

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL  
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

MATEUS MALLMANN

**POLÍTICA MONETÁRIA ASSIMÉTRICA:  
CONSEQUÊNCIAS PARA A ECONOMIA BRASILEIRA**

PORTO ALEGRE

2020

**MATEUS MALLMANN**

**POLÍTICA MONETÁRIA ASSIMÉTRICA:  
CONSEQUÊNCIAS PARA A ECONOMIA BRASILEIRA**

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Marcelo Savino Portugal

PORTO ALEGRE

2020

### CIP - Catalogação na Publicação

Mallmann, Mateus  
Política monetária assimétrica: consequências para a economia brasileira / Mateus Mallmann. -- 2020.  
55 f.  
Orientador: Marcelo Savino Portugal.

Dissertação (Mestrado) -- Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Faculdade de Ciências Econômicas, Programa de Pós-Graduação em Economia, Porto Alegre, BR-RS, 2020.

1. Política monetária. 2. Assimetria. 3. Choques positivos e negativos. 4. Ciclo de negócios. 5. Modelos Markov-switching. I. Portugal, Marcelo Savino, orient. II. Título.

MATEUS MALLMANN

**POLÍTICA MONETÁRIA ASSIMÉTRICA:  
CONSEQUÊNCIAS PARA A ECONOMIA BRASILEIRA**

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia.

**Aprovada em: , 28 de fevereiro de 2020**

BANCA EXAMINADORA:

---

Prof. Dr. Marcelo Savino Portugal - Orientador  
Universidade Federal do Rio Grande do Sul - UFRGS

---

Dr. Igor Alexandre Clemente Moraes  
Vokin Investimentos

---

Prof. Dr. Marcelo de Carvalho Griebeler  
Universidade Federal do Rio Grande do Sul - UFRGS

---

Prof. Dr. Sabino da Silva Pôrto Júnior  
Universidade Federal do Rio Grande do Sul - UFRGS

## RESUMO

Baseado em Aragón e Portugal (2009), essa dissertação se propõe a construir um modelo Markov-switching autorregressivo (MS-AR) que consiga mensurar os parâmetros que medem a relação da política monetária com o lado real da economia brasileira desde a implantação do Plano Real até o segundo trimestre de 2019. O objetivo é averiguar se as correspondências entre as variáveis monetárias e o produto se modificaram nesse ínterim. A preocupação maior trata de investigar a possibilidade de ter ocorrido alguma mudança expressiva a partir da crise de 2014-16, que fez com que os estímulos monetários parecessem inócuos. A inovação desse trabalho com relação a seus pares é considerar a existência de um terceiro regime (recessão profunda), motivado pela crise do *subprime* e pela recessão de 2014-16. Os principais resultados extraídos dos modelos MS-AR foram de que (a) choques monetários estimulativos são eficazes em recessão suave; (b) choques monetários restritivos podem ter o impacto de reduzir o crescimento em regimes de expansão; (c) há simetria em relação a choques monetários inesperados contracíclicos; (d) choques monetários restritivos e expansivos são simétricos em cada um dos regimes considerados. Além disso, a propagação dos choques é diferente em regimes de expansão, recessão suave e recessão profunda. Em especial, o modelo indicou que na recessão de 2014-16 os choques monetários contracíclicos não surtiram efeito na recuperação da economia. A razão para isso ter ocorrido parece ser o desarranjo monetário e fiscal provocado pela Nova Matriz Econômica.

**Palavras-chave:** Política monetária. Assimetria. Choques positivos e negativos. Ciclo de negócios. Modelos Markov-switching.

## ABSTRACT

Based in Aragón e Portugal (2009), this dissertation proposes to construct an auto-regressive Markov switching model (MS-AR) to measure the relationship between monetary policy and output in Brazil, since Real Plan, from 1995 to 2019. This paper verifies whether the connections between monetary variables and output have switched in this period. The main concern is to investigate if some expressive change have happened post 2014-16 crisis in Brazil, in the sense monetary stimulus have not succeed. The innovation of this dissertation is to consider the existence of a third regime (deep recession), motivated by subprime crisis and 2014-16 recession. The central results from the MS-AR model are: (a) positive monetary shocks are ineffective in soft recession, (b) negative monetary shocks can decrease the growth in expansion states; (c) counter-cyclical shocks are symmetric; (d) negative monetary shocks are symmetric in all states. Furthermore, shock propagation is different in expansion, soft recession and deep recession. In particular, the model suggests that the counter-cyclical shocks after 2014-16 crisis were not effective to recover the economic growth. The reason seems to be fiscal and monetary disarrangement on account of New Macroeconomic Matrix.

**Keywords:** Monetary policy. Asymmetries. Positive and negative shocks. Business cycle. Markov-switching models.

## SUMÁRIO

<b>1</b>	<b>INTRODUÇÃO . . . . .</b>	<b>6</b>
<b>2</b>	<b>AS EVIDÊNCIAS DA LITERATURA SOBRE A ASSIMETRIA ENTRE POLÍTICA MONETÁRIA E O LADO REAL DA ECONOMIA . . . . .</b>	<b>13</b>
2.1	MODELOS PURAMENTE ESTATÍSTICOS . . . . .	13
2.2	MODELOS MS-DSGE . . . . .	17
<b>3</b>	<b>METODOLOGIA . . . . .</b>	<b>20</b>
3.1	MODELO ECONOMÉTRICO . . . . .	20
3.1.1	Probabilidades filtradas . . . . .	22
3.1.2	Probabilidades suavizadas . . . . .	24
3.2	DETERMINAÇÃO DO NÚMERO DE REGIMES . . . . .	25
3.3	TESTES DE SIMETRIA DOS EFEITOS REAIS DOS CHOQUES MONETÁRIOS . . . . .	26
<b>4</b>	<b>DESCRIÇÃO DOS DADOS . . . . .</b>	<b>27</b>
<b>5</b>	<b>RESULTADOS . . . . .</b>	<b>33</b>
5.1	ESTIMATIVAS COM CHOQUES DO VAR . . . . .	33
5.2	ROBUSTEZ - ESTIMATIVAS COM CHOQUES DA VARIAÇÃO DA SELIC . . . . .	41
<b>6</b>	<b>CONCLUSÃO . . . . .</b>	<b>48</b>
	<b>REFERÊNCIAS . . . . .</b>	<b>51</b>

## 1 INTRODUÇÃO

Em 2014, teve início no Brasil uma severa contração econômica, com repercussão negativa no Produto Interno Bruto (PIB) nos dois anos seguintes e recuperação ainda muito fraca em 2017 e 2018. Todavia, desde outubro de 2016, o Comitê de Política Monetária (Copom) cortou a taxa Selic<sup>1</sup> em 9,25 pontos percentuais<sup>2</sup>, o que representa um forte estímulo monetário ao lado real da economia em um contexto de baixas taxas de inflação. Apesar desse impulso favorável ao crescimento econômico, o produto brasileiro não consegue reagir do modo esperado, o que indica que o setor produtivo brasileiro não consegue assimilar os incentivos monetários dados.

Assim, essa pesquisa se propõe a construir um modelo que consiga mensurar os parâmetros que medem a relação da política monetária com o lado real da economia brasileira a partir do Plano Real até a atualidade. O objetivo é averiguar se as correspondências entre as variáveis monetárias e o produto se modificaram nesse ínterim. A preocupação maior trata de investigar a possibilidade de ter ocorrido alguma mudança expressiva a partir da crise de 2014-16, que faça com que os estímulos monetários pareçam inócuos. A hipótese é de que houve variação nos parâmetros que regulam a propagação dos choques monetários para o produto e que, por essa razão, a economia brasileira não está conseguindo retomar uma trajetória de crescimento consistente, apesar de conviver com a menor taxa básica de juros desde a implantação do Plano Real.

Para entender melhor o que acontece desde 2014 no Brasil, é necessário explicar quais foram as sucessões de fatos que levaram o país até a grave crise recente. O início ocorre com a crise do *subprime* nos Estados Unidos, em 2008-09, que gerou fortes reações de políticas econômicas contracíclicas em todos os países. No Brasil não foi diferente, uma vez que foram empregadas medidas monetárias, fiscais e cambiais para tentar amenizar os choques da crise norte-americana. Para aumentar a demanda, o governo brasileiro incentivou a construção civil, a agricultura e os bens duráveis. As medidas cambiais englobaram a utilização de leilões de dólares, redução de alíquota de IOF<sup>3</sup> em operações de câmbio e disponibilização de dólares do Federal Reserve para o Banco Central do Brasil (BCB) ter um nível mínimo de liquidez. As ações de política monetária podem ser resumidas em redução da taxa Selic, diminuição dos depósitos compulsórios do sistema bancário e elevação da oferta de crédito. Essas medidas fizeram com que o crescimento do PIB fosse de 7,53%, em 2010, e 3,97%, em 2011, mesmo tendo uma queda de 0,13%, em 2009<sup>4</sup>.

O ano de 2012 também foi marcado por elevação do PIB, mas com uma potência

---

<sup>1</sup> Sistema Especial de Liquidez e Custódia, taxa básica de juros da economia brasileira.

<sup>2</sup> Em novembro de 2019 a Selic era de 5,00% ao ano. Fonte: <https://www.bcb.gov.br/estatisticas>

<sup>3</sup> Imposto sobre Operações Financeiras.

<sup>4</sup> Os dados de inflação e PIB apresentados foram extraídos do sítio eletrônico do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), disponíveis em: <https://www.ibge.gov.br/>.



um pouco inferior, 1,92%, o que parecia mostrar um esgotamento das políticas anteriores para conter a propagação da crise do *subprime*. Então, a partir de 2011-2012, o Brasil passou a adotar um conjunto de políticas econômicas denominado posteriormente de Nova Matriz Econômica (NME). O intuito de tal arranjo foi propiciar ao país um novo período de expansão fortemente induzido por intervenções governamentais na economia, combinando política monetária com queda da taxa básica de juros e política fiscal com investimento em setores específicos, elevação de gastos, concessões de subsídios e manipulação de preços (BARBOSA FILHO, 2017).

Com relação à política monetária, o primeiro mandato de Luiz Inácio Lula da Silva (Lula), foi o único período em que a taxa de inflação ficou próxima do limite inferior do intervalo de tolerância estabelecido pelo Copom em todos os anos em que o Partido dos Trabalhadores esteve no comando do Executivo. Entretanto, a política de metas de inflação, que mostrava relativo sucesso em combater a inflação naquele período, foi notadamente descaracterizada em anos posteriores. Para se ter uma ideia, Zilberman e Barboza (2017) mediram a reação da política monetária brasileira a desvios da previsão de inflação em relação à meta um ano a frente e encontraram uma aderência à explicação dos dados<sup>5</sup> de quase 75% durante o governo Lula I.

No segundo mandato de Lula, a explicação da reação da política monetária aos desvios da meta caiu para 39%, que pode ser justificado pelo período de grande choque causado pela crise norte-americana de 2008-09. Ademais, a mesma regra que foi bem sucedida no período Lula I, deixou de informar completamente a política monetária no primeiro mandato de Dilma Rousseff (2011-2014)<sup>6</sup>, pois apesar das projeções apontarem para uma inflação acima da meta, por diversas vezes, o Copom optou por reduzir ou manter constante a taxa Selic. Assim, pode-se concluir que o abandono dessa simples regra de política monetária foi providencial para frustrar o combate à inflação, fazendo com que os índices inflacionários oficiais aparecessem constantemente próximos ao limite superior das bandas de variação estabelecidas pelo Copom.

Antes de 2010, a mediana das expectativas de inflação<sup>7</sup> se encontrava, em sua maioria, entre as projeções divulgadas pelo BCB, ou suficientemente próxima a um dos cenários de referência, dando-lhe credibilidade. Contudo, depois de 2010, as projeções de inflação do BCB passaram a deixar de informar a política monetária adotada, além de perder completamente a relação com os dados, uma vez que as projeções reportadas pelo BCB subestimavam sistematicamente a inflação. Ainda, o BCB faltou com transparência no tocante aos detalhes das projeções, bem como aos objetivos e estratégias de política monetária a serem perseguidos. O resultado dessa conduta foi a perda significativa de

<sup>5</sup> A aderência foi medida pelo  $R^2$  da regressão simples que tem variação dos juros no tempo  $t$  como variável explicada e desvio da meta da taxa de inflação em  $t+1$  como variável explicativa.

<sup>6</sup> A mesma regressão simples teve agora  $R^2 = 0,0156$ .

<sup>7</sup> Dada pelo Relatório Focus.

credibilidade e a desancoragem das expectativas dos agentes, sustentadas desde 2005 (ZILBERMAN; BARBOZA, 2017).

Do lado fiscal, uma das principais estratégias da NME foi baseada na expansão do balanço do BNDES<sup>8</sup>, que, através dos estímulos governamentais, propiciava recursos com taxas de juros inferiores às praticadas no mercado. Os empréstimos concedidos pelo BNDES tinham como taxa a TJLP<sup>9</sup>, fixada discricionariamente pelo Conselho Monetário Nacional em um patamar muito abaixo da Selic, sem ter qualquer tipo de indexação à taxa de juros básica da economia. A consequência do emprego de tal instrumento foi a criação de campeões nacionais concomitante à seleção de setores ditos estratégicos para receberem pesados subsídios e proteção (na forma de conteúdo local e sobre preço) (BARBOSA FILHO, 2017). Nóbrega (2016) afirma que o Tesouro Nacional emprestou ao BNDES cerca de R\$ 450 bilhões, entre 2008 e 2013, o que equivaleu a aproximadamente 10% do PIB em cada um dos anos.

Outro instrumento relevante foi a utilização da Petrobras para fomentar investimentos no setor petrolífero. A empresa passou a ser responsável por um grande plano de exploração, produção e refino de petróleo. O objetivo principal foi estimular o surgimento de uma indústria nacional de máquinas e equipamentos para o setor. Todavia, o resultado foi diferente do esperado pelo governo, pois, por exemplo, vários estaleiros passam por dificuldades financeiras desde 2015 (BARBOSA FILHO, 2017).

De acordo com Barbosa Filho (2017), as políticas utilizadas elevaram as taxas domésticas de investimento no Brasil naquele período. Esse aumento do investimento, porém, não foi acompanhado pelo crescimento econômico, mas sim por uma queda na produtividade total dos fatores, o que reduziu o produto potencial brasileiro e, por consequência, a capacidade de avanço da atividade econômica.

Conforme apresentado anteriormente, a NME também se constituiu por controle de preços, tendo efeitos significativos no ambiente econômico. Um dos exemplos de manipulação de preços ocorreu com a Petrobras, que vendia gasolina no mercado doméstico a um preço inferior ao que comprava no mercado externo. Essa prática resultou em perdas superiores a R\$ 50 bilhões, reduzindo drasticamente o caixa da empresa. Outro episódio propiciado pela NME foi a redução de tarifas de energia em 2013, enquanto o país atravessava forte seca, o que acabou elevando o consumo em pleno período de escassez. Para amplificar o problema, o governo deixou as empresas geradoras de energia sem contratos em São Paulo, Minas Gerais e Paraná, obrigando a compra de energia no mercado à vista ao longo da seca, o que fez aumentar os custos para as distribuidoras. Como essas não puderam repassar seus custos aos preços, uma grande descapitalização das empresas se seguiu (BARBOSA FILHO, 2017).

<sup>8</sup> Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social.

<sup>9</sup> Taxa de Juros de Longo Prazo.

Todas essas intervenções governamentais na economia brasileira tiveram um gigantesco impacto nas contas públicas. Barbosa (2017) mostrou que o governo central saiu de um superávit primário de R\$ 178 bilhões em julho de 2011 para um déficit de R\$ 199 bilhões em setembro de 2016, uma piora de R\$ 378 bilhões em termos reais. Segundo o autor, essa piora se deu pela queda nas receitas (49% da explicação) bem como pelo aumento nas despesas (51%). Destaca-se ainda, que a redução nas receitas foi fruto de dois fenômenos: concessão exagerada de desonerações tributárias e piora na atividade econômica. Em suma, esse quadro fiscal deteriorado teve como consequência “piorar a percepção de solvência fiscal, elevar o prêmio de risco país e a inflação e resultou na perda do grau de investimento, no aumento do custo de capital e na queda do investimento, do emprego, do consumo e das receitas fiscais” (BARBOSA, 2017).

Assim, desde 2014, o Brasil enfrenta uma conjuntura econômica degradável, uma vez que o PIB entrou em queda a partir do segundo trimestre e não conseguiu se recuperar nos 2 anos posteriores. Além disso, naquele ano, a inflação atingiu 6,41% a.a., dentro dos limites de variação estipulados pelo Copom, apesar de os preços administrados pelo governo terem sido manipulados artificialmente com o intuito de atender a determinação do Copom. No ano seguinte, quando os preços administrados foram reajustados, a taxa de inflação chegou em 10,64% a.a., muito além dos 6,5% a.a. estabelecidos como limite superior de variação. O PIB de 2014 teve crescimento de 0,5% em comparação com o ano anterior e, pela primeira vez na história, o Brasil apresentou dois anos seguidos de recessão: em 2015 e 2016, o PIB decresceu 3,55% e 3,31%, respectivamente.

Para se ter uma visão mais clara do que se passou com a economia brasileira naquele período, Pires, Borges e Borça Junior (2019) fizeram uma comparação da crise 2014-16 com todos os outros nove episódios de crises vividos no Brasil ao longo das últimas quatro décadas<sup>10</sup>. Ao contrastar as crises de 1981-83 e 2014-16, por exemplo, vemos que apesar de serem caracterizadas por recessões severas, guardam algumas peculiaridades.

No início dos anos 1980, as taxas de juros para financiamento da dívida externa tiveram uma grande elevação, o que levou vários países da América Latina, inclusive o Brasil, a decretarem moratória de suas dívidas. Esse fato pressionou a economia brasileira, que entrou em recessão. Os anos de 1981-83 foram marcados por uma queda profunda do PIB, mas ao mesmo tempo rápida, pois o ano de 1982 apresentou recuperação em relação ao ano anterior.

Já a recessão de 2014-16, embora não tenha sido a crise com a queda mais rápida do PIB, foi a que teve maior longevidade de contração da atividade econômica, de acordo com os autores. O PIB se contraiu quase que ininterruptamente por 11 trimestres consecutivos. De maneira acumulada, a retração máxima atingida foi de 8,2%. Mais impressionante,

<sup>10</sup> De acordo com a datação do CODACE - Comitê de Datação dos Ciclos Econômicos da Fundação Getúlio Vargas.

porém, foi a vagarosa trajetória de recuperação, pois passados 20 trimestres do início da estagnação a economia ainda se encontrava 5,3% abaixo dos patamares pré-recessão. Se for feito um paralelo com a média das recessões anteriores, o PIB já estaria 8,1% acima do seu patamar pré-crise nesse mesmo intervalo temporal.

Os números da crise 2014-16 se tornam ainda mais alarmantes quando colocados em perspectiva com a crise ocorrida nos países da periferia da Zona do Euro - denotada por PIGS<sup>11</sup> - e com a crise norte-americana dos anos 2008-09. Quando comparada à crise dos PIGS, Pires, Borges e Borça Junior (2019) destacam quatro pontos: (i) a economia brasileira apresentou retração até o vale muito mais depressa que os PIGS; (ii) a variação do pico ao vale é muito semelhante aos episódios ocorridos em Portugal, Itália e Espanha; (iii) passados 5 anos do início da crise, a trajetória de recuperação brasileira é apenas um pouco superior aos casos de Portugal, Itália e Espanha; e (iv) passados 10 anos, somente Espanha e Portugal recuperaram seus níveis de produção pré-crise, o que pode sinalizar uma perspectiva ruim para o Brasil. Os autores ressaltam ainda que apesar dos PIGS integrarem a Zona do Euro, o que lhes proporcionam acesso a condições diferenciadas de financiamento das dívidas, por exemplo, tais economias são impedidas de empregarem instrumentos tradicionais de política econômica para o enfrentamento de crises, como são os casos das políticas monetária, fiscal e cambial. Isso se contrapõe ao Brasil, que pode se beneficiar da utilização desse arsenal para gerenciar os ciclos de negócios.

A analogia com a crise nos Estados Unidos é igualmente impactante. Embora tenha sido o epicentro da crise financeira global de 2008, a atividade econômica se reduziu de maneira modesta e rápida. A recessão teve o vale apenas 6 trimestres após iniciar e teve perda acumulada de 4,0%. Transcorridos mais 6 trimestres, os Estados Unidos já haviam recuperado os mesmos níveis de produção da fase pré-recessão (PIRES; BORGES; BORÇA JUNIOR, 2019). Assim, a crise brasileira teve mais que o dobro da redução em relação ao PIB (4,0% contra 8,2%) e o tempo foi muito superior, pois o período que a economia brasileira se reduziu até chegar ao vale (11 trimestres) foi praticamente o mesmo que a economia norte-americana levou para reestabelecer os patamares anteriores.

Apesar de vagarosa, a recuperação econômica começou a partir de 2016, quando Michel Temer assumiu a presidência e uma série de medidas foram implementadas<sup>12</sup>. Com Ilan Goldfajn à frente do Banco Central, a instituição retomou sua credibilidade junto ao mercado e a taxa de inflação atingiu 6,29% a.a., em 2016, 2,95% a.a., em 2017, e 3,75% a.a., no ano seguinte. Isto foi possível mesmo com a queda da taxa Selic, que passou de 14,25% a.a., em setembro de 2016, para 5,0% a.a. em novembro de 2019 - o menor patamar

<sup>11</sup> Portugal, Itália, Grécia e Espanha.

<sup>12</sup> Emenda Constitucional 95/2016 (limita os gastos do setor público por no mínimo 10 anos); Lei nº 13.467/2017 (reforma trabalhista); Lei nº 13.483/2017 (substitui gradualmente a TJLP pela Taxa de Longo Prazo, que não fica sujeita a decisões política e converge para a taxa em que o Tesouro Nacional se financia); medidas de desburocratização, facilitação ao comércio, suspensão de algumas barreiras comerciais e incentivo aos exportadores.

desde a implantação do Plano Real. Esta configuração econômica é muito diferente dos períodos anteriores, uma vez que possibilita a convivência harmônica entre baixa taxa de inflação e baixa taxa de juros, tendo em vista o histórico inflacionário brasileiro.

Mesmo com o presente cenário positivo em termos de política monetária, o lado real da economia não consegue assimilar os benefícios. O PIB cresceu 1,06% em 2017, mesmo comparado ao baixo desempenho do ano anterior. Ademais, o ano de 2018 também não foi muito diferente, apresentando evolução de apenas 1,12%. Pires, Borges e Borça Junior (2019) mostram que a expectativa de mercado é de que o Brasil retorne aos patamares pré-crise no terceiro trimestre de 2021<sup>13</sup>, e que, no caso de continuar a crescer no mesmo ritmo de 2017 e 2018, o Brasil só irá recuperar-se por completo em 2024, 10 anos após a deflagração de recessão. Ainda que o Brasil viva, atualmente, sua menor taxa real de juros em muitos anos, o produto não consegue reagir da maneira que se esperava, o que parece evidenciar que a economia não está se adequando aos estímulos monetários recebidos.

Para compreender essa conjuntura, duas explicações são possíveis. A primeira alternativa é a de que, embora a taxa de juros encontre-se baixa, ela ainda pode ser considerada não estimulativa para o presente, hipótese verificada por Moreira (2018). Em sua pesquisa, o autor encontra evidências para suportar tal hipótese, qual seja, a de que mesmo tendo a mais baixa taxa básica de juros desde o Plano Real, este patamar ainda é considerado alto para incentivar o produto brasileiro.

A segunda alternativa para explicar as circunstâncias enfrentadas atualmente, é a de que a política econômica no arcabouço da NME tenha alterado a relação de propagação da política monetária para as demais variáveis da economia. Este será o caso aqui investigado. Já existem estudos que mostram a existência de assimetria de choques de política monetária no Brasil, embora eles não abarquem o período de interesse dessa pesquisa<sup>14</sup>. O ponto é descobrir se a relação de assimetria se modificou e/ou se acentuou nos últimos anos, depois do período que as políticas econômicas foram ditadas tendo em vista a NME. A hipótese é de que sim, os parâmetros de política monetária variaram.

Para que seja possível capturar os efeitos de assimetria será empregado a metodologia de Hamilton (1989), que visa identificar a existência de diferentes regimes através dos próprios dados das séries de tempo. Utilizando esta metodologia para o Brasil, Aragón e Portugal (2009) encontraram, entre 1995 e 2006, diferenças nos efeitos de choques positivos e negativos em regimes de expansão, não ocorrendo o mesmo em fases recessivas. Os autores ainda constatam que política monetária contracíclica não apresenta evidência de assimetria e não é verdadeiro que os efeitos dos choques dependam da fase do ciclo econômico.

Investigar e identificar a existência de modificações na propagação de estímulos

---

<sup>13</sup> Projeção do relatório Focus em 12/07/2019.

<sup>14</sup> Aragón e Portugal (2009) e Cerqueira, Ribeiro e Martinez (2014), por exemplo.

monetários após a severa crise iniciada em 2014, abre uma nova possibilidade de diagnóstico para a economia brasileira. Uma vez que seja confirmada a hipótese de mudança na interação entre política monetária e produto, pode ser possível uma análise mais acurada em relação ao ocorrido, permitindo recomendações de política econômica mais adequadas para enfrentar a conjuntura econômica presente.

Essa pesquisa procura gerar resultados que possam auxiliar na tomada de decisão do governo no que diz respeito à condução de política monetária e sua influência sobre o lado real da economia brasileira, o que possibilita à sociedade auferir maiores níveis de bem-estar. Além disso, busca dar uma contribuição para a literatura nacional e internacional na análise de alteração na propagação da política monetária no produto em episódios de crises econômicas.

Dado o panorama apresentado, será investigado neste trabalho a relação entre a política monetária e o lado real nos últimos anos para o Brasil, verificando a possibilidade dessa correspondência ter se modificado. Assim, o objetivo desse trabalho é identificar a possível existência de assimetria de resposta a choques de política monetária empregando um método desenvolvido por Hamilton (1989).

O presente artigo consiste então em uma extensão do trabalho de Aragón e Portugal (2009) para a economia brasileira. Tal estratégia se justifica porque a pesquisa realizada pelos autores cobre o período de 1995 até 2006, que não engloba a crise do *subprime* nem a recessão brasileira de 2014-16. É importante salientar que o estudo presente tem alterações em comparação ao anterior. Aqui serão considerados dados trimestrais ao invés de dados mensais para que se consiga capturar com maior nitidez o efeito de variação entre os regimes. Além disso, esse artigo também traz uma inovação no que diz respeito a quantidade de regimes, sendo considerados os regime de expansão, recessão suave e recessão profunda.

Além dessa introdução, a dissertação está dividida em mais outros cinco capítulos. No segundo capítulo serão apontadas evidências encontradas na literatura econômica para a verificação de assimetria entre política monetária e o lado real. O capítulo seguinte irá expor o método desenvolvido por Hamilton (1989) bem como os testes utilizados para a determinação do número de regimes e os testes de simetria a serem empregados. O quarto capítulo descreve os dados utilizados no artigo, enquanto o quinto capítulo apresenta os resultados das estimativas extraídas do modelo e uma estimativa de robustez para os resultados. O último capítulo apresentará as conclusões.

## 2 AS EVIDÊNCIAS DA LITERATURA SOBRE A ASSIMETRIA ENTRE POLÍTICA MONETÁRIA E O LADO REAL DA ECONOMIA

Existem duas grandes classes de modelos que podem ser empregados para a identificação de efeitos assimétricos na política monetária. Na primeira classe, encontram-se os modelos puramente estatísticos, tais como o modelo de estimação em dois estágios, proposto por Cover (1992), o método de regimes Markovianos, introduzido por Hamilton (1989) e o modelo autorregressivo de transição suave (STVAR). Na segunda classe, estão os modelos MS-DSGE, que são microfundamentados e possuem uma gama maior de parâmetros que podem ter a característica de mudança de regime.

### 2.1 MODELOS PURAMENTE ESTATÍSTICOS

Para os modelos puramente estatísticos, o comportamento assimétrico de choques de política monetária pode ter origem em três diferentes aspectos, de acordo com a literatura. Primeiramente, choques de política monetária contracionista não precisam necessariamente responder da mesma forma que a política expansionista. Em segundo lugar, pode ser relevante o estado no qual a economia se encontra, pois a política monetária é capaz de responder de forma distinta conforme esteja em recessão ou expansão. Por último, existe a possibilidade de se encontrar efeitos assimétricos com relação ao tamanho do choque monetário. Portanto, a assimetria de efeitos da política monetária diz respeito à direção, à fase do ciclo e à magnitude do choque.

Fundamentado nos modelos de Barro (1977) e Mishkin (1982), Cover (1992) foi um dos precursores na tentativa de encontrar alguma evidência empírica em favor da existência de assimetria de choques de política monetária sobre o produto da economia. Cover utilizou dados da economia norte americana do primeiro trimestre de 1951 ao quarto trimestre de 1987 para concluir que choques positivos de oferta de moeda não tiveram efeito sobre o produto, enquanto que choques restritivos de moeda, redução de M1, neste caso, obtiveram impacto significativo. Aplicando um modelo de dois passos, Cover inicialmente estima um modelo de oferta de moeda e usa os resíduos desta equação para mensurar os choques monetários. No segundo passo, os erros são incluídos na estimação do produto, onde se permite que sejam considerados efeitos distintos para choques positivos e negativos.

Como forma de adicionar mais credibilidade aos resultados alcançados por Cover (1992), Morgan (1993) conduz o mesmo experimento de seu predecessor e inclui duas modificações ao seu estudo. A primeira utiliza o mesmo método, mas inclui a taxa de juros dos títulos do tesouro americano como variável de política monetária. Morgan argumenta que os agregados monetários podem trazer análises enganosas, uma vez que nem sempre as variações se refletem em alterações de política monetária. A outra alteração diz respeito à exclusão do último trimestre de 1979 ao último trimestre de 1982, período em que Paul Volcker esteve à frente da condução de política monetária estadunidense e que se configurou

como um período de contração severa. O período completo utilizado por Morgan (1993) é do segundo trimestre de 1963 até o primeiro trimestre de 1992. A conclusão a que Morgan chega é a mesma de Cover (1992), isto é, a política monetária tem efeitos assimétricos sobre o produto, pois a política restritiva desaquece a economia, ao mesmo tempo em que a política expansionista não parece ter efeitos significativos.

O estudo de DeLong e Summers (1988) também encontra o mesmo que Cover (1992) e Morgan (1993), mas analisa dados anuais desde 1889 e separa o período em dois, excluindo a grande depressão e os anos da segunda guerra mundial. Os coeficientes do choque de política monetária negativos foram estatisticamente significativos, enquanto o mesmo não pôde ser observado para os coeficientes de choques positivos.

Por sua vez, Garcia e Schaller (2002) avaliam outro tipo de assimetria na economia americana no interím entre o segundo trimestre de 1955 e o primeiro trimestre de 1993. Aqui, a não linearidade diz respeito à existência de impactos díspares em fases recessivas e expansivas. Ao empregar uma modificação no modelo de mudança de regime Markoviano introduzido por Hamilton (1989), os autores constataram que as variações de política monetária tiveram maior impacto sobre a economia em fases de recessão.

Ravn e Sola (2004) também desenvolveram um modelo de mudança de regime Markoviano para dois conjuntos de dados trimestrais dos Estados Unidos (EUA). No primeiro, que vai de 1947 até 1987, o mesmo de Cover (1992), utilizam M1 como variável de política monetária. No período de 1960 até 1995, fizeram uso da taxa de juros dos títulos americanos como variável de política monetária. O objetivo dos autores foi testar a assimetria quanto a quatro diferentes tipos de choques monetários: positivo e grande; positivo e pequeno; negativo e grande e negativo e pequeno. Os resultados do modelo que utilizam M1 não encontraram assimetria entre os choques, o que pode ter sido decorrência da instabilidade do agregado monetário. O segundo modelo, sugere que apenas choques contracionistas pequenos têm efeito real, o que suporta evidência de assimetria dada pelo custo de menu, uma vez que as firmas parecem reajustar preços apenas diante de grandes choques de política monetária, mas não o fazem quando os choques são pequenos.

A variação do modelo de regime Markoviano proposta por Lo e Piger (2005) pôde testar conjuntamente a possibilidade de assimetria do choque monetário quanto à direção, magnitude e fase do ciclo. Não foram encontradas evidências de assimetria para a direção e tamanho do choque nos EUA no período de 1954 a 2002. Ainda, os dados mostraram que a política monetária em recessões teve maiores impactos do que durante expansões. Um maior impacto da política monetária em período de baixo crescimento também é observado em países europeus - Alemanha, França, Itália, Bélgica e, com menor significância, Áustria e Holanda (PEERSMAN; SMETS, 2002; PEERSMAN; SMETS, 2005) - e asiáticos (Indonésia, Malásia, Filipinas e Tailândia (HOOI; HABIBULLAH; SMITH, 2008)).



A metodologia utilizada por Weise (1999) também permite que sejam mensurados os três tipos de assimetrias. Weise utiliza o modelo autorregressivo de transição suave (ST-VAR), que apresenta como diferencial a possibilidade de mais variáveis serem responsáveis pela eventual mudança de regime. Assim, consegue-se modelar a assimetria de choques de maneira mais genérica que os autores anteriores, que apenas consideravam o produto. O autor estima dois modelos pra economia norte americana, com dados trimestrais que abrangem o período do segundo trimestre de 1960 até o segundo trimestre de 1995. O primeiro modelo captura o comportamento dos choques de política monetária em fases de alto e baixo crescimento da economia, enquanto o segundo quantifica este efeito em estados de queda e crescimento inflacionário.

De acordo com suas estimativas, quando os choques são pequenos não há evidências de assimetria no que diz respeito à direção do choque, pois as respostas aos impulsos de políticas monetária são praticamente as mesmas, independente do estado ou do modelo testado. O que não acontece quando se analisam grandes choques. Neste caso, a política monetária contracionista parece ter mais efeito que a expansionista. Dessa maneira, se evidencia a existência de assimetria quanto à magnitude dos choques. Os resultados também apontam que há diferenças na reação da economia a depender de seu estado inicial.

Baseado em Cover (1992), Karras (1996) encontrou evidência de assimetria de choque de política monetária em 18 países europeus. Com dados anuais de 1953 a 1990 identificou que elevações da taxa de juros tiveram impacto no produto, mas que reduções da taxa de juros não tiveram efeitos estatísticos. Anos depois, o mesmo autor investigou a existência de não linearidade da política monetária quanto ao sinal e ao tamanho em 12 países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE). Com dados trimestrais de 1961 a 2004, constatou que choques menores tiveram efeitos mais amplos do que choques maiores, enquanto que a conclusão no que diz respeito ao sinal foi a mesma do trabalho anterior (KARRAS, 2007).

De maneira semelhante, Tan e Habibullah (2007) averiguaram a existência de assimetria para Indonésia, Filipinas, Tailândia e Malásia através de mudanças de regime Markoviano. Em seus estudos, usaram dados trimestrais da década de 1970 até 2003 e encontraram evidência para existência de dois estados em todas as quatro economias asiáticas. Em geral, os choques de política monetária tiveram maior impacto no estado de baixo crescimento e pouco ou nenhum efeito durante períodos de expansão.

Uma das análises brasileiras de maior destaque é o trabalho de Aragón e Portugal (2009), que também empregaram o método de mudança de regimes Markovianos. Os autores buscaram identificar assimetrias relacionadas à direção da política monetária e à fase do ciclo de negócios que a economia brasileira se encontra no momento da tomada de

decisão da política. Os dados englobam o IPCA<sup>1</sup>, a Selic e a produção industrial, como variável *proxy* para o PIB e contemplam o período posterior à implantação do Plano Real: julho de 1995 até agosto de 2006. Seus resultados mostraram que em fases expansivas os efeitos de choques contracionistas são maiores que choques expansionistas. No regime recessivo, por outro lado, não foram encontradas evidências de diferenciação dos efeitos reais de choques positivos e negativos e apontam que um dos motivos para isso pode ter sido o fato de que períodos de recessão foram transitórios - duraram cerca de 3,8 meses, em média, enquanto regimes expansionistas tiveram extensão média superior a 15 meses. Ademais, as evidências não foram favoráveis à existência de assimetria de política monetária contracíclica e aos efeitos de choques dependerem da fase do ciclo de negócios em que a economia esteja.

Com dados mensais de julho de 1994 até dezembro de 2012, Cerqueira, Ribeiro e Martinez (2014) replicaram a metodologia de Weise (1999) para o Brasil. Eles empregaram as variáveis de produção industrial, taxa de câmbio, IPCA e Selic para consideraram igualmente dois modelos. O primeiro deles considera a variação em doze meses da produção industrial de 1,5% como divisor entre os regimes de alto e baixo crescimento. Ao mesmo tempo, o outro modelo considera variações em doze meses superiores a 5,0% como estados de alta inflação.

Os resultados encontrados apontam evidências de existência de efeitos assimétricos da política monetária brasileira, tanto na direção e na fase do ciclo de negócio, quanto na força empregada no choque. Segundo os autores, independentemente da variável de transição, choques contracíclicos têm efeitos limitados para reverter o estado da economia. Ou seja, choques expansionistas elevam o crescimento do produto e da inflação somente nos regimes de alto crescimento e inflação, e possuem impacto pequeno ou oposto ao esperado (efeito *puzzle*) nessas variáveis em regimes de menores crescimento ou inflação (CERQUEIRA; RIBEIRO; MARTINEZ, 2014).

Neste ponto, apesar das diferenças na metodologia e nos dados utilizados por Aragón e Portugal (2009), os dois trabalhos concordam que não há evidências para assegurar existência de assimetria entre os impactos de política monetária contracíclica. Entretanto, há uma distinção no que tange à assimetria na direção dos choques, uma vez que Cerqueira, Ribeiro e Martinez assinalam assimetria de efeitos tanto em regimes recessivos como em expansivos, enquanto Aragón e Portugal (2009) defendem que tal assimetria só existe em um regime de expansão, onde a política contracionista seria mais efetiva.

Ademais, de acordo com Cerqueira, Ribeiro e Martinez (2014) é possível derivar três implicações da assimetria de choques para a condução de política monetária no Brasil. A primeira é de que em regimes de alta inflação, elevar taxa de juros não causa impactos significativos na inflação. Segundo, em regimes de alto crescimento, choques de juros

---

<sup>1</sup> Índice de Preço ao Consumidor Amplo

expansionistas podem afetar positivamente o produto, mas ao custo de elevar inflação. Por último, em regimes de baixo crescimento, reduzir taxa de juros não causaria impacto de crescimento inflacionário.

## 2.2 MODELOS MS-DSGE

A alternativa ao VAR são os modelos *dynamic stochastic general equilibrium* (DSGE), que foram desenvolvidos para incluir expectativas racionais às relações de equilíbrio. Depois de desenvolver essa modelagem, percebeu-se que os coeficientes relacionados à função de reação do banco central a algumas variáveis macroeconômicas importantes como inflação, produto e taxa de câmbio, por exemplo, poderia variar ao longo do tempo de acordo com os objetivos e situações da economia. Para que se pudesse capturar esses movimentos de forma mais clara, adicionam-se aos modelos DSGE, mudanças de regime Markovianos, que possibilitam mudanças nos parâmetros de interesse (GONÇALVES; PORTUGAL; ARAGÓN, 2016).

Uma das primeiras aplicações de modelos MS-DSGE a economias abertas foi feita por Liu e Mumtaz (2011), que estenderam a análise de Lubik e Schorfheide (2007) para um modelo onde os agentes têm conhecimento completo a respeito da possibilidade da troca de estados da economia e levam isso em conta para formarem suas expectativas. Liu e Mumtaz estimaram, para o Reino Unido, quatro modelos MS-DSGE com diferentes possibilidades de mudança de parâmetros. Todos eles foram preferíveis ao modelo com parâmetros fixos. Em particular, o modelo que melhor se adequou aos dados foi aquele que permitiu alterações nos coeficientes dos choques de volatilidade e da regra de Taylor.

Chen e MacDonald (2012), da mesma forma, estimaram vários modelos MS-DSGE para o Reino Unido no intervalo entre os anos 1975 e 2010. Adicionalmente, depois de escolher o modelo que mais aderiu aos dados, utilizaram-no para derivar a regra de política monetária ótima para os 35 anos. Assim, conseguiram analisar quão efetivas foram as decisões de política monetária, em termos de estabilização macroeconômica. Os resultados encontrados sugerem que ao menos uma parte da *Great Moderation*<sup>2</sup> foi devido à adoção de uma política monetária efetiva. Todavia, ao longo do período, a autoridade monetária usou política subótima, o que, segundo os autores, abre espaço para melhorias na política monetária futura.

No cenário mundial, outros autores também exploraram o MS-DSGE. Sánchez (2018), por exemplo, que seguiu a mesma abordagem de Liu e Mumtaz (2011), investigou o comportamento da Colômbia entre 1990 e 2014. Seus resultados também rejeitaram a hipótese de parâmetros constantes ao longo do tempo, uma vez que propiciaram pior ajuste aos dados. Drygalla (2015), por sua vez, estudou o comportamento da política

<sup>2</sup> Período entre a metade dos anos 1980 e 2007 em que as nações desenvolvidas conviveram com notável estabilidade econômica.

monetária na República Tcheca, na Polônia e na Hungria, antes e depois da substituição de suas políticas monetárias ocorridas próximas à virada do milênio - passaram de regimes de metas de taxa de câmbio para regimes de metas de inflação. Para os dois primeiros países, as respectivas autoridades monetária começaram a reagir notavelmente a variações na inflação, enquanto que o banco central húngaro aumentou sua resposta a movimentos na taxa de câmbio depois da mudança de estratégia realizada.

No Brasil, um dos primeiros estudos a avaliar mudanças de parâmetros de política monetária em DSGE foi o de Gonçalves, Portugal e Aragón (2016), que se embasaram em Liu e Mumtaz (2011). Os autores analisaram se a introdução de variação aos parâmetros do modelo realmente tornaram ele mais ajustado aos dados brasileiros no período entre 1996 e 2012. As mudanças de regimes foram empregadas em parâmetros da regra de política monetária, persistência de inflação e volatilidade dos choques na economia. Considerando o período conturbado analisado - ataques especulativos ao Real, introdução do regime de metas de inflação, eleições presidenciais - se presumiu que esses parâmetros não fossem constantes. Na estimação dos modelos com e sem variação de parâmetros estruturais, Gonçalves, Portugal e Aragón (2016) demonstraram que os modelos com Markov *switching* foram superiores, levando à rejeição da hipótese de parâmetros constantes para a economia brasileira no ínterim analisado.

No estudo de Paranhos (2017), respaldado por Chen e MacDonald (2012), o modelo MS-DSGE foi introduzido para que fosse possível determinar mudanças estruturais na economia brasileira no período 2000-2016. No modelo, foram permitidas variações nos parâmetros de política monetária, bem como na volatilidade de choques exógenos, permitindo uma boa aproximação aos dados brasileiros. Assim, a política monetária foi identificada com uma alteração em 2003, quando existia, predominantemente, um estado de fraco regime de metas de inflação e passou para um estado de forte regime de metas de inflação.

O segundo objetivo de Paranhos (2017) foi derivar uma regra de política monetária ótima para o BCB. Os autores se valeram de uma regra de Taylor generalizada, que além de responder a desvios da inflação e do hiato do produto, também reagia a movimentos da taxa nominal de câmbio. A conclusão alcançada considerou que para que a política monetária pudesse estabilizar com sucesso o produto, a inflação e a taxa nominal de câmbio, a taxa básica de juros deveria ser elevada, em média, 7,13 pontos percentuais no intervalo temporal analisado. Contudo, tal política resultaria em grande pressão sobre a trajetória da dívida pública.

Apesar do trabalho de Paranhos (2017) englobar uma parte do período de interesse dessa pesquisa, percebe-se que os resultados derivados não são suficientes para uma análise satisfatória do período pós 2014. O estudo dos autores abarca um grande período e sugere que, na média, haja uma elevação considerável na taxa Selic. Para completar, os dados

empregados foram até o terceiro trimestre de 2016, o que não contempla a forte redução da taxa de juros iniciada em outubro daquele ano. Por outro lado, tanto o trabalho de Gonçalves, Portugal e Aragón (2016), como o estudo de Paranhos (2017), dão suporte para a hipótese, aqui defendida, de que os parâmetros estruturais da economia brasileira se modificaram ao longo do período pós Plano Real.

### 3 METODOLOGIA

Neste capítulo será exposto o método pelo qual tentaremos identificar algum efeito de alteração no comportamento da política monetária com o produto brasileiro nos anos recentes. O método a ser descrito será o modelo autorregressivo de mudança de regime Markoviano (MS-AR) baseado em Hamilton (1989).

São três as vantagens advindas do modelo MS-AR. Em primeiro lugar, o método compreende o fato de que as escolhas dos estados são realizadas em conjunto com a estimação dos parâmetros do modelo, na estimação dos coeficientes de um determinado estado. Em segundo lugar, há maior peso relativo às observações que mais claramente correspondem a este estado. Finalmente, o modelo possibilita averiguar conjuntamente os diferentes tipos de assimetria nos efeitos de política monetária sobre o produto (ARAGÓN; PORTUGAL, 2009).

Ressalta-se que os choques de política monetária são, na verdade, compostos por um processo autorregressivo de ordem  $p$  não antecipáveis. Os choques monetários positivos podem ser definidos como aumentos inesperados de oferta de moeda ou reduções não esperadas na taxa básica de juros. Por outro lado, os choques monetários negativos são reduções não antecipadas da oferta de moeda ou aumentos não antecipados na taxa de juros básica da economia.

#### 3.1 MODELO ECONOMETRICO

No modelo Markov *switching*, desenvolvido por Hamilton (1989), as mudanças de um regime para outro são capturados por uma variável aleatória não observável,  $S_t$ . Esta variável assume os valores 0 ou 1 para caracterizar o regime em que a economia se encontra no tempo  $t$ . O modelo considera ainda que a variáveis dependente segue um processo autorregressivo de ordem  $p$ . Em sua aplicação original, Hamilton (1989) ajusta o modelo para a taxa de crescimento do produto real norte-americano, permitindo que a taxa média de crescimento dependa do regime  $S_t$ , que tem evolução determinada por uma cadeia de Markov de primeira ordem e considera uma economia com dois estados: recessão e expansão econômica.

Para que se consiga identificar os efeitos assimétricos da política monetária sobre o produto emprega-se uma versão extendida do modelo de Hamilton (1989) que permite que os choques monetários positivos e negativos possam afetar a taxa de crescimento do produto de forma assimétrica entre os estados da economia. A especificação do modelo considera um processo autorregressivo centrado na média e que sofre efeito de choques monetários positivos e negativos contemporâneos e defasados  $p$  períodos. O modelo apresentado segue

a estrutura de Aragón e Portugal (2009).

$$\begin{aligned} \Delta y_t - \mu_{S_t} = & \phi_1(\Delta y_{t-1} - \mu_{S_{t-1}}) + \cdots + \phi_p(\Delta y_{t-p} - \mu_{S_{t-p}}) + \\ & \gamma_{S_t,0}^- u_t^- + \gamma_{S_{t-1},1}^- u_{t-1}^- + \cdots + \gamma_{S_{t-p},p}^- u_{t-p}^- + \\ & \gamma_{S_t,0}^+ u_t^+ + \gamma_{S_{t-1},1}^+ u_{t-1}^+ + \cdots + \gamma_{S_{t-p},p}^+ u_{t-p}^+ + \epsilon_t \end{aligned} \quad (3.1a)$$

$$\epsilon_t \sim i.i.d.N(0, \sigma^2) \quad (3.1b)$$

$$\mu_{S_t} = \mu_0(1 - S_t) + \mu_1 S_t \quad (3.1c)$$

$$\gamma_{S_{t-1},1}^- = \gamma_{0,1}^-(1 - S_{t-1}) + \gamma_{1,1}^- S_{t-1} \quad (3.1d)$$

$$\gamma_{S_{t-1},1}^+ = \gamma_{0,1}^+(1 - S_{t-1}) + \gamma_{1,1}^+ S_{t-1} \quad (3.1e)$$

onde  $\Delta y_t$  é a taxa de crescimento do PIB real,  $\mu_{S_t}$  é a taxa média de crescimento do produto e que depende do estado da economia,  $u_{t-i}^-$  é um choque monetário negativo,  $\gamma_{S_{t-i},i}^-$  é o coeficiente que mede a resposta de  $\Delta y_t$  a um choque monetário negativo e que é dependente do estado,  $u_{t-i}^+$  é um choque monetário positivo e  $\gamma_{S_{t-i},i}^+$  é o coeficiente que mensura a resposta de  $\Delta y_t$  a um choque monetário positivo e que depende do estado da economia.

Se assumirmos o fato de que a economia possui dois estados, a variável de estado  $S_t$  assume o valor 0 quando a economia está no estado 0 e 1 quando se encontra no estado 1. Assim, os parâmetros do modelo no estado 0 são  $\mu_0$ ,  $\gamma_{0,i}^-$  e  $\gamma_{0,i}^+$ , ao mesmo tempo, no estado 1 os parâmetros são dados por  $\mu_1$ ,  $\gamma_{1,i}^-$  e  $\gamma_{1,i}^+$ . O processo gerador dos estados é uma cadeia de Markov de primeira ordem e dois estados, em que a matriz de probabilidades de transição,  $P$ , é ergódica e irredutível por suposição, logo

$$P = \begin{bmatrix} p_{00} & 1 - p_{11} \\ 1 - p_{00} & p_{11} \end{bmatrix} \quad (3.2)$$

onde

$$p_{00} = Pr[S_t = 0 | S_{t-1} = 0] \quad (3.3a)$$

$$1 - p_{00} = Pr[S_t = 1 | S_{t-1} = 0] \quad (3.3b)$$

$$p_{11} = Pr[S_t = 1 | S_{t-1} = 1] \quad (3.3c)$$

$$1 - p_{11} = Pr[S_t = 0 | S_{t-1} = 1] \quad (3.3d)$$

Assume-se que as probabilidades de transição são constantes no tempo e determinadas pelas seguintes funções logísticas:

$$p_{00} = Pr[S_t = 0 | S_{t-1} = 0] = \frac{\exp(\theta_0)}{1 + \exp(\theta_0)} \quad (3.4a)$$

$$p_{11} = Pr[S_t = 1 | S_{t-1} = 1] = \frac{\exp(\theta_1)}{1 + \exp(\theta_1)} \quad (3.4b)$$

em que  $\theta_0$  e  $\theta_1$  são parâmetros irrestritos. As probabilidades (3.4) podem ainda ser usadas para calcular a duração média ( $d_{S_t}$ ) dos regimes 0 e 1 através das expressões  $\frac{1}{1-p_{00}}$  e  $\frac{1}{1-p_{11}}$ , respectivamente. Será considerado aqui que a duração de cada regime será constante no tempo, pois a matriz de probabilidade de transição será fixa.

Enders (2008) resalta duas características do modelo desenvolvido. O primeiro aspecto diz que como as probabilidades de transição são desconhecidas, elas precisam ser estimadas com os coeficientes de cada um dos processos autorregressivos. Então, no caso de que um dos regimes ocorra raramente, os parâmetros desse regime não serão tão confiáveis. O segundo aspecto levantado diz respeito ao grau de persistência de determinado estado, que depende dos seus coeficientes e das probabilidades de transição entre os regimes.

A especificação do modelo desenvolvido por Hamilton (1989) é dividida em duas partes: as probabilidades filtradas e as probabilidades suavizadas. De modo geral, as probabilidades filtradas expressam a probabilidade, no período  $t$ , da variável  $\Delta y_t$  estar em determinado estado levando em consideração o conjunto de informação dado até o período  $t$ . Por outro lado, as probabilidades suavizadas manifestam a probabilidade, no período  $t$ , da variável  $\Delta y_t$  estar no regime 0 ou 1, utilizando a totalidade de informação disponível na amostra.

### 3.1.1 Probabilidades filtradas

De acordo com Hamilton (1989), o filtro básico do modelo (3.1)-(3.2) é implementado através dos seguintes passos:

1. Calcula-se

$$Pr[S_t = s_t, S_{t-1} = s_{t-1}, \dots, S_{t-p} = s_{t-p} | I_{t-1}] = Pr[S_t = s_t | S_{t-1} = s_{t-1}] \times Pr[S_{t-1} = s_{t-1}, \dots, S_{t-p} = s_{t-p} | I_{t-1}] \quad (3.5)$$

em que  $Pr[S_t = s_t | S_{t-1} = s_{t-1}]$  é dado por (3.3) e  $I_{t-1} = \{\Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{-p+1}, u_t^-, u_{t-1}^-, \dots, u_{-p+1}^-, u_t^+, u_{t-1}^+, \dots, u_{-p+1}^+\}$  é o conjunto de informação disponível em  $t-1$ ;

2. Calcula-se a densidade conjunta de  $\Delta y_t$  e  $S_t, \dots, S_{t-p}$  através da expressão

$$f(\Delta y_t, S_t = s_t, S_{t-1} = s_{t-1}, \dots, S_{t-p} = s_{t-p} | I_{t-1}) = f(\Delta y_t | S_t = s_t, S_{t-1} = s_{t-1}, \dots, S_{t-p} = s_{t-p}, I_{t-1}) \times Pr[S_{t-1} = s_{t-1}, \dots, S_{t-p} = s_{t-p} | I_{t-1}] \quad (3.6)$$



onde

$$\begin{aligned}
f(\Delta y_t | S_t = s_t, S_{t-1} = s_{t-1}, \dots, S_{t-p} = s_{t-p}, I_{t-1}) = \\
\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} \exp \left\{ -\frac{1}{2\sigma^2} [(\Delta y_t - \mu_{S_t}) - \phi_1(\Delta y_{t-1} - \mu_{S_{t-1}}) - \dots - \phi_p(\Delta y_{t-p} - \mu_{S_{t-p}}) - \right. \\
\left. \gamma_{S_t,1}^- u_t^- - \gamma_{S_{t-1},1}^- u_{t-1}^- - \dots - \gamma_{S_{t-p},p}^- u_{t-p}^- - \gamma_{S_t,1}^+ u_t^+ - \gamma_{S_{t-1},1}^+ u_{t-1}^+ - \dots - \gamma_{S_{t-p},p}^+ u_{t-p}^+ \right]^2
\end{aligned} \quad (3.7)$$

3. A densidade de  $\Delta y_t$  dado  $I_{t-1}$  é obtido através da seguinte expressão

$$f(\Delta y_t | I_{t-1}) = \sum_{S_t=0}^1 \dots \sum_{S_{t-p}=0}^1 f(\Delta y_t, S_t = s_t, S_{t-1} = s_{t-1}, \dots, S_{t-p} = s_{t-p} | I_{t-1}) \quad (3.8)$$

4. A densidade conjunta dos estados dado o conjunto de informação em  $t$ ,  $I_t$ , é calculado usando

$$\begin{aligned}
Pr[S_t = s_t, S_{t-1} = s_{t-1}, \dots, S_{t-p} = s_{t-p} | I_{t-1}] = \\
\frac{f(\Delta y_t, S_t = s_t, S_{t-1} = s_{t-1}, \dots, S_{t-p} = s_{t-p} | I_{t-1})}{f(\Delta y_t | I_{t-1})}
\end{aligned} \quad (3.9)$$

5. Com o uso da expressão anterior, a densidade conjunta dos estados  $S_t, \dots, S_{t-p}$  é obtida por

$$\begin{aligned}
Pr[S_t = s_t, S_{t-1} = s_{t-1}, \dots, S_{-p+1} = s_{-p+1} | I_t] = \\
\sum_{S_{t-p}=0}^1 Pr[S_t = s_t, S_{t-1} = s_{t-1}, \dots, S_{t-p} = s_{t-p} | I_t]
\end{aligned} \quad (3.10)$$

O filtro inicia em  $t = 1$  com a probabilidade conjunta incondicional dada por  $Pr[S_0 = s_0, S_{-1} = s_{-1}, \dots, S_{-p+1} = s_{-p+1} | I_t]$ . Para obter tal probabilidade, se ajusta  $Pr[S_{-p+1} = 0] = \pi$  e  $Pr[S_{-p+1} = 1] = 1 - \pi$ , em que  $\pi$  e  $1 - \pi$  são as probabilidades ergóticas do processo de Markov. Então,  $\tau = -p + 2, -p + 3, \dots, 0$  se calcula<sup>1</sup>

$$\begin{aligned}
Pr[S_\tau = s_\tau, \dots, S_{-p+1} = s_{-p+1}] = \\
Pr[S_\tau = s_\tau | S_{\tau-1} = s_{\tau-1}] \times Pr[S_{\tau-1} = s_{\tau-1}, \dots, S_{-p+1} = s_{-p+1}]
\end{aligned} \quad (3.11)$$

O produto final dessa subiteração, é então empregada como *imput* no filtro básico em  $t = 1$ . A partir disso, a iteração do filtro básico é repetido para  $t = 1, \dots, T$ . Assim, se somarmos a densidade conjunta (3.9) sobre cada um dos estados, são obtidas as

<sup>1</sup> Para mais detalhes, ver Hamilton (1989) e Hamilton (1994)

probabilidades filtradas de estar no estado 0 ou no estado 1, considerando o conjunto de informação disponível no tempo  $t$ . Essas probabilidades são dadas por

$$Pr[S_t = s_t | I_t] = \sum_{S_{t-1}=0}^1 \cdots \sum_{S_{t-p+1}=0}^1 Pr[S_t = s_t, S_{t-1} = s_{t-1}, \dots, S_{t-p+1} = s_{t-p+1} | I_t], \quad s_t = 0,1 \quad (3.12)$$

ou seja, as probabilidades filtradas fornecem informação a respeito de qual regime é mais provável que a série  $\Delta y_t$  esteja em cada ponto da amostra.

Através do filtro básico também é possível verificar a densidade de  $\Delta y_t$  dado  $I_{t-1}$  pela função de verossimilhança condicional. O vetor de parâmetros  $\lambda = \{p_{00}, p_{11}, \sigma, \mu_0, \mu_1, \phi_1, \dots, \phi_p, \gamma_{0,0}^-, \gamma_{0,1}^-, \dots, \gamma_{0,p}^-, \gamma_{1,0}^-, \gamma_{1,1}^-, \dots, \gamma_{1,p}^-, \gamma_{0,0}^+, \gamma_{0,1}^+, \dots, \gamma_{0,p}^+, \gamma_{1,0}^+, \gamma_{1,1}^+, \dots, \gamma_{1,p}^+\}$  é suposto conhecido e fixado. Assim, a função log-likelihood  $L(\lambda)$  avaliada em  $\lambda$  pode ser calculada como

$$L(\lambda) = \sum_{t=1}^T \log f(\Delta y_t | I_{t-1}; \lambda) \quad (3.13)$$

O valor de  $\lambda$  que maximiza a função log-likelihood  $L(\lambda)$  é encontrada através de uma rotina de otimização numérica iniciada com um dado vetor de parâmetros  $\lambda_0$ .

A lógica do filtro é igualmente válida sob especificações mais genéricas. É possível estimar um modelo com  $n$  regimes ao invés de 2 regimes, então os valores iniciais do filtro serão um vetor que consiste em  $n^p$  elementos, e as somas nos passos 3 e 5 serão sobre  $(0, n-1)$  ao invés de  $(0, 1)$ . Outra alternativa é fazer os parâmetros autorregressivos,  $\phi$ , também serem especificados como função do regime (HAMILTON, 1989). Dessa forma, a especificação aqui apresentada se trata de uma modificação do modelo original, e que será estimada com 3 regimes. O modelo com 2 regimes é mais simples e, por essa razão, é apresentado na metodologia.

### 3.1.2 Probabilidades suavizadas

As probabilidades suavizadas são uma alternativa às probabilidades filtradas, no sentido de que as probabilidades suavizadas apresentam uma inferência mais confiável, uma vez que seja empregada a totalidade da informação disponível na amostra. Ou seja, é atribuído ao filtro básico o conjunto de informação  $I_{\hat{s}_\tau}$ , onde  $I_{\hat{s}_\tau} = \{S_\tau = \hat{s}_\tau, S_{\tau-1} = \hat{s}_{\tau-1}, \dots, S_{\tau-p+1} = \hat{s}_{\tau-p+1} | \text{para algum } \tau \leq t-1\}$ , com  $(\hat{s}_\tau, \hat{s}_{\tau-1}, \dots, \hat{s}_{\tau-p+1})$  sendo as estimativas realizadas pelas probabilidades filtradas. Assim, as probabilidades suavizadas são obtidas da seguinte forma:

1. Realizar o filtro básico para  $t = 1, \dots, T$  e armazenar a sequência resultante  $Pr[S_\tau = s_\tau, S_{\tau-1} = s_{\tau-1}, \dots, S_{\tau-p+1} = s_{\tau-p+1} | I_\tau]$  e  $f(y_\tau | I_{\tau-1})$ , para  $\tau = 1, \dots, T$ .
2. Para cada  $\tau$  e para todo valor possível do vetor  $(\hat{s}_\tau, \hat{s}_{\tau-1}, \dots, \hat{s}_{\tau-p+1})$

a) Seja

$$Pr[S_\tau = s_\tau, S_{\tau-1} = s_{\tau-1}, \dots, S_{\tau-p+1} = s_{\tau-p+1} | I_{\hat{s}_\tau}, I_{t-1}] \quad (3.14)$$

igual a 1 se  $s_\tau = \hat{s}_\tau, s_{\tau-1} = \hat{s}_{\tau-1}, \dots, s_{\tau-p+1} = \hat{s}_{\tau-p+1}$  e zero, caso contrário.

b) Repetir o filtro básico usando (3.14) para iniciar a iteração e, a partir disso, iterar para  $t = \tau + 1, \tau + 2, \dots, T$ , registrando a saída do passo 3 do filtro básico com  $f(y + t | I_{\hat{s}_\tau}, I_{t-1})$

c) As probabilidades suavizadas são dadas então por

$$\begin{aligned} Pr[S_\tau = \hat{s}_\tau, S_{\tau-1} = \hat{s}_{\tau-1}, \dots, S_{\tau-p+1} = \hat{s}_{\tau-p+1} | I_T] \\ = Pr[S_\tau = \hat{s}_\tau, S_{\tau-1} = \hat{s}_{\tau-1}, \dots, S_{\tau-p+1} = \hat{s}_{\tau-p+1} | I_\tau] \\ \times \frac{f(y_{\tau+1} | I_{\hat{s}_\tau}, I_\tau)}{f(y_{\tau+1} | I_\tau)} \times \frac{f(y_{\tau+2} | I_{\hat{s}_\tau}, I_{\tau+1})}{f(y_{\tau+2} | I_{\tau+1})} \times \dots \times \frac{f(y_T | I_{\hat{s}_\tau}, I_{T-1})}{f(y_T | I_{T-1})} \quad (3.15) \end{aligned}$$

### 3.2 DETERMINAÇÃO DO NÚMERO DE REGIMES

Para que se possa empregar o método Markov-switching para a série de dados aqui utilizada, é necessário saber se esse modelo tem uma adequação maior aos dados quando comparado ao modelo com coeficientes constantes. Um procedimento que seria capaz de fornecer essa informação é a estatística razão de verossimilhança (LR) para testar a hipótese nula de que um modelo com parâmetros constantes gera os dados contra a hipótese alternativa de que esses dados são gerados por um modelo com 2 ou mais regimes. Contudo, esse teste não é apropriado para tal fim devido às condições de regularidade que não são mantidas sob a hipótese nula devido à presença de parâmetros de incômodo (*nuisance parameters*) e singularidade da matriz de informação (ARAGÓN; PORTUGAL, 2009).

Para tentar contornar essa dificuldade com a estatística LR, Hansen (1992) e Garcia (1998) propuseram alguns procedimentos para a derivação da distribuição assintótica da estatística LR para modelos Markov-switching. Entretanto, enquanto a técnica apresentada por Hansen (1992) necessita um custo computacional muito grande e apenas fornece os p-valores que são um limite superior para os verdadeiros p-valores, os valores críticos do procedimento de Garcia (1998) não são válidos para a especificação (3.1), com parâmetros para capturar o impacto da política monetária.

Uma alternativa que se coloca ao teste LR é escolher o número de estados markovianos com base nos critérios de informação penalizadores de modelos com mais parâmetros, como o critério de Akaike (AIC), o critério de Schwarz (SC) e o critério de Hannan-Quinn (HQ). Segundo o estudo de Psaradakis e Spagnolo (2003), dentre os critérios mencionados, o AIC é o mais apropriado para selecionar o número de regimes em modelos Markov-switching autorregressivos quando a amostra não é tão pequena. Além disso, os critérios

SC e HQ têm tendência a subestimar o número de estados. O AIC é calculado da seguinte forma

$$AIC = \frac{-2L(\Delta y_t, \hat{\lambda})}{T} + \frac{2N}{T} \quad (3.16)$$

onde  $L(\Delta y_t, \hat{\lambda})$  é o valor da função log-likelihood em  $\lambda = \hat{\lambda}$ ,  $N$  é o número de parâmetros do modelo,  $T$  é o número de observações.

### 3.3 TESTES DE SIMETRIA DOS EFEITOS REAIS DOS CHOQUES MONETÁRIOS

Após estimar o modelo (3.1), deve-se testar as possíveis assimetrias dos efeitos dos choques de política monetária sobre o produto da economia. Para isso, são impostas restrições sobre as somas dos parâmetros  $\gamma_{S,i}^j$ , onde  $j = -, +$  e  $i = 1, \dots, p$ . As restrições impostas serão avaliadas através da estatística de Wald<sup>2</sup>, que teve preferência em relação ao teste LR pelo fato de que o teste de Wald permitir que as restrições sejam testadas com a estimação do modelo irrestrito apenas.

Serão averiguados três tipos de assimetria dos efeitos dos choques de política monetária sobre o PIB: i) assimetria entre choque monetários negativos e positivos em cada fase do ciclo; ii) assimetria entre choques monetários contracíclicos; iii) assimetria dos choques monetários entre as fases do ciclo de negócios, ou seja, serão comparados os efeitos de choques na mesma direção, mas em regimes diferentes. Para que se consiga mensurar os diferentes efeitos de assimetria, serão testadas as seguintes hipóteses nulas:

1. Simetria nos efeitos de choques monetários positivos e negativos

$$H_0 : \left| \sum_{i=1}^p \gamma_{j,i}^- \right| = \left| \sum_{i=1}^p \gamma_{j,i}^+ \right| \quad j = 0,1 \quad (3.17)$$

2. Simetria nos efeitos dos choques monetários contracíclicos

$$H_0 : \left| \sum_{i=1}^p \gamma_{exp,i}^- \right| = \left| \sum_{i=1}^p \gamma_{rec,i}^+ \right| \quad (3.18)$$

onde *exp* = expansão e *rec* = recessão.

3. Simetria nos efeitos dos choques monetários entre as fases do ciclo de negócios

$$H_0 : \sum_{i=1}^p \gamma_{j,i}^- = \sum_{i=1}^p \gamma_{j,i}^- \quad j = 0,1 \quad j \neq k \quad (3.19a)$$

$$H_0 : \sum_{i=1}^p \gamma_{j,i}^+ = \sum_{i=1}^p \gamma_{j,i}^+ \quad j = 0,1 \quad j \neq k \quad (3.19b)$$

Portanto, sob as hipóteses nulas (3.17) a (3.19), a estatística de Wald tem aproximadamente uma distribuição qui-quadrado com 1 grau de liberdade.

<sup>2</sup> Para detalhes sobre o teste de Wald, ver Greene (2003)

## 4 DESCRIÇÃO DOS DADOS

A estimação do modelo (3.1) será realizada com dados de frequência trimestral para o período que abrange 1995:3 até 2019:2, diferente de Aragón e Portugal (2009), que utilizaram dados mensais na sua análise. A opção de realizar as estimações com dados trimestrais foi feita porque os dados em trimestres permitem uma caracterização mais adequada dos regimes, ou seja, o uso de dados trimestrais possibilita que os regimes apareçam de forma mais clara em comparação aos dados mensais.

A série do PIB real trimestral empregada nessa dissertação surgiu do encadeamento de duas séries disponibilizadas pelo sistema gerenciador de séries temporais do BCB<sup>1</sup>: 1232 e 22099. Ambas as séries são um índice para o PIB trimestral a preços de mercado com base em 1995, todavia, a primeira série vai de 1991:1 até 2014:3, enquanto a segunda vai de 1995:1 até 2019:2. A correlação entre os períodos comuns às duas séries (1995:1 - 2014:3) é de 0,9983. Então, para encadear a primeira com a segunda série, dividiu-se a segunda série, a mais nova, por 100, de forma a transformar o índice em base 1, enquanto que na primeira das séries, a mais antiga, a variação do índice entre um trimestre e outro no ínterim 1991:1-1995:1 foi calculado pela divisão do trimestre em  $t + 1$  sobre o índice do trimestre em  $t$ . Após isso, a série mais nova foi atualizada com valores anteriores a 1995:1 fazendo a divisão do índice de base 1 da série mais nova do período anterior pelo índice de variação do PIB da série antiga do período anterior, previamente calculado. Esse último passo foi realizado a partir de 1994:4 e retrocedendo até 1991:2.

De posse da série do PIB real encadeado, multiplicou-se a série atualizada de 4 em 4 trimestre para que fosse obtida uma série do PIB real acumulado em 4 trimestres. Ainda, para que se chegasse a série que iremos trabalhar, a taxa de crescimento do produto  $\Delta y_t$ , foi aplicada a seguinte transformação sobre a série do PIB real acumulado

$$\Delta y_t = \ln \left( \frac{y_t}{y_{t-1}} \right) \times 100 \quad (4.1)$$

em que  $\ln$  denota o logaritmo natural e  $y_t$  é a série do PIB real acumulado nos seus 4 trimestres anteriores.

Para estimar a série de choques monetários,  $u_t$ , ainda foram necessárias outras duas séries de dados: IPCA<sup>2</sup>, calculado pelo IBGE, e certificado de depósitos bancários (CDI)<sup>3</sup>, obtido junto ao sistema gerenciador de séries temporais do BCB, série 4391. Essa última se refere ao instrumento de política monetária. As duas série são disponibilizadas em periodicidade mensal, assim, foram selecionados os dados de julho de 1994 até junho de 2019. Para compatibilizar a frequência dos dados, ambas as séries foram acumuladas

<sup>1</sup> Acesso em: 28/11/2019. Disponível em: <https://www3.bcb.gov.br/sgspub/consultarvalores/consultarValor>

<sup>2</sup> Acesso em: 28/11/2019. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/precos-e-custos/9256-indice-nacional-de-precos-ao-consumidor-amplo.html?#t=series-historicas>

<sup>3</sup> Acesso em: 28/11/2019. Disponível em: <https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do>

em 12 meses e após se fez a média do trimestre para cada uma delas partir de 1995:3<sup>4</sup>. Assim, essas são as série de IPCA trimestral e CDI trimestral a serem aplicadas nos demais cálculos e estimações.

Para encontrar a série dos choques monetários, se seguiu Dolado e Dolores (2001) e Aragón e Portugal (2009), que estimaram um modelo autorregressivo vetorial (VAR) de ordem  $p$ . O VAR foi estimado usando as variáveis:

- (a) PIB real acumulado em 4 trimestres,  $y_t$ ;
- (b) taxa de inflação trimestral definida por  $\ln\left(\frac{IPCA_{tri,t}}{IPCA_{tri,t-1}}\right) \times 100$ , onde  $IPCA_{tri,t}$  é o índice IPCA trimestral denominado anteriormente no período  $t$ ;
- (c) CDI trimestral definido anteriormente.

Assim, a série de choques  $u_t$  será considerada como a série de erros da equação do CDI. Fazendo esse procedimento, consegue-se ter controle sobre a potencial endogeneidade existente na condução de política monetária (DOLADO; DOLORES, 2001).

O VAR então é estimado com os dados trimestrais para o terceiro trimestre de 1995 até o segundo trimestre de 2019. Seguindo a recomendação de Sims (1980) e Doan (1992), as três variáveis foram colocadas em nível no VAR. Além disso, Sims et al. (1990), Hendry (1995) e Bernanke e Mihov (1997) afirmam que a especificação do VAR com as variáveis em nível gera estimativas consistentes mesmo que exista relação de cointegração, enquanto que a especificação em diferença é inconsistente se as variáveis forem cointegradas.

A escolha da ordem  $p$  do modelo VAR foi baseado nos critérios de informação multivariados penalizadores de parâmetros AIC, SC e HQ. Também serão levados em consideração os testes LM multivariados para autocorrelação dos resíduos do sistema, teste de White para heterocedasticidade dos resíduos do sistema e de cada equação e o teste Jarque-Bera (JB) com o método de ortogonalização de Doornik-Hansen para averiguar a normalidade dos resíduos do sistema e de cada equação.

A tabela 1 apresenta os critérios de informação para os modelos VAR( $p$ ), com  $p = 0, \dots, 10$ . Os três critérios apontam que a *lag* de defasagem ótimo é  $p = 2$ . Na tabela 2, são apresentados os valores para o teste LM para modelos VAR com até 4 defasagens. Nessa tabela o VAR(1) é notavelmente o pior, pois há autocorrelação nos 4 primeiros *lags*. Os demais modelos expõem praticamente a mesma resposta ao teste, mas o VAR(2) mostra-se um pouco superior aos outros. Já os testes da tabela 3, não diferem muito para as defasagens distintas do modelo VAR. Como os critérios de informação e o teste de autocorrelação serial apontaram para a mesma defasagem do VAR, o modelo VAR(2) será utilizado para estimar os choques monetários.

<sup>4</sup> O primeiro valor disponível para as séries acumuladas em 12 meses é junho de 1995, mas esse dado se refere ao último mês do segundo trimestre de 1995. Por esse motivo, o primeiro valor a ser utilizado foi 1995:3.

Tabela 1 – Critérios de informação para o VAR

<b>p</b>	<b>AIC</b>	<b>SC</b>	<b>HQ</b>
0	18.99437	19.08058	19.02905
1	10.54847	10.89332	10.68718
2	8.560681*	9.164160*	8.803417*
3	8.662539	9.524651	9.009305
4	8.726279	9.847024	9.177074
5	8.651627	10.03101	9.206452
6	8.584978	10.22299	9.243833
7	8.603995	10.50064	9.36688
8	8.593682	10.74896	9.460596
9	8.734146	11.14806	9.70509
10	8.760441	11.43299	9.835414

Fonte: Elaborado com dados da pesquisa

Tabela 2 – Teste LM para o VAR

<b>p</b>	<b>VAR(1)</b>		<b>VAR(2)</b>		<b>VAR(3)</b>		<b>VAR(4)</b>	
	<b>Valor</b>	<b>p-valor</b>	<b>Valor</b>	<b>p-valor</b>	<b>Valor</b>	<b>p-valor</b>	<b>Valor</b>	<b>p-valor</b>
1	184.530	0.00000	14.717	0.09900	9.770	0.36940	21.846	0.00940
2	69.372	0.00000	2.890	0.96850	3.885	0.91880	7.588	0.57610
3	27.767	0.00100	10.852	0.28600	24.758	0.00330	21.859	0.00930
4	30.185	0.00040	32.229	0.00020	40.358	0.00000	42.734	0.00000
5	12.218	0.20130	9.161	0.42250	9.429	0.39860	11.734	0.22870
6	13.925	0.12500	2.108	0.98960	4.998	0.83450	6.989	0.63830
7	20.161	0.01690	16.159	0.06360	16.254	0.06180	13.907	0.12570
8	15.182	0.08610	5.566	0.78250	5.838	0.75600	7.771	0.55730
9	11.958	0.21570	4.151	0.90120	3.019	0.96350	5.697	0.76980
10	10.970	0.27770	7.686	0.56610	5.460	0.79250	3.833	0.92210

Fonte: Elaborado com dados da pesquisa

Tabela 3 – Teste de heterocedasticidade e normalidade para o VAR

	<b>Teste</b>	<b>Sistema</b>	<b>PIB</b>	<b>IPCA</b>	<b>CDI</b>
VAR(1)	White	0.0000	0.0006	0.0136	0.0000
	JB	0.0167	0.0328	0.9616	0.0172
VAR(2)	White	0.0004	0.7036	0.0058	0.0002
	JB	0.0000	0.0000	0.8710	0.0001
VAR(3)	White	0.0006	0.3908	0.0277	0.0000
	JB	0.0000	0.0000	0.4042	0.0000
VAR(4)	White	0.0019	0.6858	0.0313	0.0001
	JB	0.0000	0.0000	0.0119	0.0000

Fonte: Elaborado com dados da pesquisa

Note que os resíduos da equação do CDI não representam efetivamente um choque monetário puro, pois o vetor de erros pode estar correlacionado com os resíduos das demais equações do VAR (ARAGÓN; PORTUGAL, 2009). Para superar isso, Sims (1980)

sugere que se faça uma ortogonalização de Cholesky nos resíduos estruturais. Para essa ortogonalização, a ordenação das variáveis do VAR foi PIB, IPCA e CDI<sup>5</sup> Diferentemente de Aragón e Portugal (2009), nessa dissertação não serão impostas restrições adicionais sobre os parâmetros a serem estimados pelo VAR, isso porque os dados são trimestrais. Assim, a hipótese é de que a política monetária é influenciada contemporaneamente pelas variações da inflação e do produto, e da mesma forma, o produto e a inflação podem ser influenciados no período presente.

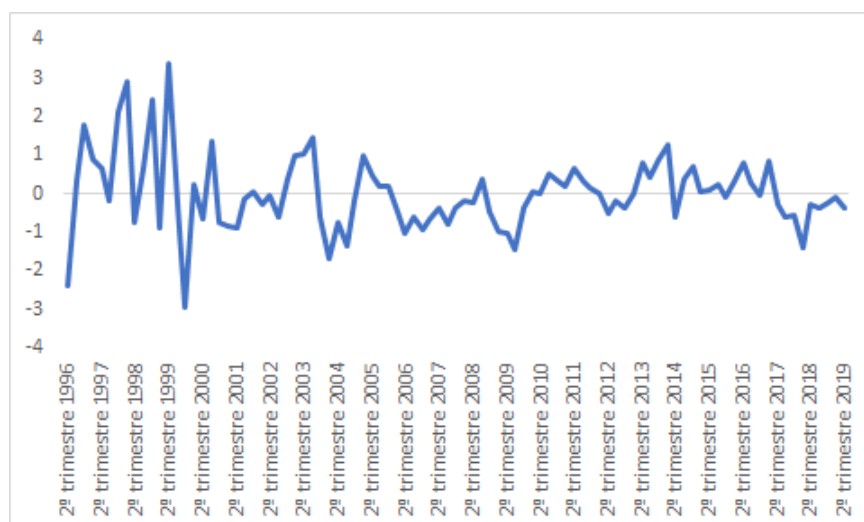
Depois de obter a série dos choques monetários estruturais,  $u_t$ , conforme Cover (1992), divide-se a série em duas outras para que fique de acordo com a especificação do modelo dada em (3.1): choques monetários positivos, que são choques estimulativos, e choques monetários negativos, ou restritivos. Assim, respectivamente, temos

$$u_t^+ = \min(u_t, 0) \quad (4.2a)$$

$$u_t^- = \max(u_t, 0) \quad (4.2b)$$

A figura 1 mostra os choques monetários obtidos através do VAR para o período 1996:2-2019:2. Na figura podemos observar que no início da amostra há um período de bastante instabilidade, principalmente até 2000, intervalo de tempo compatível com o histórico brasileiro de ter sofrido com crises cambiais no início da implementação do Real, sendo esse o motivo de a economia brasileira ter enfrentado frequentes choques monetários. Também pode ser notado que no período em que o PT esteve no poder, há um relativo equilíbrio entre choques monetários positivos e negativos. Por fim, desde meados de 2016 há um predomínio de choques monetários estimulativos sobre a economia brasileira, fato relatado na introdução.

Figura 1 – Choques monetários obtidos do VAR



Fonte: Elaborado com dados da pesquisa

<sup>5</sup> Essa mesma ordenação foi empregada por Aragón e Portugal (2009), além de Bernanke e Gertler (1995), Christiano, Eichenbaum e Evans (1994), Bernanke e Mihov (1997) e Minella et al. (2002).



Para que seja possível testar a robustez dos resultados apresentados pelo modelo que emprega os choques do VAR como medida de mensuração dos choques de política monetária, será usada também a variação da taxa Selic trimestral. A taxa Selic trimestral, a exemplo do IPCA trimestral e do CDI trimestral, também teve sua taxa mensal<sup>6</sup> acumulada em 12 meses e então foi calculada a média dentro do trimestre. A variação da taxa Selic trimestral no período  $t$ ,  $\Delta Selic_{tri,t}$  será então calculada por

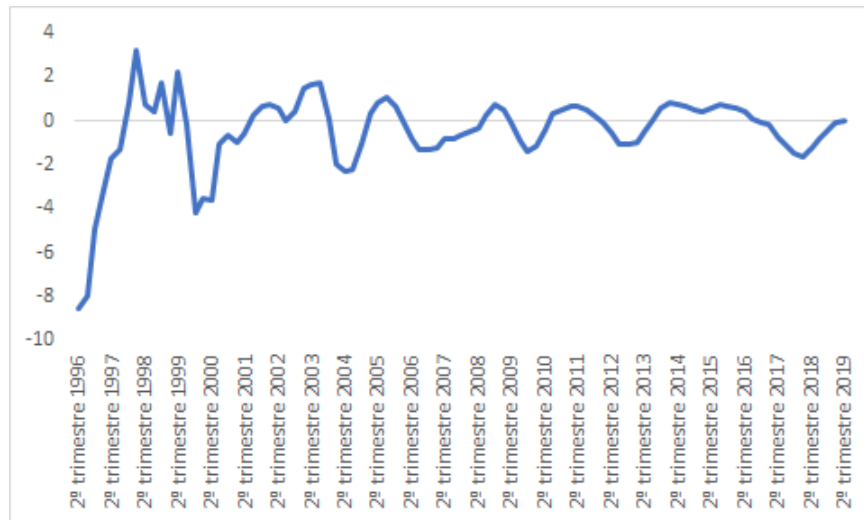
$$\Delta Selic_{tri,t} = Selic_{tri,t} - Selic_{tri,t-1} \quad (4.3)$$

Se faz necessário mencionar, entretanto, que a variação da taxa Selic não se configura como uma variável apropriada para mensurar os choques de política monetária, uma vez que ela seja uma variável parcialmente endógena (ARAGÓN; PORTUGAL, 2009). Por outro lado, os choques monetários calculados pelo VAR se configuram como uma variável gerada que é posteriormente utilizada como uma regressora no modelo (3.1). De acordo com Pagan (1984), regressores gerados podem causar inconsistência dos desvios padrões dos parâmetros estimados e nos testes de especificação de modelos que incorporam esse tipo de regressores. É por esse motivo que a taxa de variação da Selic será empregada como medida de robustez, uma vez que não é um regressor gerado com estimativas de outras variáveis.

A série de dados da variação da taxa Selic trimestral pode ser observada na figura 2. Para manter o mesmo período amostral dos choques do VAR, a amostra segue sendo 1996:2 - 2019:2. Como pode ser visto, a variação da taxa Selic novamente captura o período de choques mais abrupto ocorrido até 2000. Depois desse momento de maior instabilidade de choques, a variação da Selic apresenta uma trajetória mais suave de oscilação. Em particular, essa variável apresenta ciclo de choques positivos a partir de 2016:4, dois períodos antes em comparação aos choques calculados pelo VAR. Desse modo, para que os choques possam ser incorporados ao modelo MS-AR (3.1), os valores dos choques são separados em choques monetários positivos e negativos, conforme (4.2).

<sup>6</sup> Série de dados obtida junto ao sistema gerenciador de séries temporais do BCB - Selic acumulada no mês (4390). Acesso em: 28/11/2019. Disponível em: <https://www3.bcb.gov.br/srgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>

Figura 2 – Choques monetários obtidos da variação da Selic



Fonte: Elaborado com dados da pesquisa

## 5 RESULTADOS

Esse capítulo apresenta os resultados encontrados nas estimações realizadas para o modelo Markov-switching autorregressivo. As estimativas do vetor de parâmetros  $\lambda$  foram obtidas pela maximização da função log-likelihood (3.13). Todas as estimações foram executadas através do *software* EViews10. As especificações para o cálculo do *software* englobam solução ergótica das probabilidades iniciais dos regimes; nenhuma restrição sobre a matriz de probabilidade de transição; valores iniciais fornecidos pelo próprio EViews; método de otimização numérico BFGS (Broyden, Fletcher, Goldfarb e Shanno) apresentado em Gill, Murray e Wright (1981).

### 5.1 ESTIMATIVAS COM CHOQUES DO VAR

A primeira estimativa do modelo (3.1) a ser apresentada foi realizada com os choques monetários advindos da estimação do VAR, conforme a descrição anterior. Nessa dissertação não foi empregada a mesma metodologia de seleção para a defasagem do modelo MS-AR( $p$ ) utilizada por Aragón e Portugal (2009). Em seu trabalho, os autores se embasaram no teste LR para selecionar a ordem de defasagem  $p = 7$  para o componente autorregressivo do modelo. As tentativas de usar a mesma metodologia desses autores sempre apontavam para modelos com maior número de *lags*, embora esses modelos não apresentassem os regimes de forma clara, pois havia alta frequência de trocas entre os regimes, independentemente do período histórico.

Além disso, Aragón e Portugal (2009) usaram dados mensais em suas estimações, enquanto aqui os dados são de periodicidade trimestral. Assim, há mais sentido econômico em um modelo que apresente 7 meses de defasagem para a política monetária fazer algum efeito no produto do que um modelo que demore 6 ou 7 trimestres para a política monetária ter impacto no PIB. Há que lembrar também, que o fato de usar dados trimestrais impacta em uma redução no número de observações amostrais - são 93 observações para a estimação do modelo MS. Assim, optou-se por utilizar o modelo onde  $p = 1$ . Com essa caracterização e, de acordo com (3.1), significa que são mensuradas as repercussões dos choques monetários contemporâneos e do período anterior sobre a taxa de crescimento do PIB.

Uma inovação introduzida nessa dissertação trata de averiguar a existência de um terceiro regime markoviano. Essa possibilidade foi levada porque Aragón e Portugal (2009) trabalharam com dados até agosto de 2006, período anterior a crise do *subprime* e da grande recessão vivida desde 2014 no Brasil. Acredita-se que esses fatos podem implicar em uma análise mais acurada. Ademais, Moreira, Fiorenco e Lima (1998), Arquete e Júnior (2003), Céspedes, Lima e Maka (2008), Mendonça, Medrano e Sachsida (2010), Lima, Maka e Alves (2011) e Cerqueira, Ribeiro e Martinez (2014), que também mensuram o impacto de choques da política monetária sobre o produto brasileiro, não cobrem o

período recessivo recente e, desse modo, não consideram a possibilidade desse terceiro regime.

Com o intuito de comprovar que o modelo com regimes markovianos é superior ao modelo com parâmetros constantes, a tabela 4 apresenta os critérios AIC do modelo linear e do modelo com 2 regimes. O critério de informação sugere que o modelo MS-AR é superior ao linear. A tabel ainda mostra o critério AIC para o modelo com 3 regime e recomenda que o último tem melhor ajuste aos dados.

Tabela 4 – Comparação entre modelos

<b>Modelo</b>	<b>AIC</b>	<b>Log-lik</b>
Linear	3.868395	-171.9461
2 regimes	3.694888	-155.9648
3 regimes	3.680988	-146.3254

Fonte: Elaborado com dados da pesquisa

As estimativas de máxima verossimilhança para o modelo com 3 regimes são apresentadas na tabela 5, onde  $Dp$  é o desvio padrão de cada estimativa e  $p_{ii}$  = probabilidade de estar no regime  $i$  dado que esteve no regime  $i$  em  $t - 1$ . As estimações do modelo sugerem que os regimes podem ser classificados como recessão profunda, recessão suave e expansão. Em recessão profunda a taxa de crescimento médio é -2.43% ao trimestre, sendo significativa a 1% e tendo duração média de 4.92 trimestres, pois  $p_{ii} = 0.7966$ . A recessão suave, foi assim denominada porque embora a taxa de crescimento médio seja de 0.31% ao trimestre, esse valor não é estatisticamente diferente de zero. Esse regime tem período de duração média de 27.72 trimestres. Finalmente, em expansão, a taxa média de crescimento do produto é de 1.44% ao trimestre e a duração média desse regime é estimada em 11.95 trimestres.

Tabela 5 – Estimativas dos parâmetros do modelo com 3 regimes

Parâmetro	Recessão profunda		Recessão suave		Expansão	
	Estimativa	Dp	Estimativa	Dp	Estimativa	Dp
$\mu_{S_t}$	-2.433531*	0.663895	0.306774	0.330537	1.435113*	0.491167
$\beta_1$	0.706594*	0.05677	0.706594*	0.05677	0.706594*	0.05677
$\gamma_{S_{t,0}}^-$	2.208916*	0.586899	-0.478094**	0.237169	-0.70735	0.676137
$\gamma_{S_{t-1,1}}^-$	1.396722	0.999797	-0.079277	0.225524	-0.474432	0.710681
$\gamma_{S_{t,0}}^+$	2.395986***	1.247188	-0.748685**	0.319072	2.494007*	0.691461
$\gamma_{S_{t-1,1}}^+$	-3.694231	1.438429	-0.621967***	0.325095	-2.787849*	0.470835
$\sigma$	-0.03007	0.090036	-0.03007	0.090036	-0.03007	0.090036
$p_{ii}$	0.796602	-	0.963927	-	0.916337	-
$d_{S_t}$	4.916458	-	27.72169	-	11.95265	-
$\sum \gamma^-$	3.605638	-	-0.557371	-	-1.181782	-
$\sum \gamma^+$	-1.298245	-	-1.370652	-	-0.293842	-
Log-lik	-146.3254	-	-146.3254	-	-146.3254	-

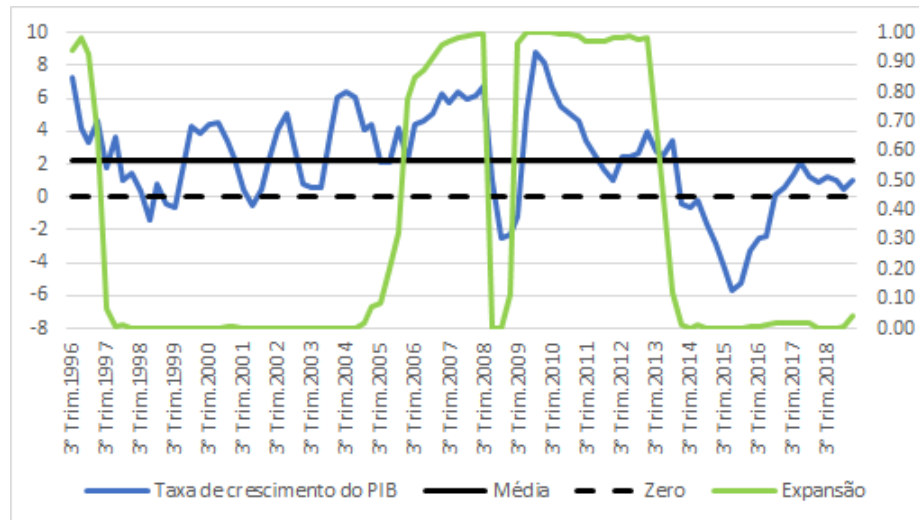
Nota: \* Significante a 1%. \*\* Significante a 5%. \*\*\* Significante a 10%

Fonte: Elaborado com dados da pesquisa

As figuras 3 - 5 expõem a taxa de crescimento do PIB juntamente com as probabilidades suavizadas de ocorrência de cada um dos regimes. De acordo com Hamilton (1989), a datação específica para ocorrência de cada regime acontece quando as probabilidades suavizadas do regime se encontram em um valor igual ou superior a 0.50. Assim, podemos ver que o modelo estimado com 3 regimes está muito bem ajustado aos dados da economia brasileira. Perceba que as marcações para a taxa de crescimento médio e taxa de crescimento zero nas figuras 3 - 5 ajudam a entender o que o modelo caracteriza como cada regime em particular. De modo geral, recessões profundas estão indicadas como crescimento abaixo da linha de crescimento zero, enquanto recessões suaves podem ser entendidas como flutuações em torno da taxa de crescimento médio, valores maiores ou menores, mas que ficam em torno dela. Por outro lado, períodos de expansão são apontados como um regime onde a taxa de crescimento médio é superior a esse valor.

Há três períodos de expansão, de acordo com o modelo, o primeiro deles tem durabilidade de 1 ano, bem no início da amostra. O segundo período se encontra no intervalo 2006:2 - 2008:4, até acontecer a crise do *subprime*. O terceiro período ocorre após a crise norte-americana e se estende até o fim de 2013. Note que nesse último período expansivo o modelo também está considerando trimestres onde o crescimento esteve em torno da taxa de crescimento trimestral médio.

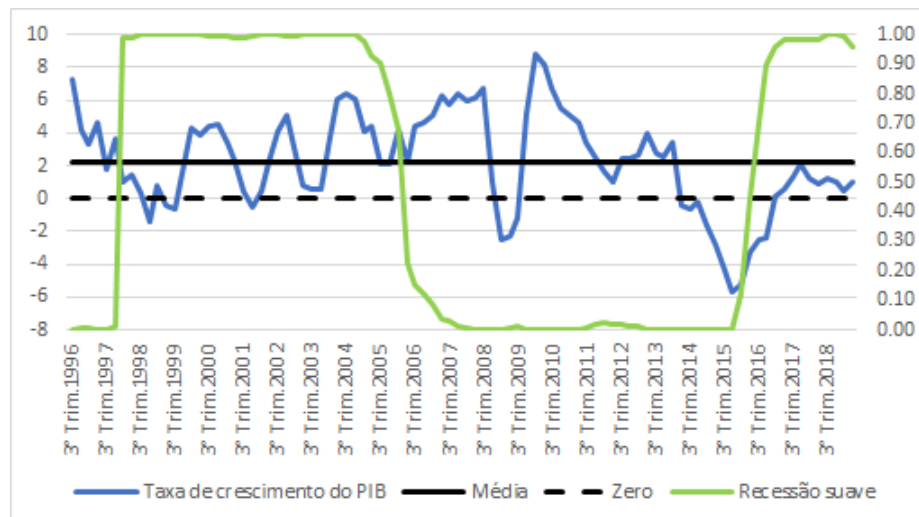
Figura 3 – Probabilidade suavizada de expansão



Fonte: Elaborado com dados da pesquisa

Como pode ser visualizado na figura 4, a recessão suave tem dois grandes períodos: 1998:1 - 2006:1 e 2016:3 - 2019:2. No primeiro intervalo, a economia brasileira oscilou bastante entre períodos de crescimento abaixo e acima da média, ainda que a tendência no período tenha sido positiva. No segundo intervalo, por sua vez, o PIB ainda não apresentou taxa de crescimento maior que a taxa de crescimento médio trimestral.

Figura 4 – Probabilidade suavizada de recessão suave



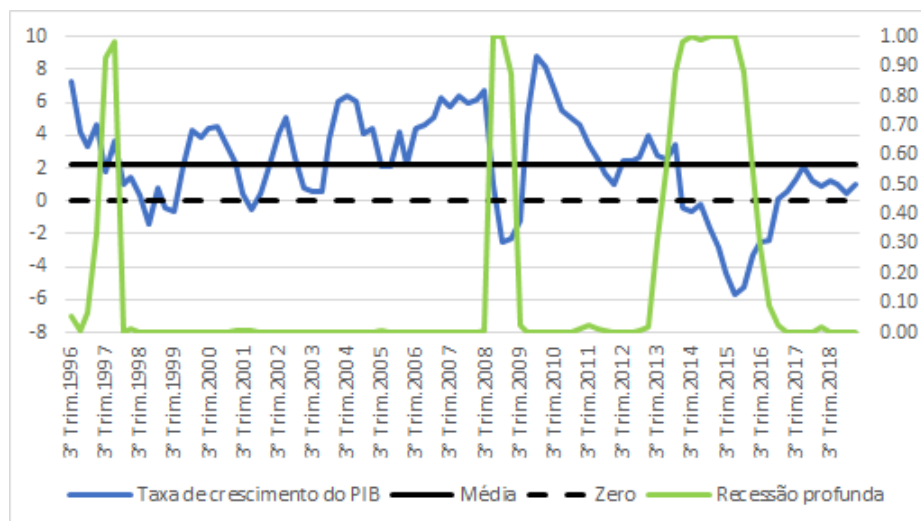
Fonte: Elaborado com dados da pesquisa

Na figura 5, o modelo indica recessão profunda em 1997 quando, na verdade, a taxa de crescimento ficou abaixo de zero entre 1998 e 1999. Esse comportamento parece ter ocorrido devido à detecção de duas crises severas no final dos anos 1990 causadas por choques externos: a crise da Ásia, em 1997, e da Rússia, em 1998. Os demais períodos de

recessão profunda foram entre 2008 e 2009, na crise do *subprime*, e de meados de 2013 a 2016.

Note que os dois primeiros períodos de recessão profunda são muito curtos, de no máximo 3 trimestres, o que não é verdade no terceiro período, onde este regime aparece por 11 trimestres. Ou seja, enquanto nas duas primeiras vezes que ocorre recessão profunda a economia entra nesse estado e logo sai, na terceira vez isso não ocorre. O que teria causado então essa diferença tão grande entre uma recessão profunda e outra? Por quê a crise recente foi diferente das demais? Ademais, percebe-se que há uma recuperação muito lenta após esse último período de recessão profunda, uma vez que a economia brasileira não conseguiu romper a marca da taxa de crescimento médio, o que fez com que o país saísse de uma recessão profunda e entrasse em uma recessão suave, acentuando ainda mais o período recessivo vivido no Brasil.

Figura 5 – Probabilidade suavizada de recessão profunda



Fonte: Elaborado com dados da pesquisa

Note que os dois primeiros episódios de recessão profunda apontados pelo modelo ocorrem em contextos de perturbações externas: o primeiro acontece num período de forte especulação cambial da moeda brasileira, enquanto o segundo é devido à crise norte-americana. Se faz necessário chamar atenção para o período de recessão profunda mais recente, que possui o mesmo intervalo temporal de contração econômica apontado por Pires, Borges e Borça Junior (2019) na introdução. Diferente dos outros episódios de recessão profunda, os 11 trimestres de retração da economia entre 2014-16 não tiveram nenhuma motivação de caráter externo relevante, o que dá indícios de que tenha sido causado por fatores internos apenas. Nisso, as políticas econômicas de desarranjo monetário e fiscal implementadas pela NME parecem ter grande parcela de responsabilidade.

Os parâmetros  $\gamma_{S_t,i}^j$ , com  $j = -, +$ ,  $i = 0, 1$  representando o período do choque monetário e  $S_t = RP, RS, EX$  indicando o estado de recessão profunda, recessão suave e

expansão, respectivamente, mensuram o impacto sobre o produto em  $t$  quando um choque monetário não esperado de 1 ponto percentual ocorre em  $h \leq t - 1$ . Logo, o efeito dos choques monetários ocorridos em períodos anteriores depende do estado da economia em  $t$ . Além disso, espera-se que choques monetários positivos, causem uma elevação no PIB, enquanto choques negativos reduzam o produto, de modo que se espere que os parâmetros  $\gamma_{S_t,i}^j$  sejam negativos.

As estimativas para os parâmetros que medem o efeito dos choques monetários sobre o produto também estão contidas na tabela 5, na qual observa-se que o regime de recessão profunda é o único que apresenta parâmetros negativos para os respectivos choques. No entanto, quando são somados os efeitos dos choques, apenas  $\sum \gamma^-$  em recessão profunda tem valor positivo. Então, com exceção desse regime, pode-se dizer que elevações inesperadas da Selic reduzem o PIB e que quedas não antecipadas causam crescimento do produto.

Para averiguar a significância estatística dos resultados encontrados para os coeficientes de impacto da política monetária em cada regime, a tabela 6 traz as inferências obtidas com testes da Wald para os parâmetros  $\gamma_{S_t,i}^j$  estimados pelo modelo com 3 regimes. As seis primeiras linhas da tabela indicam que, individualmente, apenas os parâmetros de choques negativos em recessão suave e expansão não são estatisticamente diferentes de zero, sendo que a hipótese nula é rejeitada para os demais testes.

Nas seis linhas subsequentes da tabela 6 (7 - 12), constam os testes de significância estatística conjuntas para os  $\gamma_{S_t,i}^j$ . Esses testes revelam se os impactos dos choques monetários têm efeito estatístico sobre o PIB. Com base na tabela, pode-se dizer que em recessão profunda apenas choques monetários negativos são estatisticamente diferentes de zero, isto é, choques monetários estimulativos inesperados são inócuos em recessão profunda, não tendo efeito quando utilizados pelo BCB. Em recessão suave, choques monetários estimulativos têm efeito estatístico diferente de zero, o que indica que podem ser usados para fomentar a economia quando a taxa de crescimento do produto está próxima de zero. Por outro lado, em regime de expansão choques monetários restritivos e estimulativos são estatisticamente zero para os níveis usuais de significância. Choque monetários restritivos são estatisticamente diferentes de zero se for tolerado a utilização de um nível de significância maior (p-valor = 0.1230), o que pode ser justificado pela menor frequência desse regime. Note que aqui não é dada relevância para choques pró-cíclicos.

Os testes de simetria, nas linhas 13 - 16 da tabela 6, mostram que choques positivos e negativos são simétricos em recessão profunda, recessão suave e expansão. Assim, os testes indicam simetria da política monetária na direção do choque. Contudo, ao nível de significância de 5%, o teste de simetria para recessão suave (linha 14) aponta para o sentido contrário ao resultado apresentado anteriormente pelo teste de significância conjunta de cada um dos tipos de choques (linhas 9 e 10). Além disso, os testes para simetria mostram



(linha 16) que a política monetária contracíclica é simétrica, pois choques positivos em recessão suave têm o mesmo efeito estatístico que choques negativos em expansão.

Os testes para averiguar a simetria de choques nas diferentes fases do ciclo de negócios, nas últimas quatro linhas da tabela 6, sugerem que tanto choques positivos quanto negativos são simétricos, independente da fase do ciclo em que se encontram. O único teste que apresenta assimetria compara choques negativos em recessão profunda e recessão suave, mas esse resultado não é muito interessante, pois trata de política monetária restritiva em períodos em que a taxa de crescimento da economia é fraca ou negativa.

Tabela 6 – Teste de Wald

Linha	Hipótese nula	Valor da estatística $\chi^2$	Nº de restrições	p-valor
1	$\gamma_{RP,i}^- = 0, \forall i$	15.19396	2	0.0005
2	$\gamma_{RP,i}^+ = 0, \forall i$	7.101656	2	0.0287
3	$\gamma_{RS,i}^- = 0, \forall i$	4.344163	2	0.1139
4	$\gamma_{RS,i}^+ = 0, \forall i$	9.348745	2	0.0093
5	$\gamma_{EX,i}^- = 0, \forall i$	2.459839	2	0.2923
6	$\gamma_{EX,i}^+ = 0, \forall i$	40.55017	2	0.0000
7	$\sum \gamma_{RP,i}^- = 0$	8.873429	1	0.0029
8	$\sum \gamma_{RP,i}^+ = 0$	0.938741	1	0.3326
9	$\sum \gamma_{RS,i}^- = 0$	3.177700	1	0.0746
10	$\sum \gamma_{RS,i}^+ = 0$	9.23828	1	0.0024
11	$\sum \gamma_{EX,i}^- = 0$	2.378494	1	0.1230
12	$\sum \gamma_{EX,i}^+ = 0$	0.155759	1	0.6931
13	$\left  \sum \gamma_{RP,i}^- \right  = \left  \sum \gamma_{RP,i}^+ \right $	2.978547	1	0.0844
14	$\left  \sum \gamma_{RS,i}^- \right  = \left  \sum \gamma_{RS,i}^+ \right $	1.597204	1	0.2063
15	$\left  \sum \gamma_{EX,i}^- \right  = \left  \sum \gamma_{EX,i}^+ \right $	0.469433	1	0.4932
16	$\left  \sum \gamma_{RS,i}^+ \right  = \left  \sum \gamma_{EX,i}^- \right $	0.045225	1	0.8316
17	$\sum \gamma_{RP,i}^- = \sum \gamma_{RS,i}^-$	11.13568	1	0.0008
18	$\sum \gamma_{RS,i}^- = \sum \gamma_{EX,i}^-$	0.566598	1	0.4516
19	$\sum \gamma_{RP,i}^+ = \sum \gamma_{RS,i}^+$	0.002641	1	0.9590
20	$\sum \gamma_{RS,i}^+ = \sum \gamma_{EX,i}^+$	1.493089	1	0.2217

Fonte: Elaborado com dados da pesquisa

De maneira geral, os testes nos permitem destacar os seguintes resultados:

- (a) choques monetários expansivos são ineficazes em recessão profunda;
- (b) choques monetários estimulativos são efetivos em recessão suave;
- (c) choques monetários restritivos podem ser eficazes em expansão;
- (d) choques monetários contracíclicos são simétricos em recessão suave e expansão;
- (e) choques monetários são simétricos na fase do ciclo de negócios;

- (f) choques monetários restritivos são assimétricos na recessão profunda e suave, mas simétricos quando se compara recessão suave e expansão;
- (g) choques monetários estimulativos são simétricos;

Repare que o resultado extraídos do modelo são um pouco difusos. Os resultados (a) e (b) são contestados pelo resultado (g), isto é, ao mesmo tempo em que choques monetários expansivos são ineficazes em recessão profunda e significativos em recessão suave, o modelo dá indícios de que esses choques sejam simétricos. De maneira análoga, o resultado (e) parece contrastar os resultados (a), (b) e (c), pois os três primeiros resultados apontam significância estatística para os choques em apenas uma direção para cada um dos regimes considerados. Enquanto isso, o resultado (e) indica que os choques são simétricos na direção, independentemente do regime sob análise.

Entretanto, alguns resultados são consoantes com a literatura. A primeira parte do resultado (f), por exemplo, é semelhante ao encontrado por Cerqueira, Ribeiro e Martinez (2014). Ademais, note que os resultados (b), (c) e (d) se reforçam entre si e encontram respaldo nas conclusões obtidas por Aragón e Portugal (2009)<sup>1</sup>. Esses autores encontraram evidências para diferença nos efeitos de choques positivos e negativos em estado de expansão; choques negativos diferentes em recessão e expansão; não encontraram efeitos assimétricos de política monetária contracíclica. Em particular, o resultado (d) também está em conformidade com Cerqueira, Ribeiro e Martinez (2014).

Então se os resultados do modelo forem analisados do ponto de vista de simetria de efeito de choques, é constatado que, ao nível de significância de 5%, há simetria de efeitos para choques positivos e negativos na mesma fase do ciclo de negócios independente do regime analisado. São também simétricos os choques contracíclicos em recessão suave e expansão. Igualmente, se aponta semetria de efeitos de choques positivos em todas as fases do ciclo e simetria de efeitos de choques negativos em recessão suave e expansão.

Por outro lado, quando se deixa de observar as simetrias, os efeitos dos choques positivo e negativos são analisados separadamente em cada um dos regimes e, portanto, os resultados (a), (b) e (c) são válidos. Além dos resultado (b) e (c) terem conformidade com a literatura, os dados apresentados nesse trabalho dão fortes indícios para a veracidade do resultado (a). Conforme descrito na introdução, desde 2016 o BCB dá estímulos monetários à economia, que não consegue ter uma forte retomada de crescimento. Assim, podemos supor que os estímulos monetários parecem não funcionar quando os arranjos de política monetária e fiscal estão desalinhados, como foi o que ocorreu com as políticas econômicas implementadas pela NME.

---

<sup>1</sup> Como destacado anteriormente, esses autores não consideraram o regime de recessão profunda, assim, o regime de recessão suave é o que melhor se aproxima da especificação daquele trabalho.

## 5.2 ROBUSTEZ - ESTIMATIVAS COM CHOQUES DA VARIAÇÃO DA SELIC

Com o intuito de proporcionar robustez aos resultados encontrados, serão apresentadas as estimativas para o mesmo modelo empregado anteriormente. A diferença é que a variável que irá representar a política monetária será a variação da taxa Selic. Novamente, serão comparados o modelo linear, o modelo de 2 regimes e o modelo de 3 regimes. Assim como antes, o modelos com 3 regimes apresenta o menor critério AIC, como destacado na tabela 7.

Tabela 7 – Comparação entre modelos

<b>Modelo</b>	<b>AIC</b>	<b>Log-lik</b>
Linear	3.760373	-166.9772
2 regimes	3.757123	-158.8277
3 regimes	3.671810	-145.9033

Fonte: Elaborado com dados da pesquisa

As estimativas para os parâmetros do modelo com 3 regimes se encontram na tabela 8. Nela se observa que as estimativas para as taxas médias de crescimento de cada regime são -2.92% ao trimestre (recessão profunda), significativo a 10%, -0.10% ao trimestre (recessão suave) e 0.51% ao trimestre (expansão), que não são significativos. Ao contrário do modelos que utilizava choques do VAR, esse apresenta duração de períodos muito diferente dos encontrados antes: recessão profunda tem duração média de 1 trimestre, recessão suave de 1.22 trimestre e expansão de 3.94 trimestres.

Tabela 8 – Estimativas dos parâmetros do modelo com 3 regimes

<b>Parâmetro</b>	<b>Recessão profunda</b>		<b>Recessão suave</b>		<b>Expansão</b>	
	<b>Estimativa</b>	<b>Dp</b>	<b>Estimativa</b>	<b>Dp</b>	<b>Estimativa</b>	<b>Dp</b>
$\mu_{S_t}$	-2.924384***	1.758873	-0.10437	0.366861	0.511002	0.326037
$\beta_1$	0.870373*	0.050184	0.870373*	0.05018	0.870373*	0.050184
$\gamma_{S_{t,0}}^-$	-4.003065***	2.049092	-0.468811	0.519893	-0.979905*	0.314804
$\gamma_{S_{t-1,1}}^-$	3.099515	2.55018	0.211833	0.379465	0.151944	0.495745
$\gamma_{S_{t,0}}^+$	-4.971084**	1.971636	-0.385992	0.401074	-0.766485*	0.260492
$\gamma_{S_{t-1,1}}^+$	-1.551863	1.369852	-0.44106	0.346812	0.798516*	0.210728
$\sigma$	-0.002973	0.104572	-0.002973	0.104572	-0.002973	0.104572
$p_{ii}$	0.000912	-	0.179327	-	0.745918	-
$d_{S_t}$	1.000000	-	1.218512	-	3.935736	-
$\sum \gamma^-$	-0.90355	-	-0.256978	-	-0.827961	-
$\sum \gamma^+$	-6.522947	-	-0.827052	-	0.032031	-
Log-lik	-145.9033	-	-145.9033	-	-145.9033	-

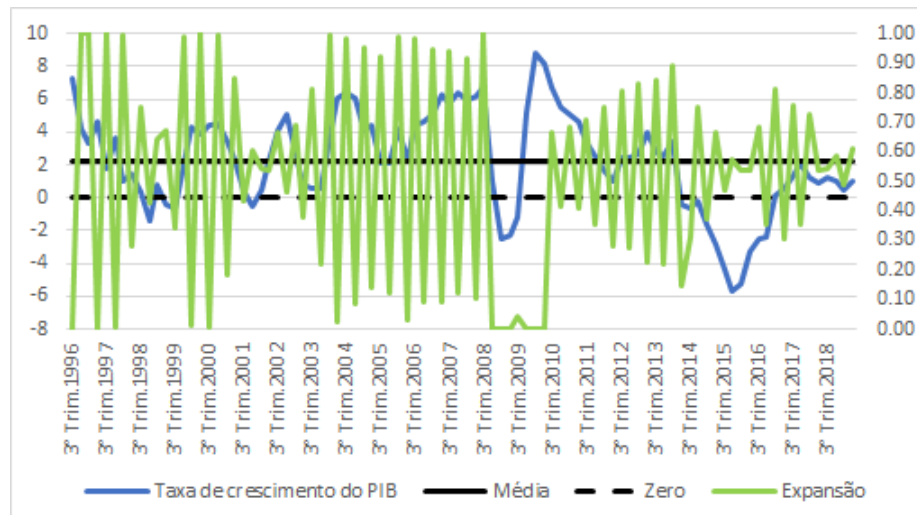
Nota: \* Significante a 1%. \*\* Significante a 5%. \*\*\* Significante a 10%

Fonte: Elaborado com dados da pesquisa

Os gráficos das probabilidades suavizadas contrastadas com a taxa de crescimento do produto brasileiro (figuras 6 - 8) mostram que as estimativas também são muito

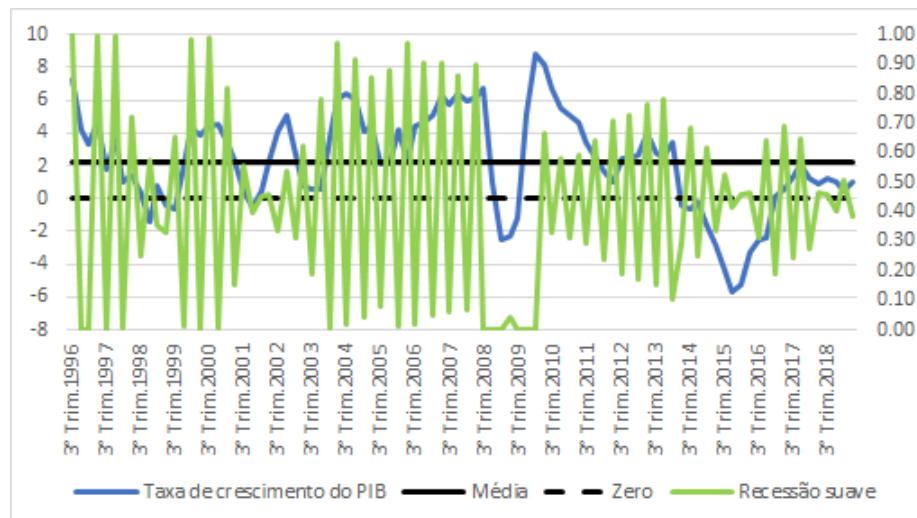
diferentes do primeiro modelo apresentado. Aqui não há uma clara definição de regime, pois há uma troca frequente entre os estados de expansão e recessão suave. A única determinação nítida de regime parece ocorrer em recessão profunda, onde a probabilidade suavizada é relativamente zero em todos os períodos exceto entre 2008:4 e 2010:2 - período da crise do *subprime* - e o trimestre de 2014:2, no início da recessão de 2014.

Figura 6 – Probabilidade suavizada de expansão



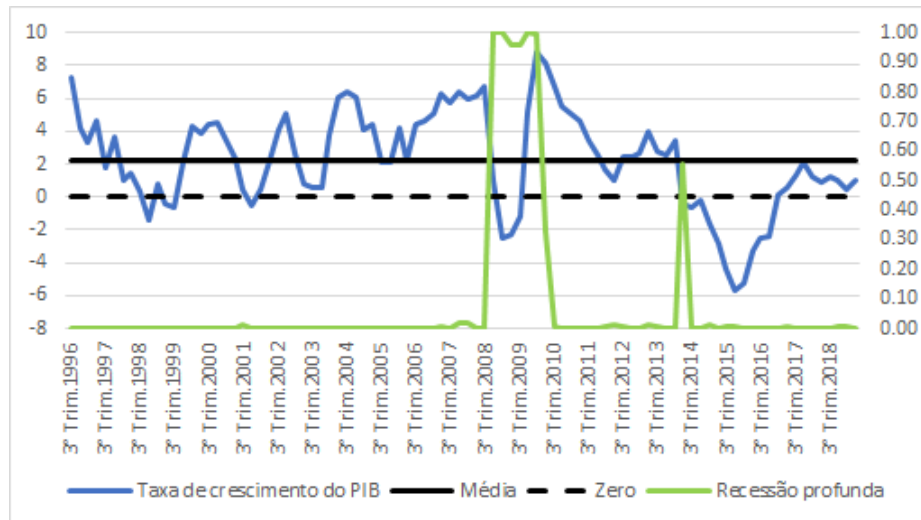
Fonte: Elaborado com dados da pesquisa

Figura 7 – Probabilidade suavizada de recessão suave



Fonte: Elaborado com dados da pesquisa

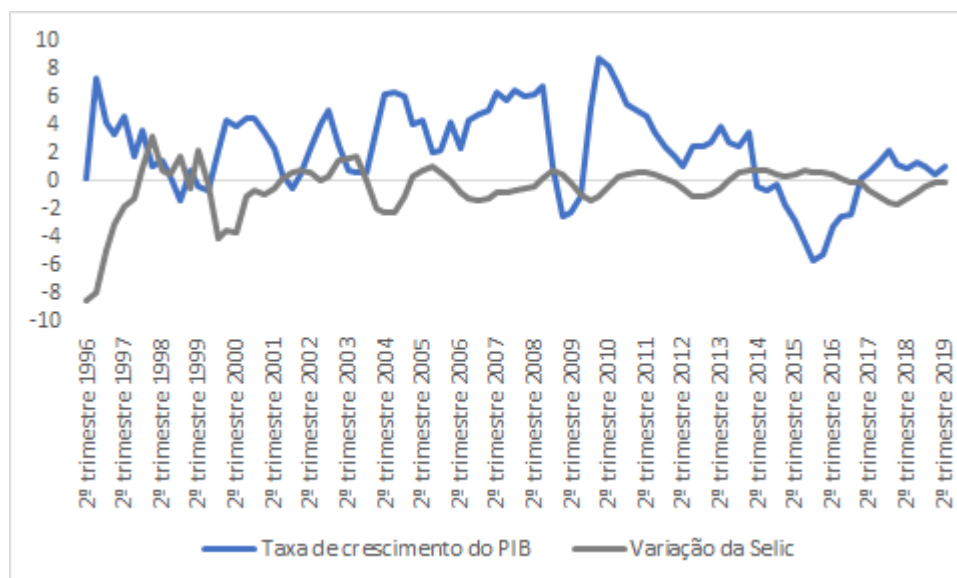
Figura 8 – Probabilidade suavizada de recessão profunda



Fonte: Elaborado com dados da pesquisa

Na tentativa de conseguir compreender um pouco melhor o padrão mostrado pelas figuras 6 - 8, também será apresentada a figura 9, que relaciona a taxa de crescimento do PIB e a variação da Selic. Assim, podemos observar que não há um padrão nítido entre as variáveis (a correlação entre elas é de -0.31), e que talvez por isso os gráficos das probabilidades suavizadas oscilem de maneira tão rápida entre os regimes de recessão suave e expansão. Apesar disso, note que o período entre o final de 2008 e o início de 2010 é o único período que combina taxas de crescimento negativas e variações negativas da Selic, e que talvez por essa razão o algoritmo do modelo tenha identificado esse período como um regime particular.

Figura 9 – Taxa de crescimento do PIB e variação da Selic



Fonte: Elaborado com dados da pesquisa

Continuando a análise de robustez, as estimativa para os parâmetros que medem o impacto dos choques monetários sobre o produto,  $\gamma_{S_t,i}^j$ , ainda na tabela 8, não são todos significativos e alguns dos coeficientes não apresentam o sinal negativo esperado. Entretanto, a soma dos parâmetros que representam efeito dos choques positivos e negativos dentro de cada regime são quase todos negativos. A única exceção é o somatório dos choques positivos no estado de expansão, mas o valor é muito próximo de zero.

Para mensurar a significância estatística dos parâmetros  $\gamma_{S_t,i}^j$ , a tabela 9 mostra as restrições lineares impostas aos parâmetros pelo teste de Wald. Na primeira parte (linhas 1 - 6), apenas choques negativos em recessão profunda e recessão suave não foram individualmente significativos. Os testes para a significância conjunta dos parâmetros (7<sup>a</sup> até 12<sup>a</sup> linha), indicaram que choques não antecipados contracíclicos são significativamente diferentes de zero em recessão profunda e recessão suave, o que quer dizer que poderiam ser usado pelo BCB para estimular a economia em períodos de crescimento negativo. Ademais, choques monetários contracíclicos também podem ser considerados significativos em regimes de expansão se for permitido um nível de significância um pouco superior a 10%.

Os testes para simetria (últimas oito linhas da tabela 9) indicam que os choques monetários são simétricos na direção em estados de recessão profunda e recessão suave (linhas 13 e 14), o que contraria os resultados dos testes de significância conjunta dos parâmetros (linhas 7 - 10). Em expansão (linha 15), os choques são assimétricos quando considerado um nível de significância de 10%, indo de encontro ao teste de significância conjunta (linhas 11 e 12). Além disso, como no modelo com choques monetários obtidos do VAR, o teste de Wald sugere que choques contracíclicos em recessão suave e expansão são simétricos (linha 16).

Nos testes de simetria para a fase do ciclo de negócios, os testes de Wald sustentam que não há assimetria para choques negativos em recessão profunda e recessão suave (linha 17). Também há indícios de que os choques negativos em recessão suave e expansão sejam iguais (linha 18), o que parece ser contrário ao apresentado pelos teste de significância conjunta (linhas 9 - 12), quando apenas os choques contracíclicos foram significativos. Por outro lado, os testes para o impacto de choques positivos foram significativamente diferentes (linhas 19 e 20), o que sugere que há diferença em conduzir política monetária expansiva em recessão profunda e recessão suave e entre recessão suave e expansão.

Tabela 9 – Teste de Wald

Linha	Hipótese nula	Valor da estatística $\chi^2$	Nº de restrições	p-valor
1	$\gamma_{RP,i}^- = 0, \forall i$	5.156095	2	0.0759
2	$\gamma_{RP,i}^+ = 0, \forall i$	14.78547	2	0.0006
3	$\gamma_{RS,i}^- = 0, \forall i$	0.935099	2	0.6265
4	$\gamma_{RS,i}^+ = 0, \forall i$	34.12183	2	0.0000
5	$\gamma_{EX,i}^- = 0, \forall i$	10.08514	2	0.0065
6	$\gamma_{EX,i}^+ = 0, \forall i$	14.37224	2	0.0008
7	$\sum \gamma_{RP,i}^- = 0$	0.078582	1	0.7792
8	$\sum \gamma_{RP,i}^+ = 0$	14.62163	1	0.0001
9	$\sum \gamma_{RS,i}^- = 0$	0.207518	1	0.6487
10	$\sum \gamma_{RS,i}^+ = 0$	29.34842	1	0.0000
11	$\sum \gamma_{EX,i}^- = 0$	2.701249	1	0.1003
12	$\sum \gamma_{EX,i}^+ = 0$	0.035136	1	0.8513
13	$\left  \sum \gamma_{RP,i}^- \right  = \left  \sum \gamma_{RP,i}^+ \right $	1.389198	1	0.2385
14	$\left  \sum \gamma_{RS,i}^- \right  = \left  \sum \gamma_{RS,i}^+ \right $	0.793785	1	0.3730
15	$\left  \sum \gamma_{EX,i}^- \right  = \left  \sum \gamma_{EX,i}^+ \right $	2.914404	1	0.0878
16	$\left  \sum \gamma_{RS,i}^+ \right  = \left  \sum \gamma_{EX,i}^- \right $	3.13E-06	1	0.9986
17	$\sum \gamma_{RP,i}^- = \sum \gamma_{RS,i}^-$	0.039215	1	0.8430
18	$\sum \gamma_{RS,i}^- = \sum \gamma_{EX,i}^-$	0.502627	1	0.4783
19	$\sum \gamma_{RP,i}^+ = \sum \gamma_{RS,i}^+$	11.082800	1	0.0009
20	$\sum \gamma_{RS,i}^+ = \sum \gamma_{EX,i}^+$	13.18629	1	0.0003

Fonte: Elaborado com dados da pesquisa

Novamente, podem ser extraídos os seguintes resultados da tabela 9:

- (a) choques monetários expansivos são eficazes em recessão profunda;
- (b) choques monetários estimulativos são efetivos em recessão suave;
- (c) choques monetários restritivos podem ser eficazes em expansão;
- (d) choques monetários contracíclicos são simétricos em recessão suave e expansão;
- (e) choques monetários são simétricos na fase do ciclo de negócios;
- (f) choques monetários restritivos são simétricos;
- (g) choques monetários estimulativos não são simétricos;

Perceba que os resultados expostos por esse modelo diferem um pouco do seu análogo, o modelo com choques advindos do VAR, com alteração nos itens (a), (f) e (g). Apesar do modelo com variação da Selic apresentar uma grande ascilação de troca entre os regimes de recessão suave e expansão, os resultados parecem mais coesos. Aqui o resultado (g) vai ao encontro dos resultados (a) e (b), no sentido de que choques expansivos têm propagações distintas, a depender do regime em que a economia se encontre.

Note que o modelo com variação da Selic gerou os resultados (b), (c), (d) e (e) da mesma maneira que o modelo principal, o que dá um indicativo de que esses resultados sejam robustos. Assim, o modelo MS-AR desenvolvido permite afirmar que (i) choques monetários estimulativos são eficazes em recessão suave; (ii) choques monetários restritivos podem ter o impacto de reduzir o crescimento em regimes de expansão; (iii) há simetria em relação a choques monetários não antecipáveis contracíclicos, o que quer dizer que espera-se que choques monetários empregados para reverter a fase do ciclo tenham o mesmo impacto sobre o produto; (iv) choques monetários restritivos e expansivos são simétricos em cada um dos regimes. Como já destacado, apesar dessa última conclusão aparecer nos resultados dos dois modelos, ela parece não corroborar com as conclusões (i) e (ii).

A ressalva que se coloca ao modelo gerado com choques advindos da variação da Selic é a de que ele considerou recessão profunda de maneira clara apenas durante a crise do *subprime*. Como mencionado antes, essa identificação parece ter ocorrido porque foi o único momento que aliou taxa de crescimento negativa e variação negativa da Selic. Durante a crise de 2014-16 a taxa de crescimento teve uma queda bruta, mas a variação da Selic foi levemente positiva. O motivo, conforme exposto na introdução, foi o de que a retração do produto aconteceu concomitante ao represamento de preços administrados e posterior liberação, o que fez com que o Copom elevasse a taxa básica de juros para controlar a inflação.

Como o modelo só capturou o intervalo da crise norte-americana como recessão profunda, esse regime fica associado a influências externas e não consegue mensurar de forma precisa o efeito de choques monetários sobre o produto durante a crise de 2014-16. Pelo que foi apontado por esse modelo, choques estimulativos são efetivos também em recessão profunda. Contudo, fazer o uso de tal política econômica com a intenção de estimular a economia pode não ser eficaz em contextos de grave crise como a dos anos recentes.

O que deve ficar claro é que o modelo principal e o modelo de robustez têm resultados distintos nesse sentido, embora não estejam relacionados a eventos totalmente iguais. O modelo principal apresenta recessão profunda majoritariamente na crise de 2014-16 e parece estar associada a eventos internos de dessaranjo monetário e fiscal. Nesse sentido, a indicação do modelo é de que estímulos monetários são inócuos. Enquanto isso, o modelo com variação da Selic, expressa que seria possível para o BCB fomentar a economia através de choques monetários positivos inesperados. Contudo, esse último está embasado em um período com ocorrência de um fato externo relevante. Isto é, o modelo de robustez não considera que a economia brasileira estava com políticas monetária e fiscal fora de conformidade<sup>2</sup>.

<sup>2</sup> Em consonância com o que foi relatado na introdução, o regime de metas de inflação começa a ser fortemente descaracterizados a partir de 2011. Do lado fiscal, em julho de 2011 o governo



Portanto, apesar dos modelos apresentarem recomendações de política econômica distintas para casos de recessão profunda, quando averiguado atenciosamente, percebe-se que, as recessões profundas em cada um dos modelos tem particularidades e que, por esse motivo não podem ter tratamento igual. Assim, ao mesmo tempo em que o modelo de robustez não colabora para fortalecer a recomendação extraída do modelo principal, ele não consegue refutá-la.

---

central acumulava superávit primário de R\$ 178 bilhões, entrando em queda expressiva a partir de então.

## 6 CONCLUSÃO

Essa dissertação se propôs a construir um modelo que conseguisse mensurar os parâmetros que medem a relação da política monetária com o lado real da economia brasileira desde a implantação do Plano Real até a atualidade. O objetivo foi o de averiguar se as correspondências entre as variáveis monetárias e o produto se modificaram nesse ínterim. A preocupação maior tratou de investigar a possibilidade de ter ocorrido alguma mudança expressiva a partir da crise de 2014-16, que fizesse com que os estímulos monetários parecessem inócuos. A hipótese foi a de que houve variação nos parâmetros que regulam a propagação dos choques monetários para o produto e que, por essa razão, a economia brasileira não conseguiu retomar uma trajetória de crescimento consistente de maneira rápida, apesar de conviver com a menor taxa básica de juros desde a implantação do Plano Real.

Para que fosse possível alcançar tal objetivo, o trabalho esteve baseado em Aragón e Portugal (2009), que adotaram uma versão modificada do modelo desenvolvido por Hamilton (1989) de forma a medir a assimetria de choques monetários sobre o produto da economia. As principais modificações em relação ao estudo anterior foram a utilização de dados trimestrais na estimação do modelo, a presença de coeficientes que mensurassem choques monetários contemporâneos sobre o produto e a existência de um terceiro regime (recessão profunda), motivado pela crise do *subprime* e pela recessão de 2014-16.

Os principais resultados extraídos dos modelos MS-AR foram de que (i) choques monetários estimulativos são eficazes em recessão suave; (ii) choques monetários restritivos podem ter impacto de reduzir o crescimento em regimes de expansão; (iii) há simetria em relação a choques monetários inesperados contracíclicos, o que quer dizer que espera-se que choques monetários empregados para reverter a fase do ciclo tenham o mesmo impacto sobre o produto; (iv) choques monetários restritivos e expansivos são simétricos em cada um dos regimes. Destaca-se que esses resultados apareceram tanto no modelo principal, com choques advindos dos VAR, quanto no modelo de checagem de robustez, com choques monetários provenientes da variação da taxa Selic.

Quanto aos choques em recessão profunda, o modelo não parece dar indicativos muito claros a respeito do real efeito das propagações dos choques monetários inesperados. A estimação com os choques do VAR indica que choques monetários contracíclicos em recessão profunda são ineficazes e que os choques estimulativos em recessão suave são efetivos, todavia os resultados também apontaram simetria de efeito para choques estimulativos em qualquer dos regimes analisados. Enquanto isso, na estimação de robustez, os resultados sugerem que choques estimulativos são estatisticamente significativos em recessão profunda e recessão suave, além de serem considerados assimétricos na comparação entre os regimes. Contudo, conforme discutido, a segunda estimação considera como recessão profunda

apenas o período da crise do *subprime*, deixando de fora a crise de 2014-16, cuja motivação é inteiramente endógena à economia brasileira. Desse modo, esses resultados não são totalmente comparáveis.

Mais especificamente com relação à questão de interesse dessa pesquisa, a de analisar a possibilidade de as correspondências entre as variáveis monetárias e o produto terem se alterado ao longo do período, pode-se dizer que houve sim variação. Conforme apontado pelos resultados, a propagação dos choques é diferente em regimes de expansão, recessão suave e recessão profunda. Em especial, o modelo indicou que na recessão de 2014-16 os choques monetários contracíclicos não surtiram efeito na recuperação da economia, fato que já havia sido relatado na introdução. A diferença é que os resultados obtidos com o modelo apontaram uma razão para isso ter ocorrido: o desarranjo monetário e fiscal provocado pela NME. Isso porque, quando a economia se encontrou em recessão profunda motivada por eventos externos (especulação sobre o Real no fim da década de 1990 e crise do *subprime* em 2008-09), a economia brasileira conseguiu se recuperar de forma relativamente rápida, o que não ocorreu na crise de 2014-16.

Dessa forma, a dissertação contribuiu para compreender a crise brasileira recente. Então, por um lado, Moreira (2018) encontrou evidências para suportar a hipótese de que mesmo tendo a mais baixa taxa básica de juros desde o Plano Real, o patamar ainda é considerado alto para incentivar o produto brasileiro. Por outro lado, o presente estudo levanta a hipótese de que a relação de propagação da política monetária sobre o PIB se modificou nos últimos anos, causado principalmente pelas políticas econômicas da NME, que descaracterizaram a política monetária e fiscal brasileira.

Apesar dos resultados terem conseguido responder à questão colocada como motivação da dissertação, acredita-se que seja possível melhorar o modelo ao introduzir um critério mais acurado para a escolha da quantidade de defasagem ótima para os choques monetários sobre o produto. O modelo também poderia se tornar melhor se fossem introduzidos mais critérios de escolha no que diz respeito à quantidade de estados da economia. Outra melhoria para contribuir na acurácia do modelo seria realizar mais estimações para robustez do modelo. Ademais, o modelo poderia ser estendido para compreender testes de assimetria com relação à magnitude de choques monetários.

Para pesquisas futuras, destaca-se também a possibilidade de explorar de forma mais minuciosa as razões para ocorrência da recessão profunda de 2014-16 e a lenta recuperação que segue desde então. Os palpites são: (i) má alocação de recursos devido às políticas econômicas dirigidas a setores específicos da economia, implementadas fortemente após 2011; (ii) setor público sem capacidade fiscal equivalente aos anos anteriores, o que indica que a retomada do crescimento deveria ser proveniente do setor privado, que não tem necessariamente a mesma capacidade de investimento do setor público sozinho; (iii) incerteza com relação aos rumos do país por não possuir uma clara liderança desde 2015-16,

o que poderia inibir investimentos privados; (iv) fatores conjunturais externos advindos, por exemplo, da desaceleração do crescimento chinês e da forte recessão na Argentina, o que pode ter afetado as exportações brasileiras.

## REFERÊNCIAS

- ARAGÓN, E. K. d. S. B.; PORTUGAL, M. S. Asymmetric effects of monetary policy in brazil. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 39, n. 2, p. 277–300, 2009. Disponível em: [http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S0101-41612009000200002script=sci\\_arttext](http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S0101-41612009000200002script=sci_arttext). Acesso em: 16/04/2019.
- ARQUETE, L. C. d. R.; JÚNIOR, F. G. J. **Política monetária, preços e produto no Brasil (1994-2002)**: uma aplicação de vetores auto-regressivos. [S.l.], 2003. Disponível em: <http://www.anpec.org.br/encontro2003/artigos/B45.pdf>. Acesso em: 25/07/2019.
- BARBOSA, F. H. Um plano de reconstrução fiscal. In: GIAMBIAGI, F.; ALMEIDA JUNIOR, M. F. d. (Ed.). **Retomada do crescimento**: diagnóstico e propostas. Rio de Janeiro: Elsevier, 2017.
- BARBOSA FILHO, F. d. H. A crise econômica de 2014/2017. **Estudos Avançados**, São Paulo, v. 31, n. 89, p. 51–60, 2017. Disponível em: [http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S0103-40142017000100051script=sci\\_arttextlng=pt](http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S0103-40142017000100051script=sci_arttextlng=pt). Acesso em: 15/08/2019.
- BARRO, R. J. Unanticipated money growth and unemployment in the united states. **The American Economic Review**, New York, v. 67, n. 2, p. 101–115, 1977. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/pdf/1807224.pdf>. Acesso em: 04/04/2019.
- BERNANKE, B. S.; GERTLER, M. Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission. **Journal of Economic perspectives**, New York, v. 9, n. 4, p. 27–48, 1995. Disponível em: <https://pubs.aeaweb.org/doi/pdfplus/10.1257/jep.9.4.27>. Acesso em: 25/07/2019.
- BERNANKE, B. S.; MIHOV, I. What does the bundesbank target? **European economic review**, [S.l.], v. 41, n. 6, p. 1025–1053, 1997. Disponível em: <https://www.nber.org/papers/w5764.pdf>. Acesso em: 25/07/2019.
- CERQUEIRA, V. d. S.; RIBEIRO, M. B.; MARTINEZ, T. S. Propagação assimétrica de choques monetários na economia brasileira: evidências com base em um modelo vetorial não-linear de transição suave. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 68, n. 1, p. 19–47, 2014. Disponível em: <http://www.scielo.br/pdf/rbe/v68n1/a03v68n1.pdf>. Acesso em: 01/02/2019.
- 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**, Rio de Janeiro, v. 62, n. 2, p. 123–160, 2008. Disponível em: <http://www.scielo.br/pdf/rbe/v62n2/01.pdf>. Acesso em: 25/07/2019.
- CHEN, X.; MACDONALD, R. Realized and optimal monetary policy rules in an estimated markov-switching dsge model of the united kingdom. **Journal of Money, Credit and Banking**, [S.l.], v. 44, n. 6, p. 1091–1116, 2012. Disponível em: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/pdf/10.1111/j.1538-4616.2012.00524.x>. Acesso em: 04/10/2019.
- CHRISTIANO, L. J.; EICHENBAUM, M.; EVANS, C. **The effects of monetary policy shocks**: some evidence from the flow of funds. [S.l.], 1994. Disponível em: <https://www.nber.org/papers/w4699.pdf>. Acesso em: 25/07/2019.

COVER, J. P. Asymmetric effects of positive and negative money-supply shocks. **The Quarterly Journal of Economics**, [S.l.], v. 107, n. 4, p. 1261–1282, 1992. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/pdf/2118388.pdf>. Acesso em: 27/05/2019.

DELONG, J. B.; SUMMERS, L. H. How does macroeconomic policy affect output? **Brookings Papers on Economic Activity**, n. 2, p. 433, 1988. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/pdf/2534535.pdf>. Acesso em: 08/07/2019.

DOAN, T. **RATS: User's Manual, Version 4**. [S.l.: s.n.], 1992. Disponível em: [http://www.time-series.net/yahoo\\_site\\_admin/assets/docs/RATS\\_Programming\\_Manual\\_W\\_Enders.38150422.pdf](http://www.time-series.net/yahoo_site_admin/assets/docs/RATS_Programming_Manual_W_Enders.38150422.pdf). Acesso em: 27/07/2019.

DOLADO, J. J.; DOLORES, R. M. An empirical study of the cyclical effects of monetary policy in Spain (1977-1997). **Investigaciones Económicas**, [S.l.], v. 25, n. 1, p. 3–30, 2001. Disponível em: <https://www.redalyc.org/pdf/173/17325101.pdf>. Acesso em: 25/07/2019.

DRYGALLA, A. **Switching to exchange rate flexibility? The case of central and Eastern European inflation targeters**. [S.l.], 2015. Disponível em: [https://www.econstor.eu/bitstream/10419/121139/1/N\\_139.pdf](https://www.econstor.eu/bitstream/10419/121139/1/N_139.pdf). Acesso em: 08/10/2019.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. Hoboken, NJ: John Wiley & Sons, 2008.

GARCIA, R. Asymptotic null distribution of the likelihood ratio test in markov switching models. **International Economic Review**, Philadelphia, p. 763–788, 1998. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/pdf/2527399.pdf>. Acesso em: 27/07/2019.

GARCIA, R.; SCHALLER, H. Are the effects of monetary policy asymmetric? **Economic inquiry**, [S.l.], v. 40, n. 1, p. 102–119, 2002. Disponível em: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/pdf/10.1093/ei/40.1.102>. Acesso em: 15/12/2019.

GILL, P. E.; MURRAY, W.; WRIGHT, M. H. **Practical optimization**. New York: Academic Press, 1981.

GONÇALVES, C. C. S.; PORTUGAL, M. S.; ARAGÓN, E. K. d. S. B. Assessing Brazilian macroeconomic dynamics using a markov-switching dsge model. **EconomiA**, Curitiba, v. 17, n. 1, p. 23–42, 2016. Disp. Acesso em: [encurtador.com.br/guvQY](http://encurtador.com.br/guvQY). Acesso em: 07/10/2019.

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. Harlow: Pearson Education India, 2003.

HAMILTON, J. D. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, [S.l.], p. 357–384, 1989. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/pdf/1912559.pdf>. Acesso em: 29/04/2019.

HAMILTON, J. D. **Time series analysis**. Princeton, NJ: Princeton University Press, 1994. v. 2.

HANSEN, B. E. The likelihood ratio test under nonstandard conditions: testing the markov switching model of gnp. **Journal of applied Econometrics**, [S.l.], v. 7, n. S1, p. S61–S82, 1992. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/pdf/2284984.pdf>. Acesso em: 15/12/2019.

HENDRY, D. F. **Dynamic econometrics**. Oxford: Oxford University Press on Demand, 1995.

HOOI, T. S.; HABIBULLAH, M. S.; SMITH, P. The asymmetric effects of monetary policy in four asian economics. **International Applied Economics and Management Letters**, [S.l.], v. 1, n. 1, p. 1–7, 2008. Disponível em: [encurtador.com.br/rASXZ](http://encurtador.com.br/rASXZ). Acesso em: 27/07/2019.

KARRAS, G. Are the output effects of monetary policy asymmetric? evidence from a sample of european countries. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, [S.l.], v. 58, n. 2, p. 267–278, 1996. Disponível em: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/pdf/10.1111/j.1468-0084.1996.mp58002004.x>. Acesso em: 01/07/2019.

KARRAS, G. What causes the asymmetric effects of monetary policy: size or sign of money-supply shocks? **The Journal of Economic Asymmetries**, [S.l.], v. 4, n. 1, p. 57–72, 2007. Disponível em: [encurtador.com.br/nEGVX](http://encurtador.com.br/nEGVX). Acesso em: 01/07/2019.

LIMA, E. C. R.; MAKKA, A.; ALVES, P. Monetary policy and exchange rate shocks in brazil: sign restrictions versus a new hybrid identification approach. **Brazilian Review of Econometrics**, Rio de Janeiro, v. 31, n. 1, p. 97–136, 2011. Disponível em: <http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/bre/article/viewFile/3410/2232>. Acesso em: 25/07/2019.

LIU, P.; MUMTAZ, H. Evolving macroeconomic dynamics in a small open economy: An estimated markov switching dsge model for the uk. **Journal of Money, Credit and Banking**, [S.l.], v. 43, n. 7, p. 1443–1474, 2011. Disponível em: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/pdf/10.1111/j.1538-4616.2011.00431.x>. Acesso em: 08/10/2019.

LO, M. C.; PIGER, J. Is the response of output to monetary policy asymmetric? evidence from a regime-switching coefficients model. **Journal of Money, credit and Banking**, [S.l.], p. 865–886, 2005. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/pdf/3839150.pdf>. Acesso em: 29/04/2019.

LUBIK, T. A.; SCHORFHEIDE, F. Do central banks respond to exchange rate movements? A structural investigation. **Journal of Monetary Economics**, [S.l.], v. 54, n. 4, p. 1069–1087, 2007. Disponível em: [encurtador.com.br/yzEIY](http://encurtador.com.br/yzEIY). Acesso em: 04/10/2019.

MENDONÇA, M. J. C.; MEDRANO, L.; SACHSIDA, A. Efeitos da política monetária na economia brasileira: resultados de um procedimento de identificação agnóstica. Ipea, Brasília, 2010. Disponível em: [http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/5094/1/PPE\\_v40\\_n03\\_Efeitos.pdf](http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/5094/1/PPE_v40_n03_Efeitos.pdf). Acesso em: 25/07/2019.

MINELLA, A. et al. Inflation targeting in Brazil: lessons and challenges. Banco Central do Brasil, Brasília, DF, 2002. (Working Paper n. 53). Disponível em: <https://core.ac.uk/download/pdf/7087923.pdf>. Acesso em: 25/07/2019.

MISHKIN, F. S. Does anticipated monetary policy matter? An econometric investigation. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 90, n. 1, p. 22–51, 1982. Disponível em: <https://www.nber.org/papers/w0506.pdf>. Acesso em: 27/07/2019.

MOREIRA, A. R. B.; FIORENCIO, A.; LIMA, E. C. R. Os impactos das políticas monetária e cambial no Brasil pós-plano real. Brasília: Ipea, 1998. Disponível em: [http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/2429/1/td\\_0579.pdf](http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/2429/1/td_0579.pdf). Acesso em: 25/07/2019.

MOREIRA, J. R. R. **Natural rate of interest estimates for Brazil after adoption of the inflation targeting regime**. 2018. Dissertação (Mestrado) — Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2018.

MORGAN, D. P. Asymmetric effects of monetary policy. **Economic Review-Federal Reserve Bank of Kansas City**, Kansas City, v. 78, p. 21–21, 1993. Disponível em: <https://www.kansascityfed.org/PUBLICAT/ECONREV/EconRevArchive/1993/2Q93.pdfpage=23>. Acesso em: 15/04/2019.

NÓBREGA, M. d. Construção e desmonte das instituições fiscais. In: SALTO, F.; ALMEIDA JUNIOR, M. F. d. (Ed.). **Finanças públicas**. 2. ed. Rio de Janeiro: Record, 2016.

PAGAN, A. Econometric issues in the analysis of regressions with generated regressors. **International Economic Review**, [S.l.], p. 221–247, 1984. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/pdf/2648877.pdf>. Acesso em: 27/12/2019.

PARANHOS, L. S. **Optimal monetary policy shifts in Brazil: lessons from a markov-switching DSGE structure**. 2017. Tese (Doutorado) — Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2017.

PEERSMAN, G.; SMETS, F. Are the effects of monetary policy in the euro area greater in recessions than in booms? **Monetary transmission in diverse economies**, Cambridge, p. 28–48, 2002. Disponível em: <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/152486/1/ecbwp0052.pdf>. Acesso em: 25/07/2019.

PEERSMAN, G.; SMETS, F. The industry effects of monetary policy in the euro area. **The Economic Journal**, Oxford, v. 115, n. 503, p. 319–342, 2005. Disponível em: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/pdf/10.1111/j.1468-0297.2005.00991.x>. Acesso em: 25/07/2019.

PIRES, M.; BORGES, B.; BORÇA JUNIOR, G. **Por que a recuperação tem sido a mais lenta de nossa história?** [S.l.], 2019. Disponível em: <https://blogdoibre.fgv.br/posts/por-que-recuperacao-tem-sido-mais-lenta-de-nossa-historia>. Acesso em: 19/09/2019.

PSARADAKIS, Z.; SPAGNOLO, N. On the determination of the number of regimes in markov-switching autoregressive models. **Journal of time series analysis**, Wiley Online Library, v. 24, n. 2, p. 237–252, 2003. Disponível em: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/pdf/10.1111/1467-9892.00305>. Acesso em: 27/12/2019.

RAVN, M. O.; SOLA, M. Asymmetric effects of monetary policy in the united states. **Review-Federal Reserve Bank of Saint Louis**, Saint Louis, v. 86, p. 41–58, 2004. Disponível em: <https://pdfs.semanticscholar.org/018e/3b436adf68b76302f6bc1d88bc5dcf5572e0.pdf>. Acesso em: 29/04/2019.



SÁNCHEZ, S. C. **Monetary policy and structural changes in Colombia, 1990-2016:** a Markov switching approach. [S.l.], 2018. Disponível em: [https://economia.uniandes.edu.co/components/com\\_booklibrary/ebooks/dcede2018-60.pdf](https://economia.uniandes.edu.co/components/com_booklibrary/ebooks/dcede2018-60.pdf). Acesso em: 08/10/2019.

SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, [S.l.], p. 1–48, 1980. Disponível em: [https://www.jstor.org/stable/1912017%0A?seq=1metadata\\_info\\_tab\\_contents](https://www.jstor.org/stable/1912017%0A?seq=1metadata_info_tab_contents). Acesso em: 07/11/2019.

SIMS, C. A. et al. Inference in linear time series models with some unit roots. **Econometrica**, [S.l.], v. 58, n. 1, p. 113–144, 1990. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/pdf/2938337.pdf>. Acesso em: 07/11/2019.

TAN, S.-H.; HABIBULLAH, M. S. Business cycles and monetary policy asymmetry: an investigation using markov-switching models. **Physica A: Statistical Mechanics and its Applications**, [S.l.], v. 380, p. 297–306, 2007. Disponível em: [encurtador.com.br/bcCNR](http://encurtador.com.br/bcCNR). Acesso em: 09/04/2019.

WEISE, C. L. The asymmetric effects of monetary policy: A nonlinear vector autoregression approach. **Journal of Money, Credit and Banking**, [S.l.], p. 85–108, 1999. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/pdf/2601141.pdf>. Acesso em: 15/04/2019.

ZILBERMAN, E.; BARBOZA, R. d. M. O regime de metas: anotações para o futuro. In: GIAMBIAGI, F.; ALMEIDA JUNIOR, M. F. d. (Ed.). **Retomada do crescimento: diagnóstico e propostas**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2017.