dos Estados Unidos e a especificação com apenas dois regimes de negócios, recessão e expansão, não é capaz de captar as diferentes intensidades do crescimento econômico nesses três países. Por isso, os autores estimam os modelos, incluindo um terceiro regime, e sugerem a seguinte classificação: recessão, estagnação e crescimento moderado ou acelerado.

Para Clements e Krolzig (1998), um modelo adequado de ciclos de negócios para os Estados Unidos requer, além da introdução de um terceiro regime, que a variância seja dependente do regime. Sendo assim, neste trabalho, permitimos que, em alguns modelos, apenas a média esteja condicionada ao regime, como em Hamilton (1989), e, em outros, que tanto a média quanto a variância dependam do regime da economia. Neste caso, o termo de erro passa a ser $u_t \sim iidN(0, \sigma^2(s_t))$, havendo heterocedasticidade.

De acordo com Diebold *et al.* (1994), considerações econômicas sugerem que é desejável permitir que as probabilidades de transição associadas ao processo de Markov variem com o tempo. Segundo Filardo (1994), há três razões pelas quais o modelo com probabilidades de transição variantes no tempo (TVTP) caracteriza melhor a dinâmica dos ciclos de negócios do que o modelo com probabilidades de transição fixas (FTP). Primeiro, os modelos TVTP permitem que as probabilidades de transição elevem-se pouco antes de começar uma recessão ou uma expansão, enquanto que nos modelos FTP tais probabilidades são constantes antes, durante e depois dos pontos de inflexão. Segundo, os modelos TVTP podem capturar uma persistência temporal mais complexa do que os modelos FTP, por expandirem as formas de capturar a persistência dos dados. Terceiro, nos modelos TVTP, a duração de cada regime não é constante, como no caso dos modelos FTP.

A modelagem dos modelos com probabilidades fixas e variáveis diferem-se apenas com respeito às probabilidades de transição, sendo válida a equação (2) para ambos. No caso de Hamilton (1989), como há apenas dois regimes, as probabilidades de transição p_{ij} podem ser expressas simplesmente como:

$$P[S_t = 0|S_{t-1} = 0] = p$$

$$P[S_t = 1|S_{t-1} = 0] = 1 - p$$

$$P[S_t = 1|S_{t-1} = 1] = q$$

$$P[S_t = 0|S_{t-1} = 1] = 1 - q$$

Assuma que o estado zero identifique expansões, de modo que $S_t = 0$ representa expansão no período t . Consequentemente, o estado um identifica as recessões e, portanto, $S_t = 1$ representa recessão no período t . Finalmente, p é a probabilidade de a economia continuar em expansão e q é a probabilidade de a economia continuar em recessão.

No modelo proposto por Filardo (1994), as probabilidades de transição são tais que:

$$P[S_t = 0|S_{t-1} = 0, z_t] = p(z_t)$$

$$P[S_t = 1|S_{t-1} = 0, z_t] = 1 - p(z_t)$$

$$P[S_t = 1|S_{t-1} = 1, z_t] = q(z_t)$$

$$P[S_t = 0|S_{t-1} = 1, z_t] = 1 - q(z_t)$$

em que z_t representa a variável econômica que seria relevante para a determinação do estado da economia. Neste caso, essas probabilidades não seriam constantes ao longo do tempo.

Em relação à literatura para a economia brasileira, a Tabela 3.2-1 sumariza uma série de trabalhos, como os de Céspedes, Chauvet e Lima (2006) e Vieira e Pereira (2014) que estimam os ciclos do PIB trimestral do Brasil, por meio de modelos com mudança de regime markoviana. No primeiro caso, permitem-se quebras estruturais para o Plano Collor e o segundo caso envolve uma correção Garch para heterocedasticidade.

Já o trabalho de Medeiros e Sobral (2007) indica que a modelagem das mudanças de regime dos ciclos de negócios do Brasil, com probabilidades de transição variáveis no tempo, é capaz de identificar os diferentes estados do crescimento do PIB brasileiro e constata que a variável *spread* de juros, inserida na probabilidade de transição, interfere nos ciclos de negócios. Aragón e Portugal (2009) analisam se o efeito da política monetária brasileira, por meio da taxa de juros Selic, tem efeitos assimétricos sobre o produto. Nesse trabalho, os

autores não inserem essa variável na probabilidade de transição, mas estendem o modelo proposto por Hamilton (1989) para permitir que choques da política monetária extraídos do VAR fossem incorporados ao modelo de mudança de regime. Segundo os autores, choques monetários positivos e negativos afetam a taxa de crescimento do produto em ambos os regimes do ciclo econômico. De todo modo, o produto parece ser mais sensível a choques monetários negativos durante expansões do que recessões.

O trabalho de Lopes e Toyoshima (2016) analisa a possibilidade de não linearidades na dinâmica dos ciclos econômicos brasileiros admitindo especificações com dois e três regimes nos modelos de mudança de regime markoviano. Os resultados encontrados pelos autores, assim como por Correa (2003), mostram que um modelo com três regimes proporciona uma descrição mais apropriada dos dados, evidenciando a não linearidade na dinâmica de ciclos econômicos no Brasil.

Tabela 3.2-1 - Modelos com Mudança de Regime Markoviana: Brasil

(continua)

Autor	Período de Análise	Especificações	Principais Resultados
Correa (2003)	Anual: 1900 a 2000	MS(3)-AR(1)	Recessões: taxa de crescimento médio de 0,46%, mas não significativa. Crescimento moderado: taxa de crescimento médio de 6,38%. Crescimento acelerado: taxa de crescimento médio de 10,08%.
Céspedes, Chauvet e Lima (2006)	Trimestral: 1975:1 a 2000:2	MS(2)-AR(2)	Recessões: duraram em média, de 2 a 3 trimestres e apresentaram uma taxa de crescimento médio de -1,4% a -1,5% por trimestre. Expansões: duraram em média 4 a 7 trimestres, com uma taxa média de crescimento de 1,6% a 1,7% por trimestre.
Medeiros e Sobral (2007)	Mensal: 1995:01 a 2006:02	MS(2)-VAR(4) MS(2)-VAR(4) – TVTP (z_t é o <i>spread</i> dos juros com maturidade de 180 dias) MS(2)-VAR(4) - TVTP (z_t é o <i>spread</i> dos juros com maturidade de 360 dias)	Recessões: as taxas médias de crescimento foram -0,58%, -0,58% e -0,53% por mês. Expansões: as taxas médias de crescimento foram 0,31%, 0,20% e 0,22% por mês. <i>Spread</i> dos juros é significativo para explicar os ciclos de negócios. No entanto, as diferentes maturidades não afetam significativamente os resultados.

Tabela 3.2-1 - Modelos com Mudança de Regime Markoviana: Brasil

(continuação)

Autor	Período de Análise	Especificações	Principais Resultados
Aragón e Portugal (2009)	Mensal: 1995:06 a 2006:08	MS(2)-ARX1(7)	Recessões: taxa média de crescimento de -1,17% ao mês (-14,04% ao ano) com duração média de 3,8 meses. Expansões: taxa média de crescimento de 0,728% ao mês (8,74% ao ano) com duração média de 18,64 meses. Variações inesperadas na taxa Selic afetam os ciclos de negócios: aumento inesperado na taxa Selic diminui o produto, enquanto uma diminuição inesperada na taxa Selic aumenta a produção.
Vieira e Pereira (2014)	Anual: 1900 a 2012	MS(2)-GARCH (2)-AR(0)	179 trimestres em recessão e 270 trimestres em expansão, com duração média de 8,52 e 13,5 trimestres, respectivamente.
Lopes and Toyoshima (2016)	Anual: 1947 a 2012	MS(2)-AR(2,7) MS(3)-AR(0)	MS(2)-AR(2): não constaram taxas de crescimento significativas distintas. MS(2)-AR(7): taxas de crescimento significativas de 4,4% a.a. no regime 0 e 5,6% a.a. no regime 1. Recessões: duração média de 2 trimestres e taxa de crescimento negativa anualizada em -5,8% . Crescimento equilibrado: duração média de 7 trimestres e taxa de crescimento de 4,3% a.a. Crescimento acelerado: duração média de 15 trimestres e taxa média de 7,9% a.a.

(conclusão)

Fonte: Elaboração Própria.

Na literatura brasileira, também é possível encontrar alguns estudos empíricos com um aspecto mais regional, com foco nos estados brasileiros. Morais e Portugal (2003) analisam, no período de 1981 a 2001, a dinâmica de expansão e de retração da produção industrial de seis estados brasileiros e fazem uma análise visual da evolução da taxa de crescimento da produção industrial considerando a implementação de diversos planos econômicos (Cruzado I e II, Verão I e II, Collor I e II e Real). Morais e Portugal (2007) estimam o modelo de fator dinâmico não linear com o intuito de avaliar a existência de assimetria nos ciclos de negócios da indústria de transformação do Rio Grande do Sul entre 1992 e 2003. No trabalho de Morais (2013), o modelo de Hamilton (1989) é aplicado para realizar datação de ciclos de negócios na indústria do Rio Grande do Sul. Por fim, Gomes e Melo (2020) também estimam os ciclos econômicos da indústria do Rio Grande do Sul por meio do modelo proposto por Hamilton (1989) e analisam como estes ciclos são afetados por políticas econômicas.

Em linha com os trabalhos existentes na literatura, seguimos Sichel (1994), Boldin (1996), Clements e Krolzig (1998), Correa (2003) e Lopes e Toyoshima (2016), ao considerar especificações nas quais a economia tenha mais do que dois regimes. Em conformidade com Clements e Krolzig (1998), também utilizamos especificações com termo de erro heterocedástico. Finalmente, como Filardo (1994), estimamos modelos com probabilidades de transição variáveis no tempo. Sendo assim, conciliamos essas diferentes abordagens com o objetivo de datar os ciclos do PIB brasileiro e averiguar se mudanças nos mercados monetário e de capitais influenciam os regimes da economia brasileira. Para isto, consideramos variáveis representativas desses mercados – taxa de juros Selic e retorno do Ibovespa – como potenciais determinantes das probabilidades de transição entre os regimes.

3.3 METODOLOGIA EMPÍRICA

Na seção 3.3.1, descrevemos a base de dados utilizada, o que inclui a medida do nível de atividade e as variáveis macroeconômicas candidatas a determinantes das probabilidades de transição entre os regimes da economia. Na seção 3.3.2, são apresentados os modelos autorregressivos com mudança de regime de Markov tanto com probabilidades de transição fixas quanto com probabilidades de transição variáveis.

3.3.1 Base de Dados

Este trabalho utiliza duas amostras trimestrais do PIB da economia brasileira, sendo uma referente ao período do primeiro trimestre de 1980 ao terceiro trimestre de 2014, e outra, do primeiro trimestre de 1996 ao terceiro trimestre de 2018. São usadas duas amostras em função da mudança da metodologia de cálculo do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para o PIB trimestral. Destaca-se que os dados foram coletados do *site* do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEADATA).

A variável escolhida para medir a taxa de crescimento do nível de atividade econômica é a diferença de quarta ordem do logaritmo do índice do PIB real, cuja base é fixa, com média igual a 100 em 1995.¹⁰ Para cada amostra, apresentamos a evolução do índice real do PIB e de sua taxa de crescimento nas Figuras 3.3-1 a 3.3-4. A Figura 3.3-1 mostra que há uma tendência de crescimento do PIB para o período de 1980 a 2014, enquanto a Figura 3.3-3 indica que, no período de 1996 a 2018, houve uma redução do índice a partir do último trimestre de 2014. Ao analisarmos as taxas de crescimento nas Figuras 3.3-2 e 3.3-4, percebe-se que o PIB apresentou considerável oscilação ao longo dos períodos considerados em cada amostra, o que indica que a economia passou por diversos períodos de expansão e de recessão.

Fonte: IPEADATA

¹⁰ Assim como Vieira e Pereira (2014), usamos a diferença de quarta ordem do logaritmo do PIB devido à sazonalidade encontrada na série. Doravante, y_t refere-se ao logaritmo do PIB, enquanto Δy_t refere-se a sua diferença de quarta ordem, isto é, $y_t - y_{t-4}$. Assim, Δy_t aponta a taxa de crescimento (anual) em relação ao mesmo trimestre do ano anterior.

Figura 3.3-2 - Brasil: Taxa de Crescimento do PIB de 1980 a 2014

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do PIB do IPEADATA

Figura 3.3-3 - Brasil: Índice de base fixa do PIB de 1996 a 2018

Fonte: IPEADATA.

Figura 3.3-4 - Taxa de Crescimento do PIB de 1996 a 2018

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do PIB do IPEADATA.

Em relação à taxa de crescimento do PIB da primeira amostra, 1980T1-2014T3 a Tabela 3.3-1 apresenta algumas estatísticas descritivas. Observamos que a média de crescimento nos 135 trimestres da amostra é de 2,43% ao ano. Mais especificamente, 102 trimestres apresentaram taxa de crescimento positiva, com uma média de 4,02% ao ano, e 33 trimestres tiveram uma taxa de crescimento negativa, sendo a média de -2,47% ao ano. Assim, há um indicativo de que, na maior parte desse período, a economia brasileira esteve em expansão. Ademais, a Tabela 3.3-1 indica os desvios padrão referentes a todos os trimestres da amostra (0,0368), aos trimestres de crescimento (0,0241) e aos trimestres de decrescimento (0,0238). Como os valores do desvio padrão dos períodos de crescimento e de decrescimento do PIB são próximos, há indícios de que modelos homocedásticos podem ser apropriados.

Tabela 3.3-1 - Estatística Descritiva: taxa de crescimento do PIB de 1980T1 a 2014T3

Estatística	Taxa de crescimento para todos os trimestres	Taxa de crescimento para trimestres positivos	Taxa de crescimento para trimestres negativos
Número de trimestres	135	102	33
Média	0,0243	0,0402	-0,0247
Desvio padrão	0,0368	0,0241	0,0238

Nota: Seja y_t o logaritmo do PIB real. A taxa de crescimento é calculada como $y_t - y_{t-4}$, sendo uma taxa anual obtida com relação ao mesmo trimestre do ano anterior. Na segunda coluna, as estatísticas são calculadas com base nos 135 trimestres da amostra. Na terceira (quarta) coluna, são considerados apenas os trimestres nos quais $y_t - y_{t-4} > 0$ ($y_t - y_{t-4} < 0$).

A segunda amostra, 1996T1-2018T4, é mais recente e menor, contando com 88 trimestres. Conforme apresentado na Tabela 3.3-2, há 70 trimestres de crescimento do PIB e 18 trimestres de decrescimento. No que diz respeito às taxas médias de crescimento, a Tabela 3.3-2 mostra que para todos os trimestres da amostra a taxa média foi de 2,23% ao ano, já a taxa média de crescimento por trimestres positivos foi de 3,35% ao ano e, para os negativos, de -2,11% ao ano. Assim como no caso da primeira amostra, o produto brasileiro apresentou um número maior de períodos de crescimento do que de decrescimento. Por fim, é possível analisar os desvios padrão, sendo o da amostra completa de 0,0299, dos períodos de expansão de 0,0209 e dos períodos de recessão 0,0167. Nessa amostra, a diferença dos desvios padrão sinaliza que modelos homocedásticos podem não ser apropriados.

Tabela 3.3-2 - Estatística Descritiva: taxa de crescimento do PIB de 1996T1 a 2018T4

Estatística	Taxa de crescimento para todos os trimestres	Taxa de crescimento para trimestres positivos	Taxa de crescimento para trimestres negativos
Número de trimestres	88	70	18
Média	0,0223	0,0335	-0,0211
Desvio padrão	0,0299	0,0209	0,0167

Nota: Seja y_t o logaritmo do PIB. A taxa de crescimento é calculada como $y_t - y_{t-4}$, sendo uma taxa anual obtida com relação ao mesmo trimestre do ano anterior. Na segunda coluna, as estatísticas são calculadas com base nos 88 trimestres da amostra. Na terceira (quarta) coluna, são considerados apenas os trimestres nos quais $y_t - y_{t-4} > 0$ ($y_t - y_{t-4} < 0$).

Como discutido, analisamos, neste trabalho, os efeitos do mercado monetário e do mercado de capitais sobre os ciclos econômicos do Brasil. Para representar o mercado monetário, incluímos, na probabilidade de transição, a taxa de juros real (r_t^S) ao trimestre (taxa de juros nominal over-Selic deflacionada pelo IPCA). De acordo com Silva *et al.* (2016), a taxa básica de juros, Selic, é uma variável de grande interesse, pois indica o custo de oportunidade do dinheiro e é a variável utilizada, em um regime de metas de inflação, para controlar a política monetária. Já para o mercado de capitais, consideramos o retorno real do índice Ibovespa (r_t^I) ao trimestre (retorno nominal do Ibovespa deflacionado pelo IPCA). As Figuras 3.3-5 a 3.3-8 apresentam a evolução dessas variáveis para cada amostra.

Figura 3.3-5 - Brasil: Taxa de juros e taxa de crescimento do PIB de 1981 a 2014

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do IPEADATA.

Em relação ao mercado monetário, tem-se que um aumento na taxa de juros pela autoridade monetária leva a uma elevação da taxa de juros real, assumindo que há uma rigidez de preços no curto prazo. Neste caso, devido ao aumento da taxa de juros, ocorreria uma redução em componentes da demanda agregada, como o investimento, o que culminaria na diminuição do produto. Sendo assim, em períodos de recessão, a autoridade monetária tende a reduzir a taxa de juros a fim de estimular a economia, acelerando-se a transição para um regime de expansão. Ao analisarmos as Figuras 3.3-5 e 3.3-6, notamos indícios de que, em períodos nos quais a taxa de crescimento do PIB é menor, como na crise internacional de 2008, houve uma redução dos juros.

Figura 3.3-6 - Brasil: Taxa de juros e taxa de crescimento do PIB de 1997 a 2018

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do IPEADATA.

Como as oscilações do Ibovespa são muito acentuadas, em relação às oscilações do produto, as Figuras 3.3-7 e 3.3-8 não evidenciam, de forma clara, uma possível associação entre essas variáveis. No entanto, em certos períodos de redução do PIB, como em 1990 e 2009, há indícios de uma queda no mercado acionário.

Figura 3.3-7 - Brasil: Taxas de crescimento: Ibovespa e PIB de 1981 a 2014

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do IPEADATA.

Figura 3.3-8 - Brasil: Taxas de crescimento: Ibovespa e PIB de 1997 a 2018

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do IPEADATA.

Por fim, com o intuito de identificar a ordem de integração dessas variáveis, aplicamos os testes de raiz unitária Dickey-Fuller aumentado (ADF), Phillips–Peron (PP) e Dickey-Fuller GLS (DF-GLS).¹¹ Para a primeira amostra (Tabela 3.3-3), os três testes indicam, ao nível de 5% de significância, que a taxa de crescimento do produto e o retorno real do Ibovespa são integradas de ordem zero. No que tange à taxa de juros real, os testes ADF e PP mostram que a variável é integrada de ordem zero, enquanto que o teste DF-GLS indica que a variável é integrada de ordem um.¹² Já os resultados da segunda amostra (Tabela 3.3-4) apresentam, ao nível de significância de 10%, o mesmo resultado para os três testes, a saber, que as séries taxa de crescimento do produto, taxa de juros real e retorno real do Ibovespa são integradas de ordem zero.

Tabela 3.3-3 - Testes de Raiz Unitária: séries de 1980 a 2014

Séries em nível	Estatística de Teste		
	ADF	PP	DF-GLS
Taxa de Crescimento do PIB	-3,59**	-3,14**	-3,33**
Taxa de Juros Real	-4,02***	-9,12***	-1,12
Retorno Real do Ibovespa	-18,27***	-51,09***	-16,96***

Nota: No caso dos testes ADF e DF-GLS, o número de defasagens da variável dependente incluídas na equação de teste foi definido com base no critério de informação de Schwarz. No caso do teste PP, foi usada a janela de Newey-West e o núcleo de Bartlett. Inicialmente, em ambos os testes, as equações de teste incluíram uma constante e uma tendência linear que, quando não significativas a 10%, foram excluídas. ***, **, * indicam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

¹¹ Para mais detalhes, ver Dickey e Fuller (1979), Phillips e Perron (1988) e Elliot, Rothemberg e Stock (1996).

¹² Apesar da diferença do teste de raiz unitária para a taxa de juros real, trataremos a variável como $I(0)$, uma vez que não se espera que a taxa de juros real tenha um comportamento explosivo.

Tabela 3.3-4 - Testes de Raiz Unitária: séries de 1996 a 2018

Séries em nível	Estatística de Teste		
	ADF	PP	DF-GLS
Taxa de Crescimento do PIB	-3,74**	-3,17*	-3,79***
Taxa de Juros Real	-3,22*	-4,96***	-3,21**
Retorno Real do Ibovespa	-10,05***	-69,15***	-9,66***

Nota: No caso dos testes ADF e DF-GLS, o número de defasagens da variável dependente incluídas na equação de teste foi definido com base no critério de informação de Schwarz. No caso do teste PP, foi usada a janela de Newey-West e o núcleo de Bartlett. Inicialmente, em ambos os testes, as equações de teste incluíram uma constante e uma tendência linear que, quando não significativas a 10%, foram excluídas. ***, **, * indicam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

3.3.2 Modelos Econométricos

Inicialmente, estimamos modelos autorregressivos univariados com mudanças de regimes markovianas, como proposto por Hamilton (1989), permitindo que o número de termos autorregressivos varie de 0 a 4 defasagens ($p = 0, 1, 2, 3, 4$)¹³. Ademais, consideramos modelos com dois e com três regimes ($n = 2, 3$). Dessa forma, relaxamos a hipótese restritiva de haver apenas dois regimes.

Como mencionado, y_t refere-se ao logaritmo do PIB. Defina $g_t \equiv y_t - y_{t-4}$ é a taxa de crescimento anual em relação ao respectivo trimestre do ano anterior. O modelo homocedástico pode ser descrito como:

$$g_t - \mu(s_t) = \alpha_1(g_{t-1} - \mu(s_{t-1})) + \dots + \alpha_4(g_{t-4} - \mu(s_{t-4})) + u_t \quad (4)$$

em que $u_t \sim iidN(0, \sigma^2)$ e s_t é a variável que indica o estado da economia no período t . Com $n = 2$ temos dois estados e, por isso, $s_t = \{1, 2\}$. Com $n = 3$ temos $s_t = \{1, 2, 3\}$. Esta especificação conta com 4 parâmetros autorregressivos, $\alpha_1, \dots, \alpha_4$. Com $n = 2$, temos os regimes 1 e 2 com as suas respectivas taxas de crescimento médias, μ_1 e μ_2 , e a variância constante, σ^2 . No caso de $n = 3$, há mais um parâmetro, a taxa média de crescimento do terceiro regime, μ_3 .

Ampliando a especificação proposta por Hamilton (1989), possibilitamos que a variância, além da média, dependa do regime da economia. Assim, o termo de erro do modelo torna-se $u_t \sim iidN(0, \sigma^2(s_t))$, sendo heterocedástico. Com $n = 2$, temos os regimes 1 e 2 e as

¹³ O modelo proposto por Hamilton (1989) consiste em um modelo de mudança de regime com probabilidades fixas de transição (FTP).

respectivas variâncias σ_1^2 e σ_2^2 . Naturalmente, havendo o terceiro regime é acrescentada a variância σ_3^2 .

Finalmente, consideramos modelos com probabilidades de transição variantes no tempo *a la* Filardo¹⁴ (1994), tanto homocedásticos com $u_t \sim iidN(0, \sigma^2)$, quanto heterocedásticos com $u_t \sim iidN(0, \sigma^2(s_t))$. Nos dois casos, as probabilidades de transição dependem, potencialmente, de, ao menos, uma variável defasada, digamos z_{t-j} , de modo que $P(S_t) = P[S_t = s_t | S_{t-1} = s_{t-1}, z_{t-j}]$, com $j \geq 0$. Neste trabalho, a variável z_t é representada pela taxa de juros Selic real, r_t^S , e pelo retorno do Ibovespa real, r_t^I .

Para um dado número de regimes n , o Quadro 3.3-1 apresenta todos os tipos de modelos considerados e o número de especificações estimadas. Consideramos que a ordem da parte autorregressiva do modelo (4) varia de 0 a 4, podendo ou não ser homocedástico. Os modelos do tipo 1 e 2 assumem que as probabilidades de transição são constantes. Nos modelos 3 a 8, esta hipótese é relaxada. Nos modelos 3 e 4, a defasagem do retorno do Ibovespa afetaria as probabilidades de transição. Nos modelos 5 e 6, seria relevante a defasagem da taxa Selic. Finalmente, nos modelos 7 e 8, consideramos ambas. Em todos esses casos, consideramos que a defasagem da variável que afeta as probabilidades de transição varia entre 0 a 4.

Quadro 3.3-1 - Especificações Consideradas

Tipo do Modelo	Ordem da parte autorregressiva	Variância	Probabilidades de transição	Ordem da defasagem de z_{t-j}	Número de especificações
1	$p = 0,1,2,3,4$	Homocedástica	FTP	-	5
2	$p = 0,1,2,3,4$	Heterocedástica	FTP	-	5
3	$p = 0,1,2,3,4$	Homocedástica	TVTP (r_t^I)	$j = 0,1,2,3,4$	25
4	$p = 0,1,2,3,4$	Heterocedástica	TVTP (r_t^I)	$j = 0,1,2,3,4$	25
5	$p = 0,1,2,3,4$	Homocedástica	TVTP (r_t^S)	$j = 0,1,2,3,4$	25
6	$p = 0,1,2,3,4$	Heterocedástica	TVTP (r_t^S)	$j = 0,1,2,3,4$	25
7	$p = 0,1,2,3,4$	Homocedástica	TVTP (r_t^I e r_t^S)	$j = 0,1,2,3,4$	25
8	$p = 0,1,2,3,4$	Heterocedástica	TVTP (r_t^I e r_t^S)	$j = 0,1,2,3,4$	25

¹⁴ A especificação de Filardo (1994) contempla mudanças nas probabilidades de transição entre os regimes ao longo do tempo (TVTP).

3.4 RESULTADOS

Este trabalho utiliza duas amostras trimestrais do PIB da economia brasileira, sendo uma referente ao período do primeiro trimestre de 1980 ao terceiro trimestre de 2014, e outra, do primeiro trimestre de 1996 ao terceiro trimestre de 2018. Na seção 3.4.1, apresentamos os resultados dos modelos referentes à primeira amostra, enquanto que, na seção 3.4.2, temos os resultados dos modelos da segunda amostra.

3.4.1 Amostra 1980T1 a 2014T3

Ao analisarmos as taxas de crescimento do produto brasileiro nas Figuras 3.3-2 e 3.3-4, percebe-se que há diferentes intensidades de recessões e de expansões, o que indica que modelos com apenas dois regimes não seriam os mais adequados. De fato, após a estimação de especificações com 2 regimes, notamos que os resultados não foram satisfatórios, uma vez que houve uma clara dificuldade em obter modelos bem especificados.¹⁵ Ao estimar os modelos com 3 regimes, várias especificações apresentaram três taxas de crescimento médio significativas, o que sugere que esta abordagem é mais adequada. Portanto, nos concentramos nos modelos com 3 regimes. Considerando todas as especificações listadas no Quadro 3.3-1, estimamos 160 modelos para cada amostra.

Considerando os resultados para a amostra referente ao período de 1980 a 2014, comparamos os modelos bem especificados, com 3 regimes, por meio dos critérios de informação de Akaike, Hannan-Quinn e Schwarz. Seleccionamos para cada tipo de modelo a melhor especificação que é apresentada no Quadro 3.4-1.

---

¹⁵ Por modelo bem especificado, entenda-se: especificações cujo processo de otimização foi convergente e que identificaram pelo menos dois regimes, isto é, duas taxas de crescimento médio significativas a 5% e com sinais opostos.

Quadro 3.4-1 - Especificações Seleccionadas: 1980 a 2014

Tipo de modelo	P	J	Critérios de Informação			Teste de Homocedasticidade (p-valor)	Algum z_{t-j} relevante?
			Akaike	Hannan-Quinn	Schwarz		
1	0	-	-4,1720	-4,0845	-3,9568	-	FTP
2	0	-	-4,1757	-4,0707	-3,9174	0,34	FTP
3	0	2	-4,2048	-4,0649	-3,8605	-	Não
4	1	4	-4,6597	-4,4894	-4,2406	0,00	Sim: r_t^I
5	0	4	-4,2233	-4,0827	-3,8773	-	Sim: r_t^S
6	0	4	-4,2505	-4,0923	-3,8612	0,18	Sim: r_t^S
7	0	-	-	-	-	-	-
8	-	4	-4,2054	-3,9945	-3,6864	-	Sim: r_t^I e r_t^S

Nota: P é o número de termos autorregressivos e j é a defasagem da variável que afeta as probabilidades de transição. Sendo que a variável z_{t-j} pode ser r_t^S , taxa de juros Selic real, e/ou r_t^I , retorno do Ibovespa real, r_t^I .

A fim de delimitar um pouco mais a escolha do melhor modelo, podemos comparar os critérios de informação e verificar, por meio do teste Wald, se há evidências a favor dos modelos homocedásticos ou heterocedásticos. Sendo assim, constatamos pelos critérios de informação, que no caso dos modelos com probabilidades de transição fixas (modelos do tipo 1 e 2), o critério de Akaike indica o modelo heterocedástico, enquanto os critérios de Hannan-Quinn e de Schwarz escolhem o modelo homocedástico. O teste de Wald para avaliar a hipótese nula $\ln(\sigma_1^2) = \ln(\sigma_2^2) = \ln(\sigma_3^2)$, tem p-valor igual a 0,34. Com isso, aos níveis de significância usuais, não rejeitamos a hipótese de que as variâncias sejam iguais. Portanto, encontramos evidência de que o modelo homocedástico é mais apropriado.

Com respeito aos modelos com probabilidades de transição variantes no tempo, adotamos o mesmo procedimento. Desse modo, considerando os modelos com o retorno do Ibovespa na probabilidade de transição (modelos do tipo 3 e 4), os critérios de informação sugerem a escolha do modelo heterocedástico. Isto é corroborado pelo teste Wald dado que o p-valor dele é inferior a 1%, sendo rejeitado, aos níveis de significância usuais, que as variâncias sejam iguais. Quando se utiliza a taxa de juros nas probabilidades de transição (modelos do tipo 5 e 6), os critérios de informação de Akaike e Hannan-Quinn indicam que o modelo heterocedástico seria mais apropriado; no entanto, de acordo com o critério de Schwarz, o modelo escolhido é o homocedástico. Ao averiguar o teste de Wald, a hipótese nula não é rejeitada, o que indica que o modelo pertinente é o homocedástico. Destaca-se que

não é necessário fazer a escolha entre os modelos com o retorno do Ibovespa e a taxa de juros Selic nas probabilidades de transição, pois não foi encontrada nenhuma especificação adequada para os modelos do tipo 7.

Identificados os modelos mais apropriados, apresentamos de forma mais detalhada os resultados de cada um deles. Desta forma, apresentamos, na Tabela 3.4-1, o melhor modelo do tipo 1. Identificaram-se três taxas de crescimento médias estatisticamente diferentes de zero, a 1% de significância, sendo os regimes de expansão alta ($\hat{\mu}_1 = 0,0590$), expansão moderada ($\hat{\mu}_3 = 0,0165$) e recessão ($\hat{\mu}_2 = -0,0367$).

Tabela 3.4-1 - Resultados da estimação do modelo selecionado do tipo 1

Variável dependente: taxa de crescimento do PIB.			
Especificação: $n = 3$, $p = 0$, homocedástico.			
Amostra: primeiro trimestre de 1980 ao terceiro trimestre de 2014.			
Parâmetros dependentes do regime			
	Regime 1: expansão alta	Regime 2: Recessão	Regime 3: expansão moderada
	μ_1	μ_2	μ_3
	0,0590***	-0,0367***	0,0165***
	(0,0039)	(0,0056)	(0,0034)
Variância			
	$\ln(\sigma^2)$		
	-3,9538		
	(0,0775)		
Probabilidades de transição			
	$p_{11} = 0,8529$	$p_{12} = 1,43E-09$	$p_{13} = 0,1470$
	$p_{21} = 0,1686$	$p_{22} = 0,6790$	$p_{23} = 0,1522$
	$p_{31} = 0,0497$	$p_{32} = 0,0883$	$p_{33} = 0,8619$
Duração de cada regime (em trimestres)			
	Regime 1 : 6,7994	Regime 2 : 3,1155	Regime 3: 7,2413
Critérios de Informação			
	Akaike : -4,1720	Hanna-Quinn : -4,0845	Schwarz : -3,9568

Nota: A duração de cada regime é calculada como $1/(1 - p_{ii})$, $i = 1,2,3$. Entre parêntesis estão os erros padrão. ***, **, * indicam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Em relação às probabilidades de transição, como são fixas, é fácil analisar as probabilidades de a economia continuar no mesmo regime ou mudar para outro regime. De acordo com essas probabilidades, quando a economia brasileira está em um dado regime, a maior probabilidade é de que ela permaneça nesse mesmo regime. O regime de expansão moderada é o mais persistente, pois apresenta a maior probabilidade de se continuar nesse regime (0,8619). Consequentemente, esse regime tem a maior duração, 7,2413 trimestres,

seguida do regime de expansão alta com 6,7994 trimestres e, por fim, os períodos recessivos que duram em média 3,1155 trimestres. Ademais, tem-se que a probabilidade de a economia estar em expansão alta e mudar para uma expansão moderada é maior do que para uma recessão, já quando a economia está em recessão, a probabilidade maior é de passar para uma expansão alta ao invés de uma expansão moderada.

Podemos, também, realizar inferência sobre o estado da economia por meio das probabilidades suavizadas que são apresentadas para o modelo selecionado do tipo 1 na Figura 3.4-1. Para cada trimestre, identificamos o regime em vigor com base naquele que apresenta a maior probabilidade suavizada. No caso analisado, as probabilidades suavizadas mostram que, no começo dos anos 80, a economia brasileira estava em recessão. A partir de 1984, constatamos que a economia passou para um regime de expansão alta e, de acordo com Fonseca e Monteiro (2008) *apud* Vargas e Felipe (2015), neste ano, após a recuperação econômica mundial e a maturação do II Plano Nacional de Desenvolvimento, a economia retomou o crescimento. No entanto, vemos que, no final da década de 80, temos novamente períodos de recessão, com alguns momentos de expansão moderada. Períodos recessivos também foram encontrados no começo da década de 90. Por fim, percebe-se uma mudança no crescimento da economia do país quando acontece a crise financeira mundial de 2008. Já em 2010 a economia brasileira mostrou indícios de recuperação da crise, no entanto, a partir de 2011, embora a taxa de crescimento continuasse, a atividade econômica mostrava sinais de desaceleração.

Figura 3.4-1 - Probabilidades Suavizadas do modelo selecionado do tipo 1

Nota: As áreas hachuradas de azul, branco e cinza representam, respectivamente, os períodos de expansão alta, expansão moderada e recessão.

Quanto aos modelos dos tipos 3 e 4, com alguma defasagem do retorno do Ibovespa afetando as probabilidades de transição, a análise prévia indica que o modelo heterocedástico com a quarta defasagem do retorno do Ibovespa é o mais adequado. Os resultados desse modelo estão apresentados na Tabela 3.4-2. Esse modelo apresenta 3 regimes e 1 componente autorregressivo cujo coeficiente é significativo a 1%. O primeiro regime é de recessão alta ($\hat{\mu}_1 = -0,0149$), o segundo é recessão moderada ($\hat{\mu}_2 = -0,0081$) e o terceiro de expansão ($\hat{\mu}_3 = 0,0484$). Destaca-se que, nos três regimes, a 10% de significância, as taxas de crescimento médias foram estatisticamente diferentes de zero. É interessante notar, que diferentemente dos modelos com probabilidades fixas, esta especificação encontra dois regimes de recessão ao invés de dois regimes de expansão. De todo modo, constatamos que há uma maior probabilidade de a economia estar em expansão e continuar neste regime, 0,9224, do que mudar de regime. Resultado similar, de maior probabilidade de permanência no regime em que se encontra, é visto também no caso da recessão alta (0,6033). No entanto, quando a economia está em um regime de recessão moderada, verificamos uma maior probabilidade de mudança para o regime de recessão alta (0,5181) ao invés de permanecer no regime de expansão moderada (0,4818). Finalmente, a análise da duração de cada regime indica que a duração do regime de expansão é mais longa, 17,1013 trimestres, enquanto que as recessões alta e moderada duram 3,1436 e 1,9958 trimestres, respectivamente.

A Figura 3.4-2 apresenta as probabilidades suavizadas do modelo reportado na Tabela 3.4-2. Geralmente a economia está em expansão no período sob análise, apesar das probabilidades indicarem vários períodos de recessão. Constatamos, assim como no modelo anterior, um grande período de expansão a partir de 1995, que é finalizado com a crise financeira internacional de 2008. A Figura 3.4-2 mostra que, após esta crise até o fim do terceiro trimestre de 2014, a economia brasileira não se recuperou a ponto de mudar para um regime de expansão.

Tabela 3.4-2 - Resultados da estimação do modelo selecionado do tipo 4

Variável dependente: taxa de crescimento do PIB.

Especificação: $n = 3$, $p = 1$, heterocedástico, com retorno do Ibovespa na probabilidade de transição.

Amostra: primeiro trimestre de 1980 ao terceiro trimestre de 2014.

Parâmetros constantes

$$\alpha_1$$

$$0,7851^{***}$$

$$(0,0196)$$

Parâmetros dependentes do regime

Regime 1:		Regime 2:		Regime 3:	
recessão alta		recessão moderada		expansão	
μ_1	$\ln(\sigma_1^2)$	μ_2	$\ln(\sigma_2^2)$	μ_3	$\ln(\sigma_3^2)$
-0,0149***	-3,4274***	-0,0081*	-6,1448***	0,0484***	-4,1464***
(0,0050)	(0,1382)	(0,0041)	(0,2323)	(0,0051)	(0,0986)

Probabilidades de transição

$p_{11} = 0,6033$	$p_{12} = 0,2651$	$p_{13} = 0,1315$
$p_{21} = 0,5181$	$p_{22} = 0,4818$	$p_{23} = 1,61E-07$
$p_{31} = 0,0300$	$p_{32} = 0,0474$	$p_{33} = 0,9224$

Duração de cada regime (em trimestres)

Regime 1 : 3,1436	Regime 2 : 1,9958	Regime 3 : 17,1013

Critérios de Informação

Akaike : -4,6597	Hanna-Quinn : -4,4894	Schwarz : -4,2406

Parâmetros da Matriz de Transição

P_{11-c}	$P_{11-ibov_{(-4)}}$	P_{12-c}	$P_{12-ibov_{(-4)}}$
1,6843**	2,2494	0,8546	0,9126
(0,7023)	(1,5880)	(0,7564)	(1,3768)
P_{21-c}	$P_{21-ibov_{(-4)}}$	P_{22-c}	$P_{22-ibov_{(-4)}}$
14,9740	-0,2323	14,8996	0,5736
(319,3497)	(197,4285)	(319,3497)	(197,4725)
P_{31-c}	$P_{31-ibov_{(-4)}}$	P_{32-c}	$P_{32-ibov_{(-4)}}$
-5,9035**	-6,2393*	-2,9789***	0,2603
(2,5161)	(3,5503)	(0,5999)	(1,4218)

Nota: A duração de cada regime é calculada como $1/(1 - p_{ii})$, $i = 1, 2, 3$. Entre parêntesis, estão os erros padrão. ***, **, * indicam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Em relação aos parâmetros da probabilidade de transição, há evidência de que quanto maior a quarta defasagem do retorno do Ibovespa, menor a chance de a economia mudar de uma expansão para uma recessão moderada. Segundo Pimenta Júnior e Higuchi (2008), o aumento dos fluxos de investimento por investidores e empresas indica que o mercado brasileiro de ações está se tornando mais chamativo e acessível para os investidores estrangeiros que querem diversificar os seus portfólios. À medida que há uma relação causal entre o mercado de capitais e os níveis de investimento, dado que é o modo mais eficiente, e com menor risco, de canalizar recursos da poupança privada para as empresas (VIEIRA NETO; FÉLIX, 2002), uma elevação no retorno do Ibovespa incentiva a economia a continuar em expansão, pois as empresas que estão decididas a realizarem investimentos podem efetivá-los por meio do aumento de recursos disponíveis no mercado de capitais.

Figura 3.4-2 - Probabilidades Suavizadas do modelo selecionado do tipo 4

Nota: As áreas hachuradas de cinza escuro, cinza claro e branco representam, respectivamente, os períodos de recessão alta, recessão moderada e expansão.

Com respeito aos modelos dos tipos 5 e 6, nos quais defasagens da taxa de juros Selic afetariam as probabilidades de transição entre os regimes da economia, a Tabela 3.4-3 mostra que o modelo selecionado é homocedástico, não possui defasagens autoregressivas e capta 3 regimes, expansão moderada, recessão e expansão alta, com taxas de crescimento médias significativas a 1% de 0,0160, -0,0378, e, 0,0579, respectivamente. As probabilidades de transição mostram que dado que a economia está em expansão, há uma maior probabilidade

de se manter nesse regime, sendo que, no caso da expansão moderada, a probabilidade é de 0,8550 e da expansão alta de 0,8183. Ambas são maiores do que a probabilidade de a economia estar em recessão e permanecer neste regime, 0,7274. Ademais, temos que a probabilidade de estar em expansão moderada e mover para uma recessão (0,0696) é menor do que migrar para uma expansão alta (0,0752). Já nos casos em que a economia está em recessão, a probabilidade de alterar para uma expansão alta (0,2012) é maior do que para uma expansão moderada (0,0713). Por fim, no caso de uma expansão alta, a maior probabilidade de transição é para um regime de expansão moderada (0,1269), ao invés de recessão (0,0592). Como as probabilidades de se manter em expansão são maiores, as durações destes regimes também são maiores, de modo que, a expansão moderada tem duração de 9,7264 trimestres e a expansão alta de 8,5511 trimestres. Já os períodos recessivos duram, aproximadamente, 3,7591 trimestres.

Como mencionado anteriormente, nesta parte do trabalho, estamos explorando o modelo com a taxa de juros na probabilidade de transição, sendo que a melhor especificação foi da quarta defasagem da taxa de juros. O parâmetro da matriz de probabilidade de transição, que foi significativo a 5%, indica que uma maior taxa de juros reduz a probabilidade de se transitar de um regime de expansão alta para recessão, isto é, um aumento da taxa de juros estimula o crescimento da economia. Este resultado é diferente do esperado, pois geralmente associa-se uma menor taxa de juros a um aumento da probabilidade da economia passar de um período recessivo para uma expansão.

Graficamente, é possível analisar as probabilidades suavizadas desse modelo (Figura 3.4-3) que indicam probabilidade de maior ocorrência do regime de expansão moderada, assim como no modelo com probabilidade de transição fixa. Ademais, ambos os modelos (1 e 5) captaram os mesmos períodos recessivos.

Tabela 3.4-3 - Resultados da estimação do modelo selecionado do tipo 5

Variável dependente: taxa de crescimento do PIB.

Especificação: $n = 3$, $p = 0$, homocedástico com juros na probabilidade de transição.

Amostra: primeiro trimestre de 1980 ao terceiro trimestre de 2014.

Parâmetros dependentes do regime			
Regime 1: expansão moderada		Regime 2: Recessão	Regime 3: expansão alta
μ_1		μ_2	μ_3
0,0160***		-0,0378***	0,0579***
(0,0037)		(0,0051)	(0,0041)
Variância			
$\ln(\sigma^2)$			
-3,9664			
(0,0752)			
Probabilidades de transição			
$p_{11} = 0,8550$		$p_{12} = 0,0696$	$p_{13} = 0,0752$
$p_{21} = 0,0713$		$p_{22} = 0,7274$	$p_{23} = 0,2012$
$p_{31} = 0,1269$		$p_{32} = 0,0592$	$p_{33} = 0,8138$
Duração de cada regime (em trimestres)			
Regime 1 : 9,7264		Regime 2 : 3,7591	Regime 3 : 8,5511
Critérios de Informação			
Akaike : -4,2233		Hanna-Quinn : -4,0827	Schwarz : -3,8773
Parâmetros da Matriz de Transição			
P_{11-c}	$P_{11-r(-4)}$	P_{12-c}	$P_{12-r(-4)}$
3,8524***	-0,3240	1,2814	-0,5820
(1,4892)	(0,3587)	(1,6371)	(0,3719)
P_{21-c}	$P_{21-r(-4)}$	P_{22-c}	$P_{22-r(-4)}$
-0,7840	-0,2296	1,4843*	-0,0694
(1,9690)	(0,1994)	(0,8053)	(0,1041)
P_{31-c}	$P_{31-r(-4)}$	P_{32-c}	$P_{32-r(-4)}$
-1,4981**	-0,1480	-6,1412	-1,5071**
(0,6517)	(0,1823)	(12,4715)	(3,3326)

Nota: A duração de cada regime é calculada como $1/(1 - p_{ii})$, $i = 1, 2, 3$. Entre parêntesis estão os erros padrão.
 ***, **, * indicam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Figura 3.4-3 - Probabilidades Suavizadas do modelo selecionado do tipo 5

Nota: As áreas hachuradas de azul, branco e cinza representam, respectivamente, os períodos de expansão alta, expansão moderada e recessão.

Após estimarmos os modelos de mudança de regime de Markov com o retorno do Ibovespa e taxa de juros Selic na probabilidade de transição variável, separadamente, consideramos uma nova especificação, na qual tanto o retorno do Ibovespa quanto a taxa de juros Selic são inseridos na probabilidade de transição. Ao observar os resultados, não encontramos uma especificação adequada para os modelos homocedásticos, já no caso dos heterocedásticos, comparamos os modelos bem especificados com base nos critérios de informação e constatamos que a melhor especificação foi o modelo com 3 regimes, sem defasagens autoregressivas, com a quarta defasagem do retorno do Ibovespa e da taxa de juros Selic nas probabilidades de transição (Tabela 3.4-4). Nesta especificação, as taxas de crescimento médias foram: $\hat{\mu}_1 = 0,0562$, na expansão alta, $\hat{\mu}_2 = -0,0370$, na recessão e $\hat{\mu}_3 = 0,0142$, na expansão moderada, sendo as três taxas de crescimento médias significativas a 1%.

A Tabela 3.4-4 também apresenta a probabilidade de a economia continuar no mesmo regime ou mudar para os outros regimes. De acordo com estas probabilidades, quando a economia está em um regime, há uma maior probabilidade de permanecer neste regime, independente se ele for de expansão alta (0,8198), expansão moderada (0,7957) ou recessão (0,7337). Em relação à duração dos regimes, tem-se que a duração da expansão moderada foi mais alta, com 12,6472 trimestres, seguida de expansão alta com 8,0238 trimestres, enquanto que as recessões duraram 3,9985 trimestres. No que se refere à probabilidade de mudar de

um regime para outro regime diferente percebemos que quando a economia está em um regime de expansão alta, a probabilidade maior é de passar para uma expansão moderada (0,1575). Quando a economia se encontra em um regime de recessão, a probabilidade de mudar para expansão alta (0,2078) é maior do que para expansão moderada (0,0584), enquanto que, estando em um regime de expansão moderada, a mudança para um regime de expansão alta (0,1144) tem maior probabilidade do que para o regime de recessão (0,0898).

Tabela 3.4-4 - Resultados da estimação do modelo selecionado do tipo 8

Variável dependente: taxa de crescimento do PIB.

Especificação: $n = 3$, $p = 0$, heterocedástico, com retorno do Ibovespa e juros na probabilidade de transição.

Amostra: primeiro trimestre de 1980 ao terceiro trimestre de 2014.

Parâmetros dependentes do regime

Regime 1: expansão alta		Regime 2: recessão		Regime 3: expansão moderada	
μ_1	$\ln(\sigma_1^2)$	μ_2	$\ln(\sigma_2^2)$	μ_3	$\ln(\sigma_3^2)$
0,0562***	-3,9938***	-0,0370***	3,7344***	0,0142***	-4,0944***
(0,0038)	(0,1271)	(0,0064)	(0,1923)	(0,0034)	(0,1302)

Probabilidades de transição

$p_{11} = 0,8198$	$p_{12} = 0,0225$	$p_{13} = 0,1575$
$p_{21} = 0,2078$	$p_{22} = 0,7337$	$p_{23} = 0,0584$
$p_{31} = 0,1144$	$p_{32} = 0,0898$	$p_{33} = 0,7957$

Duração de cada regime (em trimestres)

Regime 1 : 8,0238	Regime 2 : 3,9985	Regime 3 : 12,6472

Critérios de Informação

Akaike : -4,2054	Hanna-Quinn : -3,9945	Schwarz : -3,6864

Parâmetros da Matriz de Transição

P_{11-c}	$P_{11-ibov(-4)}$	$P_{11-r(-4)}$	P_{12-c}	$P_{12-ibov(-4)}$	$P_{12-r(-4)}$
1,3947*	0,1196	0,1516	-616,8918	-734,5339	-54,0220
(0,6054)	(1,5000)	(0,1650)	(246760,4)	(275904,3)	(32169,11)
P_{21-c}	$P_{21-ibov(-4)}$	$P_{21-r(-4)}$	P_{22-c}	$P_{22-ibov(-4)}$	$P_{22-r(-4)}$
1,2722	-1,4282	0,3507	2,7852	-1,1411	0,2692
(2,3979)	(3,2031)	(0,3351)	(2,2415)	(2,9580)	(0,3218)
P_{31-c}	$P_{31-ibov(-4)}$	$P_{31-r(-4)}$	P_{32-c}	$P_{32-ibov(-4)}$	$P_{32-r(-4)}$
-4,830**	4,2664	0,5286	-2,723***	-3,1352*	-0,5064**
(2,1118)	(3,4263)	(0,3548)	(0,8497)	(1,7721)	(0,2048)

Nota: A duração de cada regime é calculada como $1/(1 - p_{ii})$, $i = 1,2,3$. Entre parêntesis, estão os erros padrão. ***, **, * indicam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Ao inserirmos o retorno do Ibovespa e a taxa de juros na probabilidade de transição, a melhor especificação do modelo continuou sendo com a quarta defasagem dessas variáveis.

No caso da taxa de juros, tem-se que uma maior taxa reduz a probabilidade de a economia brasileira mudar de um regime de expansão moderada para recessão. Resultado similar é visto com o retorno do Ibovespa, pois uma maior taxa de crescimento do Ibovespa reduz a probabilidade de mudar de uma expansão moderada para uma recessão.

As probabilidades suavizadas do modelo reportado na Tabela 3.4-4 são apresentadas na Figura 3.4-4. Como se trata de um modelo com três regimes, consideramos a ocorrência de um regime quando apresenta a maior probabilidade suavizada. No caso desse modelo, percebe-se que há uma maior probabilidade de ocorrência do regime de expansão moderada. Constatamos, também, na Figura 3.4-4, que os períodos recessivos captados pelo modelo selecionado do tipo 8 foram coincidentes com os estimados pelos modelos anteriores. No entanto, enquanto os outros modelos identificaram 6 períodos de expansão alta, o último modelo apresentado conseguiu capturar 8 ciclos de expansão elevada. Na Tabela 3.4-5, apresentamos a estimativa dos ciclos recessivos para os quatro modelos selecionados. Os resultados dos modelos do tipo 1, 5 e 8 são semelhantes, indicando a robustez dos mesmos. Já o modelo 4 captou uma maior quantidade de períodos recessivos, indicando certa instabilidade na economia.

Figura 3.4-4 - Probabilidades Suavizadas do modelo selecionado do tipo 8

Nota: As áreas hachuradas de azul, branco e cinza representam, respectivamente, os períodos de expansão alta, expansão moderada e recessão.

Tabela 3.4-5 - Estimativa dos ciclos recessivos: 1980 a 2014

Modelo 1	Modelo 4		Modelo 5	Modelo 8
	Moderada	Alta		
1981-II a 1982-I	1982-II a 1982-III	1982-II a 1982-III	1981-II a 1982-I	1981-II a 1982-I
1983-I a 1983-IV	1987-III a 1988-II	1983-I a 1983-IV	1983-I a 1983-IV	1983-I a 1983-IV
1988-IV a 1989-I	1991-III a 1992-I	1988-III a 1989-I	1988-IV a 1989-I	1988-IV a 1989-I
1990-II a 1990-IV	1992-III a 1993-I	1990-II a 1990-IV	1990-II a 1990-IV	1990-II a 1990-IV
1992-I a 1992-III	1994-II a 1994-III	1991-III a 1992-I	1992-I a 1992-III	1992-I a 1992-III
2009-I a 2009-III	1995-III a 1995-IV	1992-III a 1993-I	2009-I a 2009-III	2009-I a 2009-III
	1996-I a 1996-II	1993-II a 1993-III		
	2008-III a 2008-IV	1994-II a 1994-III		
	2009-II a 2009-III	1995-III a 1995-IV		
	2010-III a 2012-II	1996-I a 1996-II		
	2012-IV a 2013-I	2009-I a 2009-II		
	2014-I a 2014-II	2009-IV a 2010-II		
		2012-III a 2012-IV		
		2013-II a 2013-III		
		2014-I a 2014-II		

A Tabela 3.4-5 mostra que, no começo dos anos 80, todos os modelos captaram períodos recessivos. Segundo Carneiro e Modiano (2014), as dificuldades enfrentadas pelo Brasil nesse período estavam relacionadas com a crise econômica iniciada nos anos 70, proveniente dos efeitos dos choques do petróleo e do aumento dos juros internacionais. Ademais, a deterioração dos termos de trocas que ocorreu entre 1980 e 1983 prejudicou o crescimento via expansão do mercado interno (VARGAS; FELIPE, 2015). O fim desta década foi marcado pelo esgotamento do modelo de desenvolvimento baseado na substituição de importações. Além disso, o período de 1986 a 1991 foi marcado pelo fracasso dos diversos planos de estabilização que tentaram controlar a inflação, a saber, Plano Cruzado (1986), Plano Bresser (1987), Plano Verão (1989), Plano Collor I (1990) e Plano Collor II (1991) (GIAMBIAGI *et al.*, 2005).

Em relação às recessões datadas no começo da década de 90, temos que, de acordo com Giambiagi *et al.* (2005), o Plano Collor I contribuiu para a recessão econômica do Brasil

ao sequestrar a liquidez, e, posteriormente, em 1992, instalou-se uma crise na economia devido ao processo de *impeachment* do presidente.

Outro período recessivo captado pelos modelos condiz com a crise econômica global iniciada em 2008. De acordo com Araújo e Gentil (2011), o governo adotou políticas anticíclicas para recuperar a economia, incluindo redução da taxa básica de juros brasileira, redução dos depósitos compulsórios e da exigência de capital dos bancos e uma política fiscal mais expansionista, com aumento dos gastos do governo federal. Ademais, devido ao colapso dos mercados financeiros, os bancos públicos aumentaram as linhas de crédito. Já em 2010, a economia brasileira mostrou indícios de recuperação da crise.

Por fim, podemos sumarizar os resultados encontrados na Tabela 3.4-6. Todos os modelos captaram três regimes para o ciclo econômico brasileiro. Dentre esses modelos, apenas o modelo 4 captou dois regimes recessivos e um expansivo, enquanto as outras especificações identificaram dois regimes de expansão e um de recessão. Em relação à inclusão de variáveis z_t nos modelos, fazendo com que as probabilidades de transição deixassem de ser fixas, constatamos que as variáveis escolhidas, taxa de juros e retorno acionário, foram relevantes em poucos casos. Nos modelos nos quais elas foram inseridas, das 6 probabilidades de transição existentes, apenas 1 foi significativa. Sendo assim, apesar de constatarmos que elas influenciam a mudança de regime, esta interferência parece ser bastante limitada.

Tabela 3.4-6 – Resultados sucintos: 1980 a 2014

(continua)

Modelos	Duração de cada regime			Probabilidade de Transição
	Regime 1	Regime 2	Regime 3	
Modelo selecionado do tipo 1	Expansão alta: 6,7994	Recessão: 3,1155	Expansão moderada: 7,2413	Fixa
Modelo selecionado do tipo 4	Recessão alta: 3,1436	Recessão moderada: 1,9958	Expansão: 17,1013	Quarta defasagem da taxa de crescimento do índice bovespa significativo: quanto maior a taxa de crescimento do índice, menor a probabilidade de mudar de um regime de expansão para recessão moderada.
Modelo selecionado do tipo 5	Expansão moderada: 9,7264	Recessão: 3,7591	Expansão alta: 8,5511	Quarta defasagem da taxa de juros significativa: quanto maior a taxa de juros, menor a probabilidade de mudar de um regime de expansão alta para recessão.

Tabela 3.4-6 - Estimativa dos ciclos recessivos: 1980 a 2014

(continuação)

Modelo selecionado do tipo 8	Expansão alta: 8,0238	Recessão: 3,9985	Expansão moderada: 12,6472	Quarta defasagem da taxa de crescimento do índice bovespa significativo: quanto maior a taxa de crescimento do índice, menor a probabilidade de mudar de um regime de expansão moderada para recessão. Quarta defasagem da taxa de juros significativa: quanto maior a taxa de juros, menor a probabilidade de mudar de um regime de expansão moderada para recessão.

(conclusão)

3.4.2 Amostra 1996T1 a 2018T3

Nesta parte do trabalho, analisamos os resultados da amostra mais recente: primeiro trimestre de 1996 ao terceiro trimestre de 2018 e apresentamos no Quadro 3.4-2 a melhor especificação selecionada para cada tipo de modelo. Iniciamos pelos modelos de probabilidades de transição fixas. Como os menores valores dos critérios de informação são obtidos para o modelo homocedástico, temos indícios de que este é o mais adequado. Para averiguar isto, aplicamos o teste Wald para verificar se a hipótese nula $\ln(\sigma_1^2) = \ln(\sigma_2^2) = \ln(\sigma_3^2)$ é rejeitada ou não. Como o p-valor foi superior a 1%, não se rejeita, aos níveis de significância usuais, que as variâncias sejam iguais. Portanto, há indicativo de que o modelo homocedástico é mais apropriado.

Da mesma forma, para a amostra de 1980-2014 também estimamos os modelos de mudança de regime de Markov com probabilidade de transição variando no tempo. Considerando o retorno acionário, representado pelo retorno do Ibovespa, como a variável inserida na probabilidade de transição, para escolher a especificação do modelo, heterocedástico ou homocedástico, verificamos os critérios de informação e o resultado do teste de Wald. Pelos critérios de informação de Hanna-Quinn e Schwarz, seria adequado o modelo homocedástico, já pelo critério de Akaike, o modelo heterocedástico é preferível. Sendo assim, realizamos o teste Wald e constatamos que o modelo selecionado é o

homocedástico, pois não se rejeita, aos níveis de significância usuais, que as variâncias são iguais.

No caso da especificação com a taxa de juros Selic na probabilidade de transição, apenas o modelo com três regimes, nenhuma defasagem e quarta defasagem da taxa de juros na probabilidade de transição resultou em uma especificação adequada, por isso, não foi preciso analisar os critérios de informação ou realizar o teste de Wald.

Por fim, salientamos que os resultados para o modelo com o retorno do Ibovespa e taxa de juros Selic nas probabilidades de transição não foram apresentados pelo fato de que não foi possível identificar uma especificação adequada.

Quadro 3.4-2 - Especificações Seleccionadas: 1996 a 2018

Tipo de modelo	P	J	Critérios de Informação			Teste de Homocedasticidade (p- valor)	Algum z_{t-j} relevante?
			Akaike	Hannan-Quinn	Schwarz		
1	0	-	-4,7276	-4,6141	-4,4460	-	FTP
2	0	-	-4,6766	-4,5406	-4,3388	0,15	FTP
3	0	2	-4,6556	-4,4741	-4,2052	-	Não
4	0	4	-4,6565	-4,4524	-4,1498	0,23	Não
5	0	4	-4,7010	-4,5196	-4,2506	-	Não
6	-	-	-	-	-	-	-
7	-	-	-	-	-	-	-
8	-	-	-	-	-	-	-

Nota: P é o número de termos autorregressivos e j é a defasagem da variável que afeta as probabilidades de transição. Sendo que a variável z_{t-j} pode ser r_t^S , taxa de juros Selic real, e/ou r_t^I , retorno do Ibovespa real, r_t^I .

Em relação à especificação com a probabilidade de transição fixa, o modelo escolhido está exibido na Tabela 3.4-7 e trata-se de um modelo com 3 regimes e nenhuma defasagem. Os três regimes apresentaram taxas de crescimento médio estatisticamente significativas,

sendo a taxa de crescimento médio da expansão moderada, 0,0172, da recessão, -0,0273, e, da expansão alta, 0,0537.

Tabela 3.4-7- Resultados da estimação do modelo selecionado do tipo 1

Variável dependente: taxa de crescimento do PIB.		
Especificação: $n = 3$, $p = 0$, homocedástico.		
Amostra: primeiro trimestre de 1996 ao terceiro trimestre de 2018.		
Parâmetros dependentes do regime		
Regime 1: expansão moderada	Regime 2: recessão	Regime 3: expansão alta
μ_1	μ_2	μ_3
0,0172***	-0,0273***	0,0537***
(0,0059)	(0,0065)	(0,0062)
Variância		
$\ln(\sigma^2)$		
-4,2257		
(0,1197)		
Probabilidades de transição		
$p_{11} = 0,8793$	$p_{12} = 0,0418$	$p_{13} = 0,0788$
$p_{21} = 0,0940$	$p_{22} = 0,8232$	$p_{23} = 0,0827$
$p_{31} = 0,1803$	$p_{32} = 3,97E-10$	$p_{33} = 0,8196$
Duração de cada regime (em trimestres)		
Regime 1 : 8,2878	Regime 2 : 5,6571	Regime 3 : 5,5438
Critérios de Informação		
Akaike : -4,7276	Hanna-Quinn : -4,6141	Schwarz : -4,4460

Nota: A duração de cada regime é calculada como $1/(1 - p_{ii})$, $i = 1,2,3$. Entre parêntesis, estão os erros padrão. ***, **, * indicam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Os modelos de mudança de regime markoviano também nos fornecem as probabilidades de a economia continuar no mesmo regime ou mudar para o outro regime. No modelo escolhido, verificamos que as maiores probabilidades são de que a economia permaneça no regime em que já se encontra, seja um regime de expansão moderada (0,8793), de recessão (0,8232) ou de expansão alta (0,8196). Ao analisarmos a probabilidade da economia mudar para um regime diferente, é possível ver que, quando a economia está em

expansão moderada, a maior probabilidade é de passar para uma expansão alta (0,0788) do que para uma recessão (0,0418). Na situação em que a economia está em recessão, a probabilidade de modificar para uma expansão alta (0,0827) é menor do que para expansão moderada (0,0940), enquanto que no caso da economia estar em uma expansão alta, a probabilidade de mudar para uma recessão é muito pequena, sendo a probabilidade de alterar para um regime de expansão moderada mais elevada (0,1803). Em relação à duração dos regimes, o de expansão moderada tem a maior duração, 8,2878 trimestres, já os regimes de recessão e expansão alta tem duração média muito semelhantes, 5,6571 e 5,5438 trimestres, consecutivamente.

Podemos inferir o estado da economia por meio das probabilidades suavizadas que são apresentadas na Figura 3.4-5. Quando a probabilidade de certo regime é maior, identificamos como sendo este o regime que a economia se encontra. Sendo assim, percebe-se que a economia brasileira esteve em expansão moderada na maior parte do período sob análise. No entanto, o gráfico mostra que o modelo conseguiu captar a crise econômica internacional em 2008, que afetou negativamente o PIB brasileiro, e a recessão enfrentada pelo país entre 2014-2017¹⁶.

Figura 3.4-5 - Probabilidades Suavizadas do modelo selecionado do tipo 1

Nota: As áreas hachuradas de azul, branco e cinza representam, respectivamente, os períodos de expansão alta, de expansão moderada e de recessão.

¹⁶ De acordo com o Comitê de Datação do Ciclo Econômico (Codace) da Fundação Getúlio Vargas, a economia brasileira encontra-se formalmente em recessão desde o segundo trimestre de 2014.

Do mesmo modo que fizemos com a amostra de 1980-2014, estimamos os modelos de mudança de regime de Markov com probabilidade de transição variando no tempo. Os primeiros resultados, apresentados na Tabela 3.4-8, mostram que o modelo bem especificado apresentou 3 regimes, nenhuma defasagem autorregressiva e a segunda defasagem do retorno do Ibovespa na probabilidade de transição. Este modelo captou 3 taxas de crescimento médias significativas a 1%, sendo a primeira caracterizada como regime de expansão moderada ($\hat{\mu}_1 = 0,0238$), a segunda de expansão alta ($\hat{\mu}_2 = 0,0590$) e a terceira de recessão ($\hat{\mu}_3 = -0,0190$).

No tocante às probabilidades de transição deste modelo, percebemos que, assim como nos casos anteriores, há uma maior probabilidade de a economia permanecer em qualquer que seja o regime. No caso da expansão moderada, esta probabilidade é de 0,9037; na expansão alta, tem-se 0,7920, e, na recessão, a probabilidade é de 0,7845. O fato de a maior probabilidade ser em expansão moderada e continuar neste regime é compatível com o resultado da duração de cada regime que mostra que o regime de expansão moderada dura aproximadamente 13,4339 trimestres, enquanto o regime de expansão alta tem duração de 7,8746 trimestres e períodos de recessão, 8,1803 trimestres. Quando examinamos as probabilidades de transitar entre os regimes, tem-se que a economia em um estado de expansão moderada tem maior probabilidade de passar para uma recessão (0,0514) do que para uma expansão alta (0,0448), enquanto que quando parte de um estado de expansão alta, a probabilidade maior é de passar para uma expansão moderada (0,2079) ao invés de recessão. Já na situação em que a economia está em um período recessivo, há uma maior probabilidade de mudança para expansão moderada (0,1684).

Avaliamos os parâmetros da matriz de transição para verificar se a inclusão do retorno do Ibovespa na probabilidade de transição contribuiu para explicar a transição de um regime para outro. No entanto, os resultados mostram que o retorno do Ibovespa não foi relevante para a transição entre regimes em nenhum dos casos.

Tabela 3.4-8 - Resultados da estimação do modelo selecionado do tipo 3

Variável dependente: taxa de crescimento do PIB.

Especificação: $n = 3$, $p = 0$, homocedástico, com retorno do Ibovespa na probabilidade de transição.

Amostra: primeiro trimestre de 1996 ao terceiro trimestre de 2018.

Parâmetros dependentes do regime

Regime 1:
expansão moderada

μ_1
0,0238***
(0,0029)

Regime 2:
expansão alta

μ_2
0,0590***
(0,0050)

Regime 3:
Recessão

μ_3
-0,0190***
(0,0040)

Variância

$\ln(\sigma^2)$
-4,2224
(0,0893)

Probabilidades de transição

$p_{11} = 0,9037$
 $p_{21} = 0,2079$
 $p_{31} = 0,1684$

$p_{12} = 0,0448$
 $p_{22} = 0,7920$
 $p_{32} = 0,0470$

$p_{13} = 0,0514$
 $p_{23} = 8,57E-07$
 $p_{33} = 0,7845$

Duração de cada regime (em trimestres)

Regime 1 : 13,4339

Regime 2 : 7,8746

Regime 3 : 8,1803

Critérios de Informação

Akaike : -4,6556

Hanna-Quinn : -4,4741

Schwarz : -4,2052

Parâmetros da Matriz de Transição

P_{11-c}	$P_{11-ibov(-2)}$	P_{12-c}	$P_{12-ibov(-2)}$
4,1751**	9,6184	1,1305	10,9062
(1,7621)	(6,2979)	(1,9210)	(7,6280)
P_{21-c}	$P_{21-ibov(-2)}$	P_{22-c}	$P_{22-ibov(-2)}$
12,2492	1,3960	13,7871	-3,1654
(281,2476)	(485,7680)	(281,8469)	(485,8235)
P_{31-c}	$P_{31-ibov(-2)}$	P_{32-c}	$P_{32-ibov(-2)}$
-2,9899	-12,9417	-2,9813**	2,1951
(1,6930)	(10,2119)	(1,4280)	(6,2026)

Nota: A duração de cada regime é calculada como $1/(1 - p_{ii})$, $i = 1, 2, 3$. Entre parêntesis, estão os erros padrão. ***, **, * indicam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

As probabilidades suavizadas fazem inferência sobre o estado da economia e são apresentadas na Figura 3.4-6. Nesse caso, observamos que, em grande parte do período em análise, a economia está em um regime de expansão moderada, pois a probabilidade de ocorrência desse regime é superior aos outros dois regimes. Assim como no modelo anterior, as crises que se iniciaram em 2008 e 2014 foram captadas, e a inclusão do retorno do Ibovespa conseguiu identificar outro período recessivo no começo da amostra, entre 1998-2000. Nesse período, é possível averiguar a ocorrência das crises asiática (1997), russa (1998) e brasileira (1999), que impactaram outros países além dos de origem da crise, uma vez que o contágio e/ou existência de interligação do mercado acionário fez com que governos e empresas dos países afetados tivessem restrição ao acesso de recursos no mercado internacional de capitais (BERTELLA *et al.*, 2009).

Figura 3.4-6 - Probabilidades Suavizadas do modelo selecionado do tipo 3

Nota: As áreas hachuradas de azul, branco e cinza representam, respectivamente, os períodos de expansão alta, expansão moderada e recessão.

Após a estimação dos modelos de mudança de Markov com o retorno do Ibovespa na probabilidade de transição, estimamos novamente os modelos, mas substituindo essa variável pela taxa de juros Selic. Em relação aos parâmetros específicos de cada regime (Tabela 3.4-9), tem-se que as três taxas de crescimento média estimadas são estatisticamente diferentes de zero, a 5% de significância. A taxa de crescimento média na expansão alta é $\hat{\mu}_1 = 0,0538$ ao

trimestre, na recessão é de $\hat{\mu}_2 = -0,0279$ ao trimestre, enquanto que na expansão moderada a taxa média é $\hat{\mu}_3 = 0,0172$ ao trimestre.

Tabela 3.4-9 - Resultados da estimação do modelo selecionado do tipo 5

Variável dependente: taxa de crescimento do PIB.

Especificação: $n = 3$, $p = 0$, homocedástico, com juros na probabilidade de transição.

Amostra: primeiro trimestre de 1996 ao terceiro trimestre de 2018.

Parâmetros dependentes do regime

Regime 1: expansão alta	Regime 2: recessão	Regime 3: expansão moderada	
μ_1 0,0538*** (0,0053)	μ_2 -0,0279*** (0,0062)	μ_3 0,0172*** (0,0045)	
Variância			
$\ln(\sigma^2)$ -4,2240 (0,1086)			
Probabilidades de transição			
$p_{11} = 0,8160$ $p_{21} = 0,3977$ $p_{31} = 0,0654$	$p_{12} = 7,28E-07$ $p_{22} = 0,5498$ $p_{32} = 0,0426$	$p_{13} = 0,1839$ $p_{23} = 0,0524$ $p_{33} = 0,8919$	
Duração de cada regime (em trimestres)			
Regime 1 : 5,6554	Regime 2 :7,5256	Regime 3 : 9,8697	
Critérios de Informação			
Akaike : -4,7010	Hanna-Quinn : -4,5196	Schwarz : -4,2506	
Parâmetros da Matriz de Transição			
P_{11-c} 1,1962 (1,3244)	$P_{11-r(-4)}$ 0,1427 (0,5594)	P_{12-c} -207,7628 (268570,6)	$P_{12-r(-4)}$ -136,5830 (183895,2)
P_{21-c} -1057,999 (1259230,)	$P_{21-r(-4)}$ 484,9812 (549050,0)	P_{22-c} 2,0996 (1,6948)	$P_{22-r(-4)}$ 0,2291 (1,4692)
P_{31-c} -3,3712* (1,7364)	$P_{31-r(-4)}$ 0,2903 (0,3787)	P_{32-c} -2,0306** (0,9989)	$P_{32-r(-4)}$ -0,6850 (0,6489)

Nota: A duração de cada regime é calculada como $1/(1 - p_{ii})$, $i = 1,2,3$. Entre parêntesis, estão os erros padrão. ***, **, * indicam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Sobre as probabilidades de transição, tem-se que, dado que a economia está em um regime, há uma maior probabilidade de permanecer, sendo no caso da expansão moderada a

probabilidade é de 0,8919, na expansão alta de 0,8160 e na recessão, 0,5498. Percebe-se então, uma maior probabilidade de continuar em expansão moderada, já se houvesse uma mudança de regime, a probabilidade de migrar para uma expansão alta, 0,0654, é maior do que de uma recessão, 0,0426. Uma vez que a economia está em expansão alta, a probabilidade maior é de modificar para uma expansão moderada (0,1839), e, quando está em recessão, a probabilidade de mudar para expansão alta (0,3977) é maior do que para expansão moderada (0,0524). Em relação à duração dos regimes, a expansão moderada teve duração de 9,8697 trimestres e a expansão alta de 5,6554 trimestres, enquanto que os períodos recessivos duraram 7,5256 trimestres.

Finalmente, os parâmetros da matriz de transição com taxa de juros Selic com quatro defasagens não foram estatisticamente significativos para contribuir com a probabilidade de a economia mudar de um regime para outro.

Por meio de uma análise gráfica (Figura 3.4-7), as probabilidades suavizadas para a amostra mostram que há uma probabilidade mais elevada da economia brasileira estar no regime de expansão moderada. Destaca-se que, nessa especificação, assim como no caso da probabilidade fixa no tempo, a recessão de 1998-2000 não é identificada.

Figura 3.4-7 - Probabilidades Suavizadas do modelo selecionado do tipo 5

Nota: As áreas hachuradas de azul, branco e cinza representam, respectivamente, os períodos de expansão alta, expansão moderada e recessão.

As estimativas dos ciclos recessivos pelos modelos selecionados são apresentadas de modo resumido na Tabela 3.4-10. Como mencionado anteriormente, os modelos 1 e 5 dataram os mesmos dois períodos recessivos e quatro de expansão alta. No caso do modelo 3, a introdução do retorno acionário contribuiu para identificação da recessão do último trimestre de 1998 ao terceiro trimestre de 1999. No entanto, esse modelo detecta apenas três períodos de expansão alta.

Tabela 3.4-10 - Estimativa dos ciclos recessivos: 1996 a 2018

Modelo selecionado do tipo 1	Modelo selecionado do tipo 3	Modelo selecionado do tipo 5
2009-I a 2009-III	1998-IV a 1999-III	2009-I a 2009-III
2014-IV a 2016-IV	2009-I a 2009-III	2014-IV a 2016-IV
	2014-II a 2017-I	

A Tabela 3.4-11 mostra sucintamente os resultados encontrados para a amostra de 1996-2018. Nestas especificações, os três modelos escolhidos captaram três regimes, sendo eles: recessão, expansão moderada e expansão alta. No entanto, como as variáveis utilizadas nas probabilidades de transição não foram estatisticamente relevantes, tem-se que elas não forneceram informação adicional em relação à transição da economia entre os regimes. Portanto, segundo Filardo (1994), podemos dispensá-las e utilizar o modelo proposto por Hamilton (1989), no qual a probabilidade de transição entre os regimes é fixa. Sendo assim, para o período analisado, o Modelo 1, que capta três regimes para a economia brasileira (recessão, expansão moderada e expansão alta) e dois períodos recessivos, seria o mais adequado.

Tabela 3.4-11 - Resultados Sucintos: 1996 a 2018

(continua)

Modelos	Duração de cada regime			Probabilidade de Transição
	Regime 1	Regime 2	Regime 3	
Modelo 1	Expansão moderada: 8,2878	Recessão: 5,6571	Expansão alta: 5,5438	Fixa
Modelo 3	Expansão moderada: 13,4339	Expansão alta: 7,8746	Recessão: 8,1803	Segunda defasagem da taxa de crescimento do índice Bovespa não foi significativa para a mudança de regime.

Tabela 3.4-11 - Resultados Sucintos: 1996 a 2018

(continuação)

Modelo 5	Expansão alta: 5,6554	Recessão: 7,5256	Expansão moderada: 9,8687	Quarta defasagem da taxa de juros não foi significativa para a mudança de regime.

(conclusão)

3.5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho analisou os ciclos de negócios da economia brasileira por meio da técnica não linear de modelos autorregressivos com mudança de regime de Markov. Considerando o PIB, duas amostras no período de 1980 a 2018 foram selecionadas, sendo que, em algumas estimações, seguimos a abordagem proposta por Hamilton (1989) e mantivemos as probabilidades de transição entre os regimes fixas e, em outros casos, possibilitamos que as probabilidades de transição variassem de acordo com defasagens da taxa de juros Selic e do retorno do Ibovespa.

As estimações foram realizadas considerando duas amostras devido às mudanças metodológicas no cálculo do PIB, sendo que, para cada amostra, diversas especificações são estimadas. Mais especificamente, variamos o número de defasagens da taxa de crescimento do PIB e o número de regimes da economia (dois ou três). Ademais, permitimos especificações com variância constante (homocedasticidade) e com variância dependente do regime (heterocedasticidade). As especificações mais apropriadas para cada amostra foram selecionadas por meio dos critérios de informação e de testes de homocedasticidade.

Para ambas as amostras identificamos, assim como Correa (2003) e Correa e Hillbrecht (2004), que as especificações compostas por três regimes são mais adequadas. No caso dos modelos selecionados para a amostra de 1980 a 2014, o modelo que apresenta probabilidade fixa de transição (modelo do tipo 1) encontrou 6 períodos recessivos que coincidem com o efeito do choque do petróleo (1979), os períodos de fracassos de planos econômicos, o *impeachment* do presidente e a crise financeira internacional de 2008. Ao permitirmos que as probabilidades de transição variem no tempo, buscamos identificar se mercados monetário e de capitais influenciam o nível de atividade econômica por este canal. No caso do modelo com a quarta defasagem do retorno do Ibovespa (modelo do tipo 4) na probabilidade de transição, essa variável mostrou-se significativa de modo que um aumento no retorno do índice aumenta a probabilidade de a economia continuar em expansão. No modelo com a quarta defasagem da taxa de juros Selic (modelo do tipo 5), essa variável

também foi significativa, indicando que uma maior taxa de juros diminui a probabilidade de a economia migrar para o regime de recessão. Por fim, ao consideramos a especificação com ambas as variáveis (modelo do tipo 8), retorno do Ibovespa e taxa de juros Selic, na probabilidade de transição, encontramos que um aumento dessas variáveis estimula o crescimento da economia. No entanto, destaca-se que, apesar da evidência de que a taxa Selic e o retorno do Ibovespa defasados têm associação com as probabilidades de transição entre os regimes identificados, essa relação é limitada, dado que essas variáveis foram significativas em poucos casos. Ademais, ao analisarmos os períodos recessivos datados por estes modelos, constatamos que os modelos do tipo 5 e 8 captam os mesmos períodos recessivos do modelo do tipo 1.

Para a amostra de 1996 a 2018, as variáveis inseridas na probabilidade de transição não foram significativas. Portanto, defasagens da taxa de juros Selic e do retorno do Ibovespa não forneceram informação adicional em relação à transição da economia entre os regimes identificados. Os modelos dessa amostra encontraram dois períodos de recessão, coincidentes com a crise econômica global de 2008 e com a crise na economia brasileira de 2014. Destaca-se que o modelo com a inclusão do retorno do Ibovespa identificou um período recessivo adicional, entre 1998-2000, sendo esse período concomitante com a ocorrência das crises asiática (1997), russa (1998) e brasileira (1999), que ocasionou restrição ao acesso de recursos no mercado internacional de capitais.

Apesar da associação limitada entre a taxa de juros Selic e o retorno do Ibovespa na transição entre os regimes da economia brasileira, os modelos selecionados foram robustos no que diz respeito à datação dos ciclos de negócios, pois diferentes especificações geraram datações similares e que são condizentes com diversos períodos recessivos claros da economia brasileira.

3.6 REFERÊNCIAS

ARAGÓN, E. K. da S. B.; PORTUGAL, M. S. Asymmetric effects of monetary policy in Brazil. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, v. 39, n. 2, p. 277-300, 2009.

ARAÚJO, V. & GENTIL, D. Avanços, recuos, acertos e erros: uma análise da resposta da política econômica brasileira à crise financeira internacional. IPEA. *Texto para Discussão n°1602*. Rio de Janeiro, 2011. Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=9774>.

BACHA, E. L. Além da Tríade: há como reduzir os juros?. *Texto para Discussão IEPE/CdG*, n° 17. Rio de Janeiro, 2010.

BARRO, R. J.; URSÚA, J. F. Stock-market crashes and depressions. *National Bureau of Economic Research*, 2009.

BERTELLA, M. A.; SILVA, R.; PEREIRA, R. A. M. Cointegração e causalidade entre indicadores macroeconômicos e índice Bovespa. *Texto para discussão, Universidade de São Paulo, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto*, 2009.

BOLDIN, M. D. A check on the robustness of hamilton's markov switching model approach to the economic analysis of the business cycle. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, v. 1, n. 1, 1996.

CAMPOS, E. L.; SAÚDE, A. M. Metodologia de previsão de recessões: um estudo econométrico com aplicações de modelos de resposta binária. *Dissertação (em Economia) - Fundação Getúlio Vargas*. Rio de Janeiro, p.35. 2017.

CARNEIRO, D. D.; MODIANO, E. Ajuste Externo e Desequilíbrio Interno: 1980- 1984. In: ABREU, Marcelo de Paiva (Org.). *A ordem do progresso: dois séculos de política econômica no Brasil*. Rio de Janeiro: Elsevier, 2ªed., p.263-280, 2014.

CÉSPEDES, B. J.; CHAUVET, M.; LIMA, E. C. Forecasting brazilian output and its turning points in the presence of breaks: a comparison of linear and nonlinear models. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, v. 36, n. 1, p. 5-46, 2006.

CÉSPEDES, B.; LIMA, E.; MAKKA, A. Monetary policy, inflation and the level of economic activity in Brazil after the Real Plan: stylized facts from SVAR models. *Revista Brasileira de Economia*, v. 62, n. 2, p. 123-160, 2008.

CLEMENTS, M. P.; KROLZIG, H.-M. A comparison of the forecast performance of Markov-switching and threshold autoregressive models of US GNP. *The Econometrics Journal*, v. 1, n. 1, p. 47-75, 1998.

COMPTON, R.; SILVA, J.R. Finance and Business Cycle: A Kalman filter approach with Markov Switching. *Discussion paper, Central Bank of Brazil n° 97*, 2005.

CORREA, A. Diferenças e semelhanças entre países da América Latina: uma análise de Markov Switching para os ciclos econômicos de Brasil e Argentina. *Trabalho para discussão n° 80, Banco Central do Brasil*, 2003.

CORREA, A.; HILLBRECHT, R. Ciclos Internacionais de Negócios: uma análise de mudança de regime markoviano para Brasil, Argentina e Estados Unidos, *Trabalho para discussão n° 88, Banco Central do Brasil*, 2004.

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

DIEBOLD, F. X.; GARDEAZABAL, J.; YILMAZ, K. On cointegration and exchange rate dynamics. *The Journal of Finance*, v. 49, n. 2, p. 727-735, 1994.

ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T.J.; STOCK, J.H. Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. *Econometrica*, v. 64, p. 813-836, 1996.

FILARDO, A. J. Business-cycle phases and their transitional dynamics. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 12, n. 3, p. 299-308, 1994.

GIAMBIAGI, F.; VILLELA, A. A.; DE CASTRO, L. B.; HERMANN, J. Economia brasileira contemporânea. *Elsevier Brasil*, 2005.

GOMES, F. A. R.; MELO, L. C. m. ciclos de negócios e políticas econômicas: uma análise da indústria do Rio Grande do Sul. *Análise Econômica*, v. 38, n. 75, 2020.

HAMILTON, J. D. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, JSTOR, p. 357-384, 1989.

LOPES, L. S.; TOYOSHIMA, S. H. Não linearidades na dinâmica do Produto Interno Bruto brasileiro entre 1947 e 2012. *Análise Econômica*, v. 34, n. 66, 2016.

MEDEIROS, O. R. D.; SOBRAL, Y. D. A markov switching regime model of the brazilian business cycle. *Available at SSRN 969503*, 2007.

MENDONÇA, M. J. C.; MEDRANO, L.; SACHSIDA, A. Efeitos da política monetária na economia brasileira: resultados de um procedimento de identificação agnóstica. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 40, n. 3, p. 367-394, 2010.

MINELLA, A. Monetary policy and inflation in Brazil (1975-2000): a VAR estimation. *Revista Brasileira de Economia*, v. 57, n. 3, p. 605-635, 2003.

MORAIS, I. A. C. de. Ciclo e indicadores antecedentes na indústria do Rio Grande do Sul. *Nova Economia*, Scielo Brasil, v. 23, n. 1, p. 133-154, 2013.

MORAIS, I. A. C. de.; PORTUGAL, M. S. Um novo índice coincidente para a atividade industrial do estado do Rio Grande do Sul. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, Scielo Brasil, v. 37, n. 1, p. 35-70, 2007.

MORAIS, I. A. C. de; PORTUGAL, M. S. Business cycle in the industrial production of brazilian states. In: *Anais do XXXI Encontro Nacional de Economia [Proceedings of the 31th Brazilian Economics Meeting]*, 2003.

NUNES, M.; COSTA JR, N.; MEURER, R. A Relação entre o Mercado de Ações e as Variáveis Macroeconômicas: Uma Análise Econométrica para o Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 59, n. 4, 2005.

PIMENTA JUNIOR, T.; HIGUCHI, R. H. Variáveis macroeconômicas e o Ibovespa: um estudo da relação de causalidade. *Revista Eletrônica de Administração*, v. 14, n. 2, p. 296-315, 2008.

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, v.75, n. 2, p. 335–346, 1988.

SICHEL, D. E. Inventories and the three phases of the business cycle. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 12, n. 3, p. 269-277, 1994.

SILVA, T. G. de.; RIBEIRO, E. P.; MODENESI, A. de M.. Determinantes macroeconômicos e o papel das expectativas: uma análise do spread bancário no Brasil (2003-2011). *Estudos Econômicos (São Paulo)*, v. 46, n. 3, p. 643-673, 2016.

VARGAS, J.; FELIPE, E. S. Década de 1980: as crises da economia e do Estado brasileiro, suas ambiguidades institucionais e os movimentos de desconfiguração do mundo do trabalho no país. *Revista de Economia*, v. 41, n. 3, 2015.

VIEIRA, H. P.; PEREIRA, P. L. V. Um estudo sobre os ciclos de negócios brasileiro (1900-2012). *Textos para Discussão, nº 357, São Paulo: FGV*, 2014.

VIEIRA NETO, L.; FELIX, L. F. A importância da participação do investidor individual no desenvolvimento do mercado de capitais brasileiro. *Revista do Pensamento Econômico de Minas Gerais*, Belo Horizonte, Confiança, 2002.

4 CONFIANÇA DO CONSUMIDOR E FLUTUAÇÕES ECONÔMICAS: UMA ANÁLISE DA ECONOMIA BRASILEIRA

Resumo: O objetivo deste trabalho é verificar a relação linear e não-linear da inovação do índice de confiança do consumidor sobre o nível de atividade econômica do Brasil. Desse modo, com dados de 1996 a 2019, funções impulso resposta de modelos VAR são estimadas e constatam que há uma correlação entre o índice de confiança do consumidor e aumentos no consumo e produto da economia brasileira, sendo que, mesmo com a inclusão de indicadores econômicos – taxa de juros real e Ibovespa real – os resultados permanecem. Estimados os modelos de vetores autorregressivos, extraímos as inovações dos modelos VAR e verificamos, através da metodologia de mudança de regime markoviano, se a volatilidade da inovação do índice de confiança é relacionada com o estado da economia. Há evidência de que, nos momentos de recessão datados pelo CODACE, houve maior volatilidade da inovação do índice de confiança.

Palavras-chave: Índice de Confiança do Consumidor. Recessões. Modelos de Vetores Autorregressivos.

Abstract: The purpose of this work is to verify the linear and non-linear relationship of innovation in the consumer confidence index on the level of economic activity in Brazil. Thus, with data from 1996 to 2019, impulse functions, VAR response models are estimated and note that there is a correlation between the consumer confidence index and increases in consumption and product in the Brazilian economy, even with the inclusion of economic indicators – real interest rate and real Ibovespa – the results remain. After estimating the autoregressive vector models, we extracted the innovations from the VAR models and verified, through the Markov Regime Switching Methodology, if the volatility of the confidence index innovation is related to the state of the economy. There is evidence that in times of recession dated by CODACE, there was greater volatility in the innovation of the confidence index.

Keywords: Consumer Confidence Index. Recessions. Vector Autoregressive Model.

4.1 INTRODUÇÃO

Os indicadores de confiança dos consumidores são monitorados por formuladores de política econômica e analistas de mercado por, supostamente, sinalizarem as percepções dos consumidores sobre o estado da economia (WEISS, 2003; LUDVIGSON, 2004). No entanto, existe uma discussão na literatura se estes indicadores seriam reflexos de fatores já contemplados nos fundamentos econômicos ou se realmente eles contêm informações que não estão contempladas nos indicadores macroeconômicos típicos (LEPPER, 1992; MATSUSAKA E SBORDONE, 1995; GOLINELLI E PARIGI, 2004; LUDVIGSON, 2004). Sendo assim, a importância desses indicadores é questão de debate.

Segundo Barsky e Sims (2006), existem duas abordagens sobre o papel da confiança dos consumidores com respeito ao desempenho da economia. A primeira, conhecida como “espírito animal”, considera que as flutuações econômicas são provenientes das crenças dos agentes que, por sua vez, seriam expressas nas pesquisas que formam os indicadores de confiança. A segunda, conhecida como a “visão informativa”, sugere que a relação entre confiança e atividade econômica ocorre porque as medidas contêm informações sobre o estado atual e futuro da economia. Naturalmente, nesse caso, uma discussão relevante é se tais informações sobre o estado da economia já estão contempladas nos indicadores macroeconômicos tipicamente observados pelos formuladores de políticas e analistas de mercado.

Dado esse cenário, o primeiro objetivo deste trabalho é analisar o impacto das inovações no índice de confiança dos consumidores sobre o nível de atividade econômica por meio das funções impulso resposta de modelos de vetores autorregressivos (VAR). Para tanto, tais modelos são compostos por índices de confiança, medidas do nível de atividade e outros indicadores macroeconômicos. Esta análise tem sua origem no importante trabalho de Lepper (1992) que investigou o caso estadunidense. Além disso, em conformidade com Chauvet e Guo (1998), investigamos se a volatilidade da inovação do índice de confiança é relacionada com o estado da economia. Essa inovação é estimada por meio dos modelos VAR considerados. Posteriormente, utilizamos a abordagem desenvolvida por Hamilton (1989) de mudança de regime markoviano para modelar a volatilidade da inovação do índice de confiança do consumidor. Sendo assim, este trabalho busca identificar não apenas se a inovação do sentimento do consumidor tem impacto (linear) sobre o nível de atividade da economia, mas também, se há uma relação (não-linear) via a variância dele.

Os resultados iniciais dos modelos VAR indicam que choques positivos no indicador de confiança dos consumidores estão correlacionados com aumentos no consumo e na produção industrial da economia brasileira. Ademais, em conformidade com Leeper (1992), incluímos nos modelos VAR indicadores financeiros – taxa de juros real e Ibovespa real – que não eliminaram a correlação entre a inovação do sentimento do consumidor e as medidas de atividade econômica. Já na estimação dos modelos de mudança de regime markoviano, verificamos que as inovações no sentimento do consumidor exibem maior volatilidade durante as recessões de longa duração datadas pelo Comitê de Datação de Ciclos Econômicos (CODACE).¹⁷

Além desta introdução, o artigo está organizado do seguinte modo. A Seção 4.2 apresenta a revisão da literatura internacional e nacional sobre a relação entre índices de confiança do consumidor (ICC) e o estado (futuro) do nível de atividade econômica. A Seção 4.3 apresenta a metodologia econométrica composta por modelos autorregressivos multivariados e modelos de mudança de regime Markoviano, além da descrição da base de dados. Na Seção 4.4, são apresentados e analisados os resultados das estimações. A Seção 4.5 apresenta as considerações finais.

4.2 REVISÃO DA LITERATURA

Na Seção 4.2.1, apresentamos artigos da literatura internacional sobre o ICC. Primeiro, mostramos estudos sobre a relação entre o nível do ICC e o nível de atividade econômica. Segundo, analisamos estudos que investigaram o efeito da inovação do ICC sobre o nível de atividade econômica. Na Seção 4.2.2, expomos os artigos da literatura brasileira considerando, também, esses dois tipos de análises.

4.2.1 Literatura Internacional

Existem na literatura internacional diversos trabalhos que analisam a relação entre índices de confiança dos consumidores e o nível de atividade econômica futuro. Alguns estudos, como o de Carroll *et al.* (1994), avaliam a capacidade do índice de confiança defasado

---

¹⁷ O CODACE é um comitê do Instituto Brasileiro de Economia (IBRE), da Fundação Getúlio Vargas (FGV), criado em 2008, para estabelecer cronologias de referência para os ciclos econômicos brasileiros.

prever o consumo futuro das famílias estadunidenses e encontra resultados favoráveis, porém, o poder preditivo de tais índices é modesto. Bram e Ludvigson (1998) também concluem que indicadores de confiança têm capacidade de prever o comportamento dos gastos das famílias estadunidenses. De acordo com Ludvigson (2004), ao inserir indicadores econômicos e financeiros, o poder de previsão dos ICC sobre o consumo futuro não é eliminado, mas é consideravelmente reduzido. Ainda sobre o caso estadunidense, Garner (1991) obtém conclusões semelhantes ao estudar a capacidade preditiva dos ICC sobre o consumo, considerando outros indicadores macroeconômicos como o desemprego e a inflação. No entanto, o autor destaca que, durante grandes eventos econômicos ou políticos, esses índices de confiança podem ser úteis.

Alguns trabalhos empíricos investigam a relação entre as atitudes dos consumidores e diversas variáveis macroeconômicas importantes. Por meio de modelos VAR, Huth *et al.* (1994) concluem que os ICC dos Estados Unidos são úteis para a previsão dos gastos dos consumidores – compras de automóveis, bens duráveis em geral e varejo – e da atividade econômica. Resultado similar é visto em Matsusaka e Sbordone (1995) que usam modelos VAR para avaliar a relação entre o sentimento do consumidor e crescimento da produção estadunidense (PNB), mesmo depois de levar em conta o impacto das mudanças em algumas variáveis de controle, como oferta de dinheiro, gastos governamentais e índice de preços de ações.

Lepper (1992) estuda o papel que o sentimento do consumidor desempenha na previsão da atividade econômica dos Estados Unidos por meio da metodologia VAR. Os resultados indicam que um choque positivo na inovação do sentimento do consumidor está associado a movimentos subsequentes na produção e desemprego da economia estadunidense. No entanto, ao adicionar outras variáveis financeiras no modelo VAR – preço real das ações e taxa de juros – constata-se que houve uma redução no poder preditivo da inovação do sentimento do consumidor sobre o nível de atividade.

Barsky e Sims (2006) também estimam um VAR para a economia estadunidense e mostram que inovações na confiança do consumidor têm efeitos significativos na medida da atividade econômica real. Ao incluírem variáveis como inflação e preços das ações, a magnitude das respostas do produto e do consumo ao impulso na inovação da confiança foi reduzida, mas a resposta ainda é persistente. No entanto, ao adicionarem a variável de desemprego no VAR, as respostas do produto e do consumo às inovações da confiança apresentaram um comportamento menos persistente.

O papel do índice de confiança na Europa foi analisado no estudo de Golinelli e Parigi (2004). Por meio de modelos VAR, os autores examinaram a capacidade dos ICC de antecipar a evolução da atividade econômica em 8 países: Austrália, Canadá, França, Alemanha, Itália, Japão, Reino Unido e Estados Unidos. De um modo geral os resultados indicam que os índices de confiança têm um efeito significativo e quantitativamente relevante na evolução do PIB. No entanto, em alguns países, tal resultado ocorre somente ao considerar o efeito simultâneo entre o índice e o PIB, de modo que ignorar o efeito de simultaneidade, pode levar à conclusão equivocada de que o índice de confiança não tem poder de previsão.¹⁸

O trabalho de Chauvet e Guo (1998), diferentemente da literatura mencionada, teve o intuito de explorar uma relação não-linear entre os choques estruturais dos índices de confiança e o nível de atividade econômica. Mais especificamente, investigou-se o comportamento da variância desses choques estruturais em torno de pontos de inflexão nos ciclos de negócios datados pelo *National Bureau of Economic Research* (NBER). Os autores constatam que os resultados são robustos a uma variedade de especificações, como a inclusão da taxa de juros e do retorno de ações, e sugerem que algumas das recessões e desacelerações dos EUA poderiam ter sido uma resposta não a mudanças nos fundamentos econômicos, mas às ondas de pessimismo e de otimismo dos consumidores ou investidores.

4.4.2 Literatura Nacional

No caso da economia brasileira, é possível destacar alguns trabalhos que investigam o papel dos índices de confiança com relação à atividade econômica. De Mello e Figueiredo (2017) avaliam o poder preditivo dos principais índices de confiança existentes no Brasil sobre o nível de atividade da economia. Nesse estudo, os autores estimam primeiramente modelos univariados autorregressivos para cada medida de atividade econômica. Posteriormente, inclui-se nesses modelos defasagens dos índices de confiança para avaliar se a capacidade preditiva é aprimorada. Os resultados sugerem que o índice de confiança da indústria fornece ganhos de previsibilidade em relação ao nível de atividade econômica presente e em um futuro próximo.

Graminho (2015) estuda a relação dos índices de confiança do consumidor (da indústria) do Instituto Brasileiro de Economia da Fundação Getúlio

---

¹⁸ O efeito simultâneo indica que o índice de confiança do consumidor é um indicador coincidente do produto, enquanto o efeito defasado implica que a confiança é um indicador antecedente do produto.

Vargas (IBRE-FGV) em relação ao consumo (produção industrial). Mesmo após a inserção de indicadores macroeconômicos - rendimentos reais habituais do trabalhador, desemprego, produção industrial, variação da taxa Selic e do Ibovespa - há evidência de que os índices de confiança tem poder preditivo (incremental). Feita esta análise, os índices de confiança foram decompostos em dois termos: um dado por uma variável latente (sentimento), outro relacionado às variáveis macroeconômicas. Por meio do Filtro de Kalman, o resultado mostra que o poder preditivo dos índices de confiança não ocorre em forma de um sentimento autônomo, mas sim devido às informações de outras variáveis econômicas contempladas pelos índices de confiança. Por fim, a autora analisa se o sentimento tem poder de previsão dentro da amostra e constata que após seis meses há efeito do sentimento sobre o consumo e a produção industrial.

Chernavsky (2018) investiga se índices de confiança da indústria e dos consumidores brasileiros têm contribuído para as previsões de dois principais indicadores de atividade econômica do país, a produção da indústria de transformação e o volume de vendas no comércio varejista. Primeiramente, o autor analisa o poder preditivo dos índices dentro da amostra e, posteriormente, verifica se estes índices agregam novas informações ou se apenas refletem informações disponíveis em outros indicadores macroeconômicos. Os resultados mostram que a contribuição dos índices para explicar os movimentos da produção industrial e das vendas no varejo é significativa, mas quantitativamente pequena. Ademais, os resultados dependem do índice considerado.

Carneiro e Oliveira (2015) selecionam diversos indicadores de confiança do consumidor brasileiro, baseados em diferentes metodologias e fornecidos por diferentes instituições, e examinam quais fatores macroeconômicos têm efeito sobre os indicadores de confiança do consumidor bem como a relação destes indicadores com o consumo agregado. A análise da relação contemporânea entre o consumo agregado e os indicadores de confiança, feita pelo Método Generalizado dos Momentos (MGM), indicou que os indicadores de confiança do consumidor não são relevantes. Ademais, sobre os fatores macroeconômicos, os resultados indicam que, ao incluir nos modelos componentes como o Produto Interno Bruto (PIB) e o Índice de Atividade Econômica do Banco Central (IBC-BR), o efeito sobre os indicadores é pequeno, sinalizando que os agentes não consideram tanto o ambiente nacional, mas sim a sua própria situação econômica.

Felini e Gomes (2020) verificam se previsões do consumo são aprimoradas ao se considerar defasagens de ICC, considerando variáveis macroeconômicas típicas, como o PIB,

o volume de crédito e indicadores financeiros. Para isto, os autores realizam análises dentro e fora da amostra. Dentro da amostra, os resultados indicam que defasagens do consumo, do crédito e da taxa Selic são relevantes para prever o consumo. Fora da amostra, os resultados são mistos em relação à contribuição dos índices de confiança do consumidor sobre a previsão do consumo. A importância de tais índices é sensível à função perda usada para medir a performance das previsões.

Bentes (2006) analisa o poder preditivo do índice de confiança calculado pela Federação de Bens, Serviços e Turismo do Estado de São Paulo (Fecomércio-SP) por meio da metodologia VAR para avaliar se tal índice prevê diferentes categorias de consumo. Segundo o autor, este índice pode ser considerado como indicador antecedente do consumo, mas outras variáveis macroeconômicas, como renda, crédito, desemprego, inflação e produção industrial também apresentam capacidade similar em antecipar o comportamento dos gastos dos consumidores.

Marconcini (2011) utiliza testes de causalidade de Granger e modelos VAR e modelos de correção de erro vetorial (VECM) para avaliar o poder de previsão de índices de confiança brasileiros para o consumo e a produção industrial. A autora incluiu outras variáveis macroeconômicas na análise e constata que a inclusão do índice de confiança de indústria aumenta o poder de previsão da produção industrial, mas não encontra resultado favorável de que o índice de confiança do consumidor apresenta poder preditivo do consumo.

Por fim, destacamos que o diferencial deste trabalho consiste no fato de buscarmos analisar o impacto da inovação do índice de confiança do consumidor sobre o nível de atividade econômica brasileira tanto por meio do modelo VAR quanto por meio da análise da volatilidade desta inovação via modelos de mudança de regime.

4.3 METODOLOGIA ECONOMETRICA

A Seção 4.3.1 descreve a base de dados utilizada neste estudo. A seção 4.3.2 apresenta os modelos VAR e os modelos de correção de erros (VEC) de interesse, que empregam medidas do produto, consumo e ICC e, também, indicadores financeiros (taxa de juros Selic e Ibovespa). Tais modelos são usados para estimar o efeito das inovações do ICC sobre o nível de atividade econômica brasileira. Por fim, a seção 4.3.3 descreve a abordagem do modelo univariado de mudança de regime Markoviano (MS-AR), utilizada a fim de verificar se as oscilações na inovação do ICC estão associadas ao nível de atividade econômica.

4.3.1 Base de Dados

A base de dados utilizada tem frequência trimestral – 1º trimestre de 1996 até 3º trimestre de 2019 – tendo sido coletada dos *sites* do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEADATA) e do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). O PIB e consumo são apresentados trimestralmente e em logaritmo. Ademais, dessazonalizamos as séries e deflacionamos pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) para obtermos as variáveis em termos reais.¹⁹

A taxa de juros Selic e o logaritmo do índice de ações Bovespa foram obtidos em frequência mensal e acumulados a cada trimestre. Para termos os dados trimestrais reais, as séries foram deflacionadas pelo IPCA.

No que tange ao ICC, é importante destacar que se trata de um indicador mensal produzido pela Fecomércio-SP. Este indicador tem base fixa – igual a 100 em setembro de 2005 – e avalia a percepção dos consumidores em relação à situação econômica geral e suas finanças pessoais. Este índice contém a resposta a cinco perguntas constituintes da Sondagem de Expectativas do Consumidor: situação econômica local no momento; situação financeira da família no momento; situação econômica local nos próximos seis meses; situação financeira nos próximos seis meses; intenção de compra de bens duráveis nos próximos seis meses. As duas perguntas que se referem ao momento atual, formam o Índice de Condições Econômicas Atuais (ICEA), enquanto as três perguntas sobre as expectativas em relação ao futuro (próximos seis meses) geram o Índice de Expectativas do Consumidor (IEC). Sendo assim, o ICC capta o sentimento do consumidor com respeito à situação presente e ao futuro, sendo que os indicadores variam entre 0 a 200 pontos, de modo que, inferior a 100, os consumidores estão pessimistas e acima de 100, otimistas. Neste trabalho, para termos o índice com frequência trimestral, construiu-se a média do ICC em cada trimestre.

Ao apresentarmos a formação do ICC é possível perceber que um dos pontos perguntados ao consumidor é em relação a sua intenção de gastar mais. Este é um ponto importante, pois o consumo é um dos componentes do PIB, de modo que, se os consumidores desejam gastar mais, tem-se maior chance de crescimento da economia do país.

---

¹⁹ A definição da amostra foi determinada pela disponibilidade de dados do Produto Interno Bruto (PIB) do Brasil fornecida pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

A Figura 4.3-1 apresenta os logaritmos do ICC e do consumo, além das datações dos períodos recessivos feitas pelo CODACE (área hachurada de cinza). De acordo com a figura, o ICC já apresentava sinais de redução anteriormente ou no início da maioria das recessões datadas, sendo que apenas na recessão de 2003 o ICC estava aumentando. Ademais, consta-se que nestes períodos recessivos o consumo reduziu. Sendo assim, têm-se indícios de que uma redução do ICC, impulsionada pela falta de desejo de consumir, reduz o consumo e contribui para a desaceleração da economia.

Figura 4.3-1 - Índice de Confiança do Consumidor, consumo e ciclos de negócios brasileiros

Fonte: elaboração própria a partir de dados disponíveis no IBGE e no CODACE.

Ao analisar os períodos recessivos, tem-se que a recessão de 1998 teve início no 1º trimestre deste ano e encerrou-se no 1º trimestre de 1999, após o cenário de instabilidade proveniente da crise asiática. De acordo com Fligenspan (1998), durante essa crise, investidores internacionais deixaram de aplicar na bolsa de valores, em virtude da necessidade de recuperar liquidez e do receio de uma desvalorização do Real. Como o Brasil necessitava de recursos para cumprir o plano de estabilização, as autoridades elevaram a taxa de juros com o intuito de modificar o processo de fuga de capital. O impacto de crises como essas nos indicadores financeiros – taxa de juros e índice Bovespa – motivam a inclusão dessas variáveis nas análises empíricas, pois, eventualmente, em relação a elas, o ICC não agrega informações sobre o nível de atividade da economia.

Em relação à recessão de 2001, segundo a datação do CODACE, esta recessão durou 3 trimestres, tendo início no 2º trimestre de 2001. Nesse período, a economia brasileira sofreu com a repercussão do ataque terrorista aos EUA e com a crise energética. Por causa dessa crise, limitou-se o consumo de energia elétrica, o que impactou as atividades das empresas e, conseqüentemente, a atividade econômica do país. Somou-se a isso a incerteza proveniente da proximidade das eleições presidenciais e de como o novo governo trataria a questão da estabilização da inflação.

Figura 4.3-2 - Taxa de juros real e ciclos de negócios brasileiros

Fonte: elaboração própria a partir de dados disponíveis no IBGE e no CODACE.

De acordo com o CODACE, a economia brasileira também esteve em recessão nos dois primeiros trimestres de 2003. Nesse período, a taxa de juros Selic e o Ibovespa estavam saindo de níveis baixos e passando para uma fase de ascensão (Figuras 4.3-2 e 4.3-3). Esse padrão de crescimento é observado também no caso do ICC (veja a Figura 4.3-1).

Figura 4.3-3 - Ibovespa real e ciclos de negócios brasileiros

Fonte: elaboração própria a partir de dados disponíveis no IBGE e no CODACE.

A recessão de 2008 corresponde à crise financeira internacional que teve início nos Estados Unidos e contagiou a economia brasileira a partir de setembro de 2008 (PAULA; PIRES, 2017). A confiança do consumidor começou a cair antes do período recessivo datado pelo CODACE (Figura 4.3-1). Segundo os autores supracitados, o governo adotou diversas medidas, entre elas: aumento do crédito por meio dos bancos públicos; diminuição do imposto sobre os produtos industrializados (IPI) para automóveis, eletrodomésticos e produtos de construção; intervenção do Banco Central no mercado cambial. Segundo Paula e Pires (2017), com essas medidas anticíclicas, o governo impediu uma piora das expectativas. Finalmente, esse foi um período de redução da taxa Selic (Figura 4.3-2) e os efeitos no Brasil puderam ser vistos no mercado financeiro por meio da queda do Ibovespa (Figura 4.3-3).

Por fim, a recessão de 2014 foi a mais extensa, com duração de 11 trimestres, começando no segundo trimestre de 2014 e terminando no quarto trimestre de 2016. De acordo com Paula e Pires (2017), em 2014 houve uma grande redução nas vendas no mercado varejistas e, a partir de 2015, o país enfrentou diversos choques, como: crise hídrica, desvalorização da moeda, ajuste fiscal, além de aumento da inflação causado pela elevação dos preços administrados (conhecido como “tarifaço”). Esse período ainda contou com um aumento da taxa de juros (Figura 4.3-2), que acabou gerando uma diminuição na oferta de crédito. Em 2016, o novo ministro da Fazenda anunciou novas medidas e reformas, mas o começo de uma crise política dificultou a atuação do governo. O mercado financeiro também

sentiu esses feitos, como pode ser visto com a redução do Ibovespa (Figura 4.3-3). Ao analisar a confiança do consumidor, percebe-se que ela vinha caindo desde 2012 e foi se reduzindo ainda mais durante a recessão (Figura 4.3-1). Em 2015, o índice eleva-se um pouco, mas é provável que a crise política que ocorreu nesse ano tenha interferido de tal modo que reduziu o índice de confiança dos consumidores brasileiros.

Sendo assim, ao analisarmos os dados, temos indícios de que o ICC reduz-se nos períodos de recessão, mas as variáveis macroeconômicas – taxa de juros real e Ibovespa real – também sinalizam mudanças perante momentos de crise. De acordo com Lepper (1992), assim como o ICC, outras variáveis financeiras são disponibilizadas com atraso mínimo e, portanto, seria interessante saber a contribuição do índice de confiança após levar em conta tais variáveis. Portanto, é de interesse identificar se o ICC contém informação adicional sobre o estado da economia ou se trata apenas de um reflexo de variáveis macroeconômicas típicas, também rapidamente divulgadas.

4.3.2 Modelos VAR e VEC

Para analisar o impacto das inovações do ICC sobre a economia brasileira, este trabalho utiliza modelos de VAR, pois, dessa forma, podemos analisar as relações entre as variáveis impondo poucas restrições à estrutura da economia. De fato, basta definir o conjunto de variáveis e o número máximo de defasagens do modelo. Todas as demais características dos modelos são determinadas, de modo geral, pela amostra considerada.

O VAR é uma extensão de um modelo univariado autorregressivo para séries temporais multivariadas. Ele é formado por um sistema de equações lineares dinâmicas, sendo que cada variável é expressa como função das defasagens das demais e de um erro serialmente não correlacionado. Além disso, todas as variáveis do sistema apresentam o mesmo número de defasagens. Assim, na forma estrutural, pode-se representar o modelo VAR como:

$$x_t = \mu_1 + A_1 x_{t-1} + A_2 x_{t-2} + \dots + A_p x_{t-p} + \varepsilon_{1,t} \quad (1)$$

em que x_t é um vetor de variáveis endógenas. Neste trabalho, consideramos dois conjuntos de variáveis. Na especificação 1, o vetor x_t é composto pelo ICC, PIB real e consumo agregado real. Na especificação 2, x_t é formado pelo ICC, PIB real, consumo agregado real, taxa de juros real e índice Bovespa real. Além disso, ε_t é o termo de erro e A_i , $i=1,...,p$, são matrizes compostas por coeficientes desconhecidos a serem estimados.

Ao estimarmos os Modelos 1 e 2, podemos avaliar se a inclusão da taxa de juros e do índice Bovespa – indicadores macroeconômicos típicos – interferem nos resultados. Em particular, queremos investigar se o ICC contém, em sua inovação, informações relevantes sobre o nível de atividade da economia, mesmo após levar em conta a taxa de juros e o índice Bovespa.

Historicamente, é comum realizar uma série de pré-testes para especificar os modelos VAR. Em particular, destaca-se a prática de realizar testes de raiz unitária para verificar a ordem de integração das variáveis que compõe o vetor x_t . Caso as séries sejam integradas, realizam-se testes de cointegração a fim de avaliar a existência de relações de longo prazo entre as séries presentes nos modelos. Se os testes indicam que há cointegração, então, estima-se um modelo VEC. No entanto, segundo Sims *et al.* (1990), a prática de tentar transformar os modelos com séries $I(1)$ em modelos com séries estacionárias por meio da primeira diferença ou cointegração é, em muitos casos, desnecessária, pois as estatísticas de interesse não têm as distribuições afetadas pela não estacionariedade. Nesse sentido, as hipóteses de interesse poderiam ser testadas sem a necessidade de realizar qualquer transformação das séries.

Considerando esta discussão, procedemos do seguinte modo: aplicamos testes de raiz unitária e de cointegração e, como resultado, especificamos modelos VEC, assim descritos:

$$\Delta x_t = \mu_2 + Cx_{t-1} + B_1\Delta x_{t-1} + B_2\Delta x_{t-2} + \dots + B_p\Delta x_{t-p} + \varepsilon_{2,t} \quad (2)$$

A especificação baseada no ICC, PIB real e consumo agregado real é referida como Modelo 1. A especificação que emprega o ICC, PIB real, consumo agregado real, taxa de juros real e índice Bovespa real é referida como Modelo 2. E, como mencionado, estimamos modelos VAR em nível para esses dois grupos de séries (Modelo 3 e Modelo 4). Nosso objetivo é verificar se os resultados são robustos, isto é, se as duas abordagens acarretam funções respostas aos impulsos semelhantes para cada conjunto de indicadores econômicos. Portanto, consideramos quatro modelos:

- Modelo 1: VEC com ICC, PIB real e consumo agregado real, além do termo de cointegração;
- Modelo 2: VEC com ICC, PIB real e consumo agregado real, taxa de juros real e índice Bovespa real, além do termo de cointegração;
- Modelo 3: VAR em nível com ICC, PIB real e consumo agregado real;
- Modelo 4: VAR em nível com ICC, PIB real e consumo agregado real, taxa de juros real e índice Bovespa real.

4.3.3 Modelos MS-AR

Após a estimação dos modelos VAR e VEC, seguimos a abordagem proposta por Chauvet e Guo (1998) para verificar se as oscilações na inovação do ICC afetam o nível de atividade econômica. Para isso, aplicamos o modelo univariado de mudança de regime Markoviano (MS-AR) à inovação do ICC extraída de cada um dos quatro modelos apresentados na Seção 4.3.2. O modelo para a inovação do ICC pode ser descrito como:

$$\varepsilon_t = \eta_{cS_t} \quad \eta_{cS_t} \sim i.i.d \ N(0, \sigma_{\eta_{cS_t}}^2), \quad S_t = 1, 2 \quad (3)$$

em que $\sigma_{\eta_{cS_t}}^2$ é a volatilidade condicional do ICC, sendo dependente do regime $S_t = \{1, 2\}$. Portanto, trata-se de um modelo heterocedástico com dois regimes, sendo um de alta volatilidade e o outro regime, com baixa volatilidade. Naturalmente, a transição entre os regimes é dada por uma cadeia de Markov ergódica com probabilidades de transição constantes: $p_{ij} = \text{Prob}[S_t = j | S_{t-1} = i]$, $i, j = 1, 2$, de modo que, $p_{11} = 1 - p_{12}$ e $p_{22} = 1 - p_{21}$.

Utilizando esse modelo, também é possível estimar a duração dos dois regimes, pois as probabilidades de transição são estimadas em conjunto com os parâmetros do modelo. De acordo com Chauvet e Guo (1998), uma característica positiva desse modelo é que não há imposição de informações *a priori* em relação aos padrões cíclicos das duas volatilidades. Finalmente, utilizamos o Filtro de Hamilton para estimar as probabilidades condicionais associadas aos regimes latentes de Markov.²⁰ Inferências sobre as probabilidades filtradas são, então, obtidas a partir dos parâmetros estimados com o intuito de analisar a dinâmica do

²⁰ O procedimento de estimativa é descrito em detalhes Hamilton (1989).

pessimismo/otimismo dos consumidores em torno dos pontos de recessão datados pelo CODACE.

4.4 RESULTADOS

Seguindo a abordagem proposta por Leeper (1992), estimamos o VAR para analisar se o ICC está correlacionado com movimentos na atividade econômica e no consumo da economia brasileira. Antes de estimarmos o modelo, aplicamos os testes de raiz unitária Dickey-Fuller aumentado (ADF), Phillips–Peron (PP) e Dickey-Fuller GLS (DF-GLS) em todas as séries a fim de verificar a ordem de integração das mesmas.²¹ A Tabela 4.4-1 mostra que, ao nível de significância de 10%, apenas a taxa de juros real é integrada de ordem zero nos três testes. Já a série de consumo apresentou raiz unitária nos testes ADF e PP, mas no teste DF-GLS, ao nível de significância de 5%, o indício foi de uma série estacionária. Por fim, as séries do PIB, ICC e índice de ações são variáveis integradas de ordem um, $I(1)$.²²

Tabela 4.4-1 - Testes de Raiz Unitária

Séries em nível	Estatística de Teste		
	ADF	PP	DF-GLS
PIB	4,97	3,98	0,52
Consumo	4,58	4,28	2,16**
Índice de Confiança do Consumidor	0,11	0,07	-1,38
Taxa de Juros Selic	-1,73*	-2,23***	-3,21**
Índice de ações Bovespa	1,02	0,97	-0,40

Nota: No caso dos testes ADF e DF-GLS, o número de defasagens da variável dependente incluídas na equação de teste foi definido com base no critério de informação de Schwarz. No caso do teste PP, foi usada a janela de Newey-West e o núcleo de Bartlett. Inicialmente, em ambos os testes, as equações de teste incluíram uma constante e uma tendência linear que, quando não significativas a 10%, foram excluídas. ***, **, * indicam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

²¹ Para mais detalhes, ver Dickey e Fuller (1979), Phillips e Perron (1988) e Elliot, Rothemberg e Stock (1996).

²² Como discutido por Graminho (2015), por construção, índices de confiança não poderiam ser processos estocásticos explosivos. No entanto, nosso estudo, assim como Graminho (2015) e Felini e Gomes (2020), encontra evidência de que a série ICC possui raiz unitária. Felini e Gomes (2020) recorrem ao argumento de que a melhor aproximação dos índices de confiança na amostra selecionada é um processo integrado de ordem 1, porém, ao se analisar uma amostra mais extensa ou com diferentes períodos, o resultado poderia ser diferente.

4.4.1 Modelos VEC

Feitos os testes de raiz unitária, dois modelos VAR são estimados. O primeiro, composto pelo ICC, consumo e PIB. O segundo acrescenta juros e Ibovespa. Em todos os modelos, foram utilizadas as variáveis em nível.

O primeiro passo para a estimação é a escolha da ordem do VAR. Para tanto, utilizamos o teste LR e os critérios de informação de Akaike, Schwarz e Hanna-Quinn. Nos casos em que esses critérios indicaram ordens diferentes, o princípio da parcimônia prevaleceu. Nos dois modelos analisados, a ordem escolhida foi 1, sendo assim, estimamos o VAR(1) para ambos os conjuntos de variáveis endógenas.

Como algumas variáveis apresentam raiz unitária, após a estimação do VAR realizaram-se testes de cointegração, para averiguar a possibilidade de se estimar um modelo VEC. No caso com três variáveis endógenas, os testes do traço e do Máximo Autovalor são apresentados na Tabela 4.4-2. Os resultados mostram que, considerando um nível de significância estatística de 5%, existe apenas uma relação de cointegração. Já no caso com cinco variáveis endógenas, esses testes são reportados na Tabela 4.4-3 e os resultados indicam a presença de duas relações de cointegração, ao nível de significância de 5%.

Tabela 4.4-2 - Teste de cointegração de Johansen com três variáveis endógenas

Rank	Teste do Traço	P-Valor	Teste do Máximo Auto-Valor	P- valor
0	47,24**	0,02	26,47	0,04
1	20,76	0,19	19,39	0,20
2	5,89	0,47	5,89	0,47

Nota: No caso do teste do traço, a hipótese nula é de que existem, no máximo, r vetores de cointegração. No caso do teste do máximo autovalor, a hipótese nula é de que existem r vetores de cointegração. Sendo assim, ***, **, * indicam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Tabela 4.4-3 - Teste de cointegração de Johansen com cinco variáveis endógenas

Rank	Teste do Traço	P-Valor	Teste do Máximo Autovalor	P- valor
0	95,26**	0,00	35,06	0,03
1	60,20**	0,00	30,45	0,02
2	29,74*	0,05	19,97	0,07

3	9,77	0,30	7,32	0,45
4	2,45	0,12	2,45	0,11

Nota: No caso do teste do traço, a hipótese nula é de que existem, no máximo, r vetores de cointegração. No caso do teste do máximo autovalor, a hipótese nula é de que existem r vetores de cointegração. Sendo assim, ***, **, * indicam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Para avaliar como o consumo e PIB respondem a choques no índice de confiança do consumidor, é realizada a função resposta a impulso (FRI) pelo método generalizado.²³ Desse modo, a Figura 4.4-1 mostra a resposta dessas duas medidas do nível de atividade a um choque do ICC. Considerando o Modelo 1, os resultados indicam que tal choque influencia a produção e o consumo positivamente e de modo persistente. Sendo assim, inovações positivas no ICC estão associadas à expansão da produção e do consumo.

Figura 4.4-1 - Impulso resposta dos modelos VEC

²³ Segundo Pesaran e Shin (1998), as estimações FRI Generalizadas não dependem da ordenação das equações das variáveis endógenas.

O Modelo 2 adiciona as variáveis financeiras – índice de ações real e taxa de juros real – com o objetivo de avaliar se, com estas variáveis no VEC, os impactos das inovações do ICC permanecem os mesmos. Os resultados apresentados na Figura 4.4-1 indicam que as inovações do ICC permanecem impactando de forma positiva e persistente a produção e o consumo. Segundo Leeper (1992), se o sentimento do consumidor é uma estatística resumo para outras variáveis, seu poder de previsão deveria reduzir quando outras informações disponíveis são inseridas no modelo. No entanto, os resultados revelam que, no caso do Brasil, a inclusão de outras variáveis financeiras não interfere nos resultados qualitativos da FRI. Assim, há evidência de que a inovação do ICC tem impacto positivo sobre o produto e consumo. Além disso, como esse impacto parece ser persistente, justifica-se a importância dada por analistas de governo e de mercado ao ICC.

4.4.2 Modelos VAR em Nível

Com o intuito de avaliar a robustez dos resultados encontrados, estimamos VAR com todas as variáveis em nível, pois, de acordo com Hamilton (1994), mesmo com a presença de raiz unitária, as estimativas da função impulso resposta são apropriadas. Para estimar tal VAR, escolhemos a ordem dele por meio do teste LR e dos critérios de informação de Akaike, Schwarz e Hanna-Quinn. Nos dois modelos estudados, esses instrumentos selecionam o VAR(1).

Por meio das FRI generalizadas, analisamos a sensibilidade do PIB e do consumo a um choque no ICC para os Modelos 3 e 4 (Figura 4.4-2). O Modelo 3 revela que um choque positivo no ICC não tem efeito imediato (significativo) sobre o PIB e o consumo. No entanto, a partir de dois trimestres, essas variáveis respondem positivamente e de forma persistente ao choque do ICC.

Estimamos, então, o VAR com a inclusão do índice de ações real e taxa de juros real para analisar se essas variáveis financeiras absorvem o poder preditivo do ICC. A Figura 4.4-2 apresenta as FRI generalizadas do Modelo 4. A inovação do ICC não tem impacto inicial (significativo) sobre a produção e o consumo, mas, ao longo do tempo, as FRI tornam-se positivas e persistentes. Desse modo, como as FRI de ambos os modelos são similares, percebe-se que a inclusão das variáveis financeiras não eliminou o papel da inovação do ICC em relação à produção e ao consumo.

Figura 4.4-2 - Impulso resposta dos modelos VAR em nível

Modelo 3

Modelo 4

Choque no ICC

Choque no ICC

ICC

Resposta do:

PIB

Consumo

4.4.3 Markov- Switching

As inovações do ICC extraídas dos Modelos 1 a 4, estimados nas Seções 4.4.1 e 4.4.2, são modeladas de acordo com a proposta de Hamilton (1989). Desse modo, estimou-se um modelo de Markov com dois estados: alta volatilidade e baixa volatilidade. Em conformidade com Chauvet e Guo (1998), o objetivo é analisar se a volatilidade da inovação do ICC fornece sinais antecedentes de pontos de inflexão no estado da economia brasileira.

Em relação aos resultados encontrados na estimação dos Modelos 1 e 2, a Figura 4.4-3 apresenta a inovação do ICC extraída de cada modelo VEC, além dos períodos recessivos datados pelo CODACE, delimitados de cinza. A inspeção visual indica que há uma redução na inovação do ICC logo antes dos períodos recessivos ou no começo deles. Além disso, as inovações parecem ser mais voláteis nessas épocas de recessão.

Figura 4.4-3 - Inovação do ICC dos modelos VEC e recessões datadas pelo CODACE

Inicialmente, os modelos Markov-Switching são estimados a partir das inovações do ICC extraídas dos Modelos 1 e 2. Os resultados são apresentados na Tabela 4.4-4. Com respeito à inovação do Modelo 1, os resultados mostram que o estado 1 (σ_1) é o estado de alta volatilidade com duração média de 7,23 trimestres, enquanto o estado 2 (σ_2) está associado à baixa volatilidade e tem duração média de 7,11 trimestres. No caso do Modelo 2, o estado de

alta volatilidade (σ_2) tem menor duração (3,51 trimestres) e o de baixa volatilidade (σ_1) se estende por um período maior, em média de 4,55 trimestres. A Tabela 4.4-4 também mostra que, em ambos os modelos, quando a volatilidade do ICC está alta ou baixa, existe uma maior probabilidade de se manter no mesmo regime.

Tabela 4.4-4 - Estimação do Markov-Switching dos modelos VEC

	Parâmetros						
	$\text{Log}(\sigma_1)$	$\text{Log}(\sigma_2)$	Duração 1	Duração 2	P_{11}	P_{22}	$\text{LogL}(\theta)$
Modelo 1	1,23 (0,18)	0,58 (0,10)	7,23	7,11	0,86	0,86	-126,02
Modelo 2	0,59 (0,11)	1,28 (0,23)	4,55	3,51	0,78	0,72	-124,78

Nota: Entre parêntesis, estão os erros padrões calculados via método delta.

As Figuras 4.4-4 e 4.4-5 mostram as probabilidades filtradas do estado de alta volatilidade da inovação do ICC dos Modelos 1 e 2, respectivamente, além dos períodos recessivos datados pelo CODACE. Considera-se que a economia está no estado de volatilidade alta se essa probabilidade é maior do que 0,5. Os dois primeiros períodos recessivos coincidem com o regime de alta volatilidade. No caso das recessões de 2003 e final de 2008, a inovação não está no regime de volatilidade alta. Talvez por se tratarem de recessões de durações mais curtas, não causaram pessimismo nos consumidores a ponto de mudar para o regime de alta volatilidade. Por fim, o maior período recessivo datado está associado com permanência de alta volatilidade na inovação do ICC, indicando um período de estresse e de incerteza dos consumidores.

Figura 4.4-4 - Probabilidades filtradas do estado de alta volatilidade (Modelo 1) e recessões do CODACE

Figura 4.4-5 - Probabilidades filtradas do estado de alta volatilidade (Modelo 2) e recessões do CODACE

Os resultados das probabilidades filtradas referente à inovação do Modelo 1, apresentados na Figura 4.4-4, indicam que o estado de alta volatilidade esteve presente em 3 das 5 recessões datadas pelo CODACE, e, mesmo no Modelo 2, após incluirmos indicadores econômicos no VAR (Figura 4.4-5), encontramos os mesmos padrões cíclicos do Modelo 1. Percebe-se, portanto, que o aumento da volatilidade da inovação do ICC está associado às recessões mais longas. Ademais, destaca-se que, para a economia brasileira, encontramos uma alta volatilidade da inovação do índice de confiança nos anos de 2005 e 2006, mas a CODACE não datou recessões nestes períodos. Essa alta volatilidade pode estar associada à condução de uma política de aumento de juros mesmo com a diminuição do PIB brasileiro e,

também, à questão política, pois o primeiro mandato do presidente Lula da Silva estava se encerrando (2003-2006). Além disso, em março de 2006, houve a troca do Ministro da Fazenda que buscou modificar a condução da política monetária, reduzindo os juros, e adotando medidas para incentivar o crescimento por meio do aumento do consumo e da elevação do investimento público.

Finalmente, as inovações do ICC foram extraídas dos dois modelos VAR em nível (Modelos 3 e 4). As inovações são apresentadas na Figura 4.4-6, juntamente com as datações realizadas pelo CODACE. É possível perceber que há um aumento no pessimismo por parte dos consumidores, isto é, uma redução na inovação do ICC, anteriormente ou no início de períodos recessivos.

Figura 4.4-6 - Inovação do ICC dos modelos VAR em nível e recessões datadas pelo CODACE

Após a extração da inovação do ICC dos Modelos 3 e 4, o sentimento do consumidor foi modelado como um processo Markov-Switching de dois regimes: alta volatilidade e baixa volatilidade. O que se quer investigar é se o estado de alta volatilidade é correlacionado com períodos de recessão e se o estado de baixa volatilidade está relacionado à expansão econômica. Os resultados para ambos os modelos são apresentados na Tabela 4.4-5. Em relação à inovação do Modelo 3, percebe-se que o regime 1 corresponde ao período de alta volatilidade e o regime 2 ao de baixa volatilidade. Já a inovação do Modelo 4 apresenta o regime 1 como sendo baixa volatilidade e o regime 2 como alta volatilidade. No entanto, tem-

se que, para ambas inovações, o regime de alta volatilidade tem uma menor média de duração se comparado com os períodos de baixa volatilidade. Ademais, para a inovação do Modelo 3, independente do regime, alta ou baixa volatilidade, há uma maior probabilidade de permanecer no mesmo regime, porém, a inovação do Modelo 4 apresenta a mesma característica apenas se estiver no regime de baixa volatilidade, pois, no caso de estar em um regime de alta volatilidade, há uma maior probabilidade de mudar para o regime de baixa volatilidade.

Tabela 4.4-5 - Estimação do Markov-Switching dos modelos VAR em nível

	Parâmetros						
	$\text{Log}(\sigma_1)$	$\text{Log}(\sigma_2)$	Duração 1	Duração 2	P_{11}	P_{22}	$\text{LogL}(\theta)$
Modelo 3	0,55 (0,13)	1,15 (0,15)	5,20	9,02	0,81	0,89	-129,12
Modelo 4	1,05 (0,11)	0,28 (0,14)	7,88	1,84	0,87	0,46	-127,72

Nota: Entre parêntesis, estão os erros padrões calculados via método delta.

A seguir, temos as probabilidades filtradas do regime de alta volatilidade das inovações dos Modelos 3 e 4. Quando a probabilidade é maior do que 0,5 tem-se que a volatilidade da inovação do ICC é alta. No caso da inovação do Modelo 3, a Figura 4.4-7 mostra que as probabilidades filtradas do regime de alta volatilidade dos consumidores aumentam antes ou no começo de 4 períodos recessivos datados pelo CODADE, sendo que apenas na recessão de 2008 que não foi constada uma alta volatilidade das inovações proveniente do índice de confiança dos consumidores. No entanto, percebe-se que, após a recessão, houve uma mudança para o regime de alta volatilidade. Já no caso da inovação do Modelo 4 (Figura 4.4-8), em geral seleciona-se o regime de alta volatilidade em praticamente todo o período analisado, o que indica que o modelo não foi capaz de capturar as assimetrias da economia brasileira.

Figura 4.4-7 - Probabilidades filtradas do estado de alta volatilidade (Modelo 3) e recessões do CODACE

Figura 4.4-8 - Probabilidades filtradas do estado de alta volatilidade (Modelo 4) e recessões do CODACE

Ao analisarmos as Figuras 4.4-4, 4.4-5 e 4.4-7 que apresentam as probabilidades filtradas das inovações dos Modelos 1, 2 e 3, tem-se que na recessão de 1998, as inovações do ICC estavam no regime de alta volatilidade no começo da recessão e permanecem nesse regime durante e após o período recessivo. No que tange à recessão de 2001, as probabilidades de alta volatilidade permaneceram em altos níveis, sendo que, no caso da inovação do Modelo 3, a volatilidade alta permaneceu após o final da recessão de 1998 até a recessão de 2001. Apesar do CODACE datar uma nova recessão em 2003, as inovações dos Modelos 1 e 2 não captaram um regime de alta volatilidade da inovação da confiança dos

consumidores. Já no caso da crise de 2008, as inovações do ICC dos Modelos 1, 2 e 3 não captaram uma alta da volatilidade durante o período recessivo.

Por fim, os resultados da recessão de 2014 mostram que as inovações do ICC dos Modelos 2 e 3, em quase todo o período, permaneceram no regime de alta volatilidade. No entanto, em 2015, é possível captar uma mudança de regime de alta volatilidade para baixa volatilidade. Provavelmente a crise política que ocorreu em 2015 interferiu de tal modo que os consumidores voltaram para um regime de alta volatilidade. Ademais, temos que, no final da recessão datada pelo CODACE, a volatilidade da inovação do ICC reduziu-se, sendo que, nos Modelos 1 e 2, os consumidores passaram para um regime de baixa volatilidade apesar da recessão na economia.

4.5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Devido à existência de um debate sobre a relação dos índices de confiança do consumidor e atividade econômica, em que algumas análises indicam que os índices de confiança fornecem informação adicional para prever atividade econômica, e outros estudos mostram que esses índices são apenas uma síntese de outros indicadores macroeconômicos, este artigo investigou, por meio do VAR e VEC, se o ICC está correlacionado com movimentos no PIB e com o consumo da economia brasileira. Ademais, indicadores financeiros – taxa de juros real e Ibovespa real – foram incluídos no modelo a fim de verificar se são capazes de reduzir ou eliminar a correlação entre a inovação do sentimento do consumidor e as medidas de atividade econômica. Os resultados indicaram que o papel da inovação do ICC não foi reduzido ao inserirmos os indicadores financeiros.

Em um segundo momento, extraímos a inovação do ICC dos modelos VAR e VEC para analisarmos, por meio de modelos de mudança de regime markoviano, se a volatilidade desse índice é relacionada com o estado da economia. Identificamos que, nas recessões mais extensas datadas pelo CODACE, as inovações no sentimento do consumidor estão no regime de alta volatilidade, caracterizado por uma incerteza.

4.6 REFERÊNCIAS

- BARSKY, R. B.; SIMS, E. R. Information shocks, animal spirits, and the meaning of innovations in consumer confidence. *Manuscript, University of Michigan*, 2006.
- BENTES, F. G. M. O poder preditivo do índice de confiança do consumidor no Brasil: uma análise através de vetores autorregressivos. *Rio de Janeiro*, v. 83, 2006.
- BRAM, J.; LUDVIGSON, S. C. Does consumer confidence forecast household expenditure? A sentiment index horse race. *Economic Policy Review*, v. 4, n. 2, 1998.
- CARNEIRO, C.; OLIVEIRA, F. N. Índices de Confiança, suas influências e impactos. *Revista Econômica*, v. 17, n. 2, 2015.
- CARROLL, C. D.; FUHRER, J. C.; WILCOX, David W. Does consumer sentiment forecast household spending? If so, why?. *The American Economic Review*, v. 84, n. 5, p. 1397-1408, 1994.
- CHAUVET, M.; GUO, J. T. Consumers' sunspots, animal spirits and economic fluctuations. 1998.
- CHERNAVSKY, E. Os índices de confiança ajudam a elaborar previsões econômicas confiáveis?. *Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, Texto para Discussão*, v. 2383, 2018.
- CODACE, Comitê de Datação de Ciclos. Econômicos. *Instituto Brasileiro de Economia (IBRE), Fundação Getulio Vargas (FGV)*. Disponível em: < <https://portalibre.fgv.br/codace> >.
- DE MELLO, E. P.; FIGUEIREDO, F. Assessing the short-term forecasting power of confidence indices. *Economia Aplicada*, v. 21, n. 4, p. 713-727, 2017.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, v. 74, p. 427-431, 1979.
- ELLIOTT, G., ROTHENBERG, T.J.; STOCK, J.H. Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. *Econometrica*, v. 64, p. 813-836, 1996.
- FELINI, P. S.; GOMES, F. A. R. Previsão do consumo: análises para o Brasil e os EUA. 2020. 82 f. *Dissertação (Mestrado) – Programa de Pós-Graduação em Economia*, Universidade de São Paulo, Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade de Ribeirão Preto, Ribeirão Preto, 2020.
- FLIGENSPAN, F. B. Uma revisão da ocupação e dos rendimentos durante o Plano Real. *Indicadores Econômicos FEE*, v. 26, n. 2, p. 140-169, 1998.
- GARNER, C. A. Forecasting consumer spending: Should economists pay attention to consumer confidence surveys?. *Economic Review*, v. 76, n. 3, p. 57-71, 1991.

GOLINELLI, R.; PARIGI, G. Consumer sentiment and economic activity. *Journal of Business Cycle Measurement and Analysis*, v. 2004, n. 2, p. 147-170, 2004.

GRAMINHO, F. M. Sentimento e Macroeconomia: uma análise dos índices de confiança no Brasil. *Banco Central do Brasil, trabalhos para discussão*, v. 408, 2015.

HAMILTON, J. D. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, p. 357-384, 1989.

HAMILTON, J.D. Time series analysis. New Jersey: *Princeton*, 1994.

HUTH, W. L.; EPPRIGHT, D. R.; TAUBE, P. M. The indexes of consumer sentiment and confidence: Leading or misleading guides to future buyer behavior. *Journal of business research*, v. 29, n. 3, p. 199-206, 1994.

LEEPER, E. M. Consumer attitudes: king for a day. *Federal Reserve Bank of Atlanta Economic Review*, v. 77, n. 4, p. 1-15, 1992.

LUDVIGSON, S. Consumer confidence and consumer spending. *Journal of Economic perspectives*, v. 18, n. 2, p. 29-50, 2004.

MARCONCINI, L. F. N. Poder preditivo de índices de confiança brasileiros. 2011. 46 f. *Dissertação (Mestrado) – Programa de Mestrado Profissional em Economia*, Insper Instituto de Ensino e Pesquisa, São Paulo, 2011.

MATSUSAKA, J. G.; SBORDONE, A. M. Consumer confidence and economic fluctuations. *Economic Inquiry*, v. 33, n. 2, p. 296-318, 1995.

PAULA, L. F. de; PIRES, M. Crise e perspectivas para a economia brasileira. *Estudos Avançados*, v. 31, n. 89, p. 125-144, 2017.

PESARAN, H. H.; SHIN, Y. Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economics Letters*, Elsevier, v. 58, n. 1, p. 17-29, 1998.

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, v.75, n. 2, p. 335-346, 1988.

SIMS, C. A.; STOCK, J. H.; WATSON, M. W. Inference in linear time series models with some unit roots. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, p. 113-144, 1990.

WEISS, M. J. Inside consumer confidence surveys. *American Demographics*, v. 25, n. 1, p. 22-22, 2003.

APÊNDICE A

Neste apêndice, apresentamos os testes de diagnósticos dos quatro modelos estimados. A Tabela 4.6-1 apresenta os testes dos resíduos das estimações VEC (Modelos 1 e 2). Em relação aos resíduos do Modelo 1, o teste LM aplicado, considerando 12 defasagens, indica ausência de correlação serial na maioria das defasagens e, no Modelo 2, a ausência de correlação é vista em metade das defasagens. No caso do teste Jaque-Bera, os Modelos 1 e 2 rejeitam a hipótese nula, ao nível de significância de 5%, o que indica que os resíduos não têm distribuição normal. Ademais, as hipóteses nulas dos testes White de heterocedasticidade dos resíduos, considerando termos cruzados e sem termos cruzados, não são rejeitadas no Modelo 1, mas são rejeitadas no Modelo 2.

Tabela 4.6-1 - Testes sobre os resíduos dos modelos VEC

Teste	Modelo1		Modelo 2	
	Estatística do teste	P-Valor	Estatística do teste	P-Valor
LM para 10 defasagens	7,72	0,56 ^a	17,37	0,87 ^b
Jaque-Bera	16,43	0,01	39,31	0,00
White	55,62	0,21	268,58	0,00

Notas: ^a O teste LM do Modelo 1 apresenta correlação serial para 1, 2, 4 e 7 defasagens. ^b O teste LM do Modelo 2 apresenta correlação serial para 1, 2, 4, 5 e 7 defasagens.

Além disso, investigamos a correlação serial dos resíduos por meio da análise dos correlogramas, considerando 12 defasagens. Há evidência de autocorrelação nas defasagens 2 e 4 do Modelos 1 e nas defasagens 4, 5, 7, 8 e 11 do Modelo 2. Finalmente, as raízes do polinômio de defasagens dos modelos indicam que ambos são estáveis.

Na Tabela 4.6-2, repetimos os testes de diagnósticos para os modelos VAR em nível (Modelos 3 e 4). Os resultados são apresentados considerando o nível de significância estatística de 5%. O teste LM realizado com 12 defasagens indica que não há correlação serial na maioria das defasagens consideradas. O teste Jaque-Bera indica que os resíduos não têm distribuição normal em ambos os modelos. Já o teste White de heterocedasticidade dos resíduos, tanto em termos cruzados quanto sem termos cruzados, tem a hipótese nula rejeitada apenas no Modelo 4. Logo, a variância dos termos de erro não seriam constantes nesse modelo. A análise dos correlogramas com 12 defasagens indicou a existência de

autocorrelação nas defasagens 1, 2, 4 e 5 do Modelo 3 e nas defasagens 1, 2, 4, 5, 6, 7 e 8 do Modelo 4. Por fim, as raízes dos polinômios de defasagens indicam que ambos os modelos são estáveis.

Tabela 4.6-2 - Testes sobre os resíduos dos modelos VAR em nível

Teste	Modelo3		Modelo 4	
	Estatística do teste	P-Valor	Estatística do teste	P-Valor
LM para 10 defasagens	5,71	0,77 ^a	21,38	0,67 ^b
Jaque-Bera	40,56	0,00	44,80	0,00
White	62,60	0,07	211,73	0,05

Notas: ^a O teste LM do Modelo 3 apresenta correlação serial para 2 e 4 defasagens. ^b O teste LM do Modelo 4 apresenta correlação serial para 2,4 e 7 defasagens.

Os modelos apresentaram problemas no diagnóstico e realizamos inclusões de diferentes defasagens para tentar eliminar os problemas identificados, no entanto, defasagens adicionais não corrigiram os problemas.