

Cássio Roberto de Andrade Alves

**EVOLUÇÃO DAS COMBINAÇÕES DE POLÍTICAS
FISCAL E MONETÁRIA NO BRASIL PARA O PERÍODO
PÓS SISTEMA DE METAS DE INFLAÇÃO**

Florianópolis
2019

Cássio Roberto de Andrade Alves

**EVOLUÇÃO DAS COMBINAÇÕES DE POLÍTICAS
FISCAL E MONETÁRIA NO BRASIL PARA O PERÍODO
PÓS SISTEMA DE METAS DE INFLAÇÃO**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia para obtenção do grau de Mestre.

Universidade Federal de Santa Catarina
Orientador: Professor Dr. Guilherme Valle Moura.

Florianópolis
2019

Ficha de identificação da obra elaborada pelo autor,
através do Programa de Geração Automática da Biblioteca Universitária da UFSC.

Alves, Cássio Roberto de Andrade
EVOLUÇÃO DAS COMBINAÇÕES DE POLÍTICAS FISCAL E
MONETÁRIA NO BRASIL PARA O PERÍODO PÓS SISTEMA DE
METAS DE INFLAÇÃO / Cássio Roberto de Andrade Alves
; orientador, Guilherme Valle Moura, 2019.
70 p.

Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de
Santa Catarina, Centro Sócio-Econômico, Programa de
Pós-Graduação em Economia, Florianópolis, 2019.

Inclui referências.

1. Economia. 2. Dominância Fiscal. 3. Dominância
Monetária . 4. Mudança de regime. 5. Teoria Fiscal
do Nível de Preços. I. Moura, Guilherme Valle. II.
Universidade Federal de Santa Catarina. Programa de
Pós-Graduação em Economia. III. Título.

CÁSSIO ROBERTO DE ANDRADE ALVES

**EVOLUÇÃO DAS COMBINAÇÕES DE POLÍTICAS
FISCAL E MONETÁRIA NO BRASIL PARA O PERÍODO
PÓS SISTEMA DE METAS DE INFLAÇÃO**

Esta Dissertação foi julgada adequada para obtenção do Título de “Mestre” e aprovada em sua forma final pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Santa Catarina.

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. GUILHERME VALLE MOURA - Orientador
UFSC

Prof. JAYLSON JAIR DA SILVEIRA
UFSC

Prof. MAURÍCIO SIMIANO NUNES
UFSC

Prof. JOÃO FROIS CALDEIRA
UFRGS

FLORIANÓPOLIS-SC
2019

AGRADECIMENTOS

Primeiramente, gostaria de agradecer ao Professor Dr. Guilherme Valle Moura, pela orientação da pesquisa desenvolvida nesta dissertação.

Agradeço aos meus pais, Mirian Cristina de Andrade Alves e Luiz Carlos Alves, pelo suporte emocional e financeiro que sempre me forneceram e especialmente no período de mestrado. Agradeço também ao meu irmão, Luiz Gustavo de Andrade Alves, pelas dicas sobre a pós-graduação e por sempre ter me incentivado na pesquisa acadêmica.

Agradeço à CAPES (Coordenação de Aperfeiçoamento de pessoal de Nível superior) pelo auxílio financeiro.

Gostaria de agradecer também, a minha namorada, Claudia Daiane Batista Bettio, que sempre apoiou minhas decisões e sempre me ajudou quando necessário.

Agradeço aos meus amigos de mestrado, Aishameriane, Bruno e Werley, que sempre me ajudaram no compartilhamento de materiais, ensaio de apresentações e discussões sobre a pesquisa.

Agradeço também aos meus amigos do Doutorado, Paulo Vitor e Denise, que sempre me ajudaram nas discussões sobre a pesquisa do meu mestrado. E sou grato também ao meu amigo Gilles, que também me auxiliou em questões relativas à pesquisa.

SUMÁRIO

Sumário	1
Lista de tabelas	2
Lista de ilustrações	3
1 INTERAÇÕES ENTRE POLÍTICAS FISCAL E MONETÁRIA .	11
1.1 A TEORIA FISCAL DO NÍVEL DE PREÇOS	11
1.2 IDENTIFICANDO REGIMES	16
1.2.1 ABORDAGEM EMPÍRICA	16
1.2.2 ABORDAGEM ESTRUTURAL	19
1.3 LITERATURA RELACIONADA NO BRASIL	20
2 MODELO MICROFUNDAMENTADO	23
2.1 FAMÍLIAS	23
2.2 FIRMAS	25
2.3 GOVERNO	27
2.4 EQUILÍBRIO	28
3 SOLUÇÃO E ESTIMAÇÃO DE MODELOS MS-DSGE	33
3.1 RESOLVENDO MODELOS MS-DSGE	34
3.2 ESTIMANDO MODELOS MS-DSGE	37
3.2.1 FUNÇÃO VEROSSIMILHANÇA: APROXIMAÇÃO DE KIM	37
3.2.2 CALIBRAÇÃO E DISTRIBUIÇÕES A PRIORI	43
3.3 DISTRIBUIÇÕES A POSTERIORI	45
4 ANÁLISE EMPÍRICA	47
4.1 RESULTADOS	47
4.2 DISCUSSÃO	53
5 CONCLUSÕES	59
REFERÊNCIAS	61

LISTA DE TABELAS

1	Calibração e distribuições a priori dos parâmetros .	45
2	Descrição das séries de tempo utilizadas na estimação	48
3	Média a posteriori dos parâmetros do MS-DSGE . .	51
4	Diagnóstico de Geweek: Comparação da média dos primeiros 10% da amostra com os últimos 50% para o caso com mudança de regime.	69

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

1	Séries temporais após tratamento utilizadas na estimação	49
2	Probabilidade filtrada e suavizada de o regime vigente ser o regime monetário, $Pr[s_t = 1 y_t]$ e $Pr[s_t = 1 y_{1:T}]$, respectivamente.	52
3	Evolução da proporção dos títulos públicos indexada à SELIC/ <i>overnight</i> e proporção de títulos prefixados em carteira.	54
4	Evolução da taxa de juros SELIC, IPCA e dívida líquida do setor público da economia brasileira para o período de junho de 1999 a novembro de 2018. A área sombreada representa o período de dominância fiscal identificada na estimação do modelo.	55
5	Distribuição a priori e a posteriori para o modelo MS-DSGE	67
6	Médias recursivas das 200.000 replicações do Metropolis-Hastings	68

RESUMO

O objetivo desta pesquisa é investigar a evolução das combinações de política monetária e política fiscal no Brasil a partir do sistema de metas de inflação. Para alcançar esse objetivo, utilizou-se um modelo de equilíbrio geral dinâmico e estocástico (DSGE) com estrutura fiscal e com mudança de regime nos parâmetros das regras de políticas fiscal e monetária. Permitindo que esses parâmetros de políticas sejam regime-dependentes é possível captar a mudança de um regime de dominância fiscal para um regime de dominância monetária, e vice-versa. A contribuição do trabalho está na introdução de um modelo DSGE com mudança de Markov (MS-DSGE), no qual o método de solução utilizado permite que os agentes considerem a possibilidade de mudança de regime quando formam suas expectativas e que permite avaliar a evolução da combinação de políticas. Utilizando dados mensais, a estimação do modelo foi realizada por meio de métodos bayesianos. Os resultados mostraram que a combinação de política monetária ativa e política fiscal passiva (dominância monetária) é o mais frequente, embora em determinados momentos a combinação é de política fiscal ativa e política monetária passiva (dominância fiscal). Ainda, os resultados apontaram que no período de dezembro de 2002 a dezembro de 2003 o regime de política prevalente na economia brasileira era o regime de dominância fiscal. A partir desses resultados, são discutidas possíveis explicações para a prevalência dos regimes de políticas e a compatibilidade desses regimes com o sistema de metas de inflação brasileiro.

Palavras-chave: Política fiscal. Política monetária. Dominância fiscal.

ABSTRACT

The aim of this research is to investigate the combination of monetary policy and fiscal policy in Brazil since the introduction of the inflation target system. In order to achieve this goal, we use a dynamic stochastic general equilibrium (DSGE) with fiscal structure and with regime changes in fiscal and monetary policy parameters. By allowing these parameters to be regime-dependent it is possible to capture changes from fiscal dominance to monetary dominance regime, and vice-versa. The contribution of this research is to introduce a Markov Switching in the DSGE model (MS-DSGE), in which the method of solution used allows the agents to consider the possibility of regime change when they form their expectations and that allows to evaluate the evolution of the policy mix. Using monthly data, the estimation was done by Bayesian methods. The results showed that the combination of active monetary policy and passive fiscal policy (monetary dominance) are more frequent, although in some periods there is combination of active fiscal policy and passive monetary policy (fiscal dominance). Moreover, the results pointed out that in the period from 2002 to December 2003 the policy regime prevalent in Brazilian economy was the regime of fiscal dominance. About these results, we discussed possible explanations for the prevalence of the policy regimes and the compatibility of these regimes with Brazilian inflation target system.

Key-words: Fiscal Policy. Monetary Policy. Fiscal Dominance.

INTRODUÇÃO

A partir de 1999, a economia brasileira adotou o sistema de metas de inflação visando manter a estabilidade econômica. Concomitantemente à implementação desse sistema, a economia brasileira passou a estabelecer metas para o superávit primário e adotou um regime de câmbio flutuante. Esses três pilares da condução de políticas econômicas ficou conhecido como tripé macroeconômico. No sistema de metas de inflação implantado no Brasil, o objetivo do Banco Central, instituição responsável pela condução da política monetária, é garantir a estabilidade da inflação. Para alcançar esse objetivo, o Banco Central controla a taxa de juros do Sistema Especial de Liquidação e Custódia (SELIC), respondendo às variações na inflação. O Tesouro Nacional (TN), responsável pela condução da política fiscal, por sua vez, tem como objetivo gerir as contas públicas, financiando o gasto público por meio de impostos e emissão de títulos, de forma que assegure a sustentabilidade da dívida pública.

Apesar de possuírem objetivos distintos, as políticas fiscal e monetária são mutuamente dependentes, uma vez que a taxa de juros, o instrumento de política monetária, tem efeito sobre o custo da dívida. Desse modo, a coordenação entre política fiscal e política monetária é importante para o funcionamento do tripé macroeconômico. Embora esse sistema de gestão tenha conseguido, em geral, manter a inflação controlada após a implementação do sistema de metas inflacionárias, o Brasil enfrentou algumas situações adversas. As pressões cambiais sobre o nível de preços que ocorreram no segundo mandato do presidente Fernando Henrique Cardoso, os efeitos da crise internacional de 2008 e a crise política experienciada a partir de 2015 são exemplos dessas situações. Em alguns momentos específicos, a resposta do governo a essas situações levaram a desequilíbrios fiscais e/ou uma inflação acima do teto da meta estipulada pelo Conselho Monetário Nacional.

Como consequência do desarranjo fiscal, a trajetória crescente da dívida pública, especialmente entre 1999 e 2002 e a partir de 2015, pode colocar em dúvida a sustentabilidade fiscal. Em relação à política

monetária, mesmo com uma taxa de juros alta em comparação com os níveis internacionais, a inflação chegou a alcançar o patamar de dois dígitos. Nesse cenário, a questão que surge é de como o comportamento fiscal pode afetar o nível de preços. Especificamente, esses fatos podem estar relacionados com o tipo de coordenação de políticas monetária e fiscal prevalentes na economia em determinados períodos. Esse contexto sugere que a compreensão da dinâmica inflacionária seja analisada como um fenômeno monetário e fiscal conjunto.

A análise conjunta de políticas fiscal e monetária tem sido estudada pelo que ficou conhecido como “Teoria Fiscal do Nível de Preço”. Nessa abordagem, algumas combinações de comportamento de políticas econômicas são categorizadas para melhor entender suas consequências para a determinação do nível de preços (LEEPER, 1991). Duas situações merecem destaque por serem compatíveis com o equilíbrio determinado de expectativas racionais: o regime de dominância fiscal, em que a autoridade monetária atua de forma acomodativa e a autoridade fiscal de maneira ativa; e o regime de dominância monetária, em que a autoridade fiscal atua de forma acomodativa ao passo que o Banco Central atua de forma ativa. A identificação do regime prevalente para o Brasil apresenta resultados que variam de acordo com o período de análise (NUNES; PORTUGAL, 2009; TANNER; RAMOS, 2003, por exemplo) e a abordagem metodológica (FIALHO; PORTUGAL, 2005; MOREIRA; SOUZA; ALMEIDA, 2007, por exemplo).

Com relação às variações de resultados devido ao período de análise, é possível que tais diferenças sejam fruto da instabilidade dos parâmetros usados para identificar o regime. Desde o trabalho seminal de Hamilton (1989), modelos com mudança de regime têm sido uma alternativa para tratar essa instabilidade dos parâmetros. Com respeito às variações nos resultados oriundas de metodologias diferentes, as combinações de políticas econômicas têm sido identificadas por duas abordagens principais: abordagem empírica e abordagem estrutural. A primeira delas se baseia essencialmente em submeter as séries temporais fiscais e monetárias a testes econométricos, porém tem sido criticada por apresentar dificuldades na distinção dos regimes (COCHRANE, 1999; BOHN, 2007). A segunda abordagem tem se mostrado uma alternativa e se baseia em modelos estruturais, como é o caso dos modelos dinâmico e estocástico de equilíbrio geral (DSGE). Modelos estruturais, que incorporam mudança de regime nos parâmetros, compõem uma área que foi pouco explorada, especialmente no caso de identificação de regimes de políticas para o Brasil.

As condições da economia, mudança na condução do Banco Cen-

tral ou Tesouro Nacional são fatores que podem alterar o comportamento das autoridades fiscal e monetária ao longo do tempo, afetando as combinações de políticas fiscal e monetária. A fim de investigar a evolução das combinações de política monetária e política fiscal no Brasil, esta pesquisa teve o objetivo de estimar um modelo dinâmico e estocástico de equilíbrio geral (DSGE) com uma estrutura fiscal e com mudança de regime. O período de análise escolhido foi a fase após o sistema de metas de inflação. Esse modelo possibilita captar o comportamento da autoridade monetária, por meio de uma regra de juros, e da autoridade fiscal, por meio de uma regra fiscal. Além disso, o modelo admite mudança recorrente nos parâmetros das regras de política. A introdução de mudança de nos parâmetros das regras de políticas permite que se avalie a evolução da combinação de políticas no período após sistema de metas inflacionárias.

Algumas dificuldades surgem quando se trata de modelos DSGE com mudança de regime, tanto na solução quanto na estimação do modelo. À medida que se introduz mudança de regime nos parâmetros do modelo, os métodos de solução de modelos lineares de expectativas racionais tradicionalmente usados para resolver modelos DSGE já não são mais adequados, visto que o modelo se torna quase-linear. Para lidar com esse problema, o método proposto por Farmer, Waggoner e Zha (2011) foi utilizado para encontrar a solução de modelos de expectativas racionais com mudança de regime.

Com relação à estimação, a abordagem bayesiana pode ser utilizada, como é comum na literatura de modelos DSGE. Essa abordagem é vantajosa, pois permite incorporar informações adicionais disponíveis em estudos anteriores, além de permitir um híbrido de calibragem e estimação (DEJONG; DAVE, 2011). Entretanto, a introdução de mudança de regime dificulta a avaliação exata da verossimilhança e, consequentemente, a simulação da posteriori via Metropolis-Hastings, como é usualmente realizado em modelos DSGE com parâmetros constantes. Desse modo, foi utilizada uma aproximação da função verossimilhança, proposta por Kim (1994), para combinar com as distribuições a priori e estimar as densidades a posteriori por meio de métodos de integração de Monte Carlo via Cadeias de Markov. Os dados utilizados na estimação possuem frequência mensal, englobando o período de junho de 1999 a novembro de 2018.

O conteúdo deste texto está dividido da seguinte forma. O capítulo 1 apresenta algumas definições e implicações do estudo de política fiscal e monetária, explica as abordagens teóricas existentes para identificar regimes de política e uma revisão dos trabalhos empíricos

para identificação de regimes na economia brasileira. O capítulo 2 descreve o modelo microfundamentado e como a mudança de regime é modelada. No capítulo 3 são apresentados os métodos de solução de modelos com mudança de regime e a descrição do método de estimação. Os resultados e discussões do trabalho são apresentados no capítulo 4. Por fim, são discutidas as principais conclusões do trabalho desenvolvido

1 INTERAÇÕES ENTRE POLÍTICAS FISCAL E MONE-TÁRIA

A discussão sobre a dinâmica inflacionária por muito tempo foi restringida ao debate monetário. O adágio de Milton Friedman de que “a inflação é sempre e em qualquer lugar um fenômeno monetário” dominou o pensamento econômico durante grande parte do século XX. Em um primeiro momento, a teoria quantitativa da moeda era utilizada para explicar a proporcionalidade entre a quantidade de moeda e o nível de preços. Após a percepção da inadequação da oferta de moeda como instrumento de política monetária, os modelos Novo-Keynesianos tradicionais com expectativas racionais surgem como uma alternativa a teoria quantitativa da moeda deu lugar. Nesses modelos Novo-Keynesianos, o instrumento de política monetária deixa de ser a oferta de moeda e passa a ser a taxa de juros. Tanto na teoria quantitativa da moeda quanto nos modelos Novo-Keynesianos tradicionais, a política fiscal não é modelada explicitamente, impossibilitando a análise de possíveis interações entre as políticas fiscais e monetária.

A experiência de diversos bancos centrais e alguns desenvolvimentos teóricos têm mostrado, contudo, que a falta de disciplina fiscal pode enfraquecer os efeitos da política monetária sobre a inflação e que essa seria resultado de um fenômeno conjunto fiscal e monetário. Os defensores dessa tese argumentam que, ao contrário do adágio friedmaniano, a inflação é sempre e em qualquer lugar um fenômeno fiscal-monetário conjunto. Nesse sentido, este capítulo tem como objetivo apresentar alguns conceitos que permitam analisar a dinâmica inflacionária à luz da interação entre políticas fiscal e monetária.

1.1 A TEORIA FISCAL DO NÍVEL DE PREÇOS

A despeito de a macroeconomia tradicional ter negligenciado o papel da política fiscal por um longo período, desde o trabalho seminal de Sargent e Wallace (1981), a interação entre a política fiscal e monetária tem apresentado relevância no estudo sobre o controle do nível de preços

e determinação do equilíbrio. Esses autores introduzem a ideia de que pode existir um arranjo em que a política fiscal domina a política monetária, enfraquecendo a capacidade da autoridade monetária de controlar o nível de preços permanentemente. Essa situação acontece quando a autoridade fiscal não ajusta gastos ou tributos para garantir a solvência do governo. Assim, dada uma trajetória de superávits primários, uma redução na inflação corrente implica uma queda no imposto inflacionário. Visto que a trajetória de superávits primário está fixada, será necessário mais receitas de senhoriagem no futuro. Como consequência, haverá inflação futura para garantir que, em termos de valor presente, a restrição orçamentária do governo seja satisfeita.

A interdependência entre o comportamento das autoridades fiscal e monetária apresentada por Sargent e Wallace (1981) foi sucedida por outros estudos (LEEPER, 1991; WOODFORD, 1996; COCHRANE, 1999), surgindo então uma forma alternativa à tradição monetarista para explicar a determinação do nível de preços, conhecida como Teoria Fiscal do Nível de Preços (TFNP). Essa teoria considera modelos dinamicamente eficientes que estudam política monetária conjuntamente com uma estrutura para a dívida nominal, impostos, despesas do governo e uma identidade orçamentária para o governo. A teoria fiscal é um complemento à teoria tradicional de determinação de preços, no sentido de que ela inclui o caso tradicional como um dos possíveis resultados (LEEPER; LEITH, 2016).

Além dos mecanismos conhecidos da teoria tradicional, a TFNP busca incluir as ligações entre dívida, déficits orçamentários e inflação. Ao relaxar a hipótese de que o governo sempre terá recursos fiscais para respaldar a política monetária, as expectativas futuras dos agentes a respeito de como o governo financiará a sua dívida pode ter consequências para o nível de preço. Se as famílias acreditarem que o déficit do governo é elevado, de tal forma que receitas de senhoriagem futuras sejam necessárias para cobrir esse déficit, então esperarão inflação no futuro. A expectativa de inflação futura faz com que os agentes tentem se livrar de seus ativos nominais que podem ser corroídos pela inflação, demandando mais bens e serviços. Como os recursos são limitados, haverá uma pressão de demanda sobre o nível de preço, provocando inflação. Dessa forma, o comportamento fiscal em relação à dívida pode ter consequências para inflação (COCHRANE, 2011).

A política fiscal e a política monetária são interligadas pela restrição orçamentária do governo, de forma que as decisões de política monetária têm impacto sobre a política fiscal e vice-versa (WALSH, 2017). Quando o Banco Central eleva a taxa de juros visando controlar

a inflação, a consequência sobre a política fiscal é um maior rendimento dos títulos atrelados à taxa de juros. Esse maior rendimento dos títulos resulta em um *efeito riqueza* para os agentes detentores de títulos, que terão maiores rendimentos. Caso a autoridade fiscal não aumente impostos para subtrair riqueza da economia, o efeito do aumento da taxa de juros não será contracionista. Nesse caso, os agentes se sentirão mais ricos e demandaram mais bens e serviços, provocando uma pressão de demanda que terá como consequência o aumento do nível de preços.

Formalmente, a TFNP analisa essa relação entre fatores fiscais e monetários por meio de modelos microfudamentados, tendo sido desenvolvida originalmente em termos de modelos DSGE. Por meio da modelagem microeconômica do comportamento privado, é possível chegar ao que Cochrane (2001) chama de “equação de apreçamento da dívida”, e que resume a ideia subjacente à teoria fiscal:

$$\frac{B_{t-1}}{P_t} = \mathbb{E}_t \left[\sum_{j=0}^{\infty} \beta^j s_{t+j} \right], \quad (1.1)$$

em que B_{t-1} é o valor da dívida nominal no período $t - 1$, P_t é o nível de preços, s_t é o superávit primário, definido como a diferença entre as receitas e os gastos primários, β é um fator de desconto intertemporal das famílias, e $\mathbb{E}_t[\cdot]$ é o operador de esperança condicional à informação disponível até o período t . O lado esquerdo da equação (1.1) representa o valor real da dívida trazida do período passado, isto é, a dívida nominal herdada do período $t - 1$ deflacionada pelo nível de preços. O lado direito da equação (1.1) representa os superávits primários futuros esperados trazidos a valor presente. A equação (1.1) é similar a equação de apreçamento de ativos. Como o preço de qualquer ativo, o preço dos títulos do governo é determinado pelo valor presente do fluxo dos valores futuros esperados para honrá-los (COCHRANE, 2018; RESENDE, 2017).

A autoridade fiscal define a trajetória dos superávits por meio de uma regra fiscal e a dívida nominal do período passado é predeterminada. Assim, se a autoridade fiscal não ajustar os superávits, o nível de preços no período t deve se ajustar para assegurar que a equação (1.1) seja mantida, isto é, para que o valor real da dívida nominal se iguale ao valor presente dos fluxos esperados de superávit primário. A equação (1.1) pode ser reescrita da seguinte forma:

$$P_t = \frac{B_{t-1}}{\mathbb{E}_t \left[\sum_{j=0}^{\infty} \beta^j s_{t+j} \right]}, \quad (1.2)$$

salientando que o nível de preços é determinado pelo nível da dívida nominal e pelo valor esperado dos superávits primários. A âncora para o nível de preços é, em última instância, fiscal.

Apesar a âncora ser fiscal, a política monetária tem o seu papel na determinação do nível de preço e é necessário que tanto o comportamento monetário quanto o fiscal sejam analisados de forma conjunta. Isso ocorre pois quando o banco central altera a taxa de juros em resposta a variações na inflação, a política monetária tem um efeito fiscal, uma vez que a alteração da taxa de juros impacta no custo da dívida e, conseqüentemente, no valor esperado dos déficits primários. Assim, se um aumento da taxa de juros não for acompanhado por uma contração fiscal, então o seu efeito não será contracionista. Isso ocorre pois, nesse caso, a taxa de juros mais elevada e o conseqüente aumento do déficit primário, reduz as expectativas dos superávits primários, representada pelo denominador do lado direito da equação (1.2). Como a dívida nominal do período passado é predeterminada, para que a igualdade em (1.2) seja válida o nível de preços deve subir.

O mecanismo do aumento do nível de preços no caso de um aumento da taxa de juros sem o respaldo fiscal ocorre da seguinte forma. O aumento da taxa de juros eleva o rendimento dos agentes detentores desses títulos, o que provoca um efeito riqueza. Esse efeito produz uma pressão de demanda por bens e serviços que, por serem limitados, gera inflação. Além disso, o aumento do custo da dívida, pode levar os investidores a acreditarem que o governo necessitará de receitas de senhoriagem no futuro para cobrir o déficit gerado pelo aumento da taxa de juros. Dessa forma, a expectativa de inflação futura fará com que os investidores vendam seus títulos e demandem mais bens e serviços. Essa pressão de demanda também gerará o aumento de nível de preços.

O estudo da determinação do nível de preço e do equilíbrio na ótica da TFNP tem utilizado uma categorização do comportamento de políticas introduzida por Leeper (1991), classificando-as em ativas e passivas. Os conceitos de políticas ativas e passivas estão relacionados com a restrição orçamentária do governo e com o compromisso do governo em estabilizar sua dívida. Uma política é ativa quando a autoridade executora não se preocupa com o estado da dívida e é livre para definir suas variáveis de controle de acordo com os seus objetivos.

Por outro lado, uma política passiva responde aos choques da dívida pública e tem seu comportamento restringido, tanto pela otimização privada, quanto pela autoridade que é ativa. Quando a autoridade monetária é ativa e a autoridade fiscal é passiva, tem-se um regime de dominância monetária, e o receituário Novo-Keynesiano é consistente para controlar o nível de preço. No caso contrário, em que a política fiscal é ativa e a política monetária é passiva, tem-se um regime de dominância fiscal (LEEPER; LEITH, 2016). É possível ainda outras duas combinações de políticas: monetária ativa e fiscal ativa, que implica em trajetórias explosivas para dívida ou inflação; e ambas passivas, que resulta em um equilíbrio indeterminado (LEEPER, 1991).

Identificar o regime de política vigente é útil para coordenar a condução das políticas econômicas. Dependendo da combinação de políticas em uma economia, o efeito de determinada ação de uma das autoridades pode ir na direção contrária dos objetivos desejados. Os comportamentos das autoridades podem se alterar ao longo do tempo, de modo que os efeitos da condução das políticas também mude. Se, por exemplo, a autoridade fiscal é ativa em determinado período, a tentativa do Banco Central de controlar a inflação seguindo o princípio de Taylor será falha devido ao efeito riqueza das famílias que o aumento da taxa de juros causará. A autoridade monetária deverá então atuar como passiva para garantir a solvência do governo. No contexto de regime de metas de inflação, o ideal é que se tenha um regime de dominância monetária, deixando a cargo do Banco Central o controle dos níveis de preço (WOODFORD, 2003).

Em meados de 2015, emergiu a discussão sobre a possibilidade do regime vigente na economia brasileira não ser o regime monetário. Leeper e Leith (2016, p. 82, tradução nossa) comentam que em 2015 “o Brasil está preparado para reviver a experiência descrita por Loyo (1999)”. Resende (2017) também ressalta que a situação fiscal que o Brasil enfrenta no começo da segunda década do século XXI pode ser estudada no arcabouço analítico da TFNP, tendo em vista a possibilidade do regime monetário não ser o predominante. Assim, é possível que tenha acontecido uma mudança de regime e que, em algum momento, a combinação de políticas prevalente no Brasil tenha mudado. Ainda falta, porém, evidências empíricas que capturem essa mudança de regime. Nesse sentido, é pertinente estudar a evolução da combinação de políticas monetária e fiscal no Brasil, permitindo mudanças de regime.

1.2 IDENTIFICANDO REGIMES

Diante da importância da categorização das políticas fiscal e monetária entre ativas e passivas para determinação do nível de preço, a evidência da combinações dessas políticas passou a ser testada com base nos dados. Como pontuado por Leeper e Leith (2016), existe uma dificuldade em testar a TFNP, uma vez que tanto um regime monetário quanto um regime fiscal podem gerar processos de equilíbrio quase equivalentes. Apesar dessa equivalência observacional, há duas abordagens principais na literatura para identificar o regime de política vigente, empírica e estrutural, que serão detalhadas nas próximas subseções.

1.2.1 ABORDAGEM EMPÍRICA

Como discutido anteriormente, os conceitos de políticas passiva e ativa estão relacionado ao comportamento de cada autoridade em relação a dívida pública. Nesse sentido, a dívida pública aparece como variável-chave para identificar o regime de política na abordagem empírica. De maneira geral, essa abordagem tem como objetivo submeter as séries temporais a testes econométricos e a partir desses testes analisar o comportamento da dívida e a resposta do governo em relação a choques na dívida.

Inicialmente, alguns trabalhos visavam identificar a sustentabilidade da dívida pública (HAMILTON; FLAVIN, 1985; TREHAN; WALSH, 1988; BOHN, 1991) submetendo as séries da dívida, gastos e receitas a testes de raiz unitária e cointegração. Identificar uma dívida sustentável levanta indícios de que o regime vigente é de dominância monetária, quando a sustentabilidade da dívida não depende de receitas de senhoriagem. Trehan e Walsh (1988), por exemplo, argumentam que a exigência de que o orçamento do governo seja equilibrado em termos de valor presente é equivalente à condição de que as variáveis receitas governamentais, gastos do governo com bens e serviços e dívida sejam cointegradas. Esses autores alegam ainda que a relação de cointegração deve ser tal que o déficit orçamentário inclusive juros seja estacionário. Entretanto, ‘testes’ como esse, que se baseiam em análises de cointegração, não são apropriados para identificar um regime de política fiscal passiva, haja vista que a restrição orçamentária do governo pode ser satisfeita mesmo sem a existência de cointegração, como demonstrado por Bohn (2007). Esse autor mostra também que cointegração de diversas ordens podem ser compatíveis com a sustentabilidade fiscal. O argumento de Bohn (2007) é que a restrição orçamentária do governo é uma condição limite, enquanto os testes econométricos são baseados

em amostras finitas. Dessa forma, o resultado obtido com base em uma amostra finita pode sempre divergir para o caso contrário no longo prazo.

Seguindo os testes propostos pelos trabalhos supracitados, a literatura avança no problema de identificação de regimes e apresenta duas metodologias para testar a prevalência de dominância fiscal ou dominância monetária. A primeira é o teste proposto por Bohn (1998), conhecida como abordagem *backward-looking* que, em linhas gerais, visa analisar a magnitude e a direção da resposta do superávit primário a uma mudança na dívida no período anterior. Se um aumento na dívida no período anterior é seguido por um aumento no superávit primário, caso em que o coeficiente de resposta da dívida é estatisticamente maior do que a unidade, então se trata de um regime de dominância monetária; caso contrário, o regime vigente é de dominância fiscal. Bohn (1998) aplica o teste para a economia americana, e os resultados apontam para um regime monetário.

A segunda metodologia é a proposta por Canzoneri, Cumby e Diba (2001), conhecida como abordagem *forward-looking*. Nesse caso, um regime de dominância monetária é identificado quando um superávit primário mais elevado em t leva a uma dívida menor no período seguinte. Se, por outro lado, o aumento do superávit levar a um valor da dívida real mais elevado, então o regime é identificado como regime fiscal ou não-Ricardiano. Usando dados para o período pós-guerra da economia americana, Canzoneri, Cumby e Diba (2001) encontraram um regime de dominância monetária.

Entretanto, as abordagens supracitadas possuem problemas para discernir o regime vigente. Cochrane (1999) argumenta que testes como o de Canzoneri, Cumby e Diba (2001) e o de Bohn (1998) apresentam falhas pelo fato de a dívida possuir um caráter *forward-looking* (isto é, a dívida real é igual ao valor presente dos superávits futuros) em um regime fiscal e ter um caráter *backward-looking* no regime monetário (a dívida real é igual aos superávits passados acumulados). Em ambos os casos, tem-se uma identidade válida, porém não é possível saber se o nível de preços ou os superávits se ajustarão para garantir a identidade.

Para entender a crítica de Cochrane (1999) à abordagem de Canzoneri, Cumby e Diba (2001), considere $b_t \equiv B_t/P_t$. A lei de movimento da dívida (a identidade orçamentária do governo) fornece a representação *backward-looking* da dívida pública:

$$b_{t+1} = r(b_t - s_t), \quad (1.3)$$

em que $r > 0$ é a taxa de retorno real sobre os títulos públicos entre t e $t + 1$, considerada constante por simplicidade. De acordo com a equação (1.3) um superávit primário mais elevado em t implica em um valor menor para dívida real no período $t + 1$. Entretanto, na representação *forward-looking* da dívida pública, dada pela equação (1.1) de apreçamento da dívida, superávits primários persistentemente mais elevados aumentam o valor da dívida.

Outra crítica à abordagem empírica de Canzoneri, Cumby e Diba (2001) e Bohn (1998) é a de Bohn (2007), argumentando que utilizar ferramentas de econometria de séries temporais não é suficiente para testar a validade da restrição intertemporal do governo, e assim identificar um regime de política de equilíbrio. Esse autor mostra que a restrição orçamentária do governo pode ser satisfeita “mesmo se os componentes do orçamento não são cointegrados e mesmo se nem dívida, nem déficits, receitas ou gastos são estacionários em diferença” (BOHN, 2007, p. 1846, tradução nossa), mostrando a fragilidade da abordagem empírica.

Tanto na abordagem proposta por Bohn (1998) como na de Canzoneri, Cumby e Diba (2001), a equação de apreçamento da dívida não é levada em consideração na estimação. As estimativas que não impõem a equação de apreçamento da dívida como restrição podem estar sujeitas ao viés de equação simultânea (LEEPER; LEITH, 2016). O viés de equação simultânea ocorre pois quando se regride o superávit primário, s_t , contra o valor da dívida no período anterior, b_{t-1} , assume-se que b_{t-1} é uma variável exógena. Embora a dívida nominal do período anterior seja predeterminada, a teoria macroeconômica indica que essa variável é endógena, de modo que b_{t-1} é correlacionado com o choque de política fiscal incluído na regressão.

Como notado por Li (2009), sob a hipótese de expectativas racionais, a natureza da economia é *forward-looking* e o equilíbrio geral pode ser representado por um sistema de equações que inclui a restrição orçamentária do governo. A endogeneidade de b_{t-1} com relação ao choque de política fiscal pode ser percebida notando que na restrição orçamentária intertemporal do governo, dada pela equação (1.1), existe uma relação entre b_{t-1} e os superávits futuros que, por sua vez, dependem do choque de política fiscal. Assim, estimar uma regra fiscal sem considerar as ligações da dívida do governo com o superávit primário, fará com que a estimação sofra de viés de simultaneidade.

Para contornar esse problema, pode-se considerar um modelo VAR estrutural, que considere a restrição da equação de apreçamento da dívida. Uma outra abordagem para é tratar o problema de identifi-

cação com um modelo DSGE completamente especificado, que inclua a restrição orçamentária do governo para captar as ligações entre a dívida e o superávit primário. Essa abordagem será explicada na próxima subseção.

1.2.2 ABORDAGEM ESTRUTURAL

A segunda abordagem, conhecida como estrutural, busca identificar o comportamento das autoridades fiscal e monetária por meio de modelos microfundamentados. A partir de um modelo de equilíbrio geral que, além de modelar o comportamento privado de famílias e firmas, inclua tanto o comportamento da autoridade monetária quanto o da autoridade fiscal, é possível identificar regiões de equilíbrios nos quais os parâmetros das regras de políticas são fundamentais para determinação desse equilíbrio. A solução do modelo determinará limites para o espaço paramétrico em que uma política é categorizada como ativa ou passiva. Nesse sentido, a abordagem estrutural consiste em confrontar esses modelos microfundamentados de equilíbrio geral com os dados e avaliar se os parâmetros estimados são consistentes com um comportamento ativo ou passivo para as políticas econômicas.

No âmbito teórico, Leeper (1991) estabelece os limites para os parâmetros das regras de políticas que definem a política como ativa ou passiva para o caso de uma economia com preço flexível. Woodford (1996) estabelece os limites que garantem um equilíbrio determinado para o caso de uma economia com fricção monetária, dividindo os regimes de políticas de equilíbrio determinado. No contexto empírico, essa divisão do espaço paramétrico implica em uma complicação, visto que a função verossimilhança não é definida para certos valores dos parâmetros (quais sejam, aqueles valores que resultam em equilíbrio indeterminado ou na não existência de equilíbrio). Um dos primeiros trabalhos a utilizar a abordagem estrutural para analisar a interação entre política fiscal e política monetária foi o trabalho de Leeper e Sims (1994). Entretanto, os problemas relativos à função verossimilhança nas regiões de indeterminação e de não existência de equilíbrio impediu que esses autores discernissem o regime vigente para a economia americana.

Os métodos de estimação Bayesianos têm sido uma alternativa para contornar esse problema, impondo prioris que restringem a estimação a um regime de dominância fiscal ou regime de dominância monetária (LEEPER; LEITH, 2016). Essa imposição restringe os parâmetros à região de determinação e evitam os problemas da construção da função verossimilhança. Utilizando a estimação Bayesiana, Traum e Yang (2011) analisam um modelo Novo-Keynesiano, com uma estrutura fiscal

e com uma restrição orçamentária para o governo, impondo na estimação o regime de política (dominância monetária ou dominância fiscal) e avaliando qual regime se ajusta melhor aos dados, para várias amostras da economia americana entre 1955 e 2007. Os resultados mostraram que, para o período pré-Volcker, o regime foi de dominância monetária. Aplicando metodologia similar, Bhattarai, Lee e Park (2016) avançam em relação ao trabalho de Traum e Yang (2011), no sentido de permitir um terceiro regime em que ambas as políticas são passivas. Os resultados de Bhattarai, Lee e Park (2016) apontam para um regime de política fiscal-monetária passiva-passiva no período pré-Volcker e um regime de dominância monetária no período pós-Volcker.

A divisão da amostra em subperíodos, utilizada pelos autores supracitados, é realizada porque o comportamento das autoridades políticas pode mudar ao longo do tempo. Isso motivou o estudo de modelos que permitem mudança recorrente de regime, utilizando-se processo de mudança de Markov (DAVIG et al., 2006; BIANCHI, 2012). Essa literatura, porém, ainda é pouco explorada no caso dos estudos realizados para a economia brasileira, como será explicado na próxima seção.

1.3 LITERATURA RELACIONADA NO BRASIL

A interação entre políticas monetária e fiscal já foi estudada para o Brasil por pesquisadores como Pastore (1994), Loyo (1999), Luporini et al. (2001), Fialho e Portugal (2005), Nunes e Portugal (2009) e Ornellas e Portugal (2011). Para o período hiperinflacionário brasileiro, considerar os fatores fiscais era fundamental para entender o fenômeno inflacionário. Para esse período, Pastore (1994) objetiva testar se a restrição intertemporal do governo é violada por meio de testes de raiz unitária e cointegração, utilizando dados das décadas de 1970 e 1980. Os resultados encontrados por esse autor mostram que não há evidência de que a restrição orçamentária do governo seja violada, porém, a monetização de déficits desempenhou um importante papel para garantir a solvência do governo. Nesse sentido, a conclusão é que o esquema de coordenação de políticas é dominado pela política fiscal.

Alternativamente, Loyo (1999) argumenta que, durante o processo hiperinflacionário da década de 1980 no Brasil, as duas autoridades, fiscal e monetária, atuaram como ativas. Para controlar o nível de preços, o Banco Central aumentava a taxa de juros mais que proporcionalmente ao aumento da inflação, o que elevava a receita de juros dos agentes privados detentores da dívida. Não houve, no entanto, uma contrapartida fiscal

com impostos mais elevados, de forma que a riqueza privada se elevava, provocando pressão de demanda e, conseqüentemente, elevação dos preços. O Banco Central responderia a essa inflação com juros mais elevados, provocando um círculo vicioso. A análise de Loyo (1999), entretanto, não apresenta um teste formal para chegar a esses resultados.

Utilizando a abordagem empírica proposta pela literatura, Luporini et al. (2001) analisa a interação entre políticas para o período de 1966 a 2000, englobando tanto o período de hiperinflação quanto o período de estabilização. Especificamente, as autoras usam a abordagem *backward-looking*, proposta por Bohn (1998), para analisar a sustentabilidade da política fiscal. Os resultados apontaram que os superávits fiscais não respondem de forma sistemática às variações na relação dívida-PIB observada no período precedente e que, portanto, a política fiscal não é sustentável, isto é, levantaram indícios de uma política fiscal ativa. Assim, para o período pré-estabilização, a falta de disciplina fiscal parece ter desempenhado papel importante na determinação do nível de preços.

Em relação ao período posterior à estabilização, pode-se citar o trabalho de Tanner e Ramos (2003), que buscaram identificar se o regime vigente foi de dominância fiscal ou monetária para o período de 1990 a 2000. Essas autoras também utilizaram a abordagem empírica, porém testaram tanto a abordagem *forward-looking* quanto a *backward-looking*. Os resultados indicaram que, entre 1995 e 1997, o regime prevalente foi de dominância monetária, porém o mesmo não é válido para toda a amostra. Em linha com a abordagem empírica, Fialho e Portugal (2005) utilizaram a abordagem *forward-looking* e estimaram um modelo VAR para o Brasil no período pós-plano real (entre 1995 e 2003), visando verificar a existência de um regime de dominância monetária ou fiscal. Esses autores permitem ainda um processo com mudanças de regime. O resultado encontrado foi de que o regime prevalente era de dominância monetária.

Outros autores buscaram identificar o regime predominante no Brasil por meio da abordagem estrutural. Moreira, Souza e Almeida (2007) se basearam no modelo de Leeper (1991) e estimaram as regras de políticas para o caso brasileiro no período de 1995 a 2006, buscando identificar a região do espaço de parâmetros para discernir o regime. O resultado encontrado por esses autores foi de que o regime prevalente é de dominância fiscal. Ornellas e Portugal (2011) também investigaram a interação entre a política fiscal e a política monetária no Brasil para o período de 1999 a 2009. Ornellas e Portugal (2011) utilizaram um modelo dinâmico e estocástico de equilíbrio geral (DSGE) com rigidez

de preço e tendência inflacionária para medir o grau de dominância fiscal na economia brasileira. Os resultados obtidos apontaram para um baixo grau de dominância fiscal no Brasil, relativamente às economias americana e canadense. Tanto o trabalho de Moreira, Souza e Almeida (2007), quanto o trabalho de Ornellas e Portugal (2011) apresentam a limitação de não permitir a mudança recorrente de regime.

Visando avaliar uma possível mudança de regime, Nunes e Portugal (2009) estimam um modelo Novo-Keynesiano com um bloco fiscal, baseando-se em Woodford (2003) para o período pós-metas de inflação, dividindo o período de análise em subamostras. Esses autores estimaram o modelo usando dados trimestrais para o período de 2000:I a 2008:IV. Para toda a amostra, identificou-se um regime de dominância monetária, favorável a um regime de metas de inflação. Entretanto, para o período de 2000:I a 2002:IV, ambas as autoridades ficaram ativas. Também se baseando na disvisão da amostra, Alves e Moura (2018) estimaram um modelo estrutural utilizando a abordagem bayesiana e impondo no processo de estimação qual a combinação de políticas. Além disso, a amostra, que engloba o período pós-metas de inflação, foi dividida em três subamostras e para cada uma delas dois modelos foram estimados: um restrito a um regime monetário e outro restrito a um regime fiscal. Os resultados mostraram que os modelos de regime fiscal são favoráveis para o período entre 1999 e 2010, e o regime monetário é preferível no período de 2010 a 2017. A limitação desses trabalhos é que as escolhas das subamostras são feitas pelos pesquisadores, e não com base em uma evidência apresentada por alguma metodologia, como no caso de um modelo com mudanças de Markov.

Assim, de maneira geral, as pesquisas sobre interação entre políticas fiscal e monetária para o Brasil apresentam a limitação de utilizar a abordagem empírica e, portanto, sujeitas as críticas de Cochrane (1999) e Bohn (2007), ou ainda, não permitem uma mudança recorrente de regime. É nessa lacuna da literatura que se encaixa o objetivo da pesquisa proposta, que pretende usar um modelo estrutural e com mudança de regime, que será descrito no capítulo seguinte.

2 MODELO MICROFUNDAMENTADO

Para analisar a interação entre política fiscal e monetária será utilizado um modelo Novo-Keynesiano básico com uma economia de produção, em que tanto a política monetária quanto a fiscal podem ter efeitos reais sobre a economia. O modelo Novo-Keynesiano descrito a seguir é baseado na exposição de Galí (2015) e aumentado com um bloco fiscal conforme Woodford (2003). De maneira geral, esse modelo inclui: i) uma relação de demanda (IS dinâmica); ii) uma relação de oferta (curva de Phillips); iii) uma dinâmica para a dívida pública; e iv) regras de políticas monetária e fiscal. Essas características permitem que o comportamento das autoridades econômicas sejam classificados dependendo do valor dos parâmetros das regras de política, possibilitando a identificação do regime vigente na economia.

Para construir a estrutura da economia supracitada algumas hipóteses devem ser feitas. Em primeiro lugar, o modelo com uma economia de produção admite que as firmas atuam em um ambiente de competição monopolística, produzindo bens diferenciados, o que garante a cada uma delas certo grau de poder de mercado e a possibilidade de ajustarem seus preços. Outra hipótese diz respeito a forma pela qual esses preços são ajustados: apenas uma fração das firmas podem ajustar seus preços em determinado período. Uma terceira suposição feita é sobre os mercados financeiros que são assumidos completos. Com essas suposições é possível modelar o comportamento otimizador das famílias, firmas e governo e o equilíbrio geral resultante. As subseções a seguir descrevem o comportamento de cada um desses agentes.

2.1 FAMÍLIAS

O comportamento das famílias é modelado assumindo uma família representativa que vive infinitamente e que busca maximizar sua utilidade intertemporalmente. Em termos matemáticos, essa família busca maximizar:

$$\mathbb{E}_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{h_t^{1+\varphi}}{1+\varphi} \right], \quad (2.1)$$

em que σ é a elasticidade de substituição intertemporal, φ é a elasticidade Frisch de substituição do trabalho, h_t é o número de horas de trabalho empregada e C_t é um índice de consumo agregador com elasticidade de substituição constante, seguindo Dixit e Stiglitz (1977), dado por:

$$C_t \equiv \left[\int_0^1 C_t(i)^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} di \right]^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}}, \quad (2.2)$$

em que $C_t(i)$ é a quantidade do bem i consumida pela família no período t , com cada bem diferenciado indexado por $i \in [0, 1]$. O parâmetro $\epsilon > 0$ é a elasticidade de substituição entre os bens diferenciados. O preço associado ao índice agregador de consumo é dado por:

$$P_t \equiv \left[\int_0^1 P_t(i)^{\epsilon-1} di \right]^{\frac{1}{1-\epsilon}}, \quad (2.3)$$

em que $P_t(i)$ é o preço do bem i .

A maximização intertemporal deve considerar a restrição orçamentária da família que é dada por:

$$\int_0^1 P_t(i) C_t(i) di + Q_t B_t \leq B_{t-1} + W_t h_t - T_t, \quad (2.4)$$

para $t = 0, 1, 2, \dots$. B_t representa títulos de um período livre de risco, adquirido no período t com preço dado por Q_t . W_t representa o salário nominal e T_t representa um imposto *lump-sum* cobrado pelo governo. Dessa forma, o lado esquerdo da equação (2.4) representa o destino do recuso das famílias e o lado direito a fonte dos recursos. Além da restrição orçamentária, a família representativa também é restringida por uma condição de solvência, para evitar esquemas do tipo *Ponzi*, devendo atender, portanto, a restrição $\lim_{T \rightarrow \infty} \mathbb{E}_t [B_T] \geq 0$.

Com essas restrições, o comportamento otimizador da família pode ser descrito por três tipos de escolhas. Em primeiro lugar a família deve escolher como irá alocar seus recursos entre os diversos bens para uma dado nível de despesa $\int_0^1 P_t(i) c_t(i) di$ e dados os preços e salários,

visto que existe diferenciação entre os bens. É possível mostrar que a escolha ótima resultante da maximização de C_t restrita ao nível de despesa é dada por:

$$C_t(i) = \left(\frac{P_t(i)}{P_t} \right)^{-\epsilon} C_t \quad \forall i \in [0, 1]. \quad (2.5)$$

A equação (2.5) implica que o nível de despesa total pode ser expresso por $P_t C_t = \int_0^1 P_t(i) C_t(i) di$.

Dada a alocação ótima de consumo descrita, a família enfrentará: uma decisão intertemporal, em que escolherá para cada período t o nível de consumo e o montante a ser alocado em títulos; e uma decisão intratemporal, em que a escolha diz respeito a decisão de oferta de trabalho. Em ambos os casos a escolha ótima é descrita pelas condições de primeira ordem da maximização de (2.1) sujeito à restrição (2.4) e a condição de solvência:

$$\frac{h_t^\varphi}{C_t^{-\sigma}} = \frac{W_t}{P_t}, \quad (2.6)$$

$$Q_t = \beta \mathbb{E}_t \left\{ \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\sigma} \frac{P_t}{P_{t+1}} \right\}. \quad (2.7)$$

A equação (2.6) representa a decisão de intratemporal e pode ser entendida como uma condição de oferta de trabalho dado o salário, enquanto a equação (2.7) diz respeito a decisão intertemporal. As condições descritas nesta seção formam um conjunto de condições necessárias e suficientes para o comportamento otimizador das famílias.

2.2 FIRMAS

Do lado da produção, assume-se que existe um *continuum* de firmas indexadas por $i \in [0, 1]$ que produzem bens diferenciados utilizando a mesma tecnologia. Cada bem i é produzido de acordo com a seguinte função de produção:

$$Y_t(i) = A_t h_t(i)^{1-\alpha}, \quad (2.8)$$

em que A_t representa um fator tecnológico que evolui de forma exógena ao longo do tempo. Cada firma se depara com uma demanda dada pela

equação (2.5), tomando o nível de preço P_t e o índice de consumo C_t como dados.

Visto que as firmas possuem certo grau de poder de mercado, existe a possibilidade de reajuste com determinada frequência. A rigidez de preço é modelada seguindo Calvo (1983), considerando que uma fração $0 < \theta < 1$ das firmas não reajustam seus preços, enquanto as $1 - \theta$ firmas restantes mudam os preços de seus bens. Assim, independente da tempo que se passou desde o último ajuste, cada firma reajusta os preços com uma probabilidade $1 - \theta$. Em termos do agregador de Dixit e Stiglitz (1977), isso implica que:

$$P_t = [(1 - \theta)P_t^{*1-\epsilon} + \theta P_{t-1}^{1-\epsilon}]^{\frac{1}{1-\epsilon}}, \quad (2.9)$$

em que P_t^* é o preço ajustado no período t , que será igual para todas as $1 - \theta$ firmas que reajustaram preços. A equação (2.9) deixa claro que a evolução do nível de preço dependerá do preço escolhido pelas firmas que reajustam preços em t ¹. O preço P_t^* é escolhido pela maximização do lucro intertemporal levando em conta a probabilidade de ajustar preços. Formalmente, a firma maximiza:

$$\mathbb{E}_t \left\{ \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k [Q_{t,t+k} (P_t^* Y_{t+k|t} - \Psi_{t+k}(Y_{t+k|t}))] \right\}, \quad (2.10)$$

sujeito à seqüência de restrição de demanda

$$y_{t+k|t} = \left(\frac{P_t^*}{P_{t+k}} \right)^{-\epsilon} C_{t+k}, \quad \text{para } k = 0, 1, 2, \dots, \quad (2.11)$$

em que $Q_{t,t+k} \equiv \beta^k (C_{t+k}/C_t)^{-\sigma} (P_t/P_{t+k})$ é o fator de desconto estocástico para os lucros nominais, $\Psi_{t+k}(\cdot)$ é a função custo e $y_{t+k|t}$ representa o produto no período $t+k$ que ajustou seu preço pela última vez no período t .

A condição de primeira ordem associada ao problema de maximização intertemporal das firmas tem a seguinte forma:

$$\mathbb{E}_t \left\{ \sum_{k=0}^{\infty} Q_{t,t+k} Y_{t+k|t} (P_t^* - \mathcal{M}\psi_{t+k|t}) \right\} = 0, \quad (2.12)$$

¹ Vale notar que para determinar $\{P_t\}_{t=0}^{\infty}$ também é necessário uma condição de valor inicial.

em que $\mathcal{M} \equiv \epsilon/(\epsilon - 1)$ representa o *mark-up* desejado e $\psi_{t+k|t}$ é o custo marginal nominal. Essa condição de maximização intertemporal de lucros das firmas, quando combinada com as relações de equilíbrio, permite chegar em uma aproximação log-linear de uma relação de oferta.

2.3 GOVERNO

Para incluir na análise os efeitos da política fiscal, deve-se considerar a dinâmica da dívida pública. Para tanto, será considerado que a dívida do governo é composta por títulos de um período e que esses títulos são livres de risco. Então, a dinâmica da dívida é dada por:

$$B_t = (1 + R_{t-1})B_{t-1} + (P_t G_t - T_t), \quad (2.13)$$

em que B_t representa a dívida do governo, P_t o nível de preços, G_t os gastos do governo que são considerados exógenos, e T_t as receitas de imposto do período t . Observe que a equação (2.13) mostra que a dívida do período t é igual à dívida no período anterior e da taxa de juros para o serviço da dívida somada com um déficit ou superávit do governo no período t . Note também que a política monetária afeta a trajetória da dívida pública mesmo na ausência de receitas de senhoriagem, por meio da escolha da taxa de juros (WOODFORD, 2003).

Seguindo Woodford (2003), considere o valor da dívida pública na data de sua maturidade como $b_t = (1 + R_t)B_t/P_t$, e $\tau_t = T_t/P_t$. Então, a versão log-linear da dinâmica da dívida é dada por:

$$\hat{b}_t = \beta^{-1}\hat{b}_{t-1} - \beta^{-1}\bar{b}\pi_t + \beta^{-1}\hat{g}_t - \beta^{-1}\hat{\tau}_t + \beta^{-1}\bar{b}\hat{R}_t + z_t, \quad (2.14)$$

em que $\hat{b}_t \equiv (b_t - \bar{b})/\bar{y}$, $\hat{\tau}_t \equiv (\tau_t - \bar{\tau})/\bar{y}$ e $\hat{g}_t = (G_t - \bar{G})/\bar{y}$ são os desvios da dívida, receita de imposto e gasto do governo de seus valores de estado estacionário, e \bar{b} é o valor de estado estacionário da dívida. Seguindo Bianchi e Ilut (2017) o termo z_t é um choque que visa capturar características que não são explicitamente modeladas pelos demais componentes da dinâmica da dívida e evitam o problema de singularidade estocástica na estimação do modelo, que ocorre quando o número de choques do modelo é menor do que o número de observáveis.

Para fechar o modelo é preciso especificar as regras de políticas. A autoridade monetária tem como instrumento de política a taxa de juros que vai responder a variações na inflação e variações no nível do produto de seu estado estacionário. Dessa forma, a regra de política monetária em sua versão log-linearizada é dada por:

$$\hat{R}_t = \phi_\pi(s_t)\pi_t + \phi_y\hat{y}_t + \varepsilon_t^M \quad \varepsilon_t^M \sim N(0, \sigma_M^2), \quad (2.15)$$

em que ε_t^M é um choque de política monetária e os parâmetros ϕ_π e ϕ_y representam a resposta do banco central às variações na inflação e no produto, respectivamente.

A regra de política fiscal, por sua vez, é descrita por:

$$\hat{\tau}_t = \psi_b(s_t)\hat{b}_{t-1} + \psi_g\hat{y}_t + \psi_R\hat{R}_t + \psi_\pi\hat{\pi}_t + \varepsilon_t^F, \varepsilon_t^F \sim N(0, \sigma_F^2) \quad (2.16)$$

em que ε_t^F é um choque de política fiscal e os parâmetros ψ 's representam a resposta da autoridade fiscal em relação a cada variável da equação (2.16).

2.4 EQUILÍBRIO

O equilíbrio no mercado de bens exige que a quantidade produzida de cada bem seja igual a quantidade consumida (pelos agentes privados e pelo governo) de cada bem. Assim, em equilíbrio:

$$Y_t = C_t + G_t \quad (2.17)$$

O equilíbrio no mercado de trabalho exige que:

$$N_t = \int_0^1 N_t(i) di \quad (2.18)$$

Substituindo essas relações de equilíbrio nas condições de maximização das famílias e firmas é possível chegar em um sistema de equações em diferenças não-linear. Para resolver esse sistema adotou-se o procedimento de log-linearização em torno do estado estacionário das variáveis, como usualmente é feito na literatura.

Das condições de maximização da família chegamos a uma relação de demanda. Considerando o equilíbrio dado pela equação (2.17) e log-linearizando a equação de Euler resultante da maximização da família representativa, chega-se à curva IS dinâmica, descrita pela seguinte equação:

$$\hat{y} = \mathbb{E}_t[\hat{y}_{t+1}] - \frac{1}{\sigma}(\hat{R}_t - \mathbb{E}_t[\hat{\pi}_{t+1}]) + \hat{g}_t. \quad (2.19)$$

Na equação (2.19) \hat{y}_t representa o desvio do produto em relação ao seu estado estacionário, \hat{R}_t o desvio da taxa de juros nominal em relação ao seu estado estacionário, $\hat{\pi}_t$ o desvio da inflação do seu estado estacionário e g_t é pode ser interpretado como um choque de demanda.

Do lado das firmas, o resultado da maximização log-linearizado em torno do estado estacionário descreve a relação entre o produto e a inflação, isto é, a relação da curva de Phillips

$$\hat{\pi}_t = \beta \mathbb{E}_t[\hat{\pi}_{t+1}] + \kappa \hat{y}_t + \mu_t, \quad (2.20)$$

em que β é o fator de desconto intertemporal, $\kappa > 0$ representa a inclinação da curva de Philips e é um parâmetro composto, contendo o parâmetro de calvo e, portanto, indicando o grau de rigidez de preços da economia ². O processo exógeno μ_t representa um choque de custo que pode afetar a inflação.

Resta especificar a lei de movimento dos processos exógenos. As variáveis exógenas g_t , z_t e μ_t seguem processos autoregressivos de primeira ordem e os choques do modelo são gaussianos. Em suma, o conjunto de equações que determina a dinâmica da economia na versão log-linearizada é dado por:

- IS dinâmica:

$$\hat{y} = \mathbb{E}_t[\hat{y}_{t+1}] - \frac{1}{\sigma} (\hat{R}_t - \mathbb{E}_t[\hat{\pi}_{t+1}]) + \hat{g}_t. \quad (2.21)$$

- Curva de Phillips:

$$\hat{\pi}_t = \beta \mathbb{E}_t[\hat{\pi}_{t+1}] + \kappa \hat{y}_t + \mu_t, \quad (2.22)$$

- Dinâmica da dívida pública:

$$b_t = \beta^{-1} b_{t-1} - \beta^{-1} \bar{b} \hat{\pi}_t + \beta^{-1} g_t - \beta^{-1} \tau_t + \beta^{-1} \bar{b} R_t + z_t, \quad (2.23)$$

² O parâmetro κ é definido por:

$$\kappa \equiv \left[\frac{(1-\theta)(1-\beta\theta)}{\theta} \right] \left[\frac{1-\alpha}{1-\alpha+\alpha\epsilon} \right] \left[\sigma + \frac{\varphi+\alpha}{1-\alpha} \right].$$

- Regra de juros:

$$\hat{R}_t = \phi_\pi(s_t)\pi_t + \phi_y\hat{y}_t + \varepsilon_t^M \quad \varepsilon_t^M \sim N(0, \sigma_M^2), \quad (2.24)$$

- Regra fiscal:

$$\hat{\tau}_t = \psi_b(s_t)\hat{b}_{t-1} + \psi_g\hat{g}_t + \psi_R\hat{R}_t + \psi_\pi\hat{\pi}_t + \varepsilon_t^F, \varepsilon_t^F \sim N(0, \sigma_F^2), \quad (2.25)$$

- Processos exógenos:

$$\hat{g}_t = \rho_g\hat{g}_{t-1} + \varepsilon_t^G, \quad \varepsilon_t^G \sim N(0, \sigma_G^2), \quad (2.26)$$

$$z_t = \rho_z z_{t-1} + \varepsilon_t^z, \quad \varepsilon_t^z \sim N(0, \sigma_z^2), \quad (2.27)$$

$$\mu_t = \rho_\mu \mu_{t-1} + \varepsilon_t^\mu, \quad \varepsilon_t^\mu \sim N(0, \sigma_\mu^2), \quad (2.28)$$

em que $0 < \rho_g, \rho_z, \rho_\mu < 1$.

Note que os parâmetros das regras de políticas são dependentes de uma variável não observável, s_t , que segue um processo de Markov discreto e independente dos choques estruturais. Em relação à variável latente s_t , dois regimes são permitidos para captar as seguintes combinações de política: i) fiscal ativa e monetária passiva; e ii) fiscal passiva e monetária ativa. A matriz de transição para o processo $\{s_t\}$ é dada por:

$$p_{ij} = \begin{bmatrix} p_{00} & 1 - p_{11} \\ 1 - p_{00} & p_{11} \end{bmatrix}. \quad (2.29)$$

Com essa estrutura, o modelo descrito acima admite que os parâmetros que são dependente da variável de estado s_t mudem ao longo do tempo, permitindo avaliar a evolução das combinações de políticas. Com base nos parâmetros do modelo, define-se objetivamente o critério para que cada uma das políticas sejam caracterizadas como ativas ou passivas e, conseqüentemente, a determinação do equilíbrio.

No caso de um modelo Novo-Keynesiano sem bloco fiscal, um parâmetro-chave para determinação do equilíbrio é a resposta do banco central em relação à inflação. Em particular, se a autoridade monetária seguir o princípio de Taylor, isto é, uma resposta do juros mais do que

proporcional à variação na inflação, o equilíbrio será único. De modo geral, o equilíbrio também será único quando:

$$\phi_\pi + \phi_y \frac{1 - \beta}{\kappa} > 1, \quad (2.30)$$

e quando essa requisição é satisfeita, diz-se que a política monetária é ativa. Caso contrário, é passiva.

Quando se leva em conta o bloco fiscal no modelo, há novas exigências para garantir o equilíbrio. Haverá um equilíbrio determinado quando, além de uma política monetária ativa, a regra de política fiscal obedecer à seguinte restrição:

$$\psi_b > 1 - \beta. \quad (2.31)$$

Nesse caso, diz-se que a política fiscal é passiva e, caso contrário, ativa. Se a política fiscal for ativa, o equilíbrio será determinado se, e somente se, a política monetária violar a exigência dada por 2.30.

O modelo dado pelas equações (2.21) a (2.28) é um modelo de expectativas racionais com mudança de regime e pode ser escrito da seguinte forma matricial:

$$A(s_t)X_t = B(s_t)X_{t-1} + \Psi(s_t)\varepsilon_t + \Pi(s_t)\eta_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \Sigma), \quad (2.32)$$

em que Σ é a matriz de covariância dos choques exógenos, $X_t = [\hat{y}_t, \pi_t, \hat{R}_t, \hat{\tau}_t, \hat{b}_t, \hat{g}_t, z_t, E_t[\hat{y}_{t+1}], E_t[\pi_{t+1}]]$, $\varepsilon_t = [\varepsilon_t^M, \varepsilon_t^F, \varepsilon_t^G, \varepsilon_t^z]$ representa o vetor de variáveis exógenas e $\eta_t = [\eta_t^y, \eta_t^\pi]$, com $\eta_t^y = y_t - E_{t-1}[\hat{y}_t]$ e $\eta_t^\pi = \pi_t - E_{t-1}[\pi_t]$. As matrizes $A(s_t)$, $B(s_t)$, $\Psi(s_t)$ e $\Pi(s_t)$ são formadas pelos parâmetros do modelo e são dependentes do regime. Com o sistema de expectativas racionais nessa forma canônica, pode-se utilizar um método de solução para obter as funções políticas do modelo.

3 SOLUÇÃO E ESTIMAÇÃO DE MODELOS MS-DSGE

Em vista da possibilidade de instabilidade dos parâmetros é pertinente estudar um modelo com mudança de regime. As fontes de variação nos parâmetros de modelos macroeconômicos podem ser tanto de mudanças nos parâmetros de política, refletindo uma mudança de comportamento das autoridades políticas (CLARIDA; GALI; GERTLER, 2000; DAVIG et al., 2006) quanto de mudança na variância dos choques estruturais (STOCK; WATSON, 2003; JUSTINIANO; PRIMICERI, 2008). Seguindo a proposta de Hamilton (1989), a literatura tem modelado essas mudanças tratando os parâmetros (de política e de volatilidade) como resultados de um processo de Markov com espaço de estados discretos. No contexto de modelos DSGE, convencionou-se chamar de modelos MS-DSGE, sigla do inglês *Markov Switching Dynamic Stochastic General Equilibrium* os modelos dinâmicos e estocásticos de equilíbrio geral com mudança de regime markoviana.

A fim de captar a evolução das combinações de políticas fiscal e monetária os parâmetros das regras de políticas são permitidos variar no tempo. Esses parâmetros dependem da variável latente s_t que segue um processo de Markov, visando captar mudanças no regime de política. Essas mudanças de regime nos parâmetros de políticas não permite o uso dos métodos de solução de modelos lineares de expectativas racionais. Incluindo a mudança de regime nesses parâmetros, o modelo se torna quase-linear, uma vez que é um modelo linear dado um dos diferente regime. Dessa forma, para resolver o modelo é preciso recorrer a métodos de solução de modelos de expectativa racionais com mudança de regime markoviana, e o método adotado é o proposto por Farmer, Waggoner e Zha (2009) e Farmer, Waggoner e Zha (2011).

Em se tratando de modelos de expectativas racionais com mudança de regime, uma primeira questão que surge é sobre a estabilidade do sistema. Farmer, Waggoner e Zha (2009) estabelecem as condições necessárias e suficientes para que o equilíbrio seja determinado. Para lidar com modelos regimes-dependentes, esses autores mostram que o equilíbrio de expectativas racionais nesses modelos são de dois tipos:

i) Equilíbrio de variável de estado mínima (MSV); e ii) equilíbrio não-fundamental, que pode ou não existir. A solução do sistema poderá ser escrita como a soma desses dois tipos de solução, o que permite converter a questão da determinação do equilíbrio em uma questão de estabilidade, adotando-se uma definição adequada para estabilidade.

Para chegar na solução de modelos MS-DSGE, Farmer, Waggoner e Zha (2011) propõem um algoritmo para encontrar a solução de variável de estado mínima para uma ampla classe de modelos de expectativas racionais. A seção a seguir tem como objetivo esboçar o funcionamento do algoritmo de solução do modelo de maneira suficiente para se utilizar em trabalhos aplicados.

3.1 RESOLVENDO MODELOS MS-DSGE

As equações do modelo MS-DSGE que descrevem a dinâmica da economia dadas pelo sistema de equações a diferenças estocásticas (2.21)-(2.28) podem ser reescritas em uma forma geral matricial. O sistema log-linearizado pode ser colocado na seguinte forma:

$$A(s_t)X_t = B(s_t)X_{t-1} + \Psi(s_t)\epsilon_t + \Pi(s_t)\eta_t \quad (3.1)$$

Ou ainda:

$$\begin{bmatrix} a_1(s_t) \\ (n-l) \times n \\ a_2(s_t) \\ l \times n \end{bmatrix}_{n \times 1} X_t = \begin{bmatrix} b_1(s_t) \\ (n-l) \times n \\ b_2(s_t) \\ l \times n \end{bmatrix}_{n \times 1} X_{t-1} + \begin{bmatrix} \psi(s_t) \\ (n-l) \times k \\ 0 \\ l \times k \end{bmatrix}_{k \times 1} \epsilon_t + \begin{bmatrix} 0 \\ (n-l) \times l \\ I_l \\ l \times l \end{bmatrix}_{l \times 1} \eta_t,$$

em que: X_t vetor de variáveis endógenas e predeterminadas; a_1, a_2, b_1, b_2, ψ , são matrizes de parâmetros; ϵ_t é um vetor de choques exógenos independentes e identicamente distribuídos; s_t processo de Markov de M regimes, isto é, $s_t \in \{1, \dots, M\}$, com matriz de transição:

$$p_{ij} = Pr[s_t = i | s_{t-1} = j].$$

Além disso, n é o número de variáveis endógenas, k é o número de choques exógenos e l é o número de choques endógenos.

Uma solução de variável de estado mínima (MSV) precisa atender duas exigências. Primeiro, essa solução deve ser única, isto é, não pode conter um componente *sunspot*. O segundo requerimento é que se o vetor de estado X_t for dividido em um componente endógeno, um

componente predeterminado e um componente expectacional, então nenhuma restrição deve ser imposta nos componentes endógenos e predeterminados.

Com base nesses requerimentos, Farmer, Waggoner e Zha (2011) definem uma solução de variável de estado mínima da seguinte forma. Uma solução estável do sistema dado pela equação (3.1), em que X_t é dividido nos componentes endógenos, predeterminado e expectacional, é uma solução MSV se, e somente se, ela for a única solução dado todos os espaços gerados condicionais aos regimes, e nenhum dos espaços gerados condicionais impõem uma relação entre os componentes endógenos e predeterminados. Farmer, Waggoner e Zha (2011) mostram que técnicas iterativas podem ser utilizadas para obter uma solução com as exigências da definição acima e formalizam a solução do modelo no seguinte teorema.

Teorema: Se $\{X_t, \eta_t\}_{t=1}^{\infty}$ é uma solução MSV do sistema (3.1), então:

$$X_t = V_{s(t)}F_{1,s(t)}X_{t-1} + V_{s(t)}G_{1,s(t)}\epsilon_t \quad (3.2)$$

$$\eta_t = F_{2,s(t)}X_{t-1} + G_{2,s(t)}\epsilon_t \quad (3.3)$$

em que $[A(i)V_i \quad \Pi]$ é invertível e:

$$\begin{bmatrix} A(i)V_i & \Pi \end{bmatrix} \begin{bmatrix} F_{1,i} \\ F_{2,i} \end{bmatrix} = B(i), \quad (3.4)$$

$$\begin{bmatrix} A(i)V_i & \Pi \end{bmatrix} \begin{bmatrix} G_{1,i} \\ G_{2,i} \end{bmatrix} = \Psi(i), \quad (3.5)$$

$$\left(\sum_{i=1}^M p_{i,j} F_{2,i} \right) V_j = 0_{l,n-l}, \text{ para } 1 \leq j \leq M. \quad (3.6)$$

Encontrar a solução de variável de estado mínima é equivalente a encontrar matrizes V_i tal que $[A(i)V_i \quad \Pi]$ é invertível e a equação (3.6) seja satisfeita, em que $F_{2,i}$ nessa equação é definido na equação (3.4). Como $\Pi = [0_{l,n-l} \quad I_l]'$, a matriz $[A(i)V_i \quad \Pi]$ é invertível se e somente se o bloco superior $(n-l) \times (n-l)$ de $A(i)V_i$ é invertível.

Então, pode-se assumir, sem perda de generalidade que, $A(i)V_i = [I_{n-l} \quad -Z_i]'$, em que Z_i é alguma matriz $l \times (n-l)$. Da equação (3.4), chega-se à:

$$\begin{bmatrix} F_{1,i} \\ F_{2,i} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A(i)V_i & \Pi \end{bmatrix}^{-1} B(i), \quad (3.7)$$

o que implica em $F_{2,i} = [Z_i \ I_l] B(i)$. Substituindo $F_{2,i}$ e V_i na equação (3.6) permite reescrevê-la como:

$$\sum_{i=1}^M p_{i,j} [Z_i \ I_l] B(i) A(j)^{-1} \begin{bmatrix} I_{n-l} \\ -Z_i \end{bmatrix} = 0_{l,n-l}, \text{ para } 1 \leq j \leq M. \quad (3.8)$$

Dessa forma, o problema de encontrar uma solução de variável de estado mínima se reduz a encontrar as raízes de um polinômio quadrático em diversas variáveis. O método de Newton pode ser explorado para encontrar essas raízes.

Seja $Z = (Z_1, \dots, Z_M)$ e defina $f_j : \mathbb{R}^{Ml(n-l)} \mapsto \mathbb{R}^{l(n-l)}$, dada por:

$$f_j(Z) = \sum_{i=1}^M p_{i,j} [Z_i \ I_l] B(i) A(j)^{-1} \begin{bmatrix} I_{n-l} \\ -Z_i \end{bmatrix}. \quad (3.9)$$

Defina também a função $f : \mathbb{R}^{Ml(n-l)} \mapsto \mathbb{R}^{Ml(n-l)}$, dada por

$$f(Z) = (f_1(Z), \dots, f_M(Z)). \quad (3.10)$$

As equações do polinômio quadrático $f(Z) = 0$ é equivalente a restrição dada pela equação (3.6). Portanto, encontrar a solução de variável de estado mínima, dada pelas equações (3.2) e (3.3) se reduz a encontrar as raízes de $f(Z)$. O algoritmo para encontrar essas raízes pode ser resumido da seguinte forma:

1. Considere $Z^{(0)} = (Z_1^{(0)}, \dots, Z_M^{(0)})$ com valor inicial.
2. Denote a k -ésima iteração por $Z^{(k)} = (Z_1^{(k)}, \dots, Z_h^{(k)})$ e calcule a $k+1$ -ésima iteração seguindo:

$$\text{vec}(Z^{(k+1)}) = \text{vec}(Z^{(k)}) - f'(Z^{(k)})^{-1} \text{vec}(f(Z^{(k)})),$$

em que $f'(Z)$ é o jacobiano de $f(Z)$.

Seguindo esses dois passos iterativamente, a sequência $Z^{(k)}$ converge para uma raiz de $f(Z)$.

Note que a solução do modelo, dada pela equação (3.2) é caracterizado como um vetor-autorregressivo (VAR) com mudança de regime.

Como notado por Bianchi (2012), a solução do modelo mostra que a lei de movimento do DSGE dependerá de três fatores: i) dos parâmetros estruturais; ii) do regime vigente; e iii) da probabilidade de mudança de regime. Isso significa que a crença dos agentes em relação ao que irá acontecer em um regime alternativo e quão provável é a mudança de regime importa para a lei de movimento que governa a economia (BIANCHI, 2012).

3.2 ESTIMANDO MODELOS MS-DSGE

Assim como nos modelos DSGE com parâmetros constantes, a abordagem bayesiana também é vantajosa na estimação de modelos MS-DSGE, pois permite incorporar informações e permite um híbrido de calibração e estimação. A combinação da equação (3.2) com a equação de medida (3.12), apresentada a seguir, e com as matrizes de transição dos estados latentes s_t fornecem a representação em espaço de estado do modelo com mudança de regime. Essa representação é expressa por:

$$X_t = T_{s_t} X_{t-1} + R_{s_t} \epsilon_t \quad \epsilon_t \sim N(0, \Sigma), \quad (3.11)$$

$$y_t = \Psi_1 X_t + u_t \quad u_t \sim N(0, Q), \quad (3.12)$$

$$p_{ij} = Pr[s_t = i | s_{t-1} = j], \quad (2.29')$$

em que, $T_{s_t} = V_{s_t} F_{1,s_t}$ e $R_{s_t} = V_{s_t} G_{1,s_t}$. A partir dessa representação é possível prosseguir com a estimação bayesiana.

Ao contrário do modelo DSGE com parâmetros constantes, porém, a verossimilhança de modelos MS-DSGE já não pode mais ser avaliada usando o Filtro de Kalman tradicional, uma vez que o modelo só é linear dado um regime. Como as variáveis s_t não são conhecidas, não é possível usar esse recurso. Consequentemente, a estimação das distribuições a posteriori via Metropolis-Hastings passeio aleatório. Por conta disso, o desafio em relação ao modelo do em espaço de estado acima é construir uma aproximação da função verossimilhança.

3.2.1 FUNÇÃO VEROSSIMILHANÇA: APROXIMAÇÃO DE KIM

Para avaliar a verossimilhança de um modelo em espaço de estados linear em que os parâmetros são dependentes do regime e a variável que determina o regime é governada por um processo de Markov, pode-se utilizar o filtro de Kalman modificado por Kim (1994). Para entender como funciona essa modificação é importante entender o algoritmo do filtro de Kalman tradicional. A construção da função verossimilhança

em um modelo linear em espaço de estado com coeficientes fixos pode ser realizada por meio do filtro de Kalman. Nesse caso, o objetivo é fazer uma previsão do vetor de estado X_t propagando a informação disponível até $t - 1$ para o período t e, uma vez que y_t é observado, essa previsão é atualizada (FRÜHWIRTH-SCHNATTER, 2006). Isso permite avaliar a verossimilhança e filtrar os estados $X_{1:T}$ ¹. Assim, para o caso de parâmetros fixos o filtro de Kalman pode ser dividido em três passos:

Algoritmo (Filtro de Kalman tradicional): Assuma que $p(X_{t-1}|y_{1:t-1}) = f_N(X_{t-1}; X_{t-1|t-1}, P_{t-1|t-1})^2$ para $t = 1$ e dado $X_{0|0}$ e $P_{0|0}$. Assuma também que $s_t = 0 \forall t$. Para $t = 1, \dots, T$ repita recursivamente os seguintes passos.

1. **Passo da propagação:** Seja $p(X_{t-1}|y_{1:t-1})$ a densidade do estado X_{t-1} dada a informação até $t - 1$. Pode-se propagar a informação do passado para o futuro e encontrar a densidade $p(X_t|y_{1:t-1})$:

$$\begin{aligned} p(X_t|y_{1:t-1}) &= \int p(X_t|X_{t-1})p(X_{t-1}|y_{1:t-1})dX_{t-1} \\ &= f_N(X_t; X_{t|t-1}, P_{t|t-1}), \end{aligned}$$

em que $X_{t|t-1}$ e $P_{t|t-1}$ são dados, respectivamente, por:

$$X_{t|t-1} = T_0 X_{t-1|t-1}, \quad (3.13)$$

$$P_{t|t-1} = T_0 P_{t-1|t-1} + R_0 \Sigma R_0'. \quad (3.14)$$

2. **Passo da previsão:** Determine a densidade preditiva $p(y_t|y_{1:t-1})$

$$\begin{aligned} p(y_t|y_{1:t-1}) &= \int p(y_t|X_t)p(X_t|y_{1:t-1})dX_t \\ &= f_N(y_t; \hat{y}_t, C_{t|t-1}), \end{aligned}$$

em que $\hat{y}_{t|t-1}$ e $C_{t|t-1}$ são dados, respectivamente, por:

¹ Considere a seguinte notação: $x_{1:t} = \{x_t\}_{t=1}^t$

² Considere a seguinte notação: se uma variável qualquer $x_t \sim N(\mu, \Sigma)$, então $f_N(x_t; \mu, \Sigma) = N(\mu, \Sigma)$.

$$\hat{y}_{t|t-1} = \Psi_1 X_{t|t-1}, \quad (3.15)$$

$$C_{t|t-1} = \Psi_1 P_{t|t-1} \Psi' + Q. \quad (3.16)$$

3. **Passo da atualização:** Determine a densidade filtrada:

$$p(x_t | y_{1:t}) = f_N(X_t; X_{t|t}, P_{t|t}),$$

em que $X_{t|t}$ e $P_{t|t}$ são dados, respectivamente, por:

$$X_{t|t} = X_{t|t-1} + P_{t|t-1} \Psi_1' C_{t|t-1}^{-1} (y_t - \hat{y}_{t|t-1}), \quad (3.17)$$

$$P_{t|t} = (I - P_{t|t-1} \Psi_1' C_{t|t-1}^{-1} \Psi_1) P_{t|t-1}. \quad (3.18)$$

Para o caso em que s_t não é conhecido e segue um processo de Markov com matriz de transição dada por (2.29'), Kim (1994) propõe uma modificação no filtro de Kalman descrito no algoritmo acima para poder filtrar os estados latentes contínuos X_t e discretos s_t e avaliar a verossimilhança. O objetivo do filtro modificado por Kim (1994) é fazer uma previsão de X_t baseando-se não apenas na propagação da informação disponível até $t - 1$, mas também condicional à variável aleatória s_t assumir um valor j e a variável s_{t-1} assumir um valor i , em que $i, j \in \{1, \dots, M\}$, em que M é o número de regimes.

O algoritmo proposto por Kim (1994) calcula um conjunto de previsões para $X_{t|t-1}$ para cada período t , considerando todos os valores possíveis para i e j . As equações de (3.13) a (3.18) são substituídas pelas seguintes equações:

$$X_{t|t-1}^{[i,j]} = T_j X_{t-1|t-1}^{[i]}, \quad (3.19)$$

$$P_{t|t-1}^{[i,j]} = T_j P_{t-1|t-1}^{[i]} + R_j \Sigma R_j', \quad (3.20)$$

$$\hat{y}_{t|t-1}^{[i,j]} = \Psi_1 X_{t|t-1}^{[i,j]}, \quad (3.21)$$

$$C_{t|t-1}^{[i,j]} = \Psi_1 P_{t|t-1}^{[i,j]} \Psi' + Q, \quad (3.22)$$

$$X_{t|t}^{[i,j]} = X_{t|t-1}^{[i,j]} + P_{t|t-1}^{[i,j]} \Psi_1' [C_{t|t-1}^{[i,j]}]^{-1} (y_t - \hat{y}_{t|t-1}^{[i,j]}) \quad (3.23)$$

$$P_{t|t}^{[i,j]} = (I - P_{t|t-1}^{[i,j]} \Psi_1' [C_{t|t-1}^{[i,j]}]^{-1} \Psi_1) P_{t|t-1}^{[i,j]}, \quad (3.24)$$

em que $X_{t-1|t-1}^{[i]}$ é uma inferência sobre X_{t-1} baseada na informação até o período $t-1$ e dado que o regime em $t-1$ foi $s_{t-1} = i$; $X_{t|t-1}^{[i,j]}$ é uma inferência sobre X_t baseada na informação até t e dado que $s_t = j$ e $s_{t-1} = i$; $P_{t|t-1}^{[i,j]}$ é a matriz de variâncias e covariâncias de $X_{t|t-1}$ dado $s_t = j$ e $s_{t-1} = i$; $\hat{y}_t^{[i,j]}$ representa a previsão de y_t baseada na informação até o período $t-1$ e dado $s_t = j$ e $s_{t-1} = i$; $C_{t|t-1}^{[i,j]}$ é a matriz de variâncias e covariâncias do erro de previsão associado à $\hat{y}_t^{[i,j]}$.

A recursão dada pelas equações de (3.19) a (3.24) produz um número crescente de casos a considerar a cada iteração. No caso de dois regimesseria necessário considerar 2^T , o que é computacionalmente inviável para casos em que o número de observações no tempo, T , é grande. Por esse motivo, Kim (1994) propõe colapsar alguns termos para viabilizar o uso do filtro, reduzindo o número de casos a considerar. A aproximação é dada pelas seguintes equações, que são computadas no final de cada iteração $t = 1, 2, \dots, T$:

$$X_{t|t}^{[j]} = \frac{\sum_{i=1}^M Pr[s_{t-1} = i, s_t = j | I_t] X_{t|t-1}^{[i,j]}}{Pr[s_t = j | I_t]}, \quad (3.25)$$

$$P_{t|t}^{[j]} = \frac{\sum_{i=1}^M Pr[s_{t-1} = i, s_t = j | I_t] \{P_{t|t-1}^{[i,j]} + (X_{t|t}^{[j]} - X_{t|t-1}^{[i,j]})(X_{t|t}^{[j]} - X_{t|t-1}^{[i,j]})'\}}{Pr[s_t = j | I_t]}, \quad (3.26)$$

em que I_t é o conjunto de informação até o período t .

Antes de computar os termos dados pelas equações (3.25) e (3.26) é necessário encontrar a probabilidade de estar no regime j dado o conjunto de informação até t , $Pr[s_t = j | I_t]$, e a probabilidade conjunta de $s_{t-1} = i$ e $s_t = j$ com a informação até t , $Pr[s_{t-1} = i, s_t = j | I_t]$. Para fazer inferência sobre essas probabilidades, pode-se utilizar o filtro de Hamilton (1989). O princípio básico desse filtro é fazer uma previsão do quão provável é de o processo estocástico em questão estar em um determinado regime no período t , com base na informação disponível até $t-1$. Assim que se toma conhecimento da observação do período t , essa previsão é atualizada. O algoritmo desse filtro pode ser descrito da seguinte forma:

Algoritmo (Filtro de Hamilton): Assuma que as probabilidades $Pr[s_t = i | I_0]$, para $i = 1, 2, \dots, M$, são conhecidas³. Em cada iteração $t = 1, \dots, T$, faça:

³ Na prática, utiliza-se as probabilidades incondicionais.

1. **Passo da previsão:** Calcule a probabilidade conjunta $Pr[s_t = j, s_{t-1} = i | I_{t-1}]$.

$$Pr[s_t = j, s_{t-1} = i | I_{t-1}] = p_{ij} Pr[s_{t-1} = i | I_{t-1}], \quad (3.27)$$

em que $p_{ij} = Pr[s_t = j | s_{t-1} = i]$ é a probabilidade de transição.

2. **Passo da marginalização:** Calcule a densidade conjunta das variáveis y_t , s_t e s_{t-1} .

$$f(y_t, s_t = j, s_{t-1} = i | I_{t-1}) = f(y_t | s_t = j, s_{t-1} = i, I_{t-1}) Pr[s_t = j, s_{t-1} = i | I_{t-1}], \quad (3.28)$$

donde se encontra a densidade marginal de y_t , marginalizando em relação aos estados discretos s_t e s_{t-1} :

$$f(y_t | I_{t-1}) = \sum_{j=1}^M \sum_{i=1}^M \{ f(y_t | s_t = j, s_{t-1} = i, I_{t-1}) Pr[s_t = j, s_{t-1} = i | I_{t-1}] \}. \quad (3.29)$$

A densidade condicional $f(y_t | s_t = j, s_{t-1} = i, I_{t-1})$ é obtida com base no erro de previsão da equação (3.9):

$$f(y_t | s_t = j, s_{t-1} = i, I_{t-1}) = (2\pi)^{\frac{T}{2}} |C_{t|t-1}^{[i,j]}|^{-\frac{1}{2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \eta_{t|t-1}^{[i,j]} [C_{t|t-1}^{[i,j]}]^{-1} \eta_{t|t-1}^{[i,j]} \right\}, \quad (3.30)$$

para $i = 1, 2, \dots, M$ e em que $\eta_{t|t-1}^{[i,j]} = y_t - \hat{y}_{t|t-1}^{[i,j]}$ é o erro de previsão.

3. **Passo da atualização:** os passos 1 e 2 são baseados na informação até o período $t - 1$. A partir do momento em que se toma conhecimento da observação no período t , é possível atualizar a probabilidade conjunta calculada no passo 1 da seguinte forma:

$$Pr[s_t = j, s_{t-1} = i | I_t] = \frac{f(s_{t-1} = i, s_t = j, y_t | I_{t-1})}{f(y_t | I_{t-1})}, \quad (3.31)$$

para $i = 1, 2$. Note que para colapsar os termos na equação (3.25) e (3.26) é preciso da probabilidade $Pr[s_t = j | I_t]$, que pode ser encontrada da seguinte forma:

$$Pr[s_t = j | I_t] = \sum_{i=1}^M Pr[s_t = j, s_{t-1} = i | I_t] \quad (3.32)$$

O filtro de Hamilton (1989) permite fazer inferência sobre os termos de probabilidade das equações (3.25) e (3.26) que, por sua vez, viabiliza a recursão dada pelas equações (3.19) a (3.24). Dessa forma, é possível avaliar uma *aproximação* da verossimilhança. Em resumo, o filtro de Kim (1994) pode ser descrito pelo seguinte algoritmo:

Algoritmo (Filtro de Kim): Para $t = 1, \dots, T$:

1. Calcule a recursão do filtro de Kalman dada pelas equações (3.19) a (3.24).
2. Use o filtro de Hamilton para calcular as probabilidades $Pr[s_t = j, s_{t-1} = i | I_t]$ e $Pr[s_t = j | I_t]$ para $i, j = 1, 2, \dots, M$. Salve o valor da densidade $f(y_t | I_{t-1})$.
3. Use essas probabilidades para diminuir o número de casos a considerar nas equações (3.19) e (3.20) por meio das equações (3.25) e (3.26).

No final da iteração, pode-se tomar o logaritmo dos valores de $f(y_t | I_{t-1})$ para cada t e somá-los para obter uma aproximação do logaritmo da função verossimilhança. Vale notar que esse valor é uma aproximação pois quando se colapsa os termos usando as equações (3.25) e (3.26) as equações (3.23) e (3.24) não se calcula a média e a variância da distribuição de maneira exata. Isso ocorre pois X_t condicional à I_{t-1} e a $s_t = j$ e $s_{t-1} = i$ é uma mistura de normais para $t > 2$ (KIM; NELSON, 1999). A informação da aproximação da verossimilhança pode ser combinada com as distribuições a priori para os parâmetros que serão estimados e assim chegar na distribuição a posteriori desses parâmetros.

3.2.2 CALIBRAÇÃO E DISTRIBUIÇÕES A PRIORI

Dos parâmetros do modelo descrito no capítulo 3, sete foram calibrados e dezoito foram estimados. Os parâmetros calibrados foram: a elasticidade de substituição intertemporal $\sigma = 1$, que implica em uma função utilidade do consumo logarítmica; o inverso da elasticidade Frisch da oferta de trabalho $\varphi = 1$, que é um valor usual na literatura de modelos de ciclos reais; o fator de desconto intertemporal $\beta = 0.989$; participação do capital no produto $\alpha = 0.448$, que é relativamente constante ao longo do tempo, seguindo o trabalho de Castro et al. (2015); e $\bar{b} = 0.20$ que é a média amostral da variável dívida líquida do setor público. Seguindo Castro et al. (2015), a elasticidade de substituição dos bens diferenciados foi calibrada em $\epsilon = 11$, o que implica em um *mark-up* desejado de 10%. Além desses parâmetros, seguindo Bianchi e Ilut (2017) o parâmetro de resposta à dívida da autoridade fiscal para o regime com política fiscal ativa, $\psi_{b,2} = 0$, foi calibrado para garantir que a política seja ativa no regime fiscal.

Em relação aos parâmetros estimados, em geral, as distribuições a priori foram escolhidas visando manter os parâmetros contidos nos subconjuntos do espaço paramétrico em que estão definidos. Para o parâmetro de rigidez de preços de calvo, θ , a distribuição a priori escolhida foi uma beta centrada em 0.5 e com desvio-padrão de 0.25, de forma que os valores para esse parâmetro ficam restritos ao intervalo $[0, 1]$ de maneira relativamente não-informativa.

Os parâmetros de resposta à inflação da autoridade monetária tiveram as seguintes distribuições a priori: para o caso da política monetária ativa, $\phi_{\pi,1}$, distribuição normal centrada em 2.0 e com desvio-padrão de 0.35, seguindo Castro et al. (2015); para o caso de política monetária passiva, $\phi_{\pi,2}$, distribuição beta com média 0.5 e variância 0.25, de modo que com esse parâmetro a política monetária não atende o princípio de Taylor. O parâmetro de resposta do Banco Central ao hiato do produto, ϕ_y , teve como distribuição a priori uma gama, para garantir a positividade do parâmetro, com hiperparâmetros que a tornam relativamente difusa: média de 0.25 e desvio-padrão de 0.10 (CASTRO et al., 2015).

Para os parâmetros de respostas da autoridade fiscal foram escolhidas distribuições gama invertida, de modo que esses parâmetros sejam sempre positivos. Para a resposta do Tesouro Nacional à dívida do período precedente para o regime de política fiscal passiva, $\psi_{b,1}$, a média da distribuição gama invertida foi de 0.05, como utilizada por Castro et al. (2015). Para os demais coeficientes de resposta da regra fiscal, ψ_g , ψ_R e ψ_π , a média das distribuições a priori (gama invertida)

foram de 0.5. Para todos os coeficientes ψ' s a variância das distribuições foram escolhidas como infinita, com o intuito de ser não-informativo.

No caso dos parâmetros de persistência, a distribuição a priori beta escolhida garante que esses coeficientes estejam entre 0 e 1. Os hiperparâmetros dessas distribuições foram: média de 0.5 e desvio-padrão de 0.25. Para os parâmetros de variância, a distribuição elegida foi a gama invertida, com média igual a 1.0 e com variância infinita. Por fim, os parâmetros referentes às probabilidades de transição dadas pela equação (2.29) tiveram distribuições beta como a priori com média igual a 0.85 e desvio-padrão de 0.1, sendo que na escolha desses hiperparâmetros foi considerado que as autoridades não ficam mudando seus comportamentos com frequência e que a probabilidade de permanecer nesses regimes é relativamente alta, uma vez que se trata de regimes de equilíbrio determinado. A Tabela (1) resume as distribuições a priori utilizada na estimação do modelo.

Além das distribuições a priori descritas acima, foi realizada uma análise de sensibilidade, mudando os hiperparâmetros das distribuições a priori dos parâmetros p_{00} e p_{11} e a trocando distribuição a priori do coeficiente $\psi_{b,2}$. Essa análise é apresentada no apêndice e conclui que os parâmetros as distribuições a posteriori não sofrem grandes alterações.

Tabela 1 – Calibração e distribuições a priori dos parâmetros

Param.	Descrição	Priori	Média	D.P
β	Fator de desconto	-	0,989	0
θ	Parâmetro de Calvo	B	0,5	0,25
α	Part. do capital no produto	-	0,448	0
ϵ	Elast. de subst. entre bens	-	11	0
σ	Elast. de subst. intertemporal	-	1	0
φ	Elast. oferta de trabalho	-	1	0
\bar{b}	Dívida do estado estacionário	-	0,2	0
$\phi_{\pi,1}$	Resposta do BC à inflação (A)	N	2	0,35
$\phi_{\pi,2}$	Resposta do BC à inflação (P)	B	0,5	0,25
ϕ_y	Resposta do BC ao produto	G	0,25	0,1
$\psi_{b,1}$	Reposta do TN à dívida (P)	GI	0,05	∞
$\psi_{b,2}$	Reposta do TN à dívida (A)	-	0	0
ψ_g	Reposta do TN aos gastos do gov.	GI	0,5	∞
ψ_R	Reposta do TN à dívida	GI	0,5	∞
ψ_π	Reposta do TN à dívida	GI	0,5	∞
ρ_g	Per. dos gastos do gov.	B	0,5	0,25
ρ_μ	Per. do choque de demanda	B	0,5	0,25
ρ_z	Per. do choque da dívida	B	0,5	0,25
σ_M	D.p do choque de pol. monetária	GI	1	∞
σ_F	D.p do choque de pol. fiscal	GI	1	∞
σ_g	D.p do choque dos gastos do gov.	GI	1	∞
σ_μ	D.p do choque de demanda	GI	1	∞
σ_z	D.p do choque da dívida	GI	1	∞
p_{00}	Prob. regime M	B	0,85	0,1
p_{11}	Prob. regime F	B	0,85	0,1

Nota: Abreviações da tabela: B, distribuição Beta; N, distribuição Normal; G, distribuição Gama; GI, distribuição Gama Invertida.

Fonte: Elaboração própria.

3.3 DISTRIBUIÇÕES A POSTERIORI

Como mencionado anteriormente, a estimação bayesiana combina as informações a priori com as informações da verossimilhança para obter a distribuições a posteriori dos parâmetros. No caso de modelos MS-DSGE, as distribuições a posteriori não possuem fórmula fechada devido à não-linearidade dos parâmetros do modelo, sendo necessário utilizar técnicas de integração de Monte Carlo via Cadeias de Markov (MCMC) para obtê-las.

Uma técnica usual na estimação de modelos MS-DSGE é o algoritmo Metropolis-Hastings, que pode ser utilizado para amostrar da distribuição a posteriori. O algoritmo Metropolis-Hastings gera uma cadeia de Markov que converge para uma distribuição estacionária correspondente à distribuição a posteriori. No caso de estimação Bayesiana de modelos DSGE, o Metropolis-Hastings passeio aleatório, um caso particular do Metropolis-Hastings, é recorrentemente usado pela literatura (HERBST; SCHORFHEIDE, 2015). O algoritmo desse caso especial pode ser descrito pelos seguintes passos.

Algoritmo (Metropolis-Hastings Passeio Aleatório)

1. Encontre a moda da distribuição a posteriori e denote-a por θ^M . Calcule o inverso do hessiano avaliado na moda a posteriori e denote-o por $\bar{\Sigma}$;
2. Amostre um vetor de parâmetros $\theta^{(0)}$ de uma distribuição candidata $N(\theta^M, c\bar{\Sigma})$, em que c é um parâmetro de escala da variância;
3. Para $i = 1, \dots, N_{\text{sim}}$, amostre ϑ da distribuição candidata $N(\theta^{i-1}, c\bar{\Sigma})$ e aceite ϑ como novo vetor θ^i caso $u < \min\{1, r(\theta^{i-1}, \vartheta|Y)\}$, em que:

$$r(\theta^{i-1}, \vartheta|Y) = \frac{L(\vartheta|Y)p(\vartheta)}{L(\theta^{i-1}|Y)p(\theta^{i-1})},$$

e $u \sim U(0, 1)$. Caso contrário, faça $\theta^i = \theta^{i-1}$. N_{sim} é o número de simulações realizadas. A verossimilhança $L(\cdot)$ é aproximada por meio do filtro de Kim.

Utilizando as realizações do algoritmo acima, é possível obter uma aproximação dos momentos amostrais da distribuição a posteriori por meio dos momentos empíricos das realizações $\{\theta^i\}_{i=B}^{N_{\text{sim}}}$, em que B é o número das primeiras realizações referentes a distribuição transiente, que são excluídas para que as realizações utilizadas na inferência sejam referentes à distribuição estacionária da cadeia de Markov e, assim, representem as distribuições a posteriori.

4 ANÁLISE EMPÍRICA

Diversos fatores podem contribuir para que o comportamento das autoridades políticas mudem ao longo do tempo. Mudanças na condução do Banco Central e do Ministério da Fazenda, incertezas e mudanças políticas são exemplos desses fatores. A possibilidade de mudança de comportamento implica em uma provável mudança de regime, de modo que é pertinente que a análise da interação entre política fiscal e monetária seja feita com uma estrutura que permita que essa mudança ocorra. Este capítulo tem como objetivo apresentar os resultados obtidos com os dados da economia brasileira, utilizando-se o instrumental apresentado nos capítulos anteriores

4.1 RESULTADOS

O modelo microfundamentado descrito no capítulo 2 foi utilizado para estimar os parâmetros utilizando dados da economia brasileira e as técnicas de solução e estimação de modelos MS-DSGE apresentadas no capítulo 3. Foram utilizadas cinco variáveis com frequência mensal, iniciando-se em junho de 1999 e terminando em novembro de 2018. As variáveis incluem: i) o produto interno bruto real¹; ii) a inflação mensal medida pelo IPCA; iii) taxa de juros SELIC *overnight*; iv) receita primária do governo central; e v) dívida líquida do governo central. As variáveis ‘receita do governo central’ e ‘dívida líquida do governo central’ foram utilizadas como proporção do PIB. Todas as séries estão disponíveis no sistema de gerenciamento de séries temporais do Banco Central do Brasil.

Por se tratar de dados mensais, os dados do produto, inflação, taxa de juros e receitas do governo estão sujeitos à sazonalidade. O ajuste sazonal foi realizado para essas variáveis, utilizando o *X-13 ARIMA*. Além do ajuste sazonal, alguns eventos pontuais geraram valores extremos na série da receita do governo. Entretanto, esses

¹ Deflacionado pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo, IPCA.

eventos apresentam uma conta separada nos demonstrativos do Tesouro Nacional, o que permitiu a subtração desses valores para evitar os efeitos distorcivos de *outliers*.

Especificamente, em três situações esses valores extremos foram possíveis de ser subtraídos: i) em setembro de 2010 uma operação de capitalização da Petrobrás provocou um aumento discrepante das receitas e gastos do governo; ii) em outubro de 2013 houve uma receita extraordinária resultante do recebimento do Bônus de Assinatura de Contrato de Concessão (Petróleo e Gás); e iii) em outubro de 2016 as receitas foram expressivamente influenciadas pela repartição de recursos, no contexto da Lei número 13.254 (RERCT) de 2016.

Além do tratamento dos dados supramencionado outras transformações foram realizadas a fim de manter uma simetria das variáveis observáveis com as variáveis do modelo teórico. Como o modelo descrito no capítulo 2 é log-linearizado, a tendência das séries temporais foram retiradas utilizando o filtro HP, com exceção da séries da inflação, que apenas foi subtraída sua média amostral. O valor do parâmetro λ utilizado no filtro HP foi de 14000, conforme é indicado pela literatura para séries mensais (DEJONG; DAVE, 2011).

A Tabela 2 apresenta um resumo das séries utilizadas.

Variável	Descrição	Código BCB	Tratamento
y_t^{obs}	Série do PIB nominal	4380	FHP
π_t^{obs}	Série da inflação - IPCA	433	FHP
R_t^{obs}	Taxa de juros SELIC	4390	DM
τ_t^{obs}	Receita primária total do Gov. Central	7544	FHP
b_t^{obs}	Dívida Líquida do Gov. Central	4468	FHP

Nota: FHP: filtro HP. DM: diferença da média amostral

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 2 – Descrição das séries de tempo utilizadas na estimação

A Figura 5 apresenta o gráfico das séries temporais depois do tratamento descrito acima e que são utilizadas na estimação do modelo. Note que as variáveis oscilam em torno de zero, visto que essas variáveis são equivalentes às do modelo teórico, que é log-linearizado e, portanto, os estados estacionários das variáveis são iguais à zero.

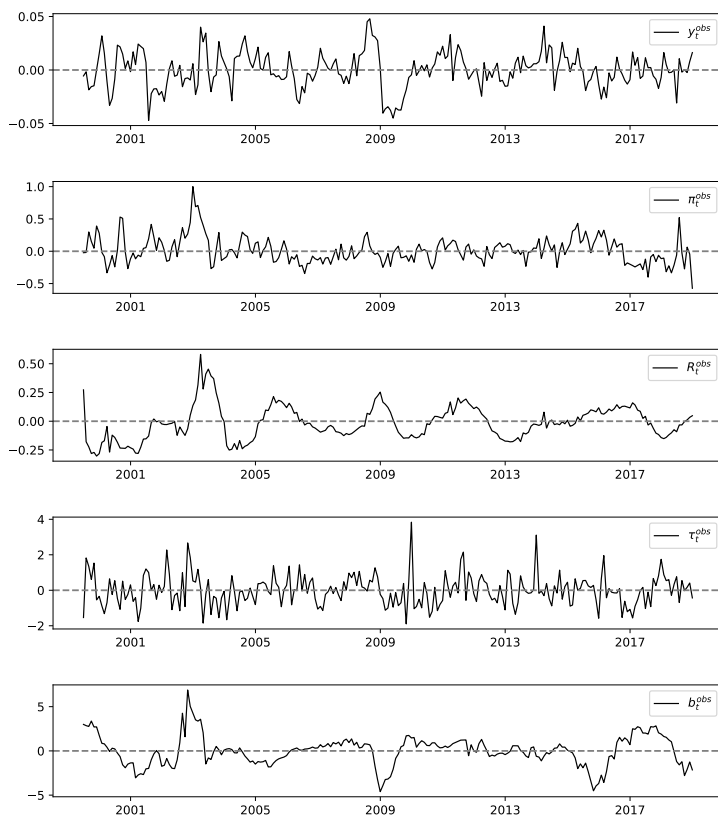


Figura 1 – Séries temporais após tratamento utilizadas na estimação
Fonte: Elaboração própria.

Tendo em vista que o tratamento das variáveis observáveis estão de acordo com as variáveis do modelo teórico, as equações de medidas foram especificadas da seguinte forma:

$$y_t^{obs} = \hat{y}_t, \quad (4.1)$$

$$\pi_t^{obs} = \hat{\pi}_t, \quad (4.2)$$

$$R_t^{obs} = \hat{R}_t, \quad (4.3)$$

$$b_t^{obs} = \hat{b}_t, \quad (4.4)$$

$$\tau_t^{obs} = \hat{\tau}_t. \quad (4.5)$$

Esses dados foram utilizados para estimar um modelo usando o algoritmo Metropolis-Hastings passeio aleatório (MHPA), descrito no capítulo anterior. A moda a posteriori para iniciar o MHPA foi encontrada utilizando o algoritmo BFGS, e a inversa do hessiano avaliado na moda a posteriori foi utilizada como matriz de covariâncias da distribuição candidata. O fator de escala da variância da distribuição candidata foi de $c = 0.52$, para obter uma taxa de aceitação próxima de 25% ², como sugerido por Roberts et al. (1997).

Com a construção dessa candidata foram feitas 200.000 replicações do algoritmo para duas cadeias independentes, com a finalidade de compará-las e analisar a convergência da cadeia de Markov. O apêndice A mostra a distribuição das amostras da a posteriori e o apêndice B apresenta o diagnóstico de convergência, indicando que a cadeia de Markov convergiu para distribuição estacionária, representando, portanto, a distribuição a posteriori dos parâmetros. A Tabela 3 apresenta a média a posteriori e o intervalo de credibilidade de 90% de cada um dos parâmetros estimados.

Com relação aos parâmetros da regra de Taylor, as estimativas apontaram que a taxa de juros reage de forma agressiva à inflação no regime de política monetária ativa. No regime de política de monetária passiva, o coeficiente de resposta à inflação, $\phi_{\pi,2}$ atende a requisição dada pela equação (2.30) de política monetária passiva. Com relação a regra fiscal, no regime de política fiscal ativa a resposta dos impostos com relação à dívida foi restringido ao valor de zero, ao passo que no regime de política fiscal passiva a estimativa do coeficiente $\psi_{b,1}$ foi superior ao limiar descrito pela equação (2.31) ³.

Em termos econômicos, isso significa que a autoridade fiscal ajusta os impostos de maneira a estabilizar a dívida e valida os efeitos

² O valor exato da taxa de aceitação foi de 23.08% na primeira cadeia e 23.17% na segunda cadeia

³ Como o fator de desconto foi calibrado em $\beta = 0.989$, o limiar que divide a política fiscal ativa da passiva é de $1 - \beta = 0.011$.

Tabela 3 – Média a posteriori dos parâmetros do MS-DSGE

Parâmetros	Média a posteriori	5%	95%
θ	0,0057	0,0033	0,0078
$\phi_{\pi,1}$	2,1864	2,0098	2,3645
$\phi_{\pi,2}$	0,7440	0,6821	0,8039
ϕ_y	0,1400	0,0617	0,2496
$\psi_{b,1}$	0,0663	0,0240	0,1235
ψ_g	0,2331	0,1387	0,3714
ψ_R	0,2654	0,1425	0,4726
ψ_π	0,3127	0,1565	0,5736
ρ_g	0,9303	0,8889	0,9695
ρ_μ	0,2121	0,0506	0,4000
ρ_ν	0,5716	0,4895	0,6515
σ_M	0,4622	0,4145	0,5124
σ_F	0,8687	0,8045	0,9349
σ_g	0,1553	0,1286	0,1853
σ_μ	0,6168	0,5710	0,6644
σ_z	0,8713	0,5861	1,4151
p_{00}	0,9829	0,9669	0,9942
p_{11}	0,8401	0,7767	0,8957

Fonte: Elaboração própria.

da política monetária. Por exemplo, se um desvio da inflação do seu estado estacionário for enfrentado pelo Banco Central respondendo com um aumento da taxa de juros mais do que proporcional ($\phi_{\pi,1} = 2.19$), os efeitos sobre a dívida pública resultante devido ao maior custo da dívida terão como resposta uma elevação dos tributos. Esse aumento de tributos mantém a dívida em uma trajetória sustentável e absorve a riqueza da economia que surge com o efeito riqueza do aumento das taxas de juros.

Em modelos com mudança de regime markoviana as estimativas das probabilidades de transição são fundamentais para capturar a mudança de regimes. As estimativas mostraram que os regimes são persistentes, uma vez que os valores encontrados das probabilidades de se manter em um dos dois regimes são altas: a média dessas estimativas apresentam valores próximos de um. A estimativa dessas probabilidades permite encontrar a probabilidade de estar em um regime monetário ou regime fiscal. A Figura (2) apresenta a probabilidade filtrada e

suavizada de estar em um regime monetário.

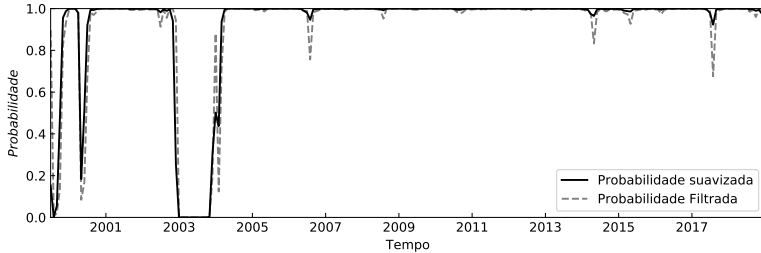


Figura 2 – Probabilidade filtrada e suavizada de o regime vigente ser o regime monetário, $Pr[s_t = 1|y_t]$ e $Pr[s_t = 1|y_{1:T}]$, respectivamente.

Os resultados ilustrados na Figura (2) captura alguns acontecimentos macroeconômicos. Nota-se que, em geral, o regime de dominância monetária é mais frequente ao longo de toda a amostra, entretanto, em alguns períodos a probabilidade de estar em um regime de dominância monetária é muito próxima de zero, implicando que o regime vigente é o regime de dominância fiscal, visto que apenas os casos polares foram considerados.

No começo da amostra, o regime de dominância fiscal aparece, porém já em meados do ano 2000 a probabilidade de estar em um regime de dominância monetária é próxima da unidade, com exceção de uma queda que ocorre em abril de 2000. Por volta do final do ano de 2002 o regime de dominância fiscal volta a aparecer e permanece até final do ano de 2003. O regime de dominância monetária persiste até o final da amostra, com algumas pequenas quedas na probabilidade de estar no regime de dominância monetária. A partir do ano de 2014 essas pequenas quedas são mais frequentes. Especificamente, considerando como dominância fiscal os períodos em que a $Pr[s_t = 1|y_{1:T}] < 0.05$, os seguintes períodos são identificados: no mês de julho de 1999 e entre dezembro de 2002 e outubro de 2003 regime prevalente foi de dominância fiscal.

De maneira geral, os resultados apontam que no começo do primeiro mandato do governo Lula é presumível que o regime vigente foi de dominância fiscal. O contexto político e macroeconômico desse período é compatível com os resultados do modelo estimado e serão discutidos a seguir.

4.2 DISCUSSÃO

A economia brasileira passou por algumas transformações importantes no ano de 1999. Desde a implementação do Plano Real, a taxa de câmbio era utilizada para ancorar a inflação. Porém, a partir de 1999 essa taxa passou a ser livre, de modo que as depreciações cambiais pressionavam o nível de preços. O sistema de metas de inflação, que entrou em vigor no segundo semestre de 1999, aparece como uma nova forma de controlar o nível de preços, em um arcabouço no qual o Banco Central responde às variações na inflação por meio de seu instrumento de política monetária, a taxa de juros, de modo que a inflação persiga a meta estipulada pelo Conselho Monetário Nacional.

O período do início do sistema de metas de inflação foi acompanhado por uma transformação fiscal, especialmente com o acordo tratado com o Fundo Monetário Internacional (FMI), com a exigência de metas para os superávits primários. Inicia-se uma gestão da economia brasileira que ficou conhecida como tripé macroeconômico: sistema de metas de inflação, compromisso fiscal e taxas de câmbio flutuante. Nesse arcabouço, idealmente a política fiscal garante a sustentabilidade da dívida para respaldar os efeitos da política monetária, que respeita o princípio de Taylor, compatível, portanto, com uma política fiscal passiva e uma política monetária ativa (dominância monetária).

Sob o comando de Armínio Fraga, a política monetária dos primeiros anos do sistema de metas de inflação respondeu de maneira agressiva à inflação, que era pressionada pela depreciação da taxa de câmbio por meio do repasse cambial. Consequentemente, houve um aumento expressivo da taxa SELIC. Em relação à política fiscal, o acordo com o FMI permitiu o aumento do superávit primário e uma melhora fiscal. A transformação fiscal também contou com a criação de novos impostos e algumas mudanças estruturais, como a criação da Lei de Responsabilidade Fiscal, em 2000, e a reforma da previdência ocorrida no ano anterior à implementação do sistema de metas de inflação (AMAURY; VASCONCELLOS; JR, 2016).

Em vista da melhora fiscal e da postura da autoridade monetária, reagindo agressivamente aos movimentos da inflação, o contexto macroeconômico parece ser compatível com o resultado mostrado na Figura (2) que, apesar de uma baixa probabilidade de dominância monetária nos primeiros meses da implementação do sistema de metas de inflação, apresentou alta probabilidade nos anos que sucederam a sua implementação.

A despeito da melhora fiscal supramencionada, um fator funda-

mental para entender a interação entre as políticas fiscal e monetária é a parcela da dívida pública que é indexada à taxa SELIC. No início do sistema de metas de inflação, uma grande porção da dívida pública era indexada à taxa SELIC *overnight*, como ilustra a Figura (3):

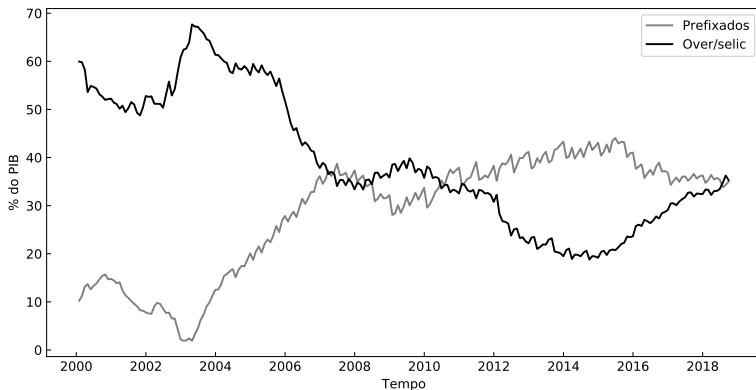


Figura 3 – Evolução da proporção dos títulos públicos indexada à SELIC/*overnight* e proporção de títulos prefixados em carteira.

A Figura (3) mostra que no início do sistema de metas de inflação, cerca de 50% da dívida pública era indexada à taxa SELIC/over e que a partir de 2002 há um crescimento nessa proporção. Por outro lado, os títulos prefixados possuíam menor proporção. Dessa forma, os consecutivos aumentos da taxa de juros no início do sistema de metas de inflação, feitos pelo Banco Central em resposta à inflação, teve como consequências um crescimento do serviço da dívida e um aumento da dívida pública, o que pode ter colocado em dúvida a sustentabilidade fiscal.

Somado a esse efeito da política monetária sobre a dívida pública, a eleição para presidente da república em 2002 tinha como líder nas pesquisas um candidato com ideias conflitantes com as políticas que vinham sendo adotadas, o que provocava incertezas sobre a continuação do tripé macroeconômico. Com a vitória desse candidato, Luiz Inácio Lula da Silva, no ano de 2003 a economia brasileira experimentou altas taxas de juros, inflação e uma dívida pública em um patamar elevado. A Figura (4) apresenta a evolução da taxa de juros SELIC, da inflação

medida pelo IPCA e da dívida líquida do setor público, destacando o período identificado como dominância fiscal.

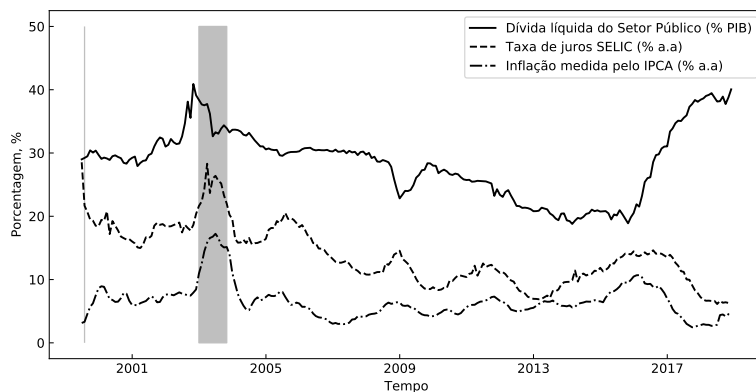


Figura 4 – Evolução da taxa de juros SELIC, IPCA e dívida líquida do setor público da economia brasileira para o período de junho de 1999 a novembro de 2018. A área sombreada representa o período de dominância fiscal identificada na estimação do modelo.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Banco Central e resultados da pesquisa.

Nota-se na Figura (4) que o final do segundo mandato do presidente Fernando Henrique Cardoso (FHC), a dívida pública apresenta um crescimento expressivo. A taxa de juros e a inflação também apresentam trajetória crescente no final do segundo mandato de FHC e início do governo Lula. Esse contexto tornou o sistema de metas inflacionárias inoperante, em vista do efeito perverso do aumento das taxas de juros sobre o crescimento da dívida. As consequências desse efeito podem ter sido que os superávits primários do período não foram suficientes para estabilizar a trajetória da relação dívida-PIB.

A incerteza em relação à sustentabilidade fiscal pode ter impactado nas decisões dos agentes detentores de títulos que, mesmo com uma taxa de juros mais atrativa, preteriam alocar seus recursos em títulos do governo, visto que poderiam ser corroídos por inflação futura. Visto

que o aumento da taxa de juros em resposta à inflação estava gerando um efeito perverso, no período entre dezembro de 2002 e outubro de 2003 a política monetária começa a ser passiva. A taxa de crescimento média da taxa de juros para esse período foi menor do que a taxa de crescimento média da taxa de inflação, mostrando que o Banco Central, embora respondesse à inflação com aumento de juros, respondia de forma menos que proporcional.

Há na literatura argumentos na direção de uma dominância fiscal para o período de 2003 (BLANCHARD, 2004). A explicação desse autor, entretanto, baseia-se no efeito do aumento da taxa de juros sobre a taxa de câmbio. Para Blanchard (2004), se a economia se encontra em uma situação em que o aumento da taxa de juros em resposta a uma inflação mais elevada leva a uma maior probabilidade de *default* sobre a dívida, os títulos da dívida pública seriam menos atrativos. Como consequência, a taxa de câmbio se depreciaria e pressionaria novamente o nível de preços, entrando em um círculo vicioso. Vale notar que, embora os resultados da identificação da dominância fiscal sejam compatíveis com os resultados de Blanchard (2004) e com a trajetória do perfil de indexação da dívida, o modelo utilizado na estimação não trata os efeitos sobre a taxa de câmbio e a indexação da dívida.

As razões para incertezas da condução da política fiscal no governo Lula foram se dissipando à medida em que o governo não só seguiu o ajuste fiscal iniciado no governo anterior, como o aprofundou, aumentando e cumprindo as metas de superávits primário no decorrer do seu primeiro mandato. Ainda, observando a Figura (3) é possível notar que a parcela da dívida pública indexada à taxa de juros inicia uma trajetória de queda.

Com relação à política monetária, o Banco Central passa a ser presidido por Henrique Meirelles, e a inflação, assim como a taxa de juros passam a cair gradativamente, no decorrer do primeiro governo Lula. O resultado é uma melhora fiscal e uma queda na relação dívida-PIB, permitindo que a economia saísse da situação de dominância fiscal. De fato, o primeiro mandato do presidente Lula foi marcado pelo cumprimento das metas de superávits e de uma melhora fiscal (GIAMBIAGI, 2008). A Figura (2) mostra que o modelo estimado captou essa mudança, de modo que a partir de 2004 a probabilidade de estar em um regime de dominância monetária se situa próxima de um.

De maneira geral, as políticas adotadas no primeiro e no segundo governo Lula foram condizentes com o tripé macroeconômico, de forma que, com exceção do ano de 2003, o período é caracterizado por um cenário de dominância monetária. Vale notar, entretanto, que no campo

fiscal há uma flexibilização a partir do segundo mandato, com propostas de políticas que se contrapunham à visão ortodoxa. Há, por exemplo, uma maior preocupação de políticas de redução da pobreza e da desigualdade, como aumento do salário mínimo e gastos com bolsa família, com o argumento de que tais políticas seriam passíveis de ser realizada sem que gerasse desequilíbrios fiscais, uma vez que se autofinanciariam por meio do crescimento econômico (ARANTES; LOPREATO, 2017).

No modelo estimado nesta pesquisa, em meados de 2006 há uma pequena queda na probabilidade do regime vigente ser o de dominância monetária. Essa queda pode estar associada à flexibilização da política fiscal. Entretanto, a política monetária nesse período foi capaz de controlar a inflação e os superávits primários continuaram suficientes para manter uma trajetória descendente da razão dívida-PIB, respaldando os efeitos da política monetária.

O regime de dominância monetária identificado pela estimação do modelo parece condizente com a evolução das variáveis apresentadas na Figura (4). A relação dívida-PIB permaneceu com tendência de queda até o ano de 2015

Vale notar que houve uma melhora do perfil da dívida pública em relação ao seu indexador, com queda da proporção da dívida indexada à taxa de juros e com aumento da parcela dos títulos prefixados até meados de 2014 (ver Figura (3)). No entanto, durante o primeiro mandato da presidente Dilma, há uma inflexão na política fiscal, tornando-a mais expansionista, com a introdução do que ficou conhecido como Nova Matriz Macroeconômica. A desaceleração da atividade no final de seu primeiro mandato levou a uma retração da arrecadação e, consequentemente, a uma piora fiscal (ARANTES; LOPREATO, 2017). Somado a isso, a partir de 2014, o perfil da dívida em relação ao seu indexador encerra a trajetória de queda dos títulos indexados à taxa de juros, o que aumenta a interdependência entre as políticas fiscal e monetária, em um contexto de desequilíbrios fiscais.

Como consequência desse desequilíbrio fiscal, a dívida pública também encerra a trajetória de queda e apresenta forte crescimento a partir de 2015. A crise política enfrentada pelo governo Dilma II agravou o cenário de sustentabilidade fiscal. Assim, a partir do final de 2014, acompanhado da discussão sobre a necessidade de um ajuste fiscal, o debate sobre dominância fiscal volta a ser discutido, em vista da interdependência das políticas fiscal e monetária e dos recorrentes desequilíbrios fiscais (por exemplo, (RESENDE, 2017)).

Entretanto, analisando novamente a Figura (2), nota-se que a probabilidade de o regime vigente ser o regime monetário continua

próxima de um, embora em alguns períodos específicos ocorra pequenas quedas nessa probabilidade. Nesse período de alta probabilidade houve uma mudança no comando do Ministério da Fazenda, que passa a ser gerido por Henrique Meirelles. Outro acontecimento desse período foi a aprovação da PEC dos gastos públicos, que representou um esforço de ajustar as contas públicas.

Assim, de maneira geral, o regime mais frequente na economia brasileira no período pós sistema de metas de inflação foi o de dominância monetária. Porém, especialmente no período entre dezembro de 2002 e outubro de 2003, a política fiscal não gerou superávits suficientes para garantir a solvência da dívida, isto é, teve um comportamento ativo. Para garantir o equilíbrio, a política monetária atuou como passiva nesses períodos, caracterizando o regime de política como dominância fiscal.

5 CONCLUSÕES

Esse trabalho teve como principal objetivo identificar a evolução das combinações de políticas fiscal e monetária para o período pós sistema de metas de inflação. Para alcançar esse objetivo, estimou-se um modelo microfundamentado em que alguns parâmetros das regras de políticas fiscal e monetária eram dependentes do regime de política vigente. A introdução de mudança de regime permitiu identificar a evolução das combinações de políticas, visto que há possibilidade de instabilidade dos parâmetros de resposta das regras de políticas. Foram considerados os dois casos de equilíbrio determinado de expectativas racionais: dominância monetária, política monetária ativa e política fiscal passiva; e dominância fiscal, política monetária passiva e política fiscal ativa.

Os resultados obtidos permitiram concluir que de fato houve mudança de regime de política no período pós sistema de metas de inflação. O regime mais frequente foi o de dominância monetária, o que é condizente com o tripé macroeconômico adotado a partir de 1999. Contudo, em alguns períodos, o regime prevalente foi de dominância fiscal. Especificamente, os períodos com maior probabilidade de o regime prevalente ser de dominância fiscal foram os seguintes: no mês de julho de 1999 e entre dezembro de 2002 e outubro de 2003.

A determinação do nível de preços é diferente em cada um dos regimes de políticas. No contexto do sistema de metas de inflação, o regime de dominância monetária é preferível em relação à dominância fiscal, uma vez que a política monetária é que determina a inflação. Entretanto, a identificação de períodos de dominância fiscal revelam uma fragilidade do sistema de metas de inflação brasileiro, visto que, nesse caso, o nível de preços é determinado pela autoridade fiscal, tornando o sistema de metas inflacionárias inoperante.

Uma outra conclusão é que os períodos identificados como dominância fiscal foram acompanhados de uma piora no perfil da dívida com relação ao seu indexador, no sentido de que uma maior parcela da dívida estar atrelada às taxas de juros controladas pela autoridade

monetária.

O modelo utilizado para identificar as combinações de políticas fiscal e monetária possui avanços metodológicos em relação à literatura para o caso brasileiro. O modelo possui as seguintes vantagens: trata-se de um modelo estrutural que considera a dinâmica da dívida ao se estimar a regra fiscal; permite diferentes regimes de políticas sem que sejam necessário procedimentos de divisão em subamostras; e a utilização de dados mensais permite obter maior informação amostral sobre o comportamento das variáveis.

A análise empírica dos dados com esse modelo permite identificar a combinação de políticas de forma efetiva. Por um lado, a identificação de um regime de dominância fiscal em meados de 2003 está de acordo com o que a literatura tem argumentado para esse período. Por outro lado, para o período entre 2016 e 2017, o modelo não permitiu concluir que o regime de política prevalente era de dominância fiscal. Isso contraria a hipótese levantada por alguns autores, como Resende (2017), de que o regime de política vigente não seria o de dominância monetária.

As conclusões obtidas por meio do modelo estimado neste trabalho possui a limitação de não considerar os casos em que ambas as políticas são passivas ou em que ambas são ativas. Uma possível extensão deste trabalho é considerar um modelo que contemple essas combinações adicionais de políticas. Isso permitiria, por exemplo, identificar um regime de transição entre uma mudança de dominância fiscal para dominância monetária e, conseqüentemente, saber qual autoridade se move primeiro. Outra possível extensão seria considerar mudanças de volatilidade dos choques de políticas. Tanto a mudança de regime de política, quanto a mudança de regime de alta e baixa volatilidade, são fontes de instabilidade dos parâmetros e um modelo contemplando as duas fontes de variação pode trazer resultados mais acurados.

Referências

- ALVES, C. R. d. A.; MOURA, G. V. Interação entre política fiscal e política monetária no período pós-metas de inflação. *Encontro Nacional de Economia (46.: 2018, aceito para apresentação 11-14 dez.: Rio de Janeiro, RJ).Anais..*/ Rio de Janeiro: ANPEC, 2018., 2018. 22
- AMAURY, P. G.; VASCONCELLOS, M. A. S. de; JR, R. T. *Economia brasileira contemporânea*. [S.l.]: São Paulo: Altas, 2016. 53
- ARANTES, F.; LOPREATO, F. O novo consenso em macroeconomia no brasil: A política fiscal do plano real ao segundo governo lula. *Revista de Economia Contemporânea*, v. 21, n. 3, 2017. 57
- BHATTARAI, S.; LEE, J. W.; PARK, W. Y. Policy regimes, policy shifts, and us business cycles. *Review of Economics and Statistics*, MIT Press, v. 98, n. 5, p. 968–983, 2016. 20
- BIANCHI, F. Evolving monetary/fiscal policy mix in the united states. *The American Economic Review*, American Economic Association, v. 102, n. 3, p. 167–172, 2012. 20, 37
- BIANCHI, F.; ILUT, C. Monetary/fiscal policy mix and agents' beliefs. *Review of economic Dynamics*, Elsevier, v. 26, p. 113–139, 2017. 27, 43
- BLANCHARD, O. *Fiscal dominance and inflation targeting: lessons from Brazil*. [S.l.], 2004. 56
- BOHN, H. Budget balance through revenue or spending adjustments?: Some historical evidence for the united states. *Journal of monetary economics*, Elsevier, v. 27, n. 3, p. 333–359, 1991. 16
- BOHN, H. The behavior of us public debt and deficits. *The Quarterly Journal of economics*, MIT Press, v. 113, n. 3, p. 949–963, 1998. 17, 18, 21

BOHN, H. Are stationarity and cointegration restrictions really necessary for the intertemporal budget constraint? *Journal of monetary Economics*, Elsevier, v. 54, n. 7, p. 1837–1847, 2007. 8, 16, 18, 22

CALVO, G. A. Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of monetary Economics*, Elsevier, v. 12, n. 3, p. 383–398, 1983. 26

CANZONERI, M. B.; CUMBY, R. E.; DIBA, B. T. *Is the price level determined by the needs of fiscal solvency?* [S.l.], 2001. 17, 18

CASTRO, M. R. D. et al. Samba: Stochastic analytical model with a bayesian approach. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 35, n. 2, p. 103–170, 2015. 43

CLARIDA, R.; GALI, J.; GERTLER, M. Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory. *The Quarterly journal of economics*, MIT Press, v. 115, n. 1, p. 147–180, 2000. 33

COCHRANE, J. H. A frictionless view of us inflation. *NBER macroeconomics annual*, MIT Press, v. 13, p. 323–384, 1999. 8, 12, 17, 22

COCHRANE, J. H. Long-term debt and optimal policy in the fiscal theory of the price level. *Econometrica*, Wiley Online Library, v. 69, n. 1, p. 69–116, 2001. 13

COCHRANE, J. H. Inflation and debt. *National affairs*, v. 9, n. 2, p. 56–78, 2011. 12

COCHRANE, J. H. *The Fiscal Theory of Price Level*. [S.l.]: Forthcoming, 2018. 13

DAVIG, T. et al. Fluctuating macro policies and the fiscal theory [with comments and discussion]. *NBER macroeconomics annual*, MIT Press, v. 21, p. 247–315, 2006. 20, 33

DEJONG, D. N.; DAVE, C. *Structural macroeconometrics*. [S.l.]: Princeton University Press, 2011. 9, 48

DIXIT, A. K.; STIGLITZ, J. E. Monopolistic competition and optimum product diversity. *The American Economic Review*, JSTOR, v. 67, n. 3, p. 297–308, 1977. 24, 26

- FARMER, R. E.; WAGGONER, D. F.; ZHA, T. Understanding markov-switching rational expectations models. *Journal of Economic theory*, Elsevier, v. 144, n. 5, p. 1849–1867, 2009. 33
- FARMER, R. E.; WAGGONER, D. F.; ZHA, T. Minimal state variable solutions to markov-switching rational expectations models. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Elsevier, v. 35, n. 12, p. 2150–2166, 2011. 9, 33, 34, 35
- FIALHO, M. L.; PORTUGAL, M. S. Monetary and fiscal policy interactions in brazil: an application of the fiscal theory of the price level. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, SciELO Brasil, v. 35, n. 4, p. 657–685, 2005. 8, 20, 21
- FRÜHWIRTH-SCHNATTER, S. *Finite mixture and Markov switching models*. [S.l.]: Springer Science & Business Media, 2006. 38
- GALÍ, J. *Monetary policy, inflation, and the business cycle: an introduction to the new Keynesian framework and its applications*. [S.l.]: Princeton University Press, 2015. 23
- GEWEKE, J. *Evaluating the accuracy of sampling-based approaches to the calculation of posterior moments*. [S.l.]: Federal Reserve Bank of Minneapolis, Research Department Minneapolis, MN, USA, 1991. 69
- GIAMBIAGI, F. 18 anos de política fiscal no brasil: 1991/2008. *Economia aplicada*, SciELO Brasil, v. 12, n. 4, p. 535–580, 2008. 56
- HAMILTON, J. D. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, JSTOR, p. 357–384, 1989. 8, 33, 40, 42
- HAMILTON, J. D.; FLAVIN, M. *On the limitations of government borrowing: A framework for empirical testing*. [S.l.]: National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA, 1985. 16
- HERBST, E. P.; SCHORFHEIDE, F. *Bayesian estimation of DSGE models*. [S.l.]: Princeton University Press, 2015. 46
- JUSTINIANO, A.; PRIMICERI, G. E. The time-varying volatility of macroeconomic fluctuations. *American Economic Review*, v. 98, n. 3, p. 604–41, 2008. 33
- KIM, C.-J. Dynamic linear models with markov-switching. *Journal of Econometrics*, Elsevier, v. 60, n. 1-2, p. 1–22, 1994. 9, 37, 39, 40, 42

KIM, C.-J.; NELSON, C. R. State-space models with regime switching: classical and gibbs-sampling approaches with applications. *MIT Press Books*, The MIT press, v. 1, 1999. 42

LEEPER, E. M. Equilibria under ‘active’ and ‘passive’ monetary and fiscal policies. *Journal of monetary Economics*, Elsevier, v. 27, n. 1, p. 129–147, 1991. 8, 12, 14, 15, 19, 21

LEEPER, E. M.; LEITH, C. Understanding inflation as a joint monetary–fiscal phenomenon. *Handbook of Macroeconomics*, Elsevier, v. 2, p. 2305–2415, 2016. 12, 15, 16, 18, 19

LEEPER, E. M.; SIMS, C. A. Toward a modern macroeconomic model usable for policy analysis. *NBER macroeconomics annual*, MIT Press, v. 9, p. 81–118, 1994. 19

LI, B. On the identification of fiscal policy behavior. 2009. 18

LOYO, E. Tight money paradox on the loose: a fiscalist hyperinflation. *manuscript, Harvard University*, 1999. 15, 20, 21

LUPORINI, V. et al. *The behavior of the Brazilian federal domestic debt*. [S.l.], 2001. 20, 21

MOREIRA, T. B. S.; SOUZA, G. S.; ALMEIDA, C. L. Fiscal theory of the price level and the interaction of monetary and fiscal policies: The brazilian case. 2007. 8, 21, 22

NUNES, A. F. N. d.; PORTUGAL, M. S. Políticas fiscal e monetária ativas e passivas: uma análise para o brasil pós-metas de inflação. *Encontro Nacional de Economia (37.: 2009, 08-11 dez.: Foz do Iguaçu, PR).*[Anais..] *Foz do Iguaçu: ANPEC, 2009. 1 CD-ROM.*, 2009. 8, 20, 22

ORNELLAS, R.; PORTUGAL, M. S. Fiscal and monetary interaction in brazil. *XXXIII Encontro Brasileiro de Econometria*, Sociedade Brasileira de Econometria, p. 323–384, 2011. 20, 21, 22

PASTORE, A. C. Déficit público, a sustentabilidade do crescimento das dívidas interna e externa, senhoriagem e inflação: Uma análise do regime monetário brasileiro. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 14, n. 2, p. 177–234, 1994. 20

RESENDE, A. L. *Juros, moeda e ortodoxia: Teorias monetárias e controvérsias políticas*. [S.l.]: Editora Schwarcz, 2017. 13, 15, 57, 60

- ROBERTS, G. O. et al. Weak convergence and optimal scaling of random walk metropolis algorithms. *The annals of applied probability*, Institute of Mathematical Statistics, v. 7, n. 1, p. 110–120, 1997. 50
- SARGENT, T. J.; WALLACE, N. Some unpleasant monetarist arithmetic. *Quarterly Review*, Federal Reserve of Minneapolis, p. 1–17, 1981. 11, 12
- STOCK, J. H.; WATSON, M. W. Has the business cycle changed? evidence and explanations. *Monetary policy and uncertainty: adapting to a changing economy*, Citeseer, p. 9–56, 2003. 33
- TANNER, E.; RAMOS, A. M. Fiscal sustainability and monetary versus fiscal dominance: evidence from brazil, 1991–2000. *Applied Economics*, Taylor & Francis, v. 35, n. 7, p. 859–873, 2003. 8, 21
- TRAUM, N.; YANG, S.-C. S. Monetary and fiscal policy interactions in the post-war us. *European Economic Review*, Elsevier, v. 55, n. 1, p. 140–164, 2011. 19, 20
- TREHAN, B.; WALSH, C. E. Common trends, the government's budget constraint, and revenue smoothing. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Elsevier, v. 12, n. 2-3, p. 425–444, 1988. 16
- WALSH, C. E. *Monetary theory and policy*. [S.l.]: MIT press, 2017. 12
- WOODFORD, M. Control of the public debt: a requirement for price stability? In: *The Debt Burden and Its Consequences for Monetary Policy*. [S.l.]: Springer, 1996. p. 117–158. 12, 19
- WOODFORD, M. *Interest rate and prices*. [S.l.]: Princeton University Press Princeton, NJ, and Oxford, 2003. 15, 22, 23, 27

APÊNDICES

Apêndice A: Distribuições a priori e a posteriori para modelo MS-DSGE

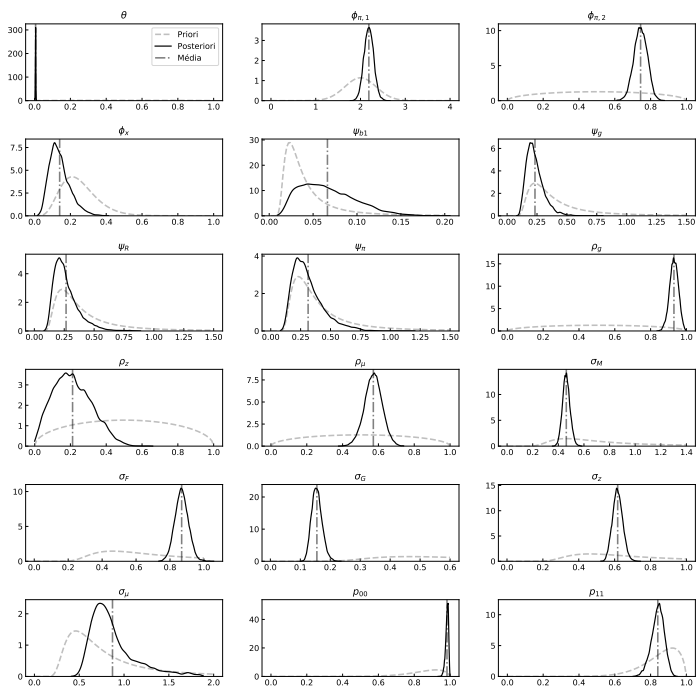


Figura 5 – Distribuição a priori e a posteriori para o modelo MS-DSGE

Apêndice B: Diagnósticos de convergência

Esta seção apresenta dois tipos de diagnósticos de convergência. O primeiro deles, médias recursivas, trata-se de uma abordagem gráfica em que a não convergência é detectada caso não exista um ponto limite no qual a média se aproxime a medida que cresce o número de replicações. Além disso, a média recursiva de todos os parâmetros foram calculadas para duas cadeias, para verificar se duas cadeias independentes tendem a convergir para o mesmo ponto limite.

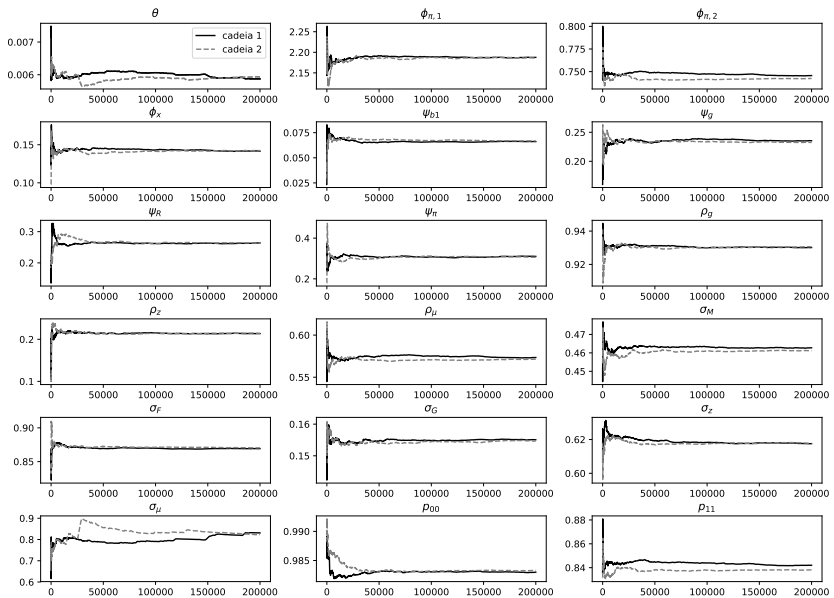


Figura 6 – Médias recursivas das 200.000 replicações do Metropolis-Hastings

A Figura (5) permite concluir que as duas cadeias tendem para um mesmo ponto limite, visto que tendem a ficar horizontal à medida que o número de replicações aumenta. Logo, há indícios para descartar a possibilidade de não-convergência.

O segundo diagnóstico é o de Geweke (1991) que compara a média das primeiras replicações depois do burn-in (10%) com as últimas (50%). A estatística de diagnóstico converge para uma normal padrão, de modo que pode ser comparada com o valor crítico da normal padrão de 1,96. Desse modo, caso o valor encontrado para o diagnóstico de convergência seja maior que 1,96 ou menor que $-1,96$, detecta-se a não convergência.

Parâmetro	Estatística	Parâmetro	Estatística
θ	0,036034	ρ_μ	-0,018613
$\phi_{\pi,1}$	-0,009228	ρ_ν	-0,013773
$\phi_{\pi,2}$	-0,005254	σ_M	-0,084061
ϕ_y	0,040801	σ_F	-0,077761
$\psi_{b,1}$	-0,006858	σ_g	0,008465
ψ_g	0,049998	σ_μ	0,025285
ψ_R	-0,036490	σ_ν	-0,071410
ψ_π	-0,134403	p_{00}	0,054802
ρ_g	0,039223	p_{11}	-0,040029

Tabela 4 – Diagnóstico de Geweke: Comparação da média dos primeiros 10% da amostra com os últimos 50% para o caso com mudança de regime.

Como os valores da Tabela (4) ficaram entre $-1,96$ e $1,96$, há evidências para descartar a possibilidade de não convergência.

Apêndice C: Análise de sensibilidade

A estimação bayesiana permite a incorporação de conhecimento a priori. Entretanto, a fim de priorizar as informações oriunda dos dados, será apresentado a seguir uma análise de sensibilidade, modificando alguns hiperparâmetros das a priori ou até mesmo a distribuição a priori. Considerou-se três tipos de distribuições a priori. As a prioris do tipo 1 são aquelas descritas na seção 4.2.2. O segundo tipo de distribuições a priori modificou a média das distribuições a priori dos parâmetros p_{00} e p_{11} , deixando-as centradas em 0.5; a distribuição do parâmetro

$\psi_{b,1}$ também foi alterada, visando ser não-informativo em relação a esse parâmetro, escolhendo-se uma distribuição uniforme definida no intervalo $[0, 5]$. Valores acima de cinco, parecem ser valores poucos prováveis de acontecer para esse parâmetro, justificando a escolha do intervalo. O terceiro tipo de distribuições a priori é igual às a prioris do tipo II, com exceção da média das distribuições dos parâmetros p_{00} e p_{11} , que foram fixadas em 0.15.

P	Tipo I			Tipo II			Tipo III		
	M	5%	95%	M	5%	95%	M	5%	95%
θ	0,006	0,003	0,008	0,006	0,004	0,008	0,006	0,003	0,008
$\phi_{\pi,1}$	2,186	2,010	2,364	2,188	2,014	2,365	2,177	1,999	2,357
$\phi_{\pi,2}$	0,744	0,682	0,804	0,736	0,672	0,797	0,669	0,602	0,733
ϕ_y	0,140	0,062	0,250	0,142	0,061	0,251	0,132	0,057	0,235
$\psi_{b,1}$	0,066	0,024	0,124	0,104	0,046	0,164	0,104	0,048	0,162
ψ_g	0,233	0,139	0,371	0,240	0,140	0,385	0,235	0,140	0,375
ψ_R	0,265	0,143	0,473	0,267	0,143	0,462	0,275	0,147	0,492
ψ_π	0,313	0,157	0,574	0,310	0,157	0,549	0,314	0,157	0,564
ρ_g	0,930	0,889	0,969	0,932	0,890	0,972	0,937	0,897	0,974
ρ_μ	0,212	0,051	0,400	0,216	0,050	0,411	0,217	0,053	0,407
ρ_ν	0,572	0,489	0,652	0,562	0,482	0,640	0,514	0,433	0,594
σ_M	0,462	0,415	0,512	0,462	0,416	0,511	0,457	0,411	0,506
σ_F	0,869	0,804	0,935	0,869	0,804	0,938	0,869	0,805	0,937
σ_g	0,155	0,129	0,185	0,155	0,129	0,185	0,159	0,133	0,190
σ_μ	0,617	0,571	0,664	0,618	0,573	0,668	0,619	0,573	0,668
σ_z	0,871	0,586	1,415	0,846	0,582	1,313	0,878	0,595	1,420
p_{00}	0,983	0,967	0,994	0,984	0,968	0,995	0,964	0,942	0,981
p_{11}	0,840	0,777	0,896	0,828	0,763	0,886	0,779	0,710	0,841

Nota: Abreviações da tabela: M, média; P, parâmetros

Fonte: Elaboração própria.