

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

FABRIZIO ALMEIDA MARODIN

**MUDANÇA DE REGIME MARKOVIANA EM MODELOS DSGE: UMA
ESTIMAÇÃO DO PASS-THROUGH DE CÂMBIO PARA INFLAÇÃO BRASILEIRA
DURANTE O PERÍODO 2000 A 2015**

Porto Alegre

2016

FABRIZIO ALMEIDA MARODIN

**MUDANÇA DE REGIME MARKOVIANA EM MODELOS DSGE: UMA
ESTIMAÇÃO DO PASS-THROUGH DE CÂMBIO PARA INFLAÇÃO BRASILEIRA
DURANTE O PERÍODO 2000 A 2015**

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

Orientador: Prof. Dr. Marcelo Savino Portugal

Porto Alegre

2016

DADOS INTERNACIONAIS DE CATALOGAÇÃO NA PUBLICAÇÃO (CIP)

Responsável: Biblioteca Gládis Wiebbelling do Amaral, Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS

Almeida Marodin, Fabrizio
Mudança de Regime Markoviana em Modelos DSGE: uma
Estimação do Pass-through de Câmbio para Inflação
Brasileira Durante o Período 2000 A 2015 / Fabrizio
Almeida Marodin. -- 2016.
63 f.

Orientador: Marcelo Savino Portugal.

Dissertação (Mestrado) -- Universidade Federal do
Rio Grande do Sul, Faculdade de Ciências Econômicas,
Programa de Pós-Graduação em Economia, Porto Alegre, BR-
RS, 2016.

1. Política Monetária. 2. Modelos DSGE. 3. Cadeia
de Markov. 4. Inflação. I. Savino Portugal, Marcelo,
orient. II. Título.

FABRIZIO ALMEIDA MARODIN

**MUDANÇA DE REGIME MARKOVIANA EM MODELOS DSGE: UMA
ESTIMAÇÃO DO PASS-THROUGH DE CÂMBIO PARA INFLAÇÃO BRASILEIRA
DURANTE O PERÍODO 2000 A 2015**

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

Aprovada em: Porto Alegre, 13 de junho de 2016.

BANCA EXAMINADORA:

Prof. Dr. Marcelo Savino Portugal – Orientador
UFRGS

Prof. Dra. Andreza Aparecida Palma
Universidade Federal de São Carlos

Prof. Dr. Guilherme Ribeiro de Macêdo
UFRGS

Prof. Dr. Marcelo de Carvalho Griebeler
UFRGS

À minha família

AGRADECIMENTOS

Agradeço à minha família, em especial à minha esposa Kisie, cujo apoio foi fundamental para o sucesso deste empreendimento. Sem o amor e a união da família, nada disto seria possível. O encorajamento que recebo dela e a inspiração que recebo de meu filho Enrico me motivam a seguir em frente, em busca de um sonho maior. Agradeço aos meus pais Enio e Marilene pelo amor e educação que sempre me transmitiram.

Aos professores do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da UFRGS agradeço sinceramente a sua dedicação e excelência profissional. Em particular, agradeço ao meu orientador Prof. Marcelo Portugal, que prestou auxílio valiosíssimo em minha formação e tem me inspirado a seguir a carreira de economista. Ainda, agradeço ao Prof. Flavio Ziegelmann e ao Prof. Hudson Torrent, pelo precioso conhecimento que me transmitiram e pela agradável amizade que desfrutamos.

Finalmente, agradeço a meus amigos e colegas de trabalho: Ademir Julio Schenatto, que respaldou e viabilizou este projeto desde o início; e Marcos Soares da Silva, que despertou meu gosto pela economia.

RESUMO

Esta pesquisa investiga o comportamento não-linear do pass-through de taxa de câmbio na economia brasileira, durante o período de câmbio flutuante (2000-2015), a partir de um modelo de equilíbrio geral dinâmico estocástico com mudança de regime Markoviana (MS-DSGE). Para isso, utilizamos a metodologia proposta por Baele et al. (2015) e um modelo Novo-Keynesiano básico, sobre o qual incluímos novos elementos na curva de oferta agregada e uma nova equação para a dinâmica cambial. Encontramos evidências de existência de dois regimes distintos para o repasse cambial e para a variância dos choques sobre a inflação. No regime denominado de “Normal”, o pass-through de longo prazo é estimado em 0.0092 pontos percentuais para inflação, dado um choque cambial de 1%, contra 0.1302 pontos percentuais no regime de “Crise”. A superioridade do modelo MS-DSGE sobre o modelo com parâmetros fixos é constatada de acordo com diversos critérios comparativos.

Palavras-chave: Pass-through de taxa de câmbio, Modelos DSGE, Mudança de regime, Cadeia de Markov.

ABSTRACT

This research investigates the non-linearity of exchange rate pass-through on the Brazilian economy during the floating exchange rate period (2000-2015) in a Markov-switching dynamic stochastic general equilibrium framework (MS-DSGE). We apply methods proposed by Baele et al. (2015) in a basic New Keynesian model, with the addition of new elements to the aggregate supply curve and a new equation for the exchange rate dynamics. We find evidence of two distinct regimes for the exchange rate pass-through and for the volatility of shocks to inflation. During the regime named “Normal”, the long run pass-through is estimated as 0.0092 percent points to inflation, given a 1% exchange rate shock, in contrast to 0.1302 percent points during the “Crisis” regime. The MS-DSGE model appears superior to the fixed parameters model according to various comparison criteria.

Keywords: Exchange rate pass-through, DSGE, Regime switching, Markov chain.

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO.....	10
2	MUDANÇA DE REGIME MARKOVIANA EM MODELOS DSGE: UMA ESTIMAÇÃO DO PASS-THROUGH DE CÂMBIO PARA INFLAÇÃO BRASILEIRA DURANTE O PERÍODO 2000 A 2015.....	11
2.1	INTRODUÇÃO.....	12
2.2	O MODELO.....	16
2.2.1	O modelo Novo-Keynesiano.....	16
2.2.2	Introduzindo mudanças de regime.....	23
2.2.3	Avaliação do equilíbrio sob expectativas racionais.....	24
2.2.4	Identificação do modelo através do uso de pesquisas sobre expectativas.....	27
2.3	DADOS E ESTIMAÇÃO.....	29
2.3.1	Estatísticas descritivas e testes de estacionariedade.....	29
2.3.2	Método de estimação.....	33
2.4	RESULTADOS EMPÍRICOS.....	37
2.4.1	Estimativas dos parâmetros no modelo MS-DSGE.....	38
2.4.2	Testes de especificação e linearidade.....	45
2.4.3	Funções de resposta a impulso.....	49
2.4.4	Identificação de regimes de alto pass-through cambial.....	51
2.5	COMENTÁRIOS FINAIS.....	55
3	CONCLUSÃO.....	60
	REFERÊNCIAS.....	61

1 INTRODUÇÃO

A presente pesquisa insere-se entre os estudos que investigam o comportamento de parâmetros estruturais da economia brasileira após a adoção do regime de metas de inflação e câmbio flutuante. Economias emergentes, como a brasileira, estão expostas a choques cambiais recorrentes, sejam eles causados por fatores externos ou simplesmente em resposta a fatores endógenos. Neste sentido, surge interesse natural em compreender o fenômeno de pass-through, ou repasse, cambial, qual seja o efeito dos choques cambiais sobre a inflação.

Em particular, estamos interessados em avaliar a hipótese de que o parâmetro de pass-through cambial apresente comportamento não-linear ao longo do tempo, podendo ser mais intenso, por exemplo, em períodos de maior inflação ou durante crises financeiras. Para isso, elaboramos um estudo empírico que utiliza um modelo de equilíbrio geral dinâmico estocástico com mudança de regime Markoviana (MS-DSGE) e estima seus parâmetros para a economia brasileira.

A dissertação se desenvolve como um artigo de pesquisa apresentado integralmente no Capítulo 2. Na primeira parte do artigo, descrevemos em maior detalhe o problema de pesquisa e a literatura existente, bem como justificamos a escolha dos métodos de solução e estimação propostos por Baele et al. (2015). Em seguida, descrevemos o modelo DSGE básico, sob o qual introduzimos novos mecanismos na curva de oferta agregada e uma equação adicional para o câmbio, com o objetivo de modelar o pass-through cambial. Incorporamos mecanismos de mudança de regime na forma de variáveis não observadas, ao estilo de Hamilton (1989) e Kim & Nelson (1999). As condições de estabilidade e determinação do equilíbrio de expectativas racionais do modelo MS-DSGE são definidas seguindo Farmer, Waggoner & Zha (2009, 2010, 2011), Cho & Moreno (2011) e Cho (2014). Na terceira parte, realizamos testes estatísticos básicos sobre as séries de dados e detalhamos o procedimento de estimação por máxima verossimilhança. A quarta parte do artigo discute os resultados empíricos e a dinâmica do modelo, procurando fornecer uma interpretação econômica consistente com os fatos observados. A parte final do artigo resume as contribuições e limitações da pesquisa. Finalmente, o Capítulo 3 finaliza a dissertação com comentários finais sobre a aplicabilidade dos resultados e da metodologia.

2 MUDANÇA DE REGIME MARKOVIANA EM MODELOS DSGE: UMA ESTIMAÇÃO DO PASS-THROUGH DE CÂMBIO PARA INFLAÇÃO BRASILEIRA DURANTE O PERÍODO 2000 A 2015

Fabrizio Almeida Marodin^a, Marcelo Savino Portugal^b

^{a,b} *Programa de Pós-graduação em Economia, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre/RS.*

Resumo: O objetivo deste artigo é investigar o comportamento não-linear do pass-through de taxa de câmbio na economia brasileira, durante o período de câmbio flutuante (2000-2015), a partir de um modelo DSGE com mudança de regime Markoviana (MS-DSGE). Para isso, utilizamos a metodologia proposta por Baele et al. (2015) e um modelo Novo-Keynesiano básico, sobre o qual incluímos novos elementos na curva AS e uma nova equação para a dinâmica cambial. Encontramos evidências de existência de dois regimes distintos para o repasse cambial e para a variância dos choques sobre a inflação. No regime denominado de “Normal”, o pass-through de longo prazo é estimado em 0.0092 pontos percentuais para inflação, dado um choque cambial de 1%, contra 0.1302 pontos percentuais no regime de “Crise”. A superioridade do modelo MS-DSGE sobre o modelo com parâmetros fixos é constatada de acordo com diversos critérios comparativos.

Palavras-chave: Pass-through de taxa de câmbio, Modelos DSGE, Mudança de regime, Cadeia de Markov.

Abstract: The paper investigates the non-linearity of exchange rate pass-through on the Brazilian economy during the floating exchange rate period (2000-2015) in a Markov-switching DSGE framework. We apply methods proposed by Baele et al. (2015) in a basic New Keynesian model, with the addition of new elements to the AS curve and a new equation for the exchange rate dynamics. We find evidence of two distinct regimes for the exchange rate pass-through and for the volatility of shocks to inflation. During the regime named “Normal”, the long run pass-through is estimated as 0.0092 percent points to inflation, given a 1% exchange rate shock, in contrast to 0.1302 percent points during the “Crisis” regime. The MS-DSGE model appears superior to the fixed parameters model according to various comparison criteria.

Keywords: Exchange rate pass-through, DSGE, Regime switching, Markov chain.

JEL: E31, F31, C3.

2.1 INTRODUÇÃO

Este artigo analisa o comportamento do pass-through de câmbio para a inflação na economia brasileira durante o período de câmbio flutuante, a partir de um modelo de equilíbrio geral dinâmico estocástico com mudança de regime Markoviana (MS-DSGE). Nosso objetivo é avaliar a hipótese de não-linearidade do parâmetro de pass-through, ou repasse, cambial, dada sua importância como mecanismo de amplificação da inflação.

A pesquisa insere-se entre os estudos que investigam alterações em parâmetros estruturais da economia. Segundo Hamilton (2014), os mecanismos não lineares que acarretam mudanças de regimes macroeconômicos constituem algumas das mais importantes questões contemporâneas na área de macro. As economias atuais estão sujeitas a um ambiente de mudanças significativas, crises recorrentes, recessões e pânicos financeiros. Tais eventos trazem “quebras dramáticas” nas séries temporais macroeconômicas, e, conseqüentemente, levam os agentes a formar suas expectativas sob diferentes regimes.

Como veremos mais adiante, a literatura tem apontado para a possibilidade de comportamento não-linear do repasse cambial, o que traz à tona a principal motivação para estudo deste problema de pesquisa: são relevantes os riscos de subestimarmos o efeito de um choque cambial sobre a inflação, em particular aqueles decorrentes de grandes desvalorizações. Caso o modelo linear se prove inadequado, o pesquisador ou *policymaker* que o utiliza pode estar incorrendo em um erro de previsão maior do que o desejado justamente em momentos críticos para decisões de política.

A abordagem consagrada para análise de mudanças em parâmetros estruturais se baseia no modelo de ciclos de negócio de Hamilton (1989). Neste método, alguns parâmetros escolhidos em cada regressão ficam livres para variar de acordo com processos Markovianos. Sims & Zha (2006), por exemplo, apresentam contribuição seminal para a análise de mudança de regime na política monetária norte-americana ao propor e estimar um modelo MS-VAR estrutural. No entanto, o progresso teórico e empírico da modelagem DSGE, bem como sua ampla utilização para análise de política econômica, desperta naturalmente interesse na ampliação do escopo da classe de modelos de modo a incluir mecanismos de mudança de regime.

A literatura internacional traz vários exemplos de trabalhos relacionados a modelos MS-DSGE, bem como métodos de solução e estimação. Justiniano & Primiceri (2008), por exemplo, consideram mudança de regime na volatilidade de choques, enquanto Fernández-Villaverde, Guerrón-Quintana & Rubio-Ramírez (2010), Bianchi (2013), Baele et al. (2015) e

Iboshi (2016) se interessam por mudanças nos parâmetros da regra de Taylor, e suas consequências para o equilíbrio macroeconômico. Os autores geralmente estão interessados em identificar períodos em que a política monetária norte-americana se comporta de maneira “ativa” vs. “passiva”, em reação ao aumento da inflação.

Com relação aos métodos de solução de modelos de expectativas racionais com mudança de regime Markoviana, uma das principais contribuições é proposta por Farmer, Waggoner & Zha (2009, 2011). Os autores desenvolvem um conjunto de condições necessárias e suficientes para a determinação do equilíbrio, bem como um algoritmo para verificar essas condições na prática. Liu & Mumtaz (2010) e, posteriormente, Choi & Hur (2015) baseiam-se na solução de Farmer, Waggoner & Zha (2011) e usam métodos bayesianos de estimação em estudos empíricos sobre mudança de regime na regra de política monetária, respectivamente, das economias do Reino Unido e da Coreia do Sul. Mais recentemente, Foerster et al. (2014) propõe novo método de estimação, que utiliza perturbações para aproximar soluções para modelos MS-DSGE não linearizados, para o qual Maih (2015) apresenta implementação prática.

No Brasil, a quase totalidade dos modelos DSGE estimados assumem parâmetros constantes, tais como Silveira (2008), Furlani, Portugal & Laurini (2010), Castro et al. (2011) e Palma & Portugal (2014). A exceção fica por conta de Gonçalves, Portugal & Aragón (2016), os quais utilizam o modelo de economia aberta de Justiniano & Preston (2010), os métodos de solução de Farmer, Waggoner & Zha (2011), e estimação bayesiana similar a Liu & Mumtaz (2010). Os autores encontram superioridade de ajuste de um modelo MS-DSGE com variação em parâmetros da regra de Taylor e na volatilidade dos choques, em relação a modelos concorrentes com parâmetros constantes.

Por outro lado, encontramos diversos estudos que investigam mudanças em parâmetros estruturais da economia brasileira, aplicando os métodos convencionais de mudança de regime de Hamilton (1989). Fasolo & Portugal (2004), por exemplo, encontram mudanças em parâmetros da curva de Phillips, enquanto Vieira & Pereira (2013) caracterizam diferenças na dinâmica dos ciclos de negócios. Mais recentemente, Rodrigues & Mori (2015) identificam diferentes regimes de política monetária através de um modelo com mudança de parâmetros na regra de Taylor, e Oliveira & Feijó (2015) investigam a não-linearidade da relação entre desemprego e inflação usando uma curva de Phillips com mudança de regime Markoviana.

Assumimos, portanto, que a falta de estudos empíricos na área de MS-DSGE no Brasil deve-se principalmente ao seu desenvolvimento recente, e não à crença de que nossa

economia esteja sujeita a parâmetros estruturais fixos. Assim, entendemos que nossa investigação sobre mudança de regime no parâmetro de pass-through cambial deva ser conduzida fazendo uso desta classe de modelos, de modo a contribuir para sua disseminação e avanço.

Em relação a argumentos teóricos que embasem o comportamento variável, ou não-linear, do pass-through cambial, encontramos respaldo em Dixit (1989) e Taylor (2000). Dixit (1989) justifica diferenças no nível de repasse cambial devido ao papel da incerteza na tomada de decisão das firmas. Segundo o autor, quanto maior a incerteza sobre o nível estacionário da taxa de câmbio, maior seria o estímulo para que as firmas adotem uma estratégia de espera antes de tomar a decisão de reajustar os preços, pois existem custos de ajustamento (*menu costs*) e custos de reputação, caso a firma precise reverter sua decisão. Assim, se o choque cambial é visto como permanente, os agentes responderiam com maior nível de repasse para os preços, em comparação aos casos de choques cambiais temporários. A premissa de Dixit (1989) faz parte de uma abordagem que considera o fenômeno de repasse incompleto como resultado do comportamento, por parte das firmas, de precificação para o mercado em moeda local, o que Razafindrabe (2016) denomina de abordagem positiva. Larue, Gervais & Rancourt (2010), por exemplo, apresentam evidências microeconômicas a favor desta tese, relacionando o custo de *menu* com diferentes níveis de pass-through incompleto.

Já o argumento de Taylor (2000) relaciona diferenças no nível de pass-through à rigidez de preços. Em períodos de alta inflação, as firmas repassam seus custos com mais intensidade, inclusive custos com insumos importados, pois se observa menor rigidez geral nos preços. Razafindrabe (2016) esclarece que a rigidez nominal dos preços de importados consiste na principal explicação para o pass-through incompleto, dentro da chamada abordagem normativa. O autor apresenta um modelo DSGE em que o problema de reajuste ótimo de preços das firmas importadoras, através de um mecanismo de Calvo, conduz a um desvio da lei de preço único, e, portanto, ao repasse incompleto do câmbio para inflação. Figueiredo & Gouvea (2011) fortalecem este ponto de vista ao apresentarem evidências empíricas de heterogeneidade no repasse entre os preços desagregados relacionada de modo negativo com o grau de rigidez de preços. Ainda, o modelo DSGE de Choudhri & Hakura (2015) se baseia na rigidez de preço para explicar as diferenças entre o grau de pass-through entre preços de importados e exportados. Além de proporcionar uma explicação teórica consistente, os autores conseguem replicar algumas características das séries temporais observadas para diversos países.

Pelo lado empírico, a pesquisa sobre pass-through cambial variável ou não-linear já vem sendo explorado pela literatura, embora, para o Brasil, ainda fora do arcabouço técnico de modelos DSGE. Por exemplo, Goldfajn & Werlang (2000) confirmam que a intensidade do pass-through em eventos de depreciação cambial não é fixa, mas depende de uma série de variáveis de estado da economia. Os principais fatores seriam o componente cíclico do produto, o estado inicial de sobrevalorização da taxa real de câmbio, a taxa de inflação inicial e o grau de abertura da economia. Na economia brasileira, Albuquerque & Portugal (2005) atestam que a intensidade do pass-through cambial é variável no tempo e depende de características do ambiente macroeconômico, conclusão similar à obtida por Tombini & Alves (2006). Minella et al. (2003) e Kohlscheen (2010) afirmam que a volatilidade da taxa de câmbio está associada à variância da inflação e a maiores valores de pass-through. Ainda, o comportamento não-linear ou assimétrico do repasse cambial é verificado nos ensaios empíricos de Correa & Minella (2006), Nogueira Jr (2010) e Pimentel, Modenesi & Luporini (2015).

Em outros países, Holmes (2009) e Khemiri & Ali (2012) avaliam mudança de regime no pass-through cambial através de regressões baseadas na curva de Phillips, respectivamente para Tunísia e Nova Zelândia. Já Donayre & Panovska (2016) constata forte evidência de relação não linear entre o repasse cambial e atividade econômica para o Canadá e México, em um modelo *Threshold* VAR Bayesiano. Em particular, os autores encontram maior pass-through em momentos de expansão econômica, comprovando novamente a tese de Goldfajn & Werlang (2000). A influência do ambiente macroeconômico e da estabilidade da inflação para a observação de menores níveis de pass-through é atestada ainda por Winkelried (2014), em um estudo empírico para o Peru.

Neste artigo, nossa proposta é estimar um modelo Novo Keynesiano básico sujeito a mudança de regime no parâmetro de pass-through cambial e na variância dos choques sobre a inflação, aplicando métodos desenvolvidos por Baele et al. (2015). Uma das particularidades do método é a utilização de dados de expectativas de mercado de modo a simplificar a estimação do modelo MS-DSGE. Ao mesmo tempo, Baele et al. (2015) sugerem o procedimento de solução recursiva para modelos de expectativas racionais com mudança de regime de Cho (2014), o qual evita alguns problemas de convergência que o método de Farmer, Waggoner & Zha (2011) pode apresentar. Nosso estudo diferencia-se de Baele et al. (2015), os quais se interessam pela mudança de regime na regra de política monetária, pois estamos concentrados no fenômeno de pass-through cambial. Para isso, ampliamos o modelo

original com a adição de novos elementos na curva AS e uma nova equação para descrever a dinâmica cambial.

A estimação permite identificar dois regimes, e encontra melhor ajuste do modelo MS-DSGE com mudança conjunta no nível de repasse cambial e na variância dos choques sobre a inflação, em relação ao modelo com apenas parâmetros constantes. Durante o regime denominado de “Normal”, estimamos o pass-through de longo prazo em 0.0092 pontos percentuais para inflação, dado um choque cambial de 1%. Em comparação, o efeito estimado durante o regime de “Crise” é muito superior, qual seja de 0.1302 pontos percentuais para o mesmo choque cambial. Adicionalmente, verificamos que a variância dos choques sobre a inflação é maior durante o período de “Crise”. O modelo MS-DSGE demonstra superioridade ao modelo linear de acordo com diversos critérios comparativos. Julgamos, portanto, que o resultado possa ser útil para enriquecer modelos de previsão de inflação e análise de política econômica.

O artigo está dividido em cinco seções, iniciando por esta introdução. A seção 2 descreve o modelo Novo Keynesiano básico e suas extensões de modo a representar o pass-through de câmbio para inflação e a introduzir mudança de regimes, além de discutir a avaliação do equilíbrio e a estratégia de identificação do modelo. A seção 3 apresenta os dados e a técnica de estimação. A seção 4 descreve os resultados e suas implicações. Finalmente, a seção 5 tece os comentários finais.

2.2 O MODELO

Esta seção descreve o modelo macroeconômico base, com a introdução de choques cambiais exógenos. Em seguida, ampliamos o modelo adicionando mecanismos de mudança de regime, analisamos as condições de equilíbrio com expectativas racionais, e finalmente descrevemos a estratégia de incorporação de expectativas de mercado, aquelas observadas via pesquisas de opinião.

2.2.1 O modelo Novo-Keynesiano

Consideramos primeiramente o seguinte modelo estrutural macroeconômico Novo-Keynesiano, com três variáveis e três equações, o qual serviu para a análise de regimes por Baele et al. (2015) e tem sido utilizado como benchmark para pesquisa na área.

$$\pi_t = \delta E_t \pi_{t+1} + (1 - \delta) \pi_{t-1} + \lambda y_t + \epsilon_{\pi,t} \quad \epsilon_{\pi,t} \sim N(0, \sigma_{AS}^2) \quad (1a)$$

$$y_t = \mu E_t y_{t+1} + (1 - \mu) y_{t-1} - \phi (i_t - E_t \pi_{t+1}) + \epsilon_{y,t} \quad \epsilon_{y,t} \sim N(0, \sigma_{IS}^2) \quad (2)$$

$$i_t = \rho_i i_{t-1} + (1 - \rho_i) [\beta E_t \pi_{t+1} + \gamma y_t] + \epsilon_{i,t} \quad \epsilon_{i,t} \sim N(0, \sigma_{MP}^2) \quad (3)$$

Seguimos a notação de Baele et al. (2015) em que π_t é a taxa de inflação, y_t é o hiato do produto e i_t é a taxa de juros nominal. O operador E_t refere-se às expectativas condicionais. Cada equação está sujeita a choques inesperados, respectivamente: $\epsilon_{\pi,t}$ é o choque de oferta agregada (choque AS); $\epsilon_{y,t}$ é o choque de demanda agregada (choque IS); $\epsilon_{i,t}$ é o choque de política monetária (choque MP).

Com relação aos parâmetros estruturais do modelo, temos que δ e μ representam o grau de comportamento *forward-looking* das firmas (curva AS) e consumidores (curva IS), respectivamente. O modelo acomoda persistência endógena caso estes parâmetros sejam diferentes de um, atribuindo peso relativo aos valores passados de cada variável. O parâmetro λ é a resposta da inflação ao hiato do produto, enquanto ϕ é a resposta do produto à taxa de juros real. A função de reação da autoridade monetária é uma regra de Taylor com parâmetro de suavização ρ , a qual reage à expectativa de inflação com resposta β , e a desvios no hiato do produto com parâmetro γ . O pressuposto adotado é de que a política monetária não deve reagir a choques temporários, os quais afetem somente a taxa contemporânea de inflação sem afetar sua trajetória futura.

As equações apresentadas neste modelo DSGE simples são derivadas das condições de primeira ordem log-linearizadas dos problemas de otimização de cada um dos agentes representativos: consumidores, firmas e autoridade monetária. Uma descrição detalhada dos microfundamentos do modelo básico Novo-Keynesiano pode ser encontrada em Galí (2008) ou mesmo Romer (2011). O modelo descreve a dinâmica de variáveis macroeconômicas endógenas, em que decisões de hoje são função da expectativa futura para estas variáveis bem como seus próprios valores passados. Pelo fato de se restringir a uma economia fechada, não é possível modelar o pass-through de taxa de câmbio para inflação neste modelo básico. Neste momento, defrontamo-nos com pelo menos duas alternativas para contornar este problema.

A primeira opção seria incorporar uma dinâmica completa de pequena economia aberta ao modelo, no estilo proposto por Adolfson et al. (2007) para modelar pass-through incompleto. Neste caso, por exemplo, o modelo é expandido para incluir rigidez nominal no

setores de importação e exportação, a curva de Phillips é decomposta em uma curva de preços domésticos outra de importados, incorpora-se capital, investimento e setor governo, além de preços, produto e taxa de juros externa. O resultado é um modelo complexo, com dezenas de parâmetros a serem estimados ou calibrados, aos quais ainda seriam somados os parâmetros resultantes da alternância entre regimes: probabilidades de transição e valores no regime oposto.

Dado que nosso interesse de pesquisa está limitado ao efeito do pass-through cambial durante o período de câmbio flutuante, dispomos de uma série temporal relativamente curta e, portanto, preferimos optar por uma estratégia de modelagem menos complexa. Nossa opção foi modelar o choque cambial como um “choque de demanda” observável sobre insumos não produzidos. Para isso, inspiramo-nos no modelo de Blanchard e Galí (2007) que incorporam um choque de demanda na curva de Phillips – denominado Δm . Reconhecemos que esta opção prioriza modelar o efeito direto da variação cambial sobre o nível geral de preços via ajuste de preço dos insumos. Deste modo, estamos conscientemente deixando de modelar os efeitos indiretos na demanda agregada, como, por exemplo, a mudança nos preços relativos de bens domésticos e importados, o efeito na taxa de juros doméstica e a possibilidade de efeito riqueza. Nossa opção justifica-se pelo menos por duas razões. Primeiro, desvalorizações cambiais em economias relativamente fechadas, como o caso da brasileira, tendem a causar mudança relativamente menor na estrutura de despesas entre bens domésticos e importados. Este argumento é apresentado por Albuquerque & Portugal (2005) e também discutido nos achados empíricos de Goldfajn & Werlang (2000). Segundo, a viabilidade de estimação de um modelo com múltiplos regimes, e com base em uma série observada pequena, estaria comprometida caso a quantidade de parâmetros aumentasse em demasiado. A seguir, então, descrevemos o argumento de Blanchard e Galí (2007) para a incorporação de um choque de demanda na curva de Phillips Novo-Keynesiana.

Blanchard e Galí (2007) demonstram que o comportamento otimizador de consumidores e firmas, em um ambiente com rigidez de salário real e rigidez de preços do tipo Calvo, implica na seguinte relação de equilíbrio entre inflação e hiato do produto. Estamos mantendo a notação original dos autores, a qual difere da apresentada nas nossa equações (1)-(3).

$$\pi_t = \delta E_t \pi_{t+1} + \Phi_1 x_{1t} - \Phi_2 [\Delta m_t + (1 + \phi)^{-1} \Delta \xi]$$

Nesta equação, x_1 é uma combinação linear entre o hiato do produto - relevante para o bem estar corrente - e seus termos defasados (*lags*). O choque de demanda é representado por Δm , enquanto que $\Delta \xi$ representa um choque de preferências. O parâmetro ϕ , na notação dos autores, caracteriza a desutilidade do trabalho e está presente na equação da taxa marginal de substituição entre trabalho e lazer. O operador Φ_2 é uma combinação não-linear de parâmetros estruturais e do operador de defasagem (*lag*). A interpretação econômica da relação apresentada é de que a inflação depende de sua expectativa futura, de uma combinação do hiato do produto e seus *lags*, e de uma combinação dos choques de demanda e choques de preferência e seus próprios *lags*. A diferença entre a curva de Phillips de Blanchard e Galí (2007) e nossa equação (1) reside, portanto, nos termos à direita, em particular, Δm e $\Delta \xi$. Como estamos desconsiderando choques de preferência, o próximo passo é modificar a equação (1) para incorporar Δm .

$$\pi_t = \delta E_t \pi_{t+1} + (1 - \delta) \pi_{t-1} + \lambda y_t - \Phi_2 \Delta m_t + \epsilon_{\pi,t} \quad \epsilon_{\pi,t} \sim N(0, \sigma_{AS}^2)$$

Nossa estratégia de modelagem do pass-through, já descrita, considera o efeito direto do choque cambial sobre o preço de insumos importados, o que nos leva a substituir o choque positivo de demanda Δm por um choque negativo no valor (preço) nominal da moeda estrangeira $-\Delta e$. Destaca-se que a variável Δe corresponde aqui à variação cambial, ou primeira diferença entre o preço da moeda estrangeira e em um dado período.

$$\pi_t = \delta E_t \pi_{t+1} + (1 - \delta) \pi_{t-1} + \lambda y_t + \Phi_2 \Delta e_t + \epsilon_{\pi,t} \quad \epsilon_{\pi,t} \sim N(0, \sigma_{AS}^2)$$

O último passo é detalhar o operador Φ_2 e definir o escopo e método de sua mensuração dentro de nosso modelo. Blanchard e Galí (2007) estabelecem Φ_2 como uma combinação não-linear de parâmetros estruturais relacionados à rigidez nominal de preços λ , à rigidez real de salários γ , à produtividade de insumos não-produzidos α , combinados com o operador de defasagem da variável de interesse Δe . Atente-se que aqui estamos recorrendo à notação original, a qual difere de nossas equações (1)-(3).

$$\Phi_2 = \frac{\lambda \gamma \alpha}{1 - \gamma L}$$

Com o objetivo de identificar a ocorrência de não-linearidade do pass-through cambial, escolhemos uma estratégia empírica simples, qual seja de estimar o parâmetro agregado que represente o efeito do choque cambial na inflação: Φ_2 será estimado para diversos *lags*. Novamente, estaremos abrindo mão de detalhes do modelo em troca de menor complexidade. Na prática, não estamos identificando qual dos parâmetros estruturais está sujeito à mudança de regime, mas observando o seu conjunto agregado. Em termos teóricos, espera-se que a mudança de regime esteja ocorrendo devido à variação na rigidez nominal de preços λ , mas reconhecemos que nosso modelo não está sendo capaz de identificar de modo formal esta suposição.

A curva de Phillips fica então expressa na equação (1) abaixo, considerando, por exemplo, dois *lags* de relevância para o choque de demanda. O número de *lags* mais adequado para descrever a dinâmica das variáveis será verificado empiricamente. Além disso, assume-se que a trajetória do choque cambial segue um processo autoregressivo de primeira ordem, o qual é descrito pela equação (4), em que $\epsilon_{e,t}$ é um choque cambial exógeno identicamente distribuído. Em conjunto com as equações (2) e (3), estas fecham as quatro equações que compõe nosso modelo empírico.

$$\pi_t = \delta E_t \pi_{t+1} + (1 - \delta) \pi_{t-1} + \lambda y_t + \kappa_0 \Delta e_t + \kappa_1 \Delta e_{t-1} + \epsilon_{\pi,t} \quad \epsilon_{\pi,t} \sim N(0, \sigma_{AS}^2) \quad (1)$$

$$y_t = \mu E_t y_{t+1} + (1 - \mu) y_{t-1} - \phi(i_t - E_t \pi_{t+1}) + \epsilon_{y,t} \quad \epsilon_{y,t} \sim N(0, \sigma_{IS}^2) \quad (2)$$

$$i_t = \rho_i i_{t-1} + (1 - \rho_i) [\beta E_t \pi_{t+1} + \gamma y_t] + \epsilon_{i,t} \quad \epsilon_{i,t} \sim N(0, \sigma_{MP}^2) \quad (3)$$

$$\Delta e_t = \rho_e \Delta e_t + \epsilon_{e,t} \quad \epsilon_{e,t} \sim N(0, \sigma_e^2) \quad (4)$$

Destacamos que nosso modelo difere de Baele et al. (2015) nas equações (1), pela inclusão do choque de demanda, e pela equação (4) pela inclusão da trajetória cambial. Observa-se que a curva de Phillips representada pela equação (1) é similar a especificações utilizadas em estudos anteriores sobre pass-through cambial na economia brasileira, tais como Carneiro, Monteiro & Wu (2004), Correia & Minella (2006), Tombini & Alves (2006) e Nogueira Jr (2010). Nossa abordagem, entretanto, difere ao se basear em restrições estruturais

derivadas do modelo DSGE, e estimar um modelo de equilíbrio Novo-Keynesiano com maior número de variáveis e equações.¹

Em forma matricial, o modelo DSGE pode ser assim escrito:

$$AX_t = BE_t X_{t+1} + DX_{t-1} + \epsilon_t \quad \epsilon_t \sim N(0, \Sigma) \quad (6)$$

Nesta notação, temos em X_t o vetor de variáveis macroeconômicas e em ϵ_t o vetor de choques estruturais. As matrizes A, B, D possuem os valores dos parâmetros estruturais da economia e Σ compõe a matriz diagonal com as variâncias de ϵ_t . Em nosso caso, temos $X_t = [\pi_t \ y_t \ i_t \ \Delta e_t]'$.

Seguimos a abordagem de Baele et al. (2015) para considerar que o equilíbrio sob expectativas racionais (REE) do modelo DSGE considerado é aquele que depende somente de um conjunto mínimo de variáveis de estado (*minimal state variables*), o que também é chamado de solução fundamental. A solução do modelo (6) segue uma lei de movimento do tipo VAR(1), em que as matrizes Ω e Γ são funções altamente não lineares dos parâmetros estruturais:

$$X_t = \Omega X_{t-1} + \Gamma \epsilon_t \quad \epsilon_t \sim N(0, \Sigma) \quad (7)$$

Baele et al. (2015) destacam que o modelo assim escrito pode então ser solucionado por diversos métodos, como o apresentado em Sims (2002) ou Cho & Moreno (2011). A introdução de mudanças de regime no modelo, no entanto, traz a necessidade de uma nova caracterização do equilíbrio sob expectativas racionais, a qual será discutida mais adiante.

É reconhecida a dificuldade dos modelos DSGE log-linearizados em reproduzir algumas características empíricas das séries macroeconômicas. A primeira dificuldade decorre da própria forma de especificação, solução e estimação do modelo linearizado. Como explica Fernández-Villaverde (2009), a linearização é derivada dos termos de primeira ordem de uma expansão de Taylor, e quando solucionada pelos métodos convencionais de perturbação nos fornece uma solução aproximada, mais simples, para o modelo original. A

¹ Aqui cabe ainda observar que alguns modelos DSGE de pequena economia aberta propõe incluir a variação da taxa de câmbio na regra de Taylor, como, por exemplo, em Furlani, Portugal & Laurini (2010). Outros trabalhos *single-equation*, como Rodrigues & Mori (2015), chegam a encontrar significância do coeficiente de reação do Banco Central do Brasil à variação da taxa de câmbio, em determinados períodos. Testamos este tipo de especificação na equação (3). Entretanto, a solução e estimação do modelo incluindo mudança de regime markoviana no pass-through cambial não foi capaz de encontrar solução estável. Por isso, esta opção foi deixada de fora de nosso trabalho.

perturbação, calculada ao redor do estado estacionário, portanto terá dificuldades em projetar a trajetória de choques de maior escala, os quais afastem o sistema deste estado. É possível obter expansões de maior ordem, as quais irão requerer métodos mais complexos de solução e estimação. Fernández-Villaverde (2009) discute o uso do filtro de partículas, um algoritmo de simulação do tipo Monte Carlo, o qual permite explorar a função de verossimilhança de modelos não lineares contendo inclusive choques não Gaussianos. Em segundo lugar, encontramos diversas evidências de instabilidade nos parâmetros estruturais, tanto em economias desenvolvidas quanto na economia brasileira. Por exemplo, a já mencionada literatura de Sims & Zha (2006), Fernández-Villaverde, Guerrón-Quintana & Rubio-Ramírez (2010) e Bianchi (2013).

Nosso trabalho segue a linha de investigação de Gonçalves, Portugal & Aragón (2016), Liu & Mumtaz (2010) e Bianchi (2013) ao estimar um modelo Markov-Switching DSGE linearizado. Utilizamos, no entanto, uma técnica de identificação e estimação de parâmetros diferente, proposta por Baele et al. (2015), a qual utiliza dados de pesquisas sobre expectativas de mercado (*survey-based expectations*), ao invés de estimar modelos em espaço de estado, em que as expectativas são variáveis não-observadas. Ainda, nosso objetivo é analisar mudanças no pass-through de câmbio para inflação, enquanto que a maioria dos estudos se dedica a investigar a dinâmica da política monetária.

O uso de dados de pesquisas sobre expectativas de mercado para a estimação de modelos DSGE é um tanto incomum, apesar de constituir um recurso relativamente simples. Reconhece-se que as pesquisas de mercado podem conter viés por omissão de informação ou comportamento oportunista dos agentes. Todavia, para Baele et al. (2015), as expectativas obtidas em pesquisas refletem diferentes percepções dos agentes econômicos com base em um conjunto de informação potencialmente muito rico, e daí seu interesse como entrada para estimação. Baele et al. (2015) apontam o alto poder preditivo das expectativas de mercado, o qual é atestado por Altug & Çakmakli (2016) em um exercício de previsão de inflação para o Brasil. Estes autores encontram intervalos de confiança estimados muito menores ao incluir expectativas de agentes de mercado em seus modelos de previsão. Pelo lado prático, como será visto mais adiante, o cálculo da função de verossimilhança e identificação das mudanças de regime no modelo MS-DSGE fica muito facilitado, uma vez que apenas a variável indicadora do estado e as probabilidades de transição serão tratadas como não-observadas.

2.2.2 Introduzindo mudanças de regime

Com objetivo de modelar a mudança de regime no efeito do câmbio (choque de oferta) sobre a inflação e, concomitantemente, na variância dos seus choques estruturais, adiciona-se a possibilidade de existência de dois regimes. Definimos a variável discreta não-observada S_t , a qual assume dois possíveis valores $S_t^\pi = [0, 1]$, e serve como indicador do estado da economia no momento t . A variável S_t evolui de acordo com um processo markoviano de primeira ordem, em que $P[S_t = 0|S_{t-1} = 0] = p_{00}$; $P[S_t = 1|S_{t-1} = 0] = p_{10} = (1 - p_{00})$; $P[S_t = 1|S_{t-1} = 1] = p_{11}$; $P[S_t = 0|S_{t-1} = 1] = p_{01} = (1 - p_{11})$. O modelo é denominado de probabilidades de transição fixas (*fixed transition probabilities*) conforme proposto por Hamilton (1989) e discutido em Kim & Nelson (1999).

O modelo DSGE com mudança de regime markoviana é, então, definido como:

$$\pi_t = \delta E_t \pi_{t+1} + (1 - \delta) \pi_{t-1} + \lambda y_t + \kappa_{1S_t} \Delta e_{t-1} + \epsilon_{\pi,t} \quad \epsilon_{\pi,t} \sim N(0, \sigma_{AS}^2(S_t^\pi)) \quad (8)$$

$$y_t = \mu E_t y_{t+1} + (1 - \mu) y_{t-1} - \phi(i_t - E_t \pi_{t+1}) + \epsilon_{y,t} \quad \epsilon_{y,t} \sim N(0, \sigma_{IS}^2) \quad (9)$$

$$i_t = \rho_i i_{t-1} + (1 - \rho_i) [\beta E_t \pi_{t+1} + \gamma y_t] + \epsilon_{i,t} \quad \epsilon_{i,t} \sim N(0, \sigma_{MP}^2) \quad (10)$$

$$\Delta e_t = \rho_e \Delta e_t + \epsilon_{e,t} \quad \epsilon_{e,t} \sim N(0, \sigma_e^2) \quad (11)$$

Observa-se que a mudança de regime está sendo considerada somente na primeira equação, de oferta agregada, nos parâmetros κ_{1S_t} , o qual representa o pass-through cambial, e $Var(\epsilon_{\pi,t}|X_{t-1}, S_t^\pi) = \sigma_{AS}^2(S_t^\pi)$. Estes dois parâmetros passam a depender, de forma conjunta, do estado da economia S_t^π . Estamos assumindo que o choque cambial causa efeito sobre a inflação do período seguinte, com base nos seguintes argumentos. Goldfajn & Werlang (2000) constatam empiricamente que o efeito do pass-through é relativamente pequeno nos primeiros meses após uma desvalorização, ou valorização, cambial. Em termos teóricos, lembramos que os agentes precisam de algum tempo para reajustar seus preços ótimos devido à presença de rigidez de preços, na forma de custos de ajustamento (*menu costs*) e custos de

reputação caso a firma precise reverter sua decisão. Além disso, conforme destaca Dixit (1989) a incerteza sobre o nível estacionário da taxa de câmbio atua como estímulo para que as firmas adotem uma estratégia de espera.

Adotamos a convenção de que o regime $S_t^\pi = 0$ será o de menor variância nos choques da curva de oferta agregada: $\sigma_{AS}^2(S_t^\pi = 0) < \sigma_{AS}^2(S_t^\pi = 1)$. O modelo acomoda a possibilidade de que os regimes ocorram de forma recorrente, através das probabilidades de transição. Não se coloca nenhuma restrição *ex-ante* para que o período de alto pass-through esteja relacionado ao período de alta variância nos choques.

A representação do modelo em forma matricial, com a introdução das variáveis dependentes do regime, fica a seguinte:

$$AX_t = BE_t X_{t+1} + D(S_t)X_{t-1} + \epsilon_t \quad \epsilon_t \sim N(0, \Sigma(S_t)) \quad (12)$$

Onde a matriz $D(S_t)$ assume um valor diferente em cada regime, e do mesmo modo a matriz de variância e covariância entre os choques estruturais $\Sigma(S_t)$. Observa-se que a mudança de regime poderia ocorrer também nas matrizes A e B , entretanto isso não será necessário para o nosso caso. Baele et al. (2015), por exemplo, assume mudança de regime em parâmetros da regra de Taylor, os quais são representados nas matrizes A e B .

Uma das vantagens do método de representação adotado por Baele et al. (2015) reside em sua simplicidade. Liu & Mumtaz (2010) e Gonçalves, Portugal & Aragón (2016), por exemplo, seguem uma representação do modelo MS-DSGE em espaço de estado, na linha de Sims (2002), para solucionar o modelo de expectativas racionais com mudança de regimes pelo método de vetor de estados estendido Farmer, Waggoner & Zha (2011). O resultado é um modelo MS-VAR em espaço de estado, sobre o qual se aplica o algoritmo de Kim & Nelson (1999) para estimação. Iremos descrever mais adiante como a estratégia de Baele et al. (2015) permite solucionar e avaliar o equilíbrio de expectativas racionais do modelo, bem como estimar seus parâmetros com maior simplicidade.

2.2.3 Avaliação do equilíbrio sob expectativas racionais

Faz-se necessário caracterizar a estabilidade e a determinação do equilíbrio de expectativas racionais do modelo MS-DSGE, e para isso seguimos o método proposto por

Baele et al. (2015), o qual se baseia em Farmer, Waggoner & Zha (2009, 2010, 2011) e Cho (2014).

Um modelo linear de expectativas racionais (RE) como o da equação (6) é considerado determinado se possui um equilíbrio único e estável (não explosivo), o qual toma a forma de um equilíbrio fundamental de expectativas racionais (REE) expresso pela equação (7). O conceito de estabilidade deve ser formalmente definido e verificado, de modo a podermos eliminar ou desprezar soluções instáveis e identificar as soluções fundamentais para o modelo. Adotamos o conceito de estabilidade da média-quadrada (*mean-square stability*) conforme Farmer, Waggoner & Zha (2010), o que requer que o primeiro e segundo momentos de X_t sejam finitos.

Portanto, seguindo Farmer, Waggoner & Zha (2009, 2011), a solução geral para o nosso modelo com mudança Markoviana, da eq. (12), é expressa como a soma de uma solução fundamental mais um componente não fundamental (*sunspot*):

$$X_t = \Omega(S_t)X_{t-1} + \Gamma(S_t)\epsilon_t + u_t \quad (13)$$

$$s.t. u_t = F(S_t)E_t u_{t+1} \quad (14)$$

Observa-se que os dois primeiros componentes de (13) representam a solução fundamental dada pela eq. (12), e u_t é o componente não fundamental (*sunspot*). As variáveis de estado do modelo são o vetor de variáveis endógenas defasadas, X_{t-1} , o vetor de variáveis exógenas, ϵ_t , e o conjunto corrente de regimes S_t . As duas condições necessárias para a determinação do modelo são então: a unicidade da solução fundamental estável, e a não existência de um componente estável *sunspot*.

Para verificar a determinação, então, seguimos Baele et al. (2015) e utilizamos o método generalizado de solução recursiva para frente (*forward method*) para modelos lineares de expectativas racionais de Cho & Moreno (2011) e Cho (2014). A solução *forward* para modelos desta classe é a solução fundamental única que satisfaz a condição de transversalidade, qual seja, a condição que faz com que as expectativas do valor presente das variáveis endógenas futuras convirjam para zero. Em consequência, a solução *forward* seleciona um equilíbrio fundamental economicamente razoável e calcula a sua solução numérica no mesmo passo. Cho (2014) demonstra que a lógica da solução *forward* se aplica igualmente os modelos com mudança de regime Markoviana, e desenvolve condições formais facilmente tratáveis, utilizando o conceito de estabilidade média-quadrada.

Consideramos, primeiro, as condições de determinação de um modelo linear de expectativas racionais com n dimensões, sem mudança de regimes, apresentadas por Baele et al., 2015. Sabe-se que este modelo possui $2n$ autovalores generalizados, e que ele será determinado se existirem exatamente n raízes estáveis. É possível demonstrar que as n raízes de Ω na eq. (13) e os recíprocos das raízes de F na eq. (14) constituem os $2n$ autovalores generalizados. Utilizando esta observação, a podemos estabelecer que o modelo é determinado com base nas condições seguintes:

Condições 1 e 2: O modelo de expectativas racionais é determinado se existe um Ω e seu F associado tais que $r(\Omega) < 1$ e $r(F) \leq 1$, onde $r(\cdot)$ é o raio espectral – o máximo valor absoluto dentre os autovalores da matriz argumento.

A segunda condição tem uma interpretação intuitiva direta, proveniente de $u_t = F(S_t)E_t u_{t+1}$. Se $r(F) \leq 1$, então não existe componente *sunspot* u_t estável, pois o *sunspot* esperado é explosivamente relacionado ao *sunspot* corrente, dado que o inverso de F tem autovalores instáveis. Esta condição, em conjunto com a primeira relacionada a Ω assegura a existência de uma solução fundamental única estável, e o modelo é, portanto, determinado.

A extensão destas conclusões para modelos com mudança de regime deve levar em conta que existem transições de estado, e por isso diferentes matrizes de coeficientes. Cho (2014) apresenta condições de determinação análogas às nossas Condições 1 e 2, para modelos gerais com mudança de regime. Sejam \bar{D}_Ω e D_F as seguintes matrizes ponderadas pelas probabilidades de transição entre os estados $S_t = 0$ e $S_t = 1$:

$$\bar{D}_\Omega = \begin{bmatrix} p_{00}\Omega(0) \otimes \Omega(0) & p_{10}\Omega(0) \otimes \Omega(0) \\ p_{01}\Omega(1) \otimes \Omega(1) & p_{11}\Omega(1) \otimes \Omega(1) \end{bmatrix}, \quad D_F = \begin{bmatrix} p_{00}F(0) \otimes F(0) & p_{01}F(0) \otimes F(0) \\ p_{10}F(1) \otimes F(1) & p_{11}F(1) \otimes F(1) \end{bmatrix}$$

Em que $\Omega(i)$, $F(i)$, para $i = 1, 2$ denotam as matrizes de coeficientes associadas a cada regime i ; as probabilidades de transição entre regimes são dadas por $p_{ij} = P[S_t = i | S_{t-1} = j]$. Segundo Cho (2014), é possível afirmar que:

Condições 1-MS e 2-MS: O modelo de expectativas racionais com mudança de regime, como o da eq. (12), é determinado se existir uma solução na forma das eq. (13) e (14), bem como suas matrizes ponderadas \bar{D}_Ω e D_F , tais que $r(\bar{D}_\Omega) < 1$ e $r(D_F) \leq 1$.

Portanto, para verificar a determinação do modelo precisamos calcular as matrizes \bar{D}_Ω e D_F , o que pode ser feito de forma relativamente simples com o método de solução recursiva para frente (*forward solution*) proposto por Cho (2014). Durante nosso processo de estimação, descrito na sessão seguinte, cada solução de máxima verossimilhança será testada para as condições de determinação. Para maiores detalhes, referimos o leitor a Cho (2014) ou ao Apêndice A, de Baele et al. (2015).

2.2.4 Identificação do modelo através do uso de pesquisas sobre expectativas

Conforme já descrito, nossa estratégia de identificação e estimação do modelo MS-DSGE segue Baele et al. (2015), os quais utilizam dados de pesquisas sobre expectativas de mercado, denominadas SBE, de *survey based expectations*. Os autores argumentam que o conjunto de informação utilizado pelos profissionais de mercado especializados em previsão econômica é muito mais amplo do que as séries econômicas presentes no modelo simples Novo-Keynesiano. Afirmam, ainda, que as pesquisas de expectativas muitas vezes conseguem previsões melhores sobre inflação do que muitos modelos, e daí sua utilidade.

Baele et al. (2015) assumem que as expectativas de mercado para inflação e para hiato do produto seguem a seguinte lei de movimento:

$$\pi_t^f = \alpha E_t \pi_{t+1} + (1 - \alpha) \pi_{t-1}^f + w_t^\pi \quad w_t^\pi \sim N(0, \sigma_f^\pi) \quad (15)$$

$$y_t^f = \alpha E_t y_{t+1} + (1 - \alpha) y_{t-1}^f + w_t^y \quad w_t^y \sim N(0, \sigma_f^y) \quad (16)$$

O objetivo é incorporar um mecanismo de ajuste lento na formação de expectativas, em que as SBE potencialmente reagem às expectativas racionais de modo um-para-um somente quando o parâmetro α se iguala a 1. Caso contrário, o ajuste das expectativas é mais lento e depende de valores passados. O espírito deste modelo é a curva de Phillips com disseminação lenta de informação de Mankiw & Reis (2002).

Baele et al. (2015) simplificam o mecanismo de estimação assumindo que a variância dos choques σ_f^π e σ_f^y nas equações de movimento das expectativas igualam-se a zero. Neste caso, temos as expectativas das pesquisas de mercado como função exata das expectativas racionais correntes e dos valores passados da própria pesquisa. Substituindo as duas equações acima em nosso modelo principal temos:

$$\pi_t = \frac{\delta}{\alpha}(\pi_t^f - (1 - \alpha)\pi_{t-1}^f) + (1 - \delta)\pi_{t-1} + \lambda y_t + \kappa_{1S_t}\Delta e_{t-1} + \epsilon_{\pi,t} \quad (17)$$

$$y_t = \frac{\mu}{\alpha}(y_t^f - (1 - \alpha)y_{t-1}^f) + (1 - \mu)y_{t-1} - \phi i_t + \frac{\phi}{\alpha}(\pi_t^f - (1 - \alpha)\pi_{t-1}^f) + \epsilon_{y,t} \quad (18)$$

$$i_t = \rho_i i_{t-1} + (1 - \rho_i) \left[\frac{\beta}{\alpha}(\pi_t^f - (1 - \alpha)\pi_{t-1}^f) + \gamma y_t \right] + \epsilon_{i,t} \quad (19)$$

$$\Delta e_t = \rho_e \Delta e_t + \epsilon_{e,t} \quad (20)$$

Sendo que $\epsilon_{\pi,t} \sim N(0, \sigma_{AS}^2(S_t))$, $\epsilon_{y,t} \sim N(0, \sigma_{IS}^2)$, $\epsilon_{i,t} \sim N(0, \sigma_{MP}^2)$, $\epsilon_{e,t} \sim N(0, \sigma_e^2)$. Note que quando $\alpha = 1$ assume-se que as expectativas racionais são equivalentes às expectativas das pesquisas de mercado. Definindo $X_t^f = [\pi_t^f \ y_t^f]'$ podemos escrever o modelo no formato matricial:

$$AX_t = BX_t^f + DX_{t-1}^f + G_{S_t}X_{t-1} + \epsilon_t \quad \epsilon_t \sim N(0, \Sigma(S_t)) \quad (21)$$

Onde as matrizes ficam assim especificadas:

$$A = \begin{bmatrix} 1 & -\lambda & 0 & 0 \\ 0 & 1 & \phi & 0 \\ 0 & -(1 - \rho_i)\gamma & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \quad G_{S_t} = \begin{bmatrix} (1 - \delta) & 0 & 0 & \kappa_{1S_t} \\ 0 & (1 - \mu) & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \rho_i & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \rho_e \end{bmatrix}$$

$$B = \begin{bmatrix} \frac{\delta}{\alpha} & 0 \\ \frac{\phi}{\alpha} & \frac{\mu}{\alpha} \\ \frac{(1 - \rho_i)\beta}{\alpha} & 0 \\ 0 & 0 \end{bmatrix} \quad D = \begin{bmatrix} -\frac{\delta(1 - \alpha)}{\alpha} & 0 \\ -\frac{\phi(1 - \alpha)}{\alpha} & \frac{-\mu(1 - \alpha)}{\alpha} \\ \frac{-(1 - \rho_i)(1 - \alpha)\beta}{\alpha} & 0 \\ 0 & 0 \end{bmatrix}$$

$$\Sigma(S_t) = \begin{bmatrix} \sigma_{AS}^2(S_t) & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_{IS}^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_{MP}^2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma_e^2 \end{bmatrix}$$

Estabelecendo a condição de que $\alpha \neq 0$ e garantindo a inversibilidade da matriz A , podemos multiplicar cada lado da equação por A^{-1} e escrever a forma reduzida a seguir, a qual será utilizada para estimação:

$$X_t = \Omega_1 X_t^f + \Omega_2 X_{t-1}^f + \Omega_3(S_t) X_{t-1} + \Gamma \epsilon_t \quad \epsilon_t \sim N(0, \Sigma(S_t)) \quad (22)$$

Nesta equação, temos $\Omega_1 = A^{-1}B$, $\Omega_2 = A^{-1}D$, $\Omega_3(S_t) = A^{-1}G_{S_t}$ e $\Gamma = A^{-1}$. Baele et al. (2015) destacam que a maior vantagem desta abordagem é que as matrizes que determinam a lei de movimento do vetor X_t são funções analíticas simples dos parâmetros estruturais, o que torna relativamente fácil o cálculo da função de verossimilhança. As expectativas de mercado adicionam nova informação, ausente nas demais variáveis e na estrutura do modelo original, o que irá colaborar para a estimação. Não será necessário computar o equilíbrio de expectativas racionais com múltiplos regimes, solucionando o modelo a cada passo da otimização da verossimilhança, como em Farmer, Waggoner & Zha (2011) e Liu & Mumtaz (2010). Outrossim, os regimes não observados serão inferidos pelos métodos multivariados convencionais de Hamilton (1989) e Kim & Nelson (1999). Mais especificamente, estaremos maximizando a função de log verossimilhança de um modelo VAR estrutural (SVAR) com mudança de regime, no qual as restrições estruturais são provenientes do modelo DSGE Novo-Keynesiano, e estão dadas pelas matrizes $A, B, D, G_{S_t}, \Sigma(S_t)$. O cálculo da função de verossimilhança do modelo VAR com mudança de regime segue a descrição de Hamilton (1994), Bellone (2005) e Krolzig (1997), e o algoritmo de inferência de regimes é o Filtro de Hamilton convencional, o qual foi implementado conforme descrição de Kim & Nelson (1999).

2.3 DADOS E ESTIMAÇÃO

Nesta seção descrevemos as séries de dados, seus tratamentos e estatísticas básicas, bem como o método de estimação adotado.

2.3.1 Estatísticas descritivas e testes de estacionariedade

A estimação do modelo requer seis variáveis observadas: inflação, hiato do produto, taxa de juros, variação cambial, e as expectativas de inflação e de hiato do produto obtidas a partir de pesquisas de opinião. Foram consideradas 64 observações trimestrais, desde o primeiro trimestre de 2000 até o quarto trimestre de 2015. Optou-se por deixar o ano de 1999 fora da amostra devido às grandes flutuações observadas logo após a transição para o regime de câmbio flutuante, além da falta de disponibilidade de dados para as expectativas via pesquisa de mercado.

Tabela 1: Estatísticas descritivas das séries.

	π_t	y_t	i_t	Δe_t	$E_t \pi_{t+1}$	$E_t y_{t+1}$
Média	0.0161	0.0002	0.0161	0.0122	0.0133	0.0096
Mediana	0.0145	0.0041	0.0164	-0.0066	0.0126	0.0103
Máximo	0.0551	0.0331	0.0327	0.3143	0.0305	0.0351
Mínimo	0.0012	-0.0488	0.0044	-0.1708	0.0083	-0.0352
Desvio-pad.	0.0089	0.0164	0.0063	0.0961	0.0040	0.0159
<i>Skewness</i>	1.9608	-0.9021	0.3704	0.8913	1.9747	-0.5447
<i>Kurtosis</i>	8.2738	3.9325	2.8547	3.9075	8.7659	2.8346
Jarque-Bera	115.1797	10.9999	1.5198	10.6694	130.2482	3.2383
Probability	0.0000	0.0041	0.4677	0.0048	0.0000	0.1981

Fonte: cálculos próprios (2016).

Utilizou-se o IPCA trimestral (%) dessazonalizado para inflação de preços ao consumidor. Primeiro a série mensal² foi acumulada no trimestre, e em seguida aplicado o ajuste sazonal multiplicativo por média móvel sob os dados trimestrais. O hiato do produto foi obtido a partir do logaritmo do PIB (produto interno bruto) trimestral a valores de mercado dessazonalizado³ e retirada a tendência via filtro Hodrick-Prescott. O componente restante, de ciclo, foi considerado como hiato do produto. Utilizou-se uma janela maior, com início em 1996 para a extração do hiato, de modo a evitar o efeito de cauda na parte inicial do período. Foi testada também a alternativa de extração do hiato do produto através da decomposição Beveridge-Nelson sob modelo AR(1), a qual, no entanto, não apresentou as características estatísticas desejadas. A taxa de juros trimestral a ser usada na estimação foi calculada primeiro tomando-se por base a taxa Selic over mensal (% a.a.)⁴ e calculando-se a taxa trimestral equivalente, ao final do período. Sob este valor foi retirada a taxa de juros real de

² Fonte: Série 433 (IPCA mensal). Sistema de Séries Temporais do Banco Central do Brasil.

³ Fonte: Série 22109 (PIB trimestral dessazonalizado). Sistema de Séries Temporais do Banco Central do Brasil.

⁴ Fonte: Série Taxa de juros Over/Selic mensal (% a.a.). Sistema IPEA Data.

longo prazo. Esta última foi construída pela tendência de um Filtro HP sob a taxa de juros real, a qual por sua vez é definida pela própria taxa nominal descontada a inflação observada. O método descrito procura extrair o efeito de redução na taxa de juros real de longo prazo do nível da taxa de juros nominal. Este efeito foi particularmente forte na economia brasileira entre os anos de 2005 e 2012. Por sua vez, a variação cambial trimestral é calculada como a primeira diferença do valor da taxa de câmbio nominal, R\$ por US\$, ao final do período⁵.

Finalmente, a pesquisa de expectativas de mercado do Banco Central do Brasil⁶ serviu como base para o cálculo das variáveis expectativas de inflação para o trimestre seguinte e expectativas de hiato do produto para o trimestre seguinte. No caso da expectativa de inflação, esta foi medida como o valor mediano da pesquisa (*survey*) para a inflação ao consumidor (IPCA) nos três meses do trimestre subsequente, medido no primeiro dia útil do referido trimestre. Os valores mensais foram acumulados para obter-se a expectativa de inflação trimestral. A mensuração no primeiro dia útil serve para contornar o problema de endogeneidade entre a inflação no trimestre corrente e as expectativas de inflação para o período seguinte, sem precisar recorrer ao uso de variáveis instrumentais. De fato, evita-se a correlação entre o choque exógeno na inflação no período corrente $\epsilon_{\pi,t}$ e as expectativas futuras $E_t\pi_{t+1}$ uma vez que praticamente não se permite incorporar informação do período atual. Já para a obtenção da variável expectativas de hiato do produto para o trimestre seguinte foi necessário recorrer ao seguinte procedimento de cálculo. A variável observada pela pesquisa de mercado é o crescimento real do produto interno bruto (% a.a.) para o trimestre seguinte. O primeiro passo foi extrair o crescimento equivalente trimestral, para em seguida projetar o produto interno real esperado para $t+1$. Adicionou-se a série observada no passado dessazonalizada, até o período t , sob este valor esperado para $t+1$, formando-se uma nova série. Tomou-se o logaritmo da nova série completa e retirou-se a sua tendência via Filtro HP. O valor do ciclo no período $t+1$ corresponde, então, a uma estimativa da expectativa para o hiato do produto. A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas para cada uma das séries.

Tabela 2: Testes de Raiz-Unitária (amostra completa)

	Augmented Dickey-Fuller		Lag length	Phillips-Perron		
	t-Statistic	Prob.		Adj. t-Statistic	Prob.	Bandwidth
π_t	-4.8340	0.0002	0	-4.7683	0.0002	4
y_t	-4.2781	0.0011	1	-2.9916	0.0411	2
i_t	-3.1076	0.0311	1	-2.4491	0.1328	2

⁵ Fonte: Série 3696 (Taxa de câmbio livre). Sistema de Séries Temporais do Banco Central do Brasil.

⁶ Fonte: Sistema de Expectativas de Mercado (Boletim Focus) do Banco Central do Brasil.

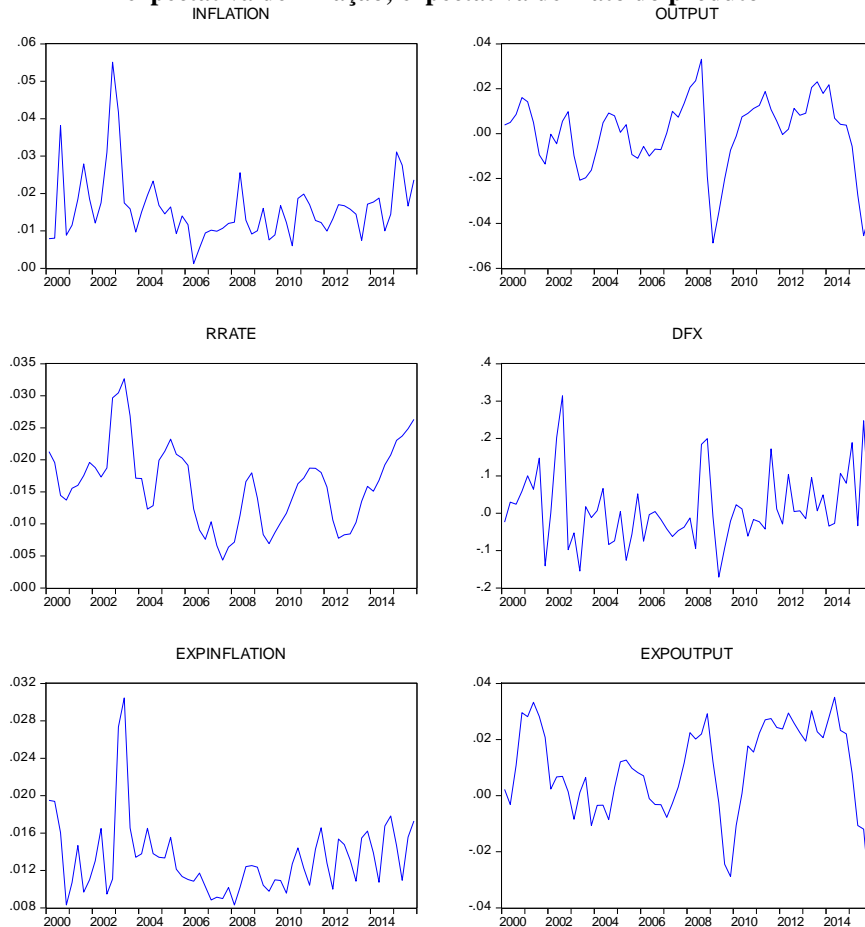
Δe_t	-6.8397	0.0000	0	-6.7941	0.0000	6
$E_t \pi_{t+1}$	-2.9610	0.0044	2	-4.6421	0.0003	9
$E_t y_{t+1}$	-2.5837	0.1017	1	-2.4118	0.1426	3

Fonte: cálculos próprios (2016).

Conforme demonstrado, tanto o teste ADF quanto o PP rejeitam a presença de raiz-unitária a nível de significância de 5% para as séries de inflação, hiato do produto, variação cambial e expectativa de inflação. Para a série de taxa de juros, o teste ADF rejeita a presença de raiz-unitária a 5%, enquanto que o teste PP não consegue rejeitar nem a 10%. Apesar disso, não consideramos evidência suficiente para invalidar a utilização desta série na estimação.

As seis séries que serão utilizadas na estimação do modelo são testadas para estacionariedade. Apresentamos os resultados dos testes tradicionais Augmented Dickey-Fuller (ADF), com intercepto, e Phillips-Perron (PP), na Tabela 2. Destas seis séries, apenas uma delas encontra-se já em primeira diferença (Δe), sendo as outras utilizadas em nível.

Figura 1: Séries observadas (na ordem): inflação, hiato do produto, taxa de juros, variação cambial, expectativa de inflação; expectativa de hiato do produto



Fonte: elaboração própria (2016).

Não é possível rejeitar a hipótese nula para a expectativa de hiato do produto. Todavia, quando executamos o teste de raiz unitária para esta série, retirando da amostra os últimos três trimestres (2015q2 a 2015q4), obtemos resultados melhores. O teste ADF rejeita a hipótese de presença de raiz unitária a 5%, com valor de estatística t de -3.3497 e probabilidade de 0.0170. Enquanto isso, o teste PP também rejeita a 10%, com valor de estatística t ajustada de -2.8380 e probabilidade de 0.0590. Podemos argumentar que as expectativas de produto sofrem choque severo a partir do terceiro trimestre de 2015, o qual ainda não foi totalmente revertido a sua média. Dadas as hipóteses teóricas de estacionariedade do hiato do produto e de expectativas racionais, a reversão deverá ocorrer em prazo maior. Concluimos que estimação econométrica do modelo pode prosseguir sem restrições. Para efeito de ilustração, a Figura 1 apresenta as séries de interesse utilizadas.

2.3.2 Método de estimação

O modelo MS-DSGE na forma reduzida da equação (22) será estimado por máxima verossimilhança, utilizando o Filtro de Hamilton e a função de verossimilhança de um modelo VAR estrutural com mudança de regime Markoviana, com base nos métodos descritos em Hamilton (1994), Kim & Nelson (1999), Bellone (2005) e Krolzig (1997). Seguimos a notação de Kim & Nelson (1999), em que ψ_{t-1} é o conjunto de informação disponível até o instante $t - 1$, e os dados observados compõe $y_t = [X_t X_t^f]'$. O conjunto completo de parâmetros a serem estimados é denominado θ , um vetor linha que contém os parâmetros estruturais do modelo MS-DSGE, incluindo as variâncias dos choques e as probabilidades de transição entre regimes p, q . Temos o total de 18 parâmetros a serem estimados:

$$\begin{aligned} \theta = \{ & \delta, \lambda, \kappa_{1S_t}(S_t = 0), \kappa_{1S_t}(S_t = 1), \mu, \phi, \rho_i, \beta, \gamma, \rho_e, \alpha, \sigma_{AS}(S_t = 0), \sigma_{AS}(S_t \\ & = 1), \sigma_{IS}, \sigma_{MP}, \sigma_e, p, q \} \end{aligned}$$

A função de log verossimilhança, de modo geral, é dada por $\ln L = \sum_{t=1}^T \ln (f(y_t))$, onde $f(y_t)$ está expressa em termos de seus parâmetros θ . O objetivo é maximizar a função densidade $\ln L(y_t; \theta)$. No caso de modelos com mudança de regime, não observamos a ocorrência dos regimes S_t , mas podemos realizar inferência sobre eles a cada instante de tempo. Kim & Nelson (1999) descrevem os seguintes passos para determinar a função de log verossimilhança de um modelo genérico com mudança de regime.

Passo 1: Primeiro considera-se a densidade conjunta de y_t e a variável não-observada S_t , com base na informação até $t - 1$, a qual é dada pelo produto da densidade condicional e marginal:

$$f(y_t, S_t | \psi_{t-1}) = f(y_t | S_t, \psi_{t-1}) f(S_t | \psi_{t-1})$$

Passo 2: Então, para obter a densidade marginal de y_t , integra-se a variável S_t sobre a densidade conjunta através da soma de todos os possíveis valores para S_t :

$$f(y_t | \psi_{t-1}) = \sum_{S_t=0}^1 f(y_t, S_t | \psi_{t-1}) = \sum_{S_t=0}^1 f(y_t | S_t, \psi_{t-1}) f(S_t | \psi_{t-1})$$

No caso de apenas dois regimes, temos que $f(S_t = j | \psi_{t-1}) = Pr[S_t = j | \psi_{t-1}]$, e a função de log verossimilhança é dada por:

$$\ln L = \sum_{t=1}^T \ln \left\{ \sum_{S_t=0}^1 f(y_t | S_t, \psi_{t-1}) Pr[S_t | \psi_{t-1}] \right\} \quad (23)$$

Kim & Nelson (1999) salientam que a densidade marginal acima pode ser interpretada como uma média ponderada entre as densidades condicionais, dados os casos em que $S_t = 0$ e $S_t = 1$. Para derivar a densidade marginal, e também a log verossimilhança, é preciso então calcular os fatores de ponderação $Pr[S_t = 0 | \psi_{t-1}]$ e $Pr[S_t = 1 | \psi_{t-1}]$. Neste momento, faz-se uso do pressuposto de que a variável discreta S_t segue um processo Markoviano de primeira ordem, em que seu estado em t depende apenas de seu estado anterior S_{t-1} . Definimos, novamente seguindo Kim & Nelson (1999), as probabilidades de transição p e q assim: $p = Pr[S_t = 1 | S_{t-1} = 1]$, e $q = Pr[S_t = 0 | S_{t-1} = 0]$.

Para o caso do processo Markoviano, fazemos uso de um filtro para o cálculo dos fatores de ponderação $Pr[S_t = j | \psi_{t-1}]$, $j = 0, 1$, o qual leva em conta as probabilidades de transição entre estados:

Passo 1: Dado $Pr[S_{t-1} = i | \psi_{t-1}]$, para $i = 0, 1$, no início do período t , o termo de ponderação é calculado como

$$\begin{aligned}
Pr[S_t = j | \psi_{t-1}] &= \sum_{i=0}^1 Pr[S_t = j, S_{t-1} = i | \psi_{t-1}] \\
&= \sum_{i=0}^1 Pr[S_t = j | S_{t-1} = i] Pr[S_{t-1} = i | \psi_{t-1}]
\end{aligned}$$

Em que $Pr[S_t = j | S_{t-1} = i]$ são as probabilidades de transição entre estados.

Passo 2: Uma vez observado y_t , ao final do período t , podemos atualizar o termo de probabilidade assim

$$\begin{aligned}
Pr[S_t = j | \psi_t] &= Pr[S_t = j | \psi_{t-1}, y_t] = \frac{f(S_t = j, y_t | \psi_{t-1})}{f(y_t | \psi_{t-1})} \\
&= \frac{f(y_t | S_t = j, \psi_{t-1}) Pr[S_t = j | \psi_{t-1}]}{\sum_{j=0}^1 f(y_t | S_t = j, \psi_{t-1}) Pr[S_t = j | \psi_{t-1}]}
\end{aligned}$$

Em que $\psi_t = \{\psi_{t-1}, y_t\}$. Os passos acima são executados iterativamente para calcular $Pr[S_t = j | \psi_t], t = 1, 2, \dots, T$, ou seja, as probabilidades filtradas para todo o período de tempo da amostra. Para iniciar o filtro em $t = 1$, assume-se as probabilidades incondicionais, ou de estado estacionário, em $t = 0$:

$$Pr[S_0 = 0 | \psi_0] = \frac{1-p}{2-p-q} \qquad Pr[S_0 = 1 | \psi_0] = \frac{1-q}{2-p-q}$$

A descrição dos passos acima e do filtro de atualização de probabilidades deixa claro que a densidade marginal $f(y_t | \psi_{t-1})$ é função dos parâmetros θ , os quais incluem os parâmetros da verossimilhança tradicional, os parâmetros que variam entre estados, mais as probabilidades de transição de estado p, q . Para o caso de modelo com mudança Markoviana, a função de log verossimilhança da eq. (23) é então dada por:

$$\ln L = \sum_{t=1}^T \ln \left\{ \sum_{S_t=0}^1 f(y_t | S_t, \psi_{t-1}) Pr[S_t | \psi_{t-1}] \right\} \quad (24)$$

Descreveremos a seguir algumas particularidades do algoritmo implementado para a nossa estimação.⁷ Iniciamos atribuindo um valor inicial para cada parâmetro do vetor θ_0 . Os

⁷ O algoritmo de estimação foi implementado em Matlab R2011 e está disponível sob demanda.

valores iniciais foram escolhidos, em sua maioria, com base nos resultados da estimação de Baele et al. (2015), e são apresentados na Tabela 3.

A partir do valor de θ_0 , maximizamos a função de log verossimilhança com um algoritmo numérico de otimização condicionada a restrições. A cada passo da otimização, os parâmetros do vetor candidato θ_i são usados para construção das matrizes $A, B, D, G_{S_t}, \Sigma(S_t)$, as quais representam o modelo em sua forma estrutural. Prosseguimos diretamente com a computação das matrizes $\Omega_1, \Omega_2, \Omega_3(S_t), \Gamma$ para transformar o modelo para sua forma reduzida. Com as matrizes da forma reduzida e as probabilidades de transição, o cálculo da log verossimilhança é então realizado utilizando o Filtro de Hamilton, descrito anteriormente, e a função de verossimilhança amostral de um modelo MS-VAR, apresentada a seguir (HAMILTON, 1994; BELLONE, 2005; KROLZIG, 1997).

Sendo $n = 4$ o número de variáveis endógenas, $m = 8$ o número de variáveis regressoras do modelo reduzido, e $T = 64$ o número de observações das séries de tempo. Considere, seguindo a notação de Hamilton (1994):

- $y_t = [X_t]$ o vetor de variáveis endógenas, $nx1$;
- $x_t = [X_t^f X_{t-1}^f X_{t-1}]$ o vetor contendo as variáveis regressoras do modelo reduzido agrupadas, $mx1$;
- $\Omega_{var}(S_t) = \Gamma \Sigma(S_t) \Gamma'$ a matriz de variância e covariância do modelo reduzido, para cada estado, obtida a partir de $\Sigma(S_t)$ e de Γ , nxn ;
- $\Pi(S_t)' = [\Omega_1 \Omega_2 \Omega_3(S_t)]$ a matriz dos coeficientes do modelo reduzido, dependente do estado, nxm .

O mesmo modelo reduzido da equação (22) pode ser escrito como um modelo VAR com mudança de regime:

$$y_t = \Pi(S_t)' x_t + u_t \quad u_t \sim N(0, \Omega_{var}(S_t)) \quad (25)$$

Definida esta notação, para cada passo do filtro, a densidade marginal do modelo VAR, dados θ, S_t, ψ_{t-1} , é dada por:

$$f(y_t | \theta, S_t, \psi_{t-1}) = (2\pi)^{-n/2} \sqrt{|\Omega_{var}(S_t)|^{-1}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} [y_t - (\Pi(S_t)' x_t)]' (\Omega_{var}(S_t))^{-1} [y_t - (\Pi(S_t)' x_t)] \right\}$$

O procedimento de maximização da log verossimilhança resulta em um vetor estimado de parâmetros ótimos $\hat{\theta}$.

Ressaltamos que os parâmetros estão restritos a um domínio de valores possíveis, os quais também são mostrados na Tabela 3, e que são decorrentes das restrições teóricas do modelo DSGE original. As restrições que aplicamos são parecidas, porém mais brandas do que Baele et al. (2015). Os citados autores deixam os parâmetros inicialmente livres, mas penalizam a função objetivo a cada cálculo da verossimilhança, caso as condições de determinação do equilíbrio de expectativas racionais não sejam verificadas. Ao final, deduzem e apresentam um conjunto de valores para cada parâmetro (domínio), calculado por um experimento numérico de procura (*grid search*), para o qual a solução determinada para o modelo é mais provável. Optamos por implementar um processo mais simples, preferindo aplicar algumas restrições teóricas básicas diretamente sobre o domínio dos parâmetros, o qual será utilizado na otimização numérica. Ao final, sob o vetor estimado $\hat{\theta}$, calculamos e verificamos as condições de determinação da solução do modelo MS-DSGE.

Tabela 3: Parâmetros iniciais e restrições do modelo MS-DSGE

Parâmetro	Valor inicial	Mínimo	Máximo
δ	0.425	0.00001	1
λ	0.102	0.00001	$+\infty$
$\kappa_{1S_t}(S_t = 0)$	0.005	$-\infty$	$+\infty$
$\kappa_{1S_t}(S_t = 1)$	0.09	$-\infty$	$+\infty$
μ	0.675	0.00001	1
ϕ	0.10	0.00001	$+\infty$
ρ_i	0.834	0.00001	0.99999
β	1.10	0.00001	$+\infty$
γ	0.80	0.00001	$+\infty$
ρ_e	0.16	$-\infty$	0.99999
α	0.90	0.00001	1
$\sigma_{AS}(S_t = 0)$	0.0038	0.00001	$+\infty$
$\sigma_{AS}(S_t = 1)$	0.0098	0.00001	$+\infty$
σ_{IS}	0.0108	0.00001	$+\infty$
σ_{MP}	0.0043	0.00001	$+\infty$
σ_e	0.0950	0.00001	$+\infty$
p	0.90	0	1
q	0.76	0	1

Fonte: cálculos próprios (2016).

2.4 RESULTADOS EMPÍRICOS

Nesta seção discutimos primeiro os resultados da estimação do modelo MS-DSGE, o qual permite mudança de regime Markoviana conjunta no coeficiente de pass-through cambial e na variância dos choques sobre a inflação, para em seguida compará-los com os resultados

do modelo estrutural convencional. Apresentamos na seqüência alguns testes de especificação e linearidade realizados sobre o modelo e analisamos as funções de resposta ao impulso. Finalmente, traçamos uma descrição dos regimes identificados pelo modelo MS-DSGE, e sua relação com períodos econômicos.

2.4.1 Estimativas dos parâmetros no modelo MS-DSGE

A Tabela 4 apresenta as estimativas para cada parâmetro do modelo MS-DSGE, bem como seu desvio padrão e o correspondente p -valor obtido pelo teste- t convencional. A matriz de variância e covariância das estimativas de máxima verossimilhança foi calculada através da matriz de informação, por sua vez estimada pelo método do produto externo (*outer-product*), seguindo sugestão de Hamilton (1994). A solução obtida pelo modelo caracteriza um equilíbrio estável fundamental de expectativas racionais, conforme detalhado em seção 2.3. Foram verificadas e constatadas as condições de determinação do modelo de expectativas racionais com mudança de regime: $r(\bar{D}_\Omega) < 1$ e $r(D_F) \leq 1$.

A maior parte dos parâmetros apresenta significância estatística. Lembramos que os sinais esperados dos parâmetros são garantidos pelas restrições aplicadas na otimização restrita da função de verossimilhança, e que não houve calibragem de nenhum parâmetro. Os parâmetros para os quais se permitiu mudança de regime, de modo conjunto, foram o coeficiente de pass-through κ_{1S_t} e a variância dos choques $\sigma_{AS}(S_t^\pi)$ sobre a curva de oferta agregada (AS).

Na equação de oferta agregada (AS) do modelo MS-DSGE observamos a estimativa de $\delta = 0.6652$, com alto grau de significância, conferindo peso relativamente maior para as expectativas de inflação em relação ao termo de persistência endógena (*backward-looking*). Este valor está muito próximo às estimativas de Silveira (2008), o qual encontra $\delta = 0.61$ em seu modelo com indexação de preços.

Na curva de demanda (IS), por outro lado, obtemos menor peso para o elemento de expectativas, com $\mu = 0.123$, com um alto desvio padrão. Este resultado sugere, por um lado maior persistência do produto, e por outro que as expectativas de mercado sobre o desempenho do produto para períodos seguintes apresentam pouco poder preditivo, talvez por

causa da alta volatilidade dos choques σ_{IS} . Silveira (2008), em seu modelo com formação de hábito de consumo, encontra parâmetros que corresponderiam a $\mu = 0.26$, e um intervalo de confiança que incluiria nosso valor de $\mu = 0.12$. De modo geral, podemos assumir que o modelo apresenta evidência a favor da persistência endógena tanto do produto quanto da inflação.

A resposta da inflação ao hiato do produto é estimada em um valor relativamente baixo de $\lambda = 0.0369$, e sem significância estatística devido ao alto desvio-padrão. De fato, diversos estudos sobre a curva de Phillips para a economia brasileira não conseguem encontrar impacto estatisticamente significativo do hiato do produto, ou do custo marginal, sobre a inflação (ALVES & AREOSA, 2005; AREOSA & MEDEIROS, 2007; ARRUDA, FERREIRA & CASTELAR, 2008), ao ponto que Sachsida (2013) chega a discutir a validade desta hipótese. Uma das exceções é encontrada em Mazali & Divino (2010), que estimam a curva Novo-Keynesiana com métodos GMM controlando para o pass-through cambial, e encontram efeito significativo do desemprego sobre a inflação. Foram testadas estimações utilizando outras séries para representar o hiato do produto, tais como a decomposição de Beveridge-Nelson sugerida por Tristão & Torrent (2015); no entanto, nenhuma delas resultou melhor ajuste do que a apresentada aqui. Nota-se ainda que mesmo modelos DSGE estimam valores baixos para o parâmetro λ da curva de Phillips. Por exemplo, as estimações bayesianas de modelos DSGE de maior complexidade de Silveira (2008) e Gonçalves, Portugal & Aragón (2016) encontram, respectivamente, $\lambda = 0.0235$ e $\lambda = 0.0654$. Considera-se, de qualquer maneira, que o aprofundamento desta discussão foge do escopo deste trabalho.

Tabela 4: Parâmetros estimados para o modelo estrutural MS-DSGE.

1. Parâmetros para curva de inflação				
δ	λ	$\kappa_{1S_t}(S_t^\pi = 0)$	$\kappa_{1S_t}(S_t^\pi = 1)$	
0.6652	0.0369	0.0061	0.0866	
0.0980 (0.000)	0.0516 (0.306)	0.0099 (0.327)	0.0535 (0.108)	
2. Parâmetros para curva de hiato do produto				
μ	ϕ			
0.1231	0.6718			
0.1036 (0.195)	0.3383 (0.057)			
3. Parâmetros para política monetária				
ρ_i	β	γ		
0.2513	0.7855	0.0110		
0.0691 (0.001)	0.1652 (0.000)	0.0591 (0.390)		
4. Parâmetros para dinâmica cambial			5. Formação de Expectativas	
ρ_e				α
0.1488				1
0.1626 (0.260)				0.2287 (0.000)
6. Volatilidades				
$\sigma_{AS}(S_t^\pi = 0)$	$\sigma_{AS}(S_t^\pi = 1)$	σ_{IS}	σ_{MP}	σ_e
0.0038	0.0098	0.0108	0.0043	0.0950
0.0024 (0.018)	0.0067 (0.049)	0.0039 (0.000)	0.0021 (0.001)	0.0432 (0.000)
7. Probabilidades de transição				
q	p			
0.8433	0.6799			
0.1266 (0.000)	0.2464 (0.010)			
7. Estatísticas				
R_{AS}^2	R_{IS}^2	R_{MP}^2	R_e^2	<i>Log-likelihood</i>
0.5464	0.5111	0.5383	0.0063	751.5542

Fonte: cálculos próprios (2016).

Nota: primeira linha contém estimativa do parâmetro, segunda linha contém desvio padrão e p -valores entre parênteses.

O modelo MS-DSGE identifica dois regimes distintos para o comportamento do coeficiente de pass-through cambial, confirmando a principal hipótese de nossa pesquisa. Denominamos os regimes de $S_t = 0$ e $S_t = 1$, correspondendo a períodos de baixo e de alto pass-through cambial, respectivamente. O valor estimado sobre a curva AS para o pass-through no regime $S_t = 0$ é estatisticamente nulo, com $\kappa_{1S_t}(S_t = 0) = 0.006$. A estimativa pontual corresponderia a um efeito de longo prazo de 0.0092 pontos percentuais sobre a inflação, dado um choque cambial de 1% (desvalorização da moeda doméstica). Por outro lado, a estimativa para o regime $S_t = 1$ é de $\kappa_{1S_t}(S_t = 1) = 0.0866$, com significância estatística praticamente ao redor de 10%. O efeito de longo prazo, dado um choque cambial de 1% durante o regime de alto pass-through, é de 0.1302 pontos percentuais sobre a inflação.

Repare-se que a estimativa pontual para o pass-through é mais do que quatorze vezes superior durante o regime $S_t = 1$, em comparação com o regime oposto.

Em conjunto com o menor pass-through cambial, o regime $S_t = 0$ demonstrou também menor variância nos choques sobre a inflação, com o desvio padrão estimado em $\sigma_{AS}(S_t^\pi = 0) = 0.0038$, em contraste com $\sigma_{AS}(S_t^\pi = 1) = 0.0098$. As probabilidades de transição sinalizam maior persistência do regime $S_t = 0$, e, por consequência, espera-se que a economia permaneça por mais tempo em regime de baixo pass-through e menor variância nos choques. O parâmetro $q = 0.8433$ corresponde à probabilidade da economia permanecer no regime $S_t = 0$ quando já se encontra nele, ou seja, $Pr[S_t = 0|S_{t-1} = 0]$. Complementarmente, o parâmetro $p = 0.6799$ equivale à probabilidade de permanecer no regime de alto repasse cambial e alta variância nos choques $Pr[S_t = 1|S_{t-1} = 1]$. Em suma, o modelo estima que os períodos de alto pass-through e alta variância nos choques, identificados por $S_t = 1$, devam ser de duração bem mais curta, questão que será retomada em seção posterior deste trabalho. Por razões de simplicidade usaremos a partir de agora a denominação de “Regime de Crise” para se referir ao regime $S_t = 1$ e “Regime Normal” para se referir ao regime $S_t = 0$.

Observa-se que o modelo MS-DSGE é superior ao modelo com parâmetros fixos em termos de melhor ajuste (parâmetro R_{AS}^2), maior valor de log verossimilhança e maior valor para o critério de Schwartz. A Tabela 5 apresenta a comparação entre os modelos, seguindo sugestão de Hamilton (2005). Todavia, assumindo a hipótese básica de mudança de regime na variância dos choques, realizamos o Teste de Wald sobre a restrição $\kappa_{1S_t=0}(S_t = 0) = \kappa_{1S_t}(S_t = 1)$ e o p -valor obtido foi de 0.1207. Ou seja, o teste não consegue rejeitar a hipótese de que os coeficientes de pass-through cambial sejam os mesmos para os dois regimes, embora o valor da estatística esteja próximo ao valor crítico de 10%. A próxima seção apresenta detalhes a respeito dos testes realizados sobre a hipótese de linearidade do modelo.

Tabela 5: Comparação entre os modelos selecionados.

Modelo	Qtde. de parâmetros	Log likelihood	Schwartz criterion
MS-DSGE	18	751.55	714.12
DSGE	14	741.42	712.31

Fonte: cálculos próprios (2016).

Nota: Critério de Schwartz calculado como $\mathcal{L} - (k/2) \log T$, sendo \mathcal{L} a log verossimilhança, k o número de parâmetros e T o tamanho da amostra (HAMILTON, 2005).

Os valores que estimamos para o repasse cambial são consistentes com diversos outros estudos sobre o tema, apesar de que a diferença entre os períodos abordados não permite comparações estritas. Em particular, vários trabalhos incluem a primeira fase do Plano Real

(1994-1999), anterior à implantação do regime de metas de inflação e câmbio flutuante, em que o câmbio funcionava como a própria âncora de preços. Pimentel, Modenesi & Luporini (2015) realizam cálculo que busca distinguir o efeito de valorizações versus desvalorizações cambiais, supondo a existência de assimetria. Nossa estimativa para o pass-through durante o regime de “Crise” é consistente com o efeito de desvalorizações cambiais em Pimentel, Modenesi & Luporini (2015), que obtém 0.1138 pontos percentuais na inflação em 12 meses, para uma depreciação cambial de 1%, durante o período de 1999 a 2013. Correa & Minella (2006) investigam o repasse cambial entre 1995 a 2005, estimando um efeito de 0.20 pontos percentuais na inflação de longo prazo para cada 1% de desvalorização, se ocorrida dentro de um período de grande variação cambial. Em contraste, o repasse estimado é estatisticamente nulo para períodos de pequena variação cambial. Os nossos resultados se aproximam de Correa & Minella (2006), lembrando que é restrita a comparação devido à grande diferença entre os períodos abordados. Carneiro, Monteiro & Wu (2004) analisam o período 1994 a 2001 e encontram efeito não-linear de pass-through de curto prazo que varia entre 5.6% e 11%, enquanto que nosso resultado, para o regime de alto repasse, é de 8.67%. Tombini & Alves (2006) apresentam uma estimativa variável para o repasse cambial de curto prazo entre 2002 e 2006 que varia entre zero e aproximadamente 8%, o que novamente é consistente com nosso resultado. Finalmente, nosso resultado é compatível com a estimativa de pass-through publicada pelo Banco Central do Brasil (2015), em seus diversos modelos lineares de projeção de pequeno porte.

Vale ressaltar que o valor obtido em nossa estimação, de 13% de repasse de longo prazo mesmo em regime de alto pass-through, é considerado relativamente baixo pelos critérios de Goldfajn & Werlang (2000) e Belaisch (2003), o que implica uma razoável capacidade da economia em absorver os choques cambiais sem propagação direta para a inflação ao consumidor.

Na curva de demanda agregada (IS) observamos alta resposta do produto à taxa de juros real, com parâmetro $\phi = 0.6718$. Com efeito, este valor é muito superior ao calibrado por Baele et al. (2015), $\phi = 0.1$, em seu exercício empírico para economia norte-americana. Tais autores afirmam que a estimação por máxima verossimilhança irrestrita de modelos Novo-Keynesianos desta classe costuma produzir estimativas muito pequenas e insignificantes, quando não negativas, para o parâmetro ϕ . Nosso resultado, em um modelo restrito, aponta um comportamento diferente na economia brasileira, qual seja de uma forte reação da demanda agregada à taxa de juros real, o que por sua vez proporciona um canal eficiente de propagação da política monetária. Em comparação, a estimativa do modelo

DSGE de Gonçalves, Portugal & Aragón (2016) encontra $\phi = 0.4063$, um valor menor mas comparável ao obtido em nosso exercício.

Em relação à regra de política monetária obtivemos o valor para a suavização da taxa de juros de $\rho_i = 0.2513$. Este valor se distancia da estimativa de $\rho_i = 0.8704$, obtida por Furlani, Portugal & Laurini (2010) em um modelo DSGE de economia aberta. Um dos fatores que pode explicar a diferença é o tratamento dado às séries de dados previamente à estimação. Furlani, Portugal & Laurini (2010) utilizam como variável observada do modelo simplesmente a taxa nominal de juros. Em nosso caso, conforme explicado em seção anterior, estamos extraíndo a taxa de juros real de longo prazo da taxa de juros nominal, para então utilizar o resultado como entrada da estimação. Como o objetivo de nosso modelo é analisar o ciclo de negócio, entendemos necessária a extração do efeito de variação da taxa de juros real de longo prazo. Outro fator que diferencia as duas estimativas é a inclusão da variação da taxa de câmbio na função de reação por Furlani, Portugal & Laurini (2010), e naturalmente a diferença entre os períodos analisados, sendo o nosso mais longo.

O parâmetro β , o qual representa a resposta da taxa de juros à expectativa de inflação, foi estimado em 0.7855. A estimação pontual indica resposta não ativista para a inflação, todavia ressaltamos que o valor está estatisticamente próximo de um. Ainda assim, é superior à estimativa de Gonçalves, Portugal & Aragón (2016), que obtém $\beta = 0.56$ em seu modelo com coeficiente fixo na regra de Taylor. Estes autores, de fato, somente conseguem identificar regime ativista ao estimar um modelo com mudança de regime no próprio parâmetro β .

A resposta ao produto é estimada em $\gamma = 0.0110$, e com seu alto desvio-padrão não é estatisticamente diferente de zero. Reconhecemos a limitação de nosso resultado, pois autores como Gonçalves, Portugal & Aragón (2016) ou Palma & Portugal (2014) apontam valores significativos em parâmetros deste tipo, em maior consonância com os pressupostos teóricos esperados. Especulamos que a diferença possa estar ocorrendo devido a alguma característica do tratamento prévio aplicado para as séries de dados de produto ou taxa de juros.

A dinâmica cambial aponta algum indício de autocorrelação positiva nas variações cambiais, com $\rho_e = 0.1488$, porém não significativo. A variância dos choques sobre a equação de câmbio é de longe a maior e o ajuste da curva é quase irrelevante.

Tabela 6: Parâmetros estimados para o modelo estrutural sem mudança de regime

1. Parâmetros para curva de inflação				
δ	λ	κ_1		
0.5497	0.0887	0.0419		
0.1029 (0.000)	0.0776 (0.206)	0.0158 (0.014)		
2. Parâmetros para curva de hiato do produto				
μ	ϕ			
0.1231	0.6718			
0.1015 (0.189)	0.3167 (0.044)			
3. Parâmetros para política monetária				
ρ_i	β	γ		
0.2513	0.7857	0.0110		
0.0711 (0.001)	0.1614 (0.000)	0.0541 (0.389)		
4. Parâmetros para dinâmica cambial			5. Formação de Expectativas	
ρ_e			α	
0.1488			1	
0.1556 (0.250)			0.2819 (0.001)	
6. Volatilidades				
σ_{AS}	σ_{IS}	σ_{MP}	σ_e	
0.0073	0.0108	0.0043	0.0950	
0.0000 (0.000)	0.0000 (0.000)	0.0000 (0.003)	0.0017 (0.000)	
7. Estatísticas				
R_{AS}^2	R_{IS}^2	R_{MP}^2	R_e^2	<i>Log-likelihood</i>
0.2688	0.5111	0.5383	0.0063	741.4227

Fonte: cálculos próprios (2016).

Nota: primeira linha contém estimativa do parâmetro, segunda linha contém desvio padrão e *p*-valores entre parênteses.

O parâmetro α descreve a lei de movimento das expectativas de mercado, e foi estimado em $\alpha = 1$, o que implica que o modelo está desconsiderando as expectativas de mercado avaliadas no período anterior. Segundo pressuposto de Baele et al. (2015), este achado indica que as expectativas de mercado se ajustam completamente às expectativas racionais, sendo que a disseminação lenta de informação não parece ter peso neste processo.

Apresentamos na Tabela 6 os resultados obtidos na estimação do modelo DSGE sem mudança de regime, para fins de comparação. O coeficiente de pass-through cambial, estimado sobre a curva AS, é de $\kappa_1 = 0.0419$, o qual corresponde a um efeito de longo prazo de 0.0762 pontos percentuais sobre a inflação dado um choque cambial de 1%. Naturalmente, este valor está contido no intervalo entre o menor e o maior valor de pass-through estimados no modelo com dois regimes. Os demais parâmetros da curva AS alcançam valores semelhantes aos estimados para o modelo MS-DSGE. O peso relativo da persistência endógena da inflação é um pouco maior, com $\delta = 0.5497$. Enquanto isso, o parâmetro do hiato do produto aparece com peso maior, $\lambda = 0.0887$, mas ainda não significativo.

Conforme já observado, o modelo com mudança Markoviana demonstra maior valor de log verossimilhança, maior valor para o critério de Schwartz e melhor ajuste da curva AS, o que aponta para sua superioridade de representação.

2.4.2 Testes de especificação e linearidade

Realizamos os testes básicos univariados de especificação sobre os resíduos padronizados de cada equação – autocorrelação serial, normalidade e variância condicional – e testes de linearidade sobre o modelo MS-DSGE.

Tabela 7: Testes de especificação sobre os resíduos padronizados do modelo estrutural MS-DSGE (*p*-valores)

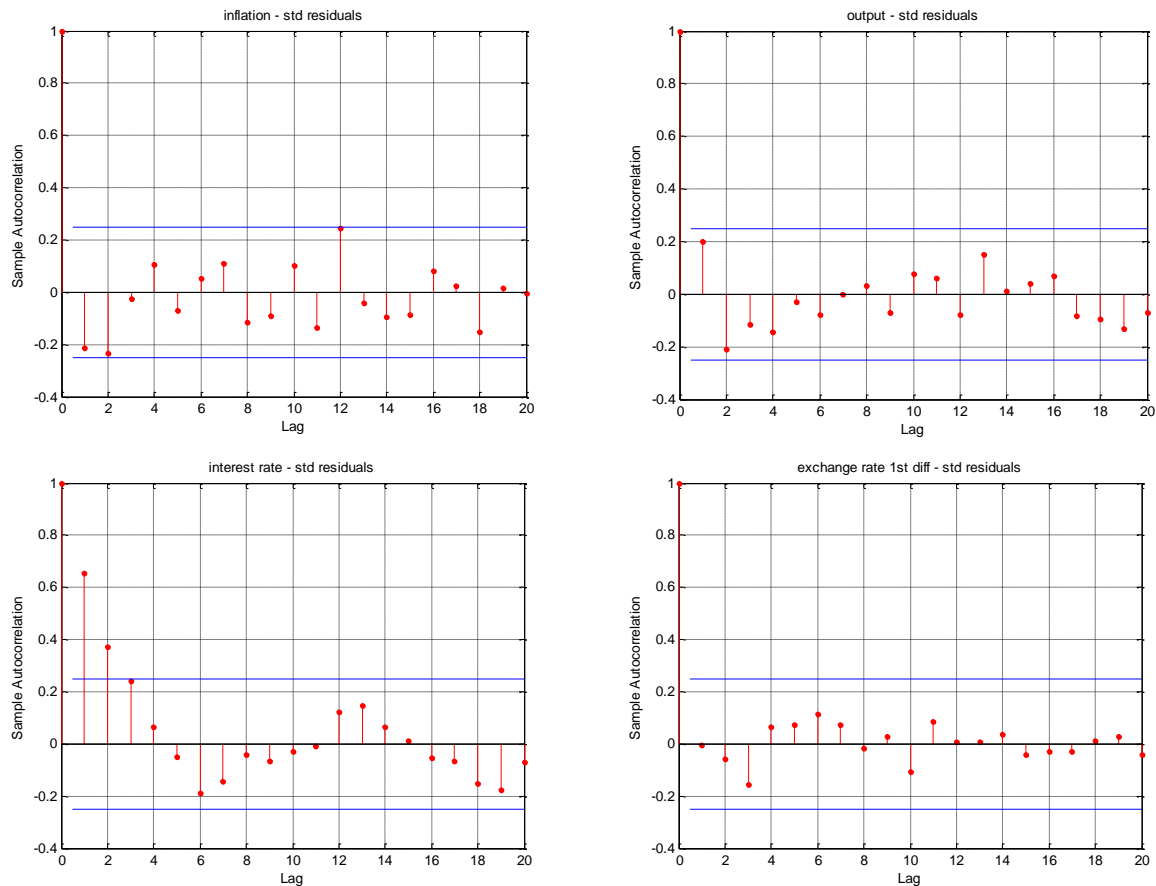
Testes estatísticos univariados	Modelo estrutural MS-DSGE			
	Inflação	Hiato do produto	Política monetária	Câmbio
Autocorrelação serial (<i>p</i> -values) padrão 20 lags	(0.3364)	(0.6941)	(0.000)	(0.9987)
Autocorrelação serial (<i>p</i> -values) 2 lags, ajustado para graus de liberdade	(0.0095)	(0.0174)	(0.000)	(0.641)
Skewness	0.2159	-1.7187	0.3917	0.7453
Kurtosis	3.5827	8.2864	3.2091	3.6290
Jarque-Bera test (<i>p</i> -values)	(0.3837)	(0.0010)	(0.2980)	(0.0303)
Autocorrelação serial no quadrado dos resíduos (<i>p</i> -values) padrão 20 lags	(0.8935)	(0.7547)	(0.9248)	(0.4314)

Fonte: cálculos próprios (2016).

Nota: *p*-valores entre parênteses.

Os resultados dos testes de especificação sobre os resíduos padronizados aparecem na Tabela 7. A autocorrelação serial foi avaliada pelo teste Q de Ljung-Box, para diversos *lags*, uma vez que este parâmetro afeta a potência do teste. A tabela demonstra o *p*-valor obtido para 20 *lags*, conforme sugestão de Box, Jenkins & Reinsel (1994) em utilizar como padrão o valor $\min(20, T - 1)$. Adicionalmente mostra-se também o *p*-valor do teste Q para 2 *lags*, ajustado para os graus de liberdade do modelo, o que pode ser considerado uma parametrização bem mais estrita. A Figura 2 mostra ainda a autocorrelação amostral de cada série de resíduos padronizados, com o intervalo de confiança.

Figura 2: Autocorrelação amostral dos resíduos padronizados do modelo estrutural MS-DSGE, para cada equação. Na ordem: inflação, produto, taxa de juros, variação cambial



Fonte: cálculos próprios (2016).

Nota: Linha horizontal azul indica intervalo de confiança (dois desvios padrão).

O ponto fraco do modelo MS-DSGE parece ser sua incapacidade em eliminar a autocorrelação serial nos resíduos, particularmente na equação que representa a resposta da política monetária. Para as demais equações, a ausência de autocorrelação é rejeitada a 2 lags com ajuste, mas não é rejeitada a 20 lags. Baele et al. (2015) reconhecem que as estatísticas deste tipo de teste podem estar viesadas em amostras pequenas, especialmente quando o processo gerador de dados é não linear como em nosso modelo. Em seu estudo empírico, os autores também não conseguem evitar a rejeição da hipótese de ausência de autocorrelação serial nos resíduos da equação do hiato do produto, tanto no modelo de expectativas racionais MS-DSGE quanto no modelo MS-VAR irrestrito, mesmo utilizando valores críticos de teste obtidos de uma simulação de Monte Carlo com amostra pequena. Nossa análise incluiu tentativas de alterar a especificação do modelo, inserindo maior número de variáveis endógenas defasadas como regressoras nas quatro equações ($X_{t-2}, X_{t-3}, X_{t-4}$). Ainda assim não foi possível eliminar os indícios de autocorrelação serial, e optamos por manter a simplicidade do modelo com apenas uma defasagem. A hipótese que restaria ser testada é a

modelagem dos choques de cada curva através de uma estrutura autoregressiva, a qual no entanto iria requerer um método de estimação de maior complexidade, em particular se tratando de modelos DSGE com mudança de regime.

Em relação aos outros testes, rejeita-se distribuição normal para os resíduos da equação de produto e de câmbio, devido à alta curtose. Buscamos verificar a ocorrência de variância condicional através de um teste Q de Ljung-Box no quadrado dos resíduos. Não foram encontrados indícios de variância condicional em nenhum dos termos de erro das equações.

Tabela 8: Testes de especificação sobre os resíduos do modelo estrutural DSGE (*p*-valores)

Testes estatísticos univariados	Modelo estrutural DSGE (sem mudança de regime)			
	Inflação	Hiato do produto	Política monetária	Câmbio
Autocorrelação serial (<i>p</i> -values) padrão 20 lags	(0.8537)	(0.6941)	(0.000)	(0.9987)
Autocorrelação serial (<i>p</i> -values) 2 lags, ajustado para graus de liberdade	(0.0571)	(0.0174)	(0.000)	(0.641)
Skewness	0.3906	-1.7187	0.3917	0.7453
Kurtosis	4.1870	8.2864	3.2091	3.6290
Jarque-Bera test (<i>p</i> -values)	(0.0468)	(0.0010)	(0.2980)	(0.0303)
Autocorrelação serial no quadrado dos resíduos (<i>p</i> -values) padrão 20 lags	(0.8477)	(0.7547)	(0.9247)	(0.4315)

Fonte: cálculos próprios (2016).

Nota: *p*-valores entre parênteses.

Com o objetivo comparativo, demonstramos ainda na Tabela 8 os mesmos testes realizados sobre o modelo DSGE sem mudança de regime, os quais confirmam a dificuldade do modelo eliminar a autocorrelação serial nos resíduos. Observa-se também que o mecanismo de mudança de regime na curva de inflação conseguiu diminuir a curtose da distribuição dos erros padronizados.

A literatura reconhece a dificuldade de testar a hipótese de linearidade em modelos com mudança Markoviana, uma vez que as condições usuais de regularidade para inferência com base na razão da verossimilhança são violadas (HANSEN, 1992; CARRASCO, HU & PLOBERGER, 2014; DI SANZO, 2009). Sob a hipótese nula de linearidade, alguns parâmetros do modelo não são identificados, tais como as probabilidades de transição. Di Sanzo (2009) esclarece que, neste caso, a função de verossimilhança não é mais quadrática, e

sim achatada em relação a estes parâmetros no ponto ótimo, e seus *scores* são identicamente zero. Portanto, a distribuição assintótica das estatísticas de teste de interesse, tais como a LR, não mais possuem a forma convencional χ^2 . Hansen (1992), Carrasco, Hu & Ploberger (2014) e Di Sanzo (2009), entre outros, propõe testes alternativos para avaliar a estabilidade de parâmetros e a validade da hipótese de linearidade. Nossa escolha foi submeter o modelo MS-DSGE ao teste de Di Sanzo (2009), o qual se baseia em uma distribuição de *bootstrap* da razão de verossimilhança sob a hipótese nula. O objetivo do teste é comparar a razão de verossimilhança obtida entre os modelos DSGE linear (H_0) e MS-DSGE (H_1), denominada de LR, com a distribuição de *bootstrap* de uma razão de verossimilhança calculada sob a hipótese nula LR^* , de modo a encontrar o *p*-valor correspondente. O autor encontra evidências de que o teste com base em *bootstrap* funciona bem em amostras pequenas, e pode ser superior aos de Hansen (1992) e de Carrasco, Hu & Ploberger (2014) em poder e tamanho, além de envolver requisitos de computação bem mais simples.

O algoritmo de *bootstrap* de Di Sanzo (2009) segue os seguintes passos. Primeiro, estimamos o modelo sob H_0 , obtendo o vetor de parâmetros $\widehat{\theta}_0$ e os resíduos estruturais estimados \widehat{u}_t . Note-se que em nosso caso estamos interessados nos resíduos estruturais, os quais teoricamente apresentam distribuição i.i.d, e são calculados a partir dos resíduos estimados na forma reduzida. Segundo, estimamos o modelo sob H_1 , de modo a calcular a seguinte estatística LR:

$$LR = 2[L(\widehat{\theta}|I_T) - L(\widehat{\theta}_0|I_T)]$$

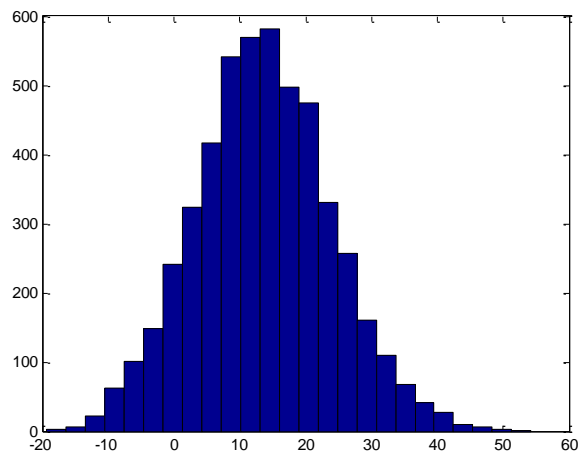
Onde $\widehat{\theta}$ representa a estimativa do modelo MS-DSGE, e $L(\theta|I_T)$ é a função de log verossimilhança amostral condicional aos dados observados I_T . O terceiro passo é a geração das séries de erros de *bootstrap* u_t^* , de tamanho $T - 1$, por amostragem com reposição a partir dos resíduos estruturais \widehat{u}_t , e cálculo dos correspondentes erros na forma reduzida $u_{RF,t}^*$. Em seguida, construímos a amostra de *bootstrap* x_t^* , de tamanho T e iniciando em $t = 2$, como:

$$x_t^* = \Omega_1 X_t^f + \Omega_2 X_{t-1}^f + \Omega_3 x_{t-1}^* + u_{RF,t}^*$$

Sendo que os valores dos períodos iniciais x_0^* e x_1^* foram definidos como os valores observados para cada série. Observe que as séries de expectativas X_t^f foram consideradas fortemente exógenas. Finalmente no quarto passo utilizamos a amostra de *bootstrap* x_t^* , como

se fossem dados observados, para calcular uma nova estatística LR . Este valor será chamado de LR^* . O experimento consiste em repetir por simulação o terceiro e quarto passos um número grande de vezes B , registrando a distribuição da variável aleatória LR^* . Então calcula-se o p -valor de *bootstrap* como a fração de valores de LR^* que são maiores do que o valor observado inicialmente para LR , ou seja $p_B = \sum_{i=1}^B Ind(LR_i^* \geq LR)/B$.

Figura 3: Distribuição *bootstrap* de LR^* , com base no método de Di Sanzo (2009)



Fonte: cálculos próprios (2016).

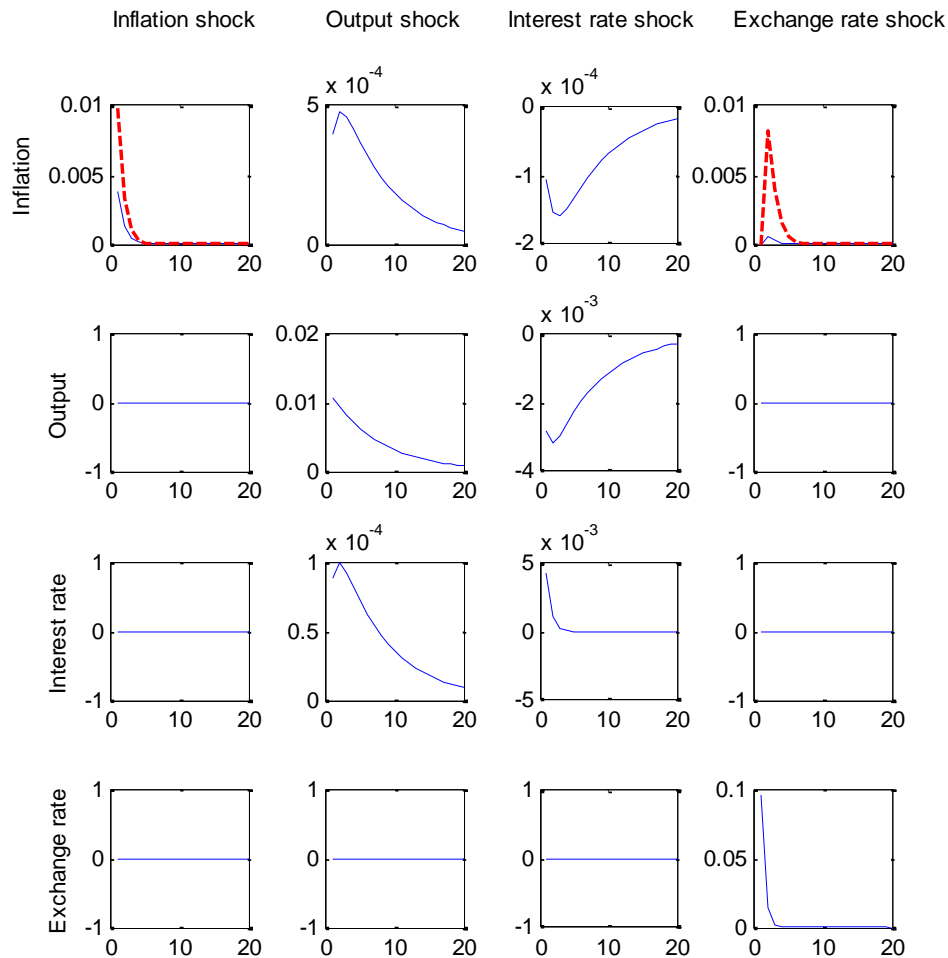
Nota: Número de amostras de *bootstrap* geradas=5000.

Em nosso experimento, o valor da razão de verossimilhança entre os dois modelos é $LR = 20.2629$. Simulamos a série x_t^* e calculamos LR^* cinco mil vezes, ou seja, para $B = 5000$. A Figura 3 apresenta a distribuição de *bootstrap* obtida para LR^* . O resultado não permite rejeitar a hipótese nula de linearidade, uma vez que o p -valor calculado fica em $p_B = 0.2504$, apesar do melhor ajuste do modelo MS-DSGE.

2.4.3 Funções de resposta a impulso

O efeito dos choques estruturais independentes sobre as variáveis endógenas pode ser representado pelas funções de resposta a impulso. A Figura 4 apresenta as respostas da inflação, produto, taxa de juros e taxa de câmbio em cada uma das linhas, para cada choque estrutural.

Figura 4: Funções de resposta a impulso para choques de inflação, produto, taxa de juros e taxa de câmbio



Fonte: cálculos próprios (2016).

Nota: Choques representam um desvio padrão. Legenda: Linha azul contínua representa a resposta no regime $S_t = 0$ ("Normal"); linha vermelha pontilhada representa a resposta no regime $S_t = 1$ ("Crise").

As repostas, de modo geral, são consistentes com aquelas esperadas em modelos Novo Keynesianos. Ressalta-se que um choque inesperado sobre a inflação não causa resposta das demais variáveis, uma vez que se assume o pressuposto de que tanto o produto quanto a taxa de juros devem reagir somente às expectativas de inflação. O choque sobre o produto causa aumento da inflação, pelo parâmetro da curva de Phillips, e ao mesmo tempo aumento da taxa de juros, de acordo com a regra de Taylor. Observa-se a alta persistência do modelo, com efeito sobre o estado estacionário mesmo após 20 trimestres. Por sua vez, o choque inesperado sobre a taxa de juros derruba o produto e a inflação. Finalmente, o choque cambial causa efeito somente sobre a inflação.

Conforme se verifica, a mudança de regime acarreta respostas diferentes apenas sobre a inflação, dados os choques sobre a curva AS e sobre o câmbio. Como o regime de $S_t = 1$ apresenta maior desvio padrão dos choques sobre a curva AS, o efeito na inflação é muito maior no primeiro período, e seu decaimento na mesma proporção. Da mesma forma, a magnitude do pass-through cambial é muito maior no regime $S_t = 1$, portanto o efeito na inflação é maior e perdura por aproximadamente o dobro do tempo. A trajetória das variáveis foi calculada assumindo que não ocorre mudança de regime após o choque, com o objetivo de esclarecer a análise.

2.4.4 Identificação de regimes de alto pass-through cambial

Um dos resultados principais do modelo MS-DSGE é a identificação de regimes macroeconômicos, os quais em nosso caso correspondem aos regimes “Normal” (baixo pass-through cambial e menor volatilidade nos choques da inflação) versus de “Crise” (alto pass-through cambial e maior volatilidade nos choques da inflação).

Conforme comentado em seção anterior, as probabilidades de transição estimadas p e q nos permitem afirmar que o regime de baixo pass-through, $S_t = 0$, detém maior persistência, e portanto duração média esperada superior. Com efeito, a duração esperada é de $E(D|S_t = 0) = 6.4$ trimestres, contra $E(D|S_t = 1) = 3.1$ trimestres no regime de “Crise”.

Os gráficos da Figura 5 mostram as probabilidades filtradas e suavizadas para cada regime durante o período. Nota-se que as probabilidades tendem a se concentrar próximas de um ou de zero na maior parte do tempo, facilitando a identificação dos regimes e confirmando a utilidade do modelo. Nossa análise identifica cinco períodos de alto pass-through cambial e alta volatilidade dos choques sobre a inflação, com duração variando entre um e quatro trimestres, e média de 2.6. Sumarizamos informações sobre o início e fim de cada período, bem como as variações cambiais e a inflação acumulada na Tabela 9. O regime de “Crise” totaliza 13 trimestres, enquanto o “Normal” perfaz um total de 51 trimestres.

Tabela 9: Períodos de alto pass-through cambial e alta volatilidade dos choques sobre a inflação identificados pelo modelo MS-DSGE.

Início	Fim	Duração (trimestres)	Identificação	Maior desvalorização cambial no período (em um trimestre)	Inflação acumulada no período (IPCA)
2000/q1	2000/q4	4	Bolha Internet (EUA)	5.9%	4.73%
2001/q3	2001/q3	1	Bolha Internet (EUA)	14.8%	2.79%
2002/q3	2003/q2	4	Crise eleitoral doméstica	31.4%	5.99%
2008/q2	2008/q3	2	Crise financeira internacional	18.4%	3.88%
2015/q1	2015/q2	2	Crise política doméstica	18.9%	5.95%

Fonte: cálculos próprios (2016).

Durante cada ciclo de “Crise” verifica-se desvalorização cambial sensível, entre 5.9% e 31.4%, em pelo menos um dos trimestres que compõe o período identificado. O choque cambial acima de um certo limite é um dos argumentos de Correia & Minella (2006) para o comportamento não-linear do pass-through cambial, e este fator parece estar presente aqui. Em alguns casos, houve reversão da desvalorização cambial ainda dentro do período. Observa-se que a desvalorização cambial média por trimestre nos regimes de “Crise” alcança 3.7% contra 0.56% nos regimes “Normais”, enquanto que na amostra inteira é de 1.2% por trimestre. Ainda assim, identificamos alguns trimestres em que desvalorizações cambiais grandes, superiores a 10%, não foram suficientes para que o modelo indicasse mudança de regime no pass-through. Ou seja, pode-se entender que em alguns casos a economia foi capaz de absorver o choque cambial sem repasse significativo para inflação. Como exemplo podemos citar os trimestres 2011/q3 e 2012/q2, os quais registram desvalorizações cambiais de 17.2% e 10.3% respectivamente.

Conforme seria esperado devido ao comportamento da volatilidade dos choques sobre a curva AS, a inflação média por trimestre durante o regime de “Crise” é de 2.56%, muito superior à média geral amostral de 1.60% e à média de 1.36% para o regime “Normal”. Nota-se que em apenas dois trimestres, de um total de 51 em que o regime “Normal” esteve ativo, a inflação trimestral ultrapassou 2%. Foram os períodos de 2004/q3 e 2015/q4.

O primeiro ciclo de “Crise” dura quatro trimestres e perdura durante o ano de 2000. Os mercados financeiros internacionais sofrem período de grande incerteza, desencadeada a partir do estouro da bolha de ações de empresas de alta tecnologia nos Estados Unidos em março deste ano. Enquanto isso, a economia doméstica ainda experimenta efeitos da desvalorização cambial de 1999 e da transição para o câmbio flutuante. A desconfiança externa faz com que o risco-país alcance patamares elevados no período. Destaca-se que a

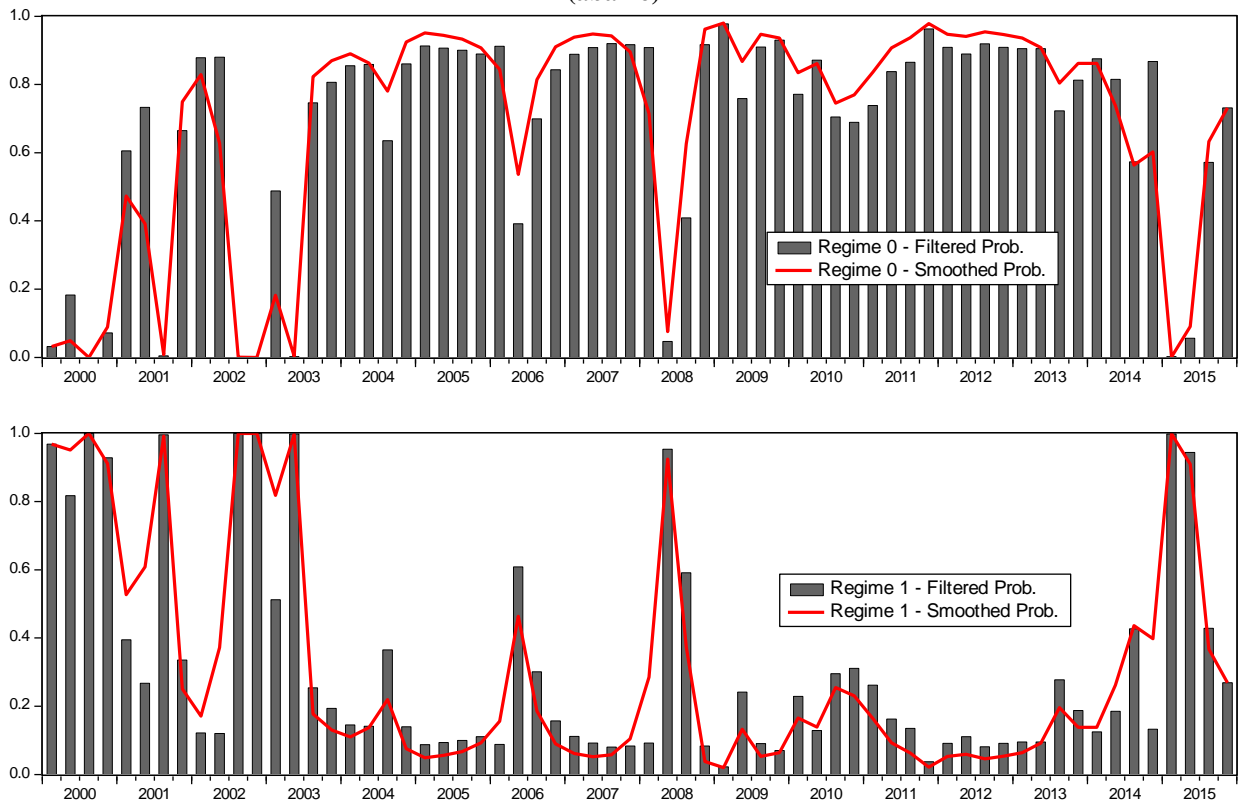
desvalorização cambial acumulada no ano de 2000 somou 8.42%, e que observou-se um pico de inflação no terceiro trimestre do ano, de 3.82%. Durante os dois primeiros trimestres de 2001, o comportamento da curva de inflação retorna para o estado “Normal”, de baixo pass-through e baixa volatilidade dos choques. Todavia, o trimestre 2001/q3 registra novo choque cambial, em conjunto com nova alta do risco-país⁸, e o modelo assinala um breve retorno ao regime de “Crise”.

Seguem-se três trimestres de baixa volatilidade e baixo pass-through até que na metade de 2002 a economia retorna ao estado identificado como “Crise” para aí permanecer por um ano. Esta transição pode ser diretamente relacionada à crise de confiança que antecedeu as eleições presidenciais de 2002. O risco-país eleva-se consideravelmente atingindo o valor de pico em outubro de 2002⁹. Somente no 2º e 3º trimestres deste ano, a moeda doméstica experimenta desvalorização superior a 50%, enquanto que a inflação acumulada em 2002 acaba superando os 12%. A volatilidade inflacionária só volta a patamares menores ao final de 2003, à medida que a política monetária e econômica da nova administração se consolida como ortodoxa e aderente aos princípios do regime de metas de inflação.

⁸ O indicador de risco-país Embi+BR, medido pelo JP Morgan, atinge valor médio mensal de 1165 pontos base durante outubro de 2001.

⁹ O indicador Embi+BR atinge valor médio mensal de 2039 pontos base em outubro de 2002.

Figura 5: Probabilidades estimadas para o modelo MS-DSGE, para o Regime 0 (no alto) e Regime 1 (abaixo)



Fonte: cálculos próprios (2016).

Nota: probabilidades filtradas em barras, suavizadas em linhas.

O período seguinte, “Normal”, e se estende da metade de 2003 até o início de 2008, somando 19 trimestres seguidos. Destaca-se que o câmbio experimenta valorização muito significativa, de 40.8% no período, o que colabora para manter a inflação em níveis baixos. O fato de que o repasse cambial tenha ocorrido com muito pouca intensidade nesta fase se alinha com a tese de Pimentel, Modenesi & Luporini (2015) de efeito assimétrico das variações cambiais.

No segundo e terceiro trimestre de 2008 o modelo MS-DSGE sinaliza nova transição para o estado de “Crise”, correspondendo ao período de início da crise financeira internacional. A desvalorização cambial é intensa no 3º e 4º trimestres deste ano, acumulando 42%. Por outro lado, a inflação se mantém em níveis relativamente baixos durante 2008 e 2009, em nossa interpretação devido à provável influência da queda brusca da atividade econômica, em conformidade com os pressupostos da curva de Phillips.

O novo período “Normal” dura 25 trimestres consecutivos, sendo assim o mais longo da série. Observa-se que o nível médio da inflação foi baixo no período, de 1.36% por trimestre, e, excluindo-se da amostra o primeiro e último trimestres deste ciclo, o nível do câmbio se manteve praticamente estável.

A partir da metade de 2014, o modelo MS-DSGE começa a sinalizar novo ciclo de “Crise”. Interpretamos que este regime ocorre nos dois primeiros trimestres de 2015, com forte desvalorização cambial em 2015/q1, de 18.9%, e elevação do nível de inflação. O período é caracterizado por profunda depressão da atividade econômica, crise política no governo federal e dificuldades na área fiscal. Com efeito, o alto nível e persistência da inflação, somado ao descontrole fiscal, têm trazido dificuldades para ação da autoridade monetária. O modelo aponta para o final do ciclo no segundo semestre do ano, mas reconhecemos que este resultado deve ser interpretado com cautela, pois ainda não dispomos de uma série temporal mais longa, a qual permitiria melhor ajuste e avaliação das probabilidades de transição. Neste sentido, o choque cambial de 24.7% em 2015/q3 ainda pode causar efeito considerável para inflação.

Finalmente, concluímos que os resultados gerais apresentados pelo modelo MS-DSGE são de grande utilidade para a análise e interpretação econômica da dinâmica do pass-through cambial e seus efeitos não-lineares. O modelo pode fornecer informação relevante para a previsão de inflação, particularmente em períodos de grandes choques cambiais, quando temos maior incerteza sobre o grau de repasse cambial.

2.5 COMENTÁRIOS FINAIS

O presente trabalho investiga o fenômeno de pass-through de taxa de câmbio na economia brasileira, durante o período de câmbio flutuante, utilizando um modelo DSGE com mudança de regime Markoviana (MS-DSGE). Nosso objetivo é testar a hipótese de que o coeficiente de pass-through apresenta comportamento não-linear, variando entre dois possíveis regimes. Em conjunto com o nível de repasse, é analisada a possibilidade de mudança de regimes na variância dos choques sobre a curva de oferta AS. A pesquisa é motivada em função dos riscos de se subestimar o efeito de grandes desvalorizações cambiais sobre a inflação.

O modelo MS-DSGE Novo-Keynesiano estimado é composto por quatro equações básicas: a curva de oferta (AS) ou curva de Phillips, a curva de demanda (IS), a função de reação da autoridade monetária (MP) e a equação que determina a dinâmica cambial. Propomos que o pass-through cambial seja modelado como um choque de oferta sobre a curva de Phillips, seguindo microfundamentação de Blanchard e Galí (2007). A especificação do modelo foi baseada em Baele et al. (2015), os quais entretanto não incluíam o efeito do

pass-through nem a dinâmica dos choques cambiais, pois centravam seu interesse na análise da regra de política monetária.

Em particular, de modo a endereçar a mudança de regime Markoviana, fez-se uso da estratégia de identificação e estimação proposta por Baele et al. (2015). Esta utiliza como entrada para a estimação dados de expectativas de mercado sobre inflação e produto, além das séries macroeconômicas observadas. Os autores argumentam que os agentes de mercado detêm conjunto rico de informação, o qual potencialmente pode se útil para melhorar a estimação. Neste método, as expectativas racionais são modeladas como seguindo uma lei de movimento que depende das expectativas de mercado observadas e de um desvio. Supondo-se que a variância do desvio tende a zero, simplifica-se o procedimento de estimação, pois elimina-se este conjunto de variáveis de estado não observadas. Podemos escrever, deste modo, o modelo DSGE com mudança de regime como um modelo MS-VAR estrutural, o que permite o uso de métodos tradicionais de estimação multivariada de Hamilton (1989, 1994) e Kim & Nelson (1999).

Nossos resultados empíricos apontam para confirmação da hipótese de pesquisa, uma vez que o modelo MS-DSGE que identifica dois regimes distintos para o pass-through cambial e para a variância dos choques sobre a curva AS é superior em ajuste, log verossimilhança e critério de Schwartz em relação ao modelo DSGE com parâmetros fixos. No primeiro regime identificado, convenientemente denominado “Normal”, o nível de pass-through cambial é muito baixo e não estatisticamente significativo, enquanto que no segundo regime, respectivamente denominado “Crise”, verifica-se nível relevante e significativo de repasse cambial. Verificamos mudança de regime conjunta na variância dos choques sobre a inflação na curva AS, a qual é superior no regime de “Crise”.

O efeito de longo prazo estimado para o pass-through, dado um choque cambial de 1% durante o regime de “Crise”, é de 0.1302 pontos percentuais sobre a inflação ao consumidor, em comparação a 0.0092 pontos percentuais no regime “Normal”. Enquanto isso, o desvio-padrão dos choques sobre a curva AS é estimado em 0.0098 para o regime de “Crise” contra 0.0038 no regime oposto. As probabilidades de transição da cadeia de Markov indicam maior persistência do regime “Normal”, com duração média esperada de 6.4 trimestres, em contraste com uma duração esperada de 3.1 para o regime de “Crise”.

Nossas estimativas para o pass-through cambial não-linear da economia brasileira encontram-se em faixas de valores consistentes com os achados anteriores de Carneiro, Monteiro & Wu (2004), Correa & Minella (2006) e Pimentel, Modenesi & Luporini (2015), observadas as diferenças entre os períodos de interesse e a metodologia de estimação.

Ressaltamos que o valor de repasse cambial de longo prazo estimado, de 13% mesmo em regime de “Crise”, é considerado relativamente baixo pelos critérios de Goldfajn & Werlang (2000) e Belaisch (2003), o que implica uma razoável capacidade da economia em absorver os choques cambiais sem propagação direta para a inflação ao consumidor.

A presença de mudança de regime na variância dos choques sobre a inflação pode estar relacionada à heteroscedasticidade própria da inflação (ENGLE, 1982; BRUNNER; HESS, 1993), ou a argumentos teóricos como os de Ball & Cecchetti (1990) e Owyang (2001), de que maior nível da inflação causa efeito em sua variância e maior incerteza sobre as expectativas de inflação futura. Por este raciocínio, um choque inesperado sobre a inflação no período eleva a incerteza sobre a inflação futura e propicia maior variância na inflação do período seguinte. O sistema tenderia a permanecer alguns períodos em um regime de alta variância, o que é bem descrito com os resultados de nossa estimação.

Os testes de especificação indicam que a técnica de estimação do modelo MS-DSGE não foi capaz de eliminar a autocorrelação serial dos resíduos padronizados, especialmente sobre a curva de juros. Reconhecemos que, pela simplicidade do método, este não é capaz de modelar uma estrutura autoregressiva nos choques sobre cada equação, e esta é uma possível causa da existência da autocorrelação nos resíduos. Mesmo Baele et al. (2015) enfrentam este problema em seu exercício empírico, e não conseguem contorná-lo. Além disso, o modelo MS-DSGE foi submetido ao teste de linearidade com a técnica de *bootstrap* de Di Sanzo (2009), o qual não permitiu rejeitar a hipótese nula de linearidade. Em suma, entende-se que os resultados alcançados devam ser interpretados com ressalvas.

Os demais parâmetros estruturais do modelo MS-DSGE foram, em sua maioria, estimados em valores significativos e consistentes com a teoria. Os parâmetros da curva de oferta agregada (AS) confirmam a relevância das expectativas de inflação, e também indicam a presença de persistência endógena. Entretanto, não conseguimos confirmar a influência do hiato do produto sobre a inflação. Na curva de demanda agregada (IS), verificamos menor importância das expectativas do hiato do produto, em detrimento de sua maior persistência. A resposta do produto à taxa de juros real é relevante, de acordo com o esperado, demonstrando um canal eficiente para ação da política monetária.

Os parâmetros da regra de Taylor, por sua vez, revelam uma resposta da taxa de juros à expectativa de inflação estimada em $\beta = 0.7855$, indicando regime não ativista. Entretanto, ressaltamos que o valor pontual encontra-se estatisticamente próximo de um, e é superior ao encontrado em outros estudos. Ainda, obtemos estimativa para suavização da taxa de juros em

conformidade com a literatura, enquanto que o valor da resposta da taxa de juros ao produto é não significativo.

O presente estudo inova em termos metodológicos ao utilizar um modelo MS-DSGE para a identificação da não linearidade do pass-through cambial na economia brasileira. Os estudos anteriores sobre o tema geralmente procuram medir o repasse cambial diretamente na curva de Phillips (CARNEIRO; MONTEIRO; WU, 2004; CORREA; MINELLA, 2006; NOGUEIRA JR, 2010; PIMENTEL; MODENESI; LUPORINI, 2015) ou em regressões especificamente derivadas de fundamentos microeconômicos, como Albuquerque & Portugal (2005). Em termos de métodos econométricos, a literatura faz uso de mínimos quadrados não lineares (CARNEIRO, MONTEIRO & WU, 2004), modelos *threshold* (CORREA; MINELLA, 2006), regressão com transição suavizada (NOGUEIRA JR, 2010) e modelos SVAR com assimetrias (PIMENTEL; MODENESI; LUPORINI, 2015), ou modelos com parâmetros variáveis (ALBUQUERQUE; PORTUGAL, 2005). Nossa pesquisa em literatura existente não encontrou nenhuma publicação que tenha aplicado modelos com mudança de regime para analisar o repasse cambial na economia brasileira, seja para a modelagem somente da curva de Phillips ou em modelos estruturais mais amplos. Por outro lado, nosso estudo diferencia-se de Baele et al. (2015) pois analisa o fenômeno de pass-through cambial, ao invés de concentrar-se na regra de política monetária. Para isso, ampliamos o modelo original com a adição de novos elementos na curva AS e uma nova equação para descrever a dinâmica cambial.

A metodologia fornece uma interessante contribuição para a interpretação dos ciclos econômicos, ao permitir identificar, de modo endógeno, os períodos de provável vigência e a duração de cada regime. Identificamos cinco períodos de “Crise”, ou de alto pass-through cambial e alta volatilidade dos choques sobre a inflação, entre 2000 e 2015. Os primeiros dois ciclos de “Crise”, em 2000 e 2001, estão relacionados a um período de incerteza mundial devido ao estouro da bolha de ações de empresas de alta tecnologia nos Estados Unidos, enquanto a economia doméstica sofre desvalorizações cambiais e ainda se estabiliza após a transição para o câmbio flutuante. O terceiro ciclo de “Crise” dura quatro trimestres e se relaciona à crise de confiança que antecede as eleições presidenciais de 2002, a qual por sua vez também causa elevação histórica do risco país. O quarto ciclo de “Crise” ocorre durante a crise financeira internacional de 2008, em que a inflação é pressionada pela desvalorização cambial superior a 50% em apenas dois trimestres e pelo alto grau de incerteza. O quinto e último ciclo de “Crise” é identificado em 2015, durante período de crise política e fiscal no ambiente doméstico, a qual acarreta severos choques para a economia real e relevante

desvalorização cambial, ao mesmo tempo em que o nível de inflação encontra-se persistentemente acima da meta. Conclui-se que os resultados são úteis para a interpretação da dinâmica do repasse cambial, para a compreensão de seus efeitos não-lineares e para o enriquecimento de modelos de previsão de inflação, em especial durante momentos de instabilidade e incerteza.

Finalmente, os resultados da pesquisa apontam para a relevância da avaliação da mudança de regime em determinados parâmetros da economia brasileira em modelos Novo-Keynesianos, fortalecendo, de certo modo, o ponto de vista de Gonçalves, Portugal & Aragón (2016). Entretanto, reconhecemos as limitações do método de estimação e a simplicidade do modelo básico utilizado, de apenas quatro equações. A extensão da análise para um modelo mais completo de economia aberta, como Adolfson et al. (2007) ou Choudhri & Hakura (2015) e o uso de técnicas econométricas de maior complexidade como Foerster et al. (2014) permitiria aprofundar as conclusões e fica sugerida como futuro caminho de pesquisa.

3 CONCLUSÃO

Esta dissertação investigou a hipótese de não-linearidade do pass-through cambial na economia brasileira através de um artigo empírico aplicado. As contribuições da pesquisa foram bem exploradas na seção anterior, cabendo entretanto salientar alguns pontos.

Primeiro, os resultados são favoráveis aos pressupostos de não-linearidade, apesar de não permitirem a rejeição estatística da hipótese nula. Neste sentido, a pesquisa reforça estudos anteriores sobre o repasse cambial variável ou não-linear, com a vantagem de abranger um período mais longo e homogêneo de tempo, durante o qual a economia brasileira esteve sob o regime de metas de inflação e câmbio flutuante. Julgamos que o resultado possa ser útil para enriquecer modelos de previsão de inflação e análise de política econômica, mitigando riscos de subestimação do efeito de grandes desvalorizações cambiais sobre a inflação.

Ainda, a pesquisa inova em termos metodológicos ao solucionar e estimar um modelo do tipo MS-DSGE para estudar o comportamento do pass-through. Os benefícios decorrentes são pelo menos dois. Em primeiro lugar, o modelo permite identificar de modo endógeno, através das transições de estado, os períodos em que o fenômeno apresentou comportamentos distintos, fornecendo uma interpretação econômica útil e consistente. Segundo, a aplicação das técnicas de solução e estimação foi bem sucedida do ponto de vista econométrico, o que abre espaço para sua aplicação em outros contextos. O método adotado em nosso artigo, proposto por Baele et al. (2015), difere dos métodos bayesianos usualmente aplicados na solução e estimação de modelos DSGE (FERNÁNDEZ-VILLAVÉRDE, 2009), e demonstrou facilidade e simplicidade de implementação. Sugere-se, por exemplo, estimar modelos MS-DSGE visando investigar a estabilidade de outros parâmetros macroeconômicos de interesse, tais como a função de reação do banco central sob múltiplos regimes.

REFERÊNCIAS

- ADOLFSON, M. et al. Bayesian estimation of an open economy DSGE model with incomplete pass-through. *Journal of International Economics*, v.72, p. 481-455, 2007.
- ALBUQUERQUE, C. R.; PORTUGAL, M. S. Pass-through from exchange rate to prices in Brazil: an analysis using time-varying parameters for the 1980 – 2002 period. *Revista de Economia*, Banco Central del Uruguay, v. 12, n. 1, May 2005.
- ALTUG, S.; ÇAKMAKLI, C. Forecasting inflation using survey expectations and target inflation: evidence for Brazil and Turkey. *International Journal of Forecasting*, v. 32, issue 1, p. 138-153, Jan/Mar. 2016.
- ALVES, S. A. L.; AREOSA, W. D. Targets and inflation dynamics. *Banco Central do Brasil Working Papers Series*, n. 100, Oct. 2005.
- AREOSA, W. D.; MEDEIROS, M. Inflation dynamics in Brazil: the case of a small open economy. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 27, n. 1, p.131–166, 2007.
- ARRUDA, E.; FERREIRA, R.; CASTELAR, I. Modelos lineares e não lineares da curva de Phillips para previsão da taxa de inflação no Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 36., 2008. *Anais...* Salvador, dez. 2008.
- BAELE, L. et al. Macroeconomic regimes. *Journal of Monetary Economics*, v. 70, p. 51-71, Mar. 2015
- BALL, L.; CECCHETTI, S. Inflation and uncertainty at short and long horizons. *Brookings Papers on Economic Activity*, v. 1, p. 215-54, 1990.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. *Relatório de Inflação*. Brasília: Banco Central do Brasil, v. 17, n. 2, jun. 2015.
- BELAISCH, A. Exchange rate pass-through in Brazil. *IMF Working Papers*, WP/03/141, July 2003.
- BELLONE, B. Classical estimation of multivariate Markov-switching models using MSVARlib. *EconWPA*, Econometrics 0508017, 2005.
- BIANCHI, F. Regime switches, agents' beliefs, and post-World War II U.S. macroeconomic dynamics. *Review of Economic Studies*, v. 80, n. 2, p. 463-490, 2013.
- BLANCHARD, O.; GALÍ, J) Real wage rigidities and the New Keynesian model. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 39, p. 35-65, 2007.
- BOX, G. E. P.; JENKINS, G. M. ; REINSEL, G. C. *Time Series Analysis: forecasting and control*. 3rd ed. Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall, 1994.
- BRUNNER, A. D.; HESS, G. D. Are Higher Levels of Inflation Less Predictable? A State-Dependent Conditional Heteroscedasticity Approach. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 11, iss. 2, 1993.

CARNEIRO, D. D.; MONTEIRO, A. M. D.; WU, T. Y. H. Mecanismos não-lineares de repasse cambial para o IPCA. *Revista de Economia e Administração*, v.3, n.1, p.01-14, jan./mar. 2004.

CARRASCO, M.; HU, L.; PLOBERGER, W. Optimal test for Markov switching parameters. *Econometrica*, v. 82, n. 2, p. 765-784, mar. 2014.

CHO, S. Characterizing Markov-switching rational expectation models. *University of Indiana Economics Department Spring Working Papers*, 2014. Disponível em: <http://www.indiana.edu/~econdept/workshops/Spring_2013_Papers/SEONGHOON%20CHO.pdf>. Acesso em: 1 mar. 2016.

CHO, S.; MORENO, A. The forward method as a solution refinement in rational expectations models. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 25, n. 3, p. 257-327, 2011.

CHOI, J.; HUR, J. An examination of macroeconomic fluctuations in Korea exploiting a Markov-switching DSGE approach. *Economic Modelling*, v. 51, p. 183-199, Dec. 2015

CHOUDHRI, E. U.; HAKURA, D. S. The exchange rate pass-through to import and export prices: the role of nominal rigidities and currency choice. *Journal of International Money and Finance*, v. 51, p. 1-25, Mar. 2015.

CORREA, A. S.; MINELLA, A. Nonlinear mechanisms of the exchange rate pass-through: a Phillips Curve model with threshold for Brazil. *Banco Central do Brasil Working Papers Series*, n. 122, Nov. 2006.

DE CASTRO, M. et al. SAMBA: Stochastic analytical model with a Bayesian approach. *Banco Central do Brasil Working Papers Series*, n. 239, 2011.

DI SANZO, S. Testing for linearity in Markov switching models: a bootstrap approach. *Statistical Methods and Applications*, v. 18, issue 2, p. 153-168, July 2009

DIXIT, A. Hysteresis, import penetration, and exchange rate pass-through. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 104, n. 2, p. 205-228, May 1989.

DONAYRE, L.; PANOVSKA, I. State-dependent exchange rate pass-through behavior. *Journal of International Money and Finance*, v. 64, p. 170-195, June 2016.

ENGLE, R. F. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, v. 50, n. 4, p. 987-1007, July 1982.

FARMER, R. E. A.; WAGGONER, D. F.; ZHA, T. Understanding Markov-switching rational expectations models. *Journal of Economic Theory*, v. 144, p. 1849-1867, 2009.

FARMER, R. E. A.; WAGGONER, D. F.; ZHA, T. Generalizing the Taylor principle: a comment. *American Economic Review*, v. 100, n. 1, p. 608-617, 2010.

FARMER, R. E. A.; WAGGONER, D. F.; ZHA, T. Minimal state variable solutions to Markov-switching rational expectations models. *Journal of Economic Dynamics & Control*, v. 35, p. 2150-2166, 2011.

FASOLO, A. M.; PORTUGAL, M. S. Imperfect rationality and inflationary inertia: a new estimation of the Phillips curve for Brasil. *Estudos Econômicos*, v. 34, n. 4, p. 725-779, Oct./Dec. 2004.

FERNÁNDEZ-VILLAVERDE, J. The econometrics of DSGE models. *NBER Working Paper*, n. 14677, Jan. 2009.

FERNÁNDEZ-VILLAVERDE, J.; GUERRÓN-QUINTANA, P.; RUBIO-RAMÍREZ, J. F. Fortune or virtue: time-variant volatilities versus parameter drifting in U.S. data. *NBER Working Paper*, n. 15928, Apr. 2010.

FIGUEIREDO, F. M. R.; GOUVEA, S. Repasse Cambial para a Inflação: o papel da rigidez de preços. In: BANCO CENTRAL DO BRASIL. *Dez Anos de Metas para Inflação 1999-2009*. Brasília: Banco Central do Brasil, 2011.

FOERSTER, A. et al. Perturbation methods for Markov-switching models. *NBER Working Paper*, n. 20390, Aug. 2014.

FURLANI, L. G. C.; PORTUGAL, M. S.; LAURINI, M. P. Exchange rate movements and monetary policy in Brazil: econometric and simulation evidence. *Economic Modelling*, v. 7, issue 1, p. 284-295, Jan. 2010.

GALÍ, J. *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: an introduction to the New Keynesian framework*. Princeton, NJ: Princeton University Press, 2008.

GOLDFAJN, I.; WERLANG, S. R. C. The pass-through from depreciation to inflation: a panel study. *Banco Central do Brasil Working Papers Series*, n. 5, Sept. 2000.

GONÇALVES, C. C. S.; PORTUGAL, M. S.; ARÁGON, E. K. S. B. Assessing Brazilian macroeconomic dynamics using a Markov-switching DSGE model. *EconomiA*, Mar. 2016.

HAMILTON, J. D. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica*, v. 57, n. 2, p. 357-384, Mar. 1989.

HAMILTON, J. D. *Time Series Analysis*. Princeton University Press, 1994.

HAMILTON, J. D. What's real about the Business Cycle? *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, v. 87, n. 4, p. 435-452, July/Aug. 2005.

HAMILTON, J. D. Macroeconomic regimes and regime shifts. In: TAYLOR, J. B.; UHLIG, H. (Ed.) *Handbook of Macroeconomics*, v. 2, 2014.

HANSEN, B. E. The likelihood ratio test under nonstandard conditions: testing the Markov switching model of GNP. *Journal of Applied Econometrics*, v. 7, p. S61-S82, Dec. 1992.

HOLMES, M. J. The response of exchange rate pass-through to the macroeconomic environment. *The Open Business Journal*, v. 2, p. 1-6, 2009.

IBOSHI, H. Monetary policy regime shifts under the zero lower bound: an application of a stochastic rational expectations equilibrium to a Markov switching DSGE model. *Economic Modelling*, v. 52, part A, p. 186-205, Jan. 2016.

- JUSTINIANO, A.; PRIMICERI, G. E. The time varying volatility of macroeconomic fluctuations. *American Economic Review*, v. 98, n. 3, p. 604-41, June 2008.
- KHEMIRI, R.; ALI, M. S. B. Exchange rate pass-through and inflation dynamics in Tunisia: a markov-switching approach. *Economics E-journal Discussion Paper*, n. 2012-39, Aug. 2012.
- KOHLSCHEEN, E. Emerging Floaters: pass-throughs and (some) new commodity currencies. *Banco Central do Brasil Working Papers Series*, n. 224, Nov. 2010.
- KROLZIG, H.M. *Markov-Switching Vector Autoregressions: modelling, statistical inference and application to business cycle analysis*. Berlin: Springer-Verlag, 1997.
- LARUE, B.; GERVAIS, J.; RANCOURT, Y. Exchange rate pass-through, menu costs and threshold cointegration. *Empirical Economics*, v. 38, issue 1, p. 171-192, Feb. 2010.
- LIU, P.; MUMTAZ, H. Evolving macroeconomic dynamics in a small open economy: an estimated Markov-switching DSGE model for the United Kingdom. *Bank of England Working Paper*, n. 397, 2010.
- MAIH, J. Efficient perturbation methods for solving regime-switching DSGE models. *Norges Bank Working Paper*, Jan. 2015.
- MANKIW, N. G.; REIS, R. Sticky information versus sticky prices: a proposal to replace the new Keynesian Phillips curve. *Quarterly Journal of Economics*, v. 117, n. 4, p. 251-301, 2002.
- MAZALI, A. A.; DIVINO, J. A. Real wage rigidity and the new Phillips curve: the Brazilian case. *Revista Brasileira de Economia*, v. 64, n. 3, p. 291-306, July/Sept 2010.
- MINELLA, A. et al. Inflation Targeting in Brazil: Constructing Credibility under Exchange Rate Volatility. *Banco Central do Brasil Working Papers Series*, n. 77, July 2003.
- NOGUEIRA JR, R. P. Inflation environment and lower exchange rate pass-through in Brazil: is there a relationship? *Revista Brasileira de Economia*, v. 64, n. 1, p. 49-56, Jan./Mar. 2010.
- OLIVEIRA, L.; FEIJÓ, F. T. Curva de Phillips com mudança de regime markoviano: uma análise da economia brasileira para o período 1995-2014. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA DA ANPEC, 43., 2015. *Anais...* Florianópolis, dez. 2015.
- OWYANG, M. T. Persistence, excess volatility, and volatility clusters in inflation. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, v. 83, n. 6, p. 41-52, Nov./Dec. 2001.
- PALMA, A. A.; PORTUGAL, M. S. Preferences of the Central Bank of Brazil under the inflation targeting regime: estimation using a DSGE model for a small open economy. *Journal of Policy Modeling*, v. 36, issue 5, p. 824-839, Sept./Oct. 2014.
- PIMENTEL, D. M.; MODENESI, A. M.; LUPORINI, V. Assimetrias no repasse cambial para a inflação: uma análise empírica para o Brasil (1999 a 2013). In: ENCONTRO DE ECONOMIA DA REGIÃO SUL ANPEC SUL, 18., 2015. *Anais...* Porto Alegre, jun. 2015.

- RAZAFINDRABE, T. M. A multi-country DSGE model with incomplete exchange rate pass-through: an application for the Euro-area. *Economic Modelling*, v. 52, part A, p. 78-100, Jan. 2016.
- RODRIGUES, W. G.; MORI, R. Mudanças de regimes na função de reação do Banco Central do Brasil: uma abordagem utilizando Markov regime switching. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA DA ANPEC, 43., 2015. *Anais...* Florianópolis, dez. 2015.
- ROMER, D. *Advanced Macroeconomics*, 4th ed. New York: McGraw-Hill, 2011.
- SACHSIDA, A. Inflação, desemprego e choques cambiais: uma revisão da literatura sobre a Curva de Phillips no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 67, n.4, p. 521-531, out./dez. 2013.
- SILVEIRA, M. A. C. Using a Bayesian approach to estimate and compare New Keynesian DSGE models for the Brazilian economy: the role for endogenous persistence. *Revista Brasileira de Economia*, v. 62, n. 3, p. 333-357, July/Sept. 2008.
- SIMS, C. Solving linear rational expectations models. *Computational Economics*, v. 20, n. 1-2, p. 1-20, 2002.
- SIMS, C.; ZHA, T. Were there regime switches in U.S. monetary policy? *American Economic Review*, v. 91, n. 1, p. 54-81, 2006.
- TAYLOR, J. Low inflation, pass-through and the pricing power of firms. *European Economic Review*, v. 44, p. 1389-1408, 2000.
- TOMBINI, A. A.; ALVES, S. A. L. The recent Brazilian disinflation process and costs. *Banco Central do Brasil Working Papers Series*, n. 109, June 2006.
- TRISTÃO, T. S.; TORRENT, H. S. Relações não lineares na curva de Phillips: uma abordagem semi-paramétrica. *Economia Aplicada*, v. 19, n. 4, 2015, p. 679-703, 2015.
- VIEIRA, H. P.; PEREIRA, P. V. A study of the Brazilian business cycles (1900-2012). *Brazilian Review of Econometrics*, v. 33, n. 2, p. 123-143, Nov. 2013.
- WINKELRIED, D. Exchange rate pass-through and inflation targeting in Peru. *Empirical Economics*, v. 46, issue 4, p. 1181-1196, June 2014.