

UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS – UFMG
Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional – CEDEPLAR
Programa de Pós-Graduação em Economia

Joice Marques Figueiredo

**Prêmio de Risco Inflacionário: impacto de
incerteza doméstica e externa e a
credibilidade da política monetária**

Belo Horizonte

2018

Joice Marques Figueiredo

**Prêmio de Risco Inflacionário: impacto de incerteza
doméstica e externa e a credibilidade da política
monetária**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-
Graduação em Economia como requisito parcial
para obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Mauro Sayar Ferreira

Belo Horizonte

2018

Ficha Catalográfica

F475p
2018

Figueiredo, Joice Marques.

Prêmio de risco inflacionário [manuscrito] : impacto de incerteza doméstica e externa e a credibilidade da política monetária / Joice Marques Figueiredo . – 2018.

78 f.: il.

Orientador: Mauro Sayar Ferreira.

Dissertação (mestrado) – Universidade Federal de Minas Gerais, Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional.

Inclui bibliografia (f. 75-78).

1. Efeito da inflação – Teses. 2. Risco (Economia) – Teses.
3. Política monetária – Teses. I. Ferreira, Mauro Sayar, 1972-. II. Universidade Federal de Minas Gerais. Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional. III. Título.

CDD: 332.46

Elaborado por Leonardo Vasconcelos Renault CRB-6/2211
Biblioteca da FACE/UFMG – LVR/042/2020

Curso de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas

ATA DE DEFESA DE DISSERTAÇÃO DE **JOICE MARQUES FIGUEIREDO** Nº. REGISTRO 2016659712. Às treze horas e trinta minutos do dia vinte e nove do mês de novembro de dois mil e dezoito, reuniu-se na Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais a Comissão Examinadora de DISSERTAÇÃO, indicada “*ad referendum*” pelo Colegiado do Curso em 09/11/2018 para julgar, em exame final, o trabalho final intitulado “Prêmio de Risco Inflacionário: impacto de incerteza doméstica e externa e a credibilidade da política monetária”, requisito final para a obtenção do Grau de *Mestre em Economia*, área de concentração em Economia. Abrindo a sessão, o Presidente da Comissão, Prof. Mauro Sayar Ferreira após dar a conhecer aos presentes o teor das Normas Regulamentares do Trabalho Final, passou a palavra à candidata, para apresentação de seu trabalho. Seguiu-se a arguição pelos examinadores, com a respectiva defesa da candidata. Logo após, a Comissão se reuniu, sem a presença da candidata e do público, para julgamento e expedição do resultado final. A Comissão aprovou a candidata por unanimidade. O resultado final foi comunicado publicamente à candidata pelo Presidente da Comissão. Nada mais havendo a tratar o Presidente encerrou a reunião e lavrou a presente ATA, que será assinada por todos os membros participantes da Comissão Examinadora. Belo Horizonte, 29 de novembro de 2018.

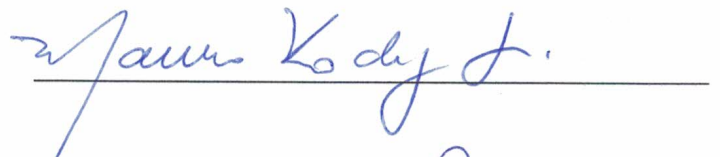
Prof. Mauro Sayar Ferreira
(Orientador) (CEDEPLAR/FACE/UFMG)



Profa. Frank Magalhães de Pinho
(CEPEAD/FACE/UFMG)



Prof. Mauro Rodrigues Júnior
(USP)



Prof. Gilberto de Assis Libânio
Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Economia

A minha família.

Resumo

Este estudo analisou como o prêmio de risco inflacionário de distintas maturidades é afetado por choques na incerteza financeira global e choques de incerteza macroeconômica doméstica. Também avaliou a relevância da credibilidade da política monetária na determinação dos prêmios inflacionários. A metodologia utilizada foi vetores autorregressivos estruturais (SVAR). Os resultados mostram que choques de incerteza externa, apesar de recessivos, geram aumentos iniciais nos prêmios de riscos talvez refletindo o contágio da movimentação cambial. A partir de um tempo tendem a cair, prevalecendo incertezas deflacionárias causadas por um ambiente recessivo. Choques de incerteza doméstica produzem aumento dos prêmios inflacionários em todas as maturidades analisadas. Choques positivos na taxa real prefixada reduzem instantânea e intensamente a inflação, o mesmo ocorrendo com os prêmios inflacionários. Este último resultado sugere ganhos de credibilidade da política monetária na determinação do prêmio de risco inflacionário.

Palavras-chave: Prêmio de risco inflacionário; Incerteza externa; Incerteza doméstica; Credibilidade da política monetária; SVAR.

Abstract

This study analyzed how the inflation risk premium of different maturities is affected by shocks in global financial uncertainty and shocks of domestic macroeconomic uncertainty. It also assessed the relevance of the credibility of monetary policy in determining inflationary premiums. The methodology used was structural autoregressive vectors (SVAR). The results show that external uncertainty shocks, although recessive, generate initial increases in risk premiums, perhaps reflecting the contagion of currency movements. From a certain point they tend to fall, prevailing deflationary uncertainties caused by a recessive environment. Shocks of domestic uncertainty produce an increase in inflationary premiums in all analyzed maturities. Positive shocks to the real fixed rate instantaneously and intensely reduce inflation, as well as inflationary premiums. This last result suggests credible monetary policy gains in determination the inflation risk premium.

Keywords: Inflation risk premium; External uncertainty; Domestic uncertainty; Credibility of the monetary policy; SVAR.

Resumen

Este estudio analizó cómo el premio de riesgo inflacionario de distintas madurez es afectado por choques en la incertidumbre financiera global y choques de incertidumbre macroeconómica doméstica. También evaluó la relevancia de la credibilidad de la política monetaria en la determinación de los premios inflacionarios. La metodología utilizada fue vectores autorregresivos estructurales (SVAR). Los resultados muestran que los choques de incertidumbre externa, a pesar de los recesivos, generan aumentos iniciales en los premios de riesgos tal vez reflejando el contagio del movimiento cambiario. A partir de un tiempo tienden a caer, prevaleciendo incertidumbres deflacionarias causadas por un ambiente recesivo. Los choques de incertidumbre doméstica producen un aumento de los premios inflacionarios en todas las madurez analizadas. Los choques positivos en la tasa real prefijada reducen instantáneamente e intensamente la inflación, lo mismo ocurre con los premios inflacionarios. Este último resultado sugiere ganancias de credibilidad de la política monetaria en la determinación del premio de riesgo inflacionario.

Palabras clave: Premio de riesgo inflacionario; Incertidumbre externa; Incertidumbre doméstica; Credibilidad de la política monetaria; SVAR.

Lista de ilustrações

Figura 1 – Composição da Dívida Pública Mobiliária Federal Interna	23
Figura 2 – Estrutura a Termo da Taxa de Juros (ETTJ) dos títulos nominais prefixados	25
Figura 3 – Estrutura a Termo da Taxa de Juros (ETTJ) dos títulos reais prefixados	26
Figura 4 – Inflação Implícita	27
Figura 5 – Estrutura a Termo da Expectativa de Inflação para as maturidades de 1, 3 e 4 anos	28
Figura 6 – Prêmio de Risco Inflacionário para as maturidades de 1 ano, 3, 5, 8 e 10 anos	29
Figura 7 – Séries temporais das variáveis macroeconômias analisadas	31
Figura 8 – Resposta das variáveis EMBI, Câmbio, IPCA e Selic frente a choques positivos de VIX.	36
Figura 9 – Resposta das curvas de juros nominal e real prefixada frente a um choque positivo no risco financeiro global.	36
Figura 10 – Resposta das variáveis EMBI, Câmbio, IPCA e Selic frente a choques positivos de EMBI.	38
Figura 11 – Resposta das curvas de juros nominal prefixada e real prefixada frente a um choque positivo na incerteza doméstica.	39
Figura 12 – Resposta do índice de câmbio, índice de preços e da taxa de juros Selic diante de choque na curva de juros nominal e real prefixada de 1 ano.	41
Figura 13 – Resposta das curvas de juros nominal e real prefixadas e do prêmio de risco inflacionário frente a um choque positivo na curva de juros real de 1 ano.	43
Figura 14 – Resposta das curvas de juros nominal e real prefixadas e do prêmio de risco inflacionário frente a um choque positivo na curva de juros nominal de 1 ano.	44
Figura 15 – Resposta das variáveis EMBI, Câmbio, IPCA e Selic frente a choques positivos de VIX.	50
Figura 16 – Resposta das curvas de juros nominal e real prefixada frente a um choque positivo no risco financeiro global.	51
Figura 17 – Resposta das variáveis EMBI, Câmbio, IPCA e Selic frente a choques positivos de EMBI.	52
Figura 18 – Resposta das curvas de juros nominal prefixada e real prefixada frente a um choque positivo na incerteza doméstica.	53
Figura 19 – Resposta do índice de câmbio, índice de preços e da taxa de juros Selic diante de choque na curva de juros nominal e real prefixada de 1 ano.	54
Figura 20 – Resposta das curvas de juros nominal e real prefixadas e do prêmio de risco inflacionário frente a um choque positivo na curva de juros real de 1 ano.	55
Figura 21 – Resposta das curvas de juros nominal e real prefixadas e do prêmio de risco inflacionário frente a um choque positivo na curva de juros nominal de 1 ano.	56

Lista de tabelas

Tabela 1 – Variâncias estimadas.	30
Tabela 2 – Decomposição da variância dos erros de previsão da curva de juros nominal prefixada	57
Tabela 3 – Decomposição da variância dos erros de previsão da curva de juros real prefixada	58
Tabela 4 – Decomposição da variância dos erros de previsão do prêmio de risco inflacionário	59

Lista de abreviaturas e siglas

ANBIMA	Associação Brasileira das Entidades dos Mercados Financeiro e de Capitais
BC	Banco Central
BCB	Banco Central do Brasil
BEIR	<i>Break Even Inflation Rate</i>
Cboe	<i>Chicago Board Options Exchange</i>
CDS	<i>Credit Default Swap</i>
DI	Depósitos Interfinanceiros de um Dia
DSGE	<i>Dynamic Stochastic General Equilibrium</i>
EMBI	<i>Emerging Markets Bond Index</i>
ETTJ	Estrutura a Termo da Taxa de Juros
FEV	Decomposição da variância dos erros de previsão
FRI	Funções Resposta ao Impulso
GMM	Método dos Momentos Generalizados
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IM	Inflação Implícita
IPCA	Índice de Preços ao Consumidor Amplo
IRF	Função de respostas ao impulso
LTN	Letras do Tesouro Nacional
NTN-B	Notas do Tesouro Nacional série B
NTN-F	Notas do Tesouro Nacional série F
OLS	Mínimos Quadrados Ordinários
ORTN	Obrigações Reajustáveis do Tesouro Nacional
p.p.	ponto percentual

PIB	Produto Interno Bruto
PRI	Prêmio de Risco Inflacionário
Selic	Sistema Especial de Liquidação e de Custódia
SGS	Sistema Gerenciador de Séries Temporais
SPF	<i>Survey of Professional Forecasters</i>
SVAR	Vetores Autorregressivos Estruturais
TIPS	<i>Treasury Inflation Protected Securities</i>
VIX	<i>CBOE Volatility Index</i>

Sumário

	Introdução	13
1	REVISÃO DA LITERATURA	15
2	DADOS E METODOLOGIA	22
2.1	Dados	22
2.1.1	Curvas de Juros Nominal e Real e Inflação Implícita	22
2.1.2	Expectativa de Inflação e Prêmio de Risco Inflacionário	27
2.1.3	Outras Variáveis	30
2.2	Metodologia	31
3	RESULTADOS: IMPACTO DE INCERTEZA DOMÉSTICA E EXTERNA E A CREDIBILIDADE DA POLÍTICA MONETÁRIA	35
3.1	Choque positivo de incerteza externa	35
3.2	Choque positivo de incerteza doméstica	37
3.3	Choque nas curvas de juros e a credibilidade da política monetária	40
3.4	Decomposição da Variância dos Erros de Previsão	45
4	CONSIDERAÇÕES FINAIS	47
	ANEXOS	49
	ANEXO A – MUDANÇA NA ORDEM DE IDENTIFICAÇÃO DO MO- DELO	50
A.1	Choques de incerteza financeira Externa	50
A.2	Choques de incerteza doméstica	51
A.3	Credibilidade da Política Monetária	54
	ANEXO B – FUNÇÕES DE DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA . .	57
	REFERÊNCIAS	60

Introdução

O aumento inesperado da inflação, em geral, reduz o valor associado ao retorno de um título nominal prefixado. Como existe um risco da trajetória de inflação divergir em relação àquela realizada, os investidores exigem uma compensação devido a essa incerteza na forma de um retorno adicional sobre um título nominal. Esse rendimento adicional é denominado de prêmio de risco inflacionário. Saber o quanto de um prêmio de risco os investidores exigem em títulos nominais pode ser uma informação valiosa para os formuladores de políticas. Para os títulos do Tesouro do governo, o tamanho do prêmio de risco representa a economia potencial de juros quando os títulos nominais são substituídos por títulos reais, ou indexados à inflação. E ainda, como o prêmio de risco inflacionário reflete uma percepção da incerteza inflacionária, mudanças no tamanho desta variável podem revelar aos formuladores de políticas monetárias a credibilidade de suas ações políticas no mercado (SHEN, 1998).

Shen (1998) destaca ainda que poucas são as evidências empíricas sobre o tamanho e os determinantes do prêmio de risco inflacionário. Mais escassos ainda são estes estudos para a economia brasileira. Dentre as variáveis que têm sido utilizadas para explicar o prêmio inflacionário é recorrente a inserção daquelas relacionadas à incerteza financeira global ou à incerteza doméstica. No caso desta última variável, o risco de crédito relacionado à dívida pública do governo, ou o risco de *default*, é o principal fator a ser analisado. Outra importante sinalização embutida na análise do prêmio de risco inflacionário relaciona-se com a credibilidade da política monetária. Se há confiança nas ações do banco central não há motivos para variações significativas no prêmio inflacionário diante de variações na política da autoridade monetária.

Na literatura nacional dentre os artigos que tentaram identificar os determinantes do prêmio de risco inflacionário destacam-se Vicente e Graminho (2015), Montes e Curi (2017), Reis (2018) e Val, Barbedo e Maia (2011). Vicente e Graminho (2015) encontraram que a volatilidade do mercado ações, *proxy* para o nível de incerteza econômica, apresenta relação positiva com o prêmio de risco inflacionário especialmente em prazos mais longos. Montes e Curi (2017) sugerem que tanto a redução da incerteza fiscal medida através das divergências acerca das expectativas da dívida pública, como melhoria na credibilidade da política monetária, medida através do grau de ancoragem das expectativas de inflação em relação à meta, contribuem para reduzir o prêmio de risco inflacionário no Brasil. Ao encontro do estudo de Montes e Curi (2017), Reis (2018) encontrou uma relação positiva entre o *Credit Default Swap*, medida de risco de crédito, com o prêmio de risco inflacionário para maturidades curtas, médias e longas. Val, Barbedo e Maia (2011) mostraram que o prêmio de risco inflacionário é maior quanto maior a desvalorização do real e menor a Selic defasada em 6 meses. Estes autores também verificaram uma relação positiva entre a surpresa inflacionária e o prêmio inflacionário.

Já na literatura internacional [Buraschi e Jiltsov \(2005\)](#) mostram que o prêmio de risco inflacionário tende a ser maior nas recessões, uma vez que baixos níveis da taxa real, característica deste período, está correlacionado com um aumento substancial do prêmio de risco inflacionário, que apresenta uma relação positiva com o nível de inflação e negativa com a taxa de juros real. [Ang, Bekaert e Wei \(2008\)](#) encontraram evidências contrárias àquelas de [Buraschi e Jiltsov \(2005\)](#) e constataram uma redução do prêmio inflacionário em períodos de recessão. Estes autores ainda afirmam que o prêmio inflacionário tende a ser diferente nos vários tipos de regimes. Em ambiente com inflação elevada e volátil, o prêmio de risco tende a ser maior. Já em um regime de taxas reais mais altas, portanto de menor inflação, o prêmio tende a ser menor. [Joyce, Lildholdt e Sorensen \(2010\)](#) encontraram significativa redução do prêmio de risco inflacionário e da expectativa de inflação quando o Banco da Inglaterra obteve independência após 1997.

Nesta dissertação duas questões principais são levantadas: como choques de incerteza financeira internacional e de incerteza macroeconômica doméstica impactam o prêmio de risco inflacionário? A credibilidade da política monetária é importante na determinação desses prêmios? A fim de responder essas perguntas foram estimados modelos autorregressivos estruturais (VAR) para melhor compreender a avaliação cíclica de respostas do prêmio de risco inflacionário frente a esses choques. São avaliadas também as respostas da incerteza macroeconômica doméstica, da taxa de câmbio, da taxa de inflação e da taxa de juros de política monetária. As respostas das variáveis relacionadas à estrutura a termo da taxa de juros nominal e real prefixadas permitem avaliar a relevância da política monetária na determinação dos prêmios inflacionários. O impacto de choques nesta última variável e nas demais variáveis do sistema são avaliados através de função de respostas ao impulso (IRF) e pela decomposição da variância dos erros de previsão (FEV).

Além desta introdução, o restante do trabalho está organizado como se segue. A primeira seção traz uma revisão, não exaustiva, da literatura sobre a decomposição da inflação implícita e os determinantes do prêmio de risco inflacionário. A segunda seção aborda a construção das curvas de juros nominal prefixada e real prefixada, além da curva de expectativa de inflação. O prêmio de risco inflacionário é obtido por diferença simples. Em seguida, a estratégia empírica é apresentada. Na terceira seção, os resultados dos choques avaliados para a economia brasileira são analisados à luz da intuição macroeconômica. Por fim, são apontadas as principais conclusões deste estudo.

1 Revisão da Literatura

Existe diferença entre o retorno de um título nominal prefixado¹ e o retorno de um título real² indexado a um índice de preços? Sob ausência de arbitragem, Fisher (1930) argumenta que a diferença entre uma taxa de juros nominal prefixada e uma taxa de juros real prefixada com características similares, conhecida como inflação implícita ou *Break Even Inflation Rate* (BEIR), deveria ser igual à expectativa de inflação. Contudo, ao investir em títulos de renda fixa existe o risco da trajetória da inflação divergir em relação àquela trajetória esperada. Desta forma, a informação contida na inflação implícita reflete tanto o termo da expectativa de inflação como um prêmio para compensar investidores pelo risco inflacionário assumido (GARCIA; WERNER, 2010). Esse retorno adicional é denominado prêmio de risco inflacionário.

É vasto o número de artigos, tanto na literatura nacional quanto na internacional, que dedicaram-se a investigar a decomposição da inflação implícita em termos da expectativa de inflação e do prêmio de risco inflacionário. Na literatura nacional destacam-se os estudos de Vicente e Guillen (2013), Caldeira e Furlani (2013), Vicente e Graminho (2015) e Mariani e Laurini (2017). Já na literatura internacional, dentre vários artigos merecem destaque Joyce, Lildholdt e Sorensen (2010), Kajuth e Watzka (2011) e Zeng (2013). Em várias ocasiões, essas decomposições são realizadas para melhor compreensão das características desses componentes ou para utilizá-los como variáveis de outros estudos.

Vicente e Guillen (2013) avaliaram se a inflação implícita é um bom previsor da inflação futura e portanto se o componente do prêmio de risco inflacionário é negligenciável. Ao utilizar dados de títulos do Tesouro brasileiro prefixados e indexados à inflação entre 2005 e 2010 verificaram que a BEIR é estimador não viesado da inflação futura somente para os horizontes de 3 e 6 meses. Para horizontes médios (12 e 18 meses) a inflação implícita possui fraco poder explanatório, e para períodos mais longos (24 e 30 meses) os sinais contra intuitivos. Elevado prêmio de risco inflacionário e/ou de liquidez seriam responsáveis por este baixo poder preditivo, mostrando assim a relevância do primeiro.

A fim de permitir um prêmio de risco variável no tempo, Caldeira e Furlani (2013) estimam a relação entre a inflação implícita e determinadas medidas de inflação - inflação realizada, estimativas dos modelos VAR do Banco Central do Brasil e dos *Top 5* do Relatório Focus - através de um modelo de Filtro de Kalman, de forma a não ser necessária nenhuma imposição de restrições na compensação pelo risco incorrido. Os resultados encontrados no artigo, para o mesmo período e base de dados que Vicente e Guillen (2013), apontam que a

¹ Um título nominal têm a sua rentabilidade predefinida no momento da compra. É necessário descontar a inflação para obter o rendimento real da aplicação.

² Os títulos reais indexados a um índice de tem seu valor corrigido por um indexador de preços. A rentabilidade desses títulos é composta por uma taxa predefinida no momento da compra (taxa de juros real prefixada) do título mais a variação de um indicador.

BEIR traz informação relevante sobre a inflação futura para as maturidades de 3, 6 e 9 meses, entretanto, apenas pode ser considerada um estimador não viesado para a maturidade de 3 meses. Ao avaliar o poder de previsão da inflação implícita frente às medidas de expectativas de inflação analisadas, os autores concluíram que a inflação implícita apresenta maior acurácia em relação aos modelos VAR do Banco Central, porém, menos precisas que as geradas pelos *Top 5* do Relatório Focus.

Já [Vicente e Graminho \(2015\)](#) apresentam a decomposição da inflação implícita em termos da expectativa de inflação, dos prêmios de risco inflacionário e de liquidez, além de um termo de convexidade. Os autores utilizam dados de 2006 a 2013 de títulos públicos prefixados e indexados à inflação a fim de estimar as suas respectivas curvas de juros a partir de um modelo de equilíbrio micro fundamentado. Os resultados da decomposição mostram que o termo de convexidade é muito pequeno e desprezível na prática. Resultado semelhante em relação à este componente foi encontrado por [Joyce, Lildholdt e Sorensen \(2010\)](#) em um modelo de estrutura a termo afim para dados do Reino Unido. Em relação ao termo do prêmio de liquidez, o mesmo apresentou-se não significativo para os dados utilizados. Já o prêmio de risco inflacionário, obtido a partir da diferença entre a inflação implícita e a expectativa de inflação medida do Boletim Focus, foi positivo na maior parte da amostra analisada. Também verificaram que a expectativa de inflação extraída do Boletim Focus é uma boa aproximação para a previsão da inflação considerada pelos agentes.

Através de um modelo paramétrico proposto por [Christensen, Diebold e Rudebusch \(2011\)](#) de estrutura a termo afim livre de arbitragem da família de Nelson-Siegel, [Mariani e Laurini \(2017\)](#) apresentam a decomposição da inflação implícita em termos da expectativa de inflação e do prêmio de risco inflacionário. Os autores utilizam dados brasileiros de 2006 a 2013 de Depósitos Interfinanceiros de um Dia (DI) e de títulos públicos indexados ao IPCA a fim de estimar as curvas de juros prefixada e indexada à inflação respectivamente. Com o objetivo de definir uma melhor *proxy* para a inflação futura, os autores comparam tanto a inflação implícita como a expectativa de inflação do boletim Focus com a inflação realizada. A conclusão do artigo apontou que a inflação implícita é um estimador não viesado da inflação futura para curtos horizontes de tempo e carrega informações importantes para horizontes mais longos. O poder de previsão da inflação implícita também mostrou-se superior quando comparado à média de previsão da pesquisa Focus. Outro resultado importante é a presença de um prêmio de risco variante no tempo, invalidando o uso direto da taxa BEIR para prever a inflação futura.

Na literatura internacional, [Joyce, Lildholdt e Sorensen \(2010\)](#) utilizam taxas de juros nominais e reais, além da expectativa de inflação extraída de pesquisas de mercado para dados do Reino Unido, a fim de estimar um modelo de estrutura a termo afim livre de arbitragem. Os autores decompõem a taxa de juros nominal em quatro componentes: expectativa da taxa de juros real de curto prazo, expectativa de inflação, prêmio de risco real e prêmio de risco inflacionário. Através da análise de Funções Resposta ao Impulso (FRI), [Joyce, Lildholdt e](#)

Sorensen (2010) apontam que no curto prazo, as variações nas taxas de juros nominais são explicadas, principalmente, por variações nas taxas de juros reais esperadas de curto prazo e pela própria inflação esperada. Contudo, para horizontes mais longos, o prêmio de risco inflacionário e, em particular, o termo de prêmio real, explicam a maior parte desta variação.

Por meio de uma metodologia alternativa, Kajuth e Watzka (2011) decompõem a BEIR em termos da expectativa de inflação e dos componentes de prêmio de risco inflacionário e de liquidez através de uma abordagem de espaço-estado, em que a expectativa de inflação é um componente não observado. Ao utilizar dados de títulos nominais e reais do Tesouro americano, encontraram que a expectativa de inflação estimada é similar às expectativas obtidas através de pesquisas de mercado (*Survey of Professional Forecasters*). Em um artigo similar, Zeng (2013) permitiu que o componente de expectativa de inflação, de prêmio de risco inflacionário e de liquidez fossem inseridos no modelo como fatores não observados. Concluem que ambos prêmios de riscos são significativos para a composição BEIR e são maiores durante períodos de recessão.

Shen (1998) estima o prêmio de risco inflacionário a partir da diferença entre as taxas de juros nominal e real prefixada e a expectativa de inflação para dados do Reino Unido. Para medir este último componente, considerou-se a expectativa de inflação extraída de pesquisas de mercado e àquela definida como a meta da autoridade monetária. Os resultados mostram que o prêmio de risco inflacionário pode prover informação importante aos formuladores de política. Em termos de política fiscal, o aumento do prêmio de risco inflacionário contribui para o aumento das despesas com juros da dívida. Já mudanças na política monetária são acompanhadas por um aumento do prêmio de risco inflacionário. Para o Reino Unido a introdução de uma meta para a inflação não reduziu imediatamente a incerteza inflacionária no mercado, ou seja, levou tempo para que o novo regime conquistasse credibilidade.

Dada a relevância a relevância do prêmio de risco inflacionário como componente da inflação implícita, diversos estudos dedicaram-se a analisar os seus determinantes macroeconômicos. No Brasil, Vicente e Graminho (2015) encontraram, através da análise de regressão múltipla, uma relação significativa e negativa entre o prêmio de risco inflacionário e a covariância entre a variação do consumo e a inflação futura. Assim, para o caso em que esta covariância é positiva, os títulos nominais são mais desejáveis que títulos reais, uma vez que pagam bem (em termos reais) nos estados da natureza em que a economia vai mal (consumo baixo). Já quando avaliam a volatilidade do mercado acionário, *proxy* para o nível de incerteza econômica, a relação encontrada foi positiva, ou seja, quanto maior a incerteza na economia, maior a compensação exigida para se expor ao risco inflacionário. Ressalta-se que ambas variáveis macroeconômicas testadas foram significativas apenas para os horizontes de 3 e 4 anos.

Após identificar um efeito positivo e significativo da surpresa inflacionária no desvio da expectativa em relação à meta de inflação, Lowenkron e Garcia (2007) procuraram identificar se uma das causas desse efeito poderia estar associada à credibilidade imperfeita da autoridade

monetária, e não apenas à inércia inflacionária. Para isto, apresentaram um modelo teórico em que o prêmio de risco inflacionário seria uma variável *proxy* para a incerteza em relação à dinâmica futura da inflação que estaria relacionada, com incertezas sobre a resposta da autoridade monetária a choques futuros de inflação. Controlando para os efeitos de preços de *commodities*, taxa de câmbio e risco país, verificaram relação positiva entre o prêmio de risco inflacionário e a surpresa inflacionária, ou seja, pode-se interpretar que, ao menos em parte, a credibilidade imperfeita da política monetária seria um dos fatores que dificultaram a transmissão desta política no Brasil no período analisado. Artigo similar desenvolvido por Val, Barbedo e Maia (2011) mostram que o prêmio de risco inflacionário é maior, quanto maior a desvalorização do real e menor a Selic defasada em 6 meses. Ao utilizar o IPCA-15 como *proxy* para a surpresa inflacionária, os autores encontraram que o prêmio de risco inflacionário aumenta diante de variações positivas na primeira.

Com o objetivo de incluir variáveis macroeconômicas fiscal e monetária para analisar os determinantes do prêmio de risco inflacionário no Brasil entre 2005 e 2015, Montes e Curi (2017), estimaram modelos de regressão estimados por Mínimos Quadrados Ordinários (OLS) e Método dos Momentos Generalizados (GMM). Para calcular a estrutura a termo do prêmio de risco inflacionário, calcularam a equação de Fisher através de dados de taxa de juros nominal e real de títulos negociados na BMF&BOVESPA e da expectativa de inflação divulgada por especialistas de mercado. As variáveis macroeconômicas utilizadas no artigo foram as divergências nas expectativas acerca da dívida pública, a diferença das expectativas de inflação em relação à meta, o risco país e a expectativa da atividade econômica. Os resultados encontrados sugerem que tanto a redução das divergências acerca das expectativas da dívida pública, como melhoria na credibilidade da política monetária, medida através do grau de ancoragem das expectativas de inflação em relação à meta, contribuem para reduzir o prêmio de risco inflacionário no Brasil.

Reis (2018) analisa o comportamento do prêmio de risco de inflação e da inflação implícita a partir de variáveis macroeconômicas nacionais e internacionais. Encontrou-se uma relação positiva entre o *Credit Default Swap*³ tanto com o prêmio de risco inflacionário como com a inflação implícita para as maturidades de 1, 2, 3, 5 e 10 anos. Já o hiato do produto apresentou sinais positivos para a relação com estas duas últimas variáveis, contudo, o mesmo não foi significativo.

Na literatura internacional, Buraschi e Jiltsov (2005) analisam os prêmios de risco nominal e real da estrutura a termo da taxa de juros através de uma versão monetária do modelo de ciclo real de negócios para dados dos Estados Unidos. Ao permitir a variação do prêmio de risco inflacionário no tempo, os autores verificaram que, principalmente no longo prazo, é importante componente do *spread* entre títulos nominais e reais. Além disto, o prêmio de risco inflacionário tende a ser maior nas recessões, uma vez que baixos níveis da taxa real, característica

³ O *Credit Default Swap* mede como os agentes econômicos enxergam o risco de um país em não honrar os seus compromissos financeiros.

deste período, está correlacionado com um aumento substancial do prêmio de risco inflacionário. Ao decompor o prêmio de risco total em dois componentes, choques monetários e choques reais, [Buraschi e Jiltsov \(2005\)](#) mostram que o primeiro representa 43% da volatilidade do prêmio de risco com efeito persistente no longo prazo. Além disto, o prêmio de risco inflacionário apresenta correlação positiva com o nível de inflação e negativa com a taxa de juros real.

[Durham \(2006\)](#) verificou que o prêmio de risco inflacionário, medido através de um modelo de estrutura a termo de três fatores, é positivamente correlacionado com a incerteza inflacionária e com a incerteza sobre a política monetária na Alemanha e no Reino Unido para o período entre 2000 e 2006. Apesar destas considerações, o autor conclui que o aumento do prêmio de risco inflacionário em 2006 não parecia dar-se em virtude da incerteza sobre a política monetária, mas sim por fatores globais. Neste sentido, [Roode \(2013\)](#) mostra, através de um modelo afim da estrutura a termo, os efeitos da crise financeira de 2008 sobre o prêmio de risco inflacionário. Verificaram uma expansão do prêmio de risco inflacionário no Reino Unido durante a crise de 2008, enquanto que nos Estados Unidos essa relação foi negativa.

[Ang, Bekaert e Wei \(2008\)](#) derivaram o prêmio de risco inflacionário dentro de um modelo de estrutura a termo afim sem arbitragem e com mudanças de regime. Os autores constataram que o prêmio de risco inflacionário diminui em períodos de recessão, além disto, o mesmo tende a ser diferente nos vários tipos de regimes. Em ambiente com inflação elevada e volátil, o prêmio de risco tende a ser maior. Já em um regime de taxas reais mais altas, portanto de menor inflação, o prêmio tende a ser menor. Ao decompor a variância da ETTJ nominal em termos da taxa real, da expectativa de inflação e do prêmio de risco inflacionário, os autores encontraram que, para maturidades longas, o prêmio explica 10% da variação na taxa nominal e 70% da expectativa de inflação aproximadamente.

Já [Camba-Mendez e Werner \(2017\)](#) mostraram, através de um modelo de estrutura a termo afim, que o prêmio de risco inflacionário tornou-se negativo durante o período da crise financeira de 2008 tanto na zona do euro como nos Estados Unidos e, após este período, ficou positivo ou próximo de zero na maior parte do tempo. Afirmam que, para o caso do prêmio de risco inflacionário negativo, os títulos nominais funcionam como "*hedges* de deflação". Ao estudar o impacto da liquidez do mercado, da surpresa com a divulgação de dados sobre a inflação, da volatilidade da inflação e os receios de deflação sobre o prêmio de risco inflacionário, [Camba-Mendez e Werner \(2017\)](#) encontraram que os indicadores de incerteza inflacionária por si só não podem explicar os movimentos no prêmio de risco de inflação no período pós-crise. Concluem que o declínio nesse prêmio parece estar mais relacionado com o aumento do receio de deflação e à crença de que a inflação permanecerá distante da meta de política monetária do que com a redução da incerteza inflacionária.

Para estimar o prêmio de risco inflacionário para dados dos Estados Unidos e da Europa [Hördahl \(2008\)](#) utilizou um modelo estrutural macroeconômico baseado em [Hördahl, Tristani e Vestin \(2006\)](#). Os autores utilizaram dados mensais de taxas de juros nominal e real, produto,

inflação e política monetária. Ao avaliar como o prêmio de risco inflacionário evolui ao longo do tempo em resposta a mudanças nas variáveis macroeconômicas, Hördahl (2008) concluiu que a taxa de crescimento econômico potencial e a inflação foram as principais responsáveis pelas mudanças no prêmio. Análise de funções resposta ao impulso também indicou que a resposta desta variável à choques de demanda (*output gap*) são muito mais persistentes em relação aos choques de oferta (inflação).

Söderlind (2010) permite que o diferencial entre a *break even inflation rate* e a expectativa de inflação seja causado pelo prêmio inflacionário e pelo prêmio de liquidez. Regressões indicaram que a incerteza inflacionária, construída a partir da distribuição de probabilidade da inflação medida por pesquisas da pesquisa de mercado *Survey of Professional Forecasters* (SPF), possui relação positiva e significativa com o prêmio de risco inflacionário no médio e longo prazos para o período entre 1997 a 2008. Já o prêmio de liquidez possui uma relação negativa e significativa com o prêmio de liquidez⁴ de títulos do tesouro americano, o VIX e o volume negociado de TIPS (*Treasury Inflation Protected Securities*)⁵ no Banco Central de Nova York para a maturidade de 3, 5 e 10 anos.

D'Amico, Kim e Wei (2018) estimaram o prêmio de risco inflacionário através de uma generalização do modelo de 3 fatores na forma reduzida e sem arbitragem, e relaciona-o com a incerteza inflacionária através de duas *proxies*: a dispersão das previsões de inflação de longo prazo, construída como a distância entre a média das 10 maiores e 10 menores previsões fornecidas através de pesquisas de mercado da *Blue Chip Economic Indicators*, e a volatilidade implícita de *swaptions* de 10 anos. Encontraram que ambas as *proxies* avaliadas são positivamente correlacionadas com o prêmio de risco inflacionário para dados de títulos americanos do período entre 1990 e 2013.

Garcia e Werner (2010) investigaram a relação entre o prêmio de risco inflacionário e o risco de inflação medido através do grau de incerteza sobre esta variável e da assimetria percebida (*skewness*) nos riscos de inflação para dados da zona do euro. Para horizontes curtos, a incerteza inflacionária ajudou a explicar a evolução da primeira variável. Contudo, para horizontes mais longos, os movimentos do prêmio de risco inflacionário é explicado, em grande parte, por meio da medida da assimetria no risco de inflação. Os resultados do artigo permaneceram robustos mesmo quando se considerou variáveis controle para pressão inflacionária, atividade econômica, níveis de confiança e indicadores financeiros. Ao empregar uma abordagem metodológica similar à Garcia e Werner (2010), Kajuth e Watzka (2011) concluíram utilizar como *proxy* para o prêmio de risco inflacionário a volatilidade condicional da inflação, estimada através de um modelo GARCH (1,1), e a dispersão da inflação esperada com base na pesquisa de mercado *Survey of Professional Forecasters* (SPF).

Haubrich, Pennacchi e Ritchken (2012) propõem um modelo afim para decompor o

⁴ Diferença entre o retorno dos títulos nominais de 10 anos de maior e menor liquidez.

⁵ Título público do Tesouro americano indexado à inflação.

retorno de títulos americanos para posteriormente avaliar os determinantes das estruturas a termo das taxas reais, da expectativa de inflação e do prêmio de risco inflacionário. Para maturidades mais curtas, verificaram que o prêmio de risco inflacionário apresenta correlação inversa com a volatilidade da inflação não prevista. Esta relação se manteve para maturidades mais longas durante a crise financeira de 2008/2009. Contudo, em períodos normais, o prêmio de risco inflacionário de longo prazo é mais relacionado positivamente com a volatilidade da tendência central da inflação, medida utilizada como *proxy* para a credibilidade da política monetária.

Sobre o papel da credibilidade, [Joyce, Lildholdt e Sorensen \(2010\)](#) encontraram que o prêmio de risco inflacionário e a expectativa de inflação embutidas na estrutura a termo da taxa de juros britânicas diminuíram após 1997, quando o Banco da Inglaterra obteve independência. [Andreasen \(2012\)](#) identificou redução no prêmio nominal após a adoção do regime de metas no Reino Unido em 1992 e também após a independência operacional do Banco da Inglaterra em 1997, sendo que a maior parte desse declínio foi causado por menor risco inflacionário. Através de um modelo DSGE (*Dynamic Stochastic General Equilibrium*), concluíram que choques de preferência⁶ negativos, custos fixos de produção mais baixos, choques de investimento positivos e uma resposta mais agressiva à inflação pelo Banco da Inglaterra contribuíram para a redução da primeira variável.

Diante da importância do prêmio de risco inflacionário tanto em termos da formulação das políticas fiscal e monetária como em termos das decisões de investimento dos agentes econômicos sobre a obtenção de títulos prefixados ou indexados à índices de preços, e tendo em vista a escassez de estudos focados na avaliação cíclica de respostas do prêmio de risco inflacionário à choques externos e domésticos, o presente trabalho pretende preencher essa lacuna na literatura brasileira. Será avaliado, de um modo geral, a relevância de variáveis que capturem a incerteza externa e doméstica e a credibilidade da política monetária na determinação dos prêmios inflacionários. A importância da análise destas variáveis é justificada nas evidências apresentadas por [Shen \(1998\)](#), [Durham \(2006\)](#), [Joyce, Lildholdt e Sorensen \(2010\)](#), [Lowenkron e Garcia \(2007\)](#), [Haubrich, Pennacchi e Ritchken \(2012\)](#), [Vicente e Graminho \(2015\)](#), [Montes e Curi \(2017\)](#) e [Reis \(2018\)](#). A construção do prêmio inflacionário segue abordagem próxima àquela empregada por [Vicente e Graminho \(2015\)](#) e a metodologia consiste em um modelo de Vetores Autorregressivos Estruturais (SVAR).

⁶ Conforme [Andreasen \(2012\)](#) os choques de preferência podem ser interpretados como choques de demanda.

2 Dados e Metodologia

Esta seção detalha o procedimento adotado para estimar as variáveis relacionadas às curvas de juros nominal e real prefixada, o que inclui a inflação implícita nos títulos, a expectativa de inflação e, por fim, o prêmio de risco inflacionário. Também será abordada a importância de cada uma das variáveis financeiras introduzidas no modelo econométrico a ser desenvolvido com o objetivo de explicar o prêmio de risco inflacionário. Nesta subseção é explicitada a metodologia utilizada para avaliar a relação entre os choques estudados e as variáveis do sistema VAR proposto.

2.1 Dados

2.1.1 Curvas de Juros Nominal e Real e Inflação Implícita

Em meio à elevada inflação da década de 1960, à necessidade de incentivar poupança e formar um mercado "voluntário" de títulos públicos, foram criadas as Obrigações Reajustáveis do Tesouro Nacional (ORTN), primeiro título indexado à inflação no país (COZAC; REGO, 1996). Essa necessidade era também imposta pelo fato de que a inflação chegava a ultrapassar as taxas dos títulos prefixados, resultando em retornos reais negativos. A criação das ORTN's atraiu novos investidores ao mercado de títulos públicos e, uma vez atendida as necessidades de cobertura dos déficits orçamentários do governo, julgou-se necessário a criação de um título prefixado mais apropriado para fins de política monetária (SILVA et al., 2009).

A emissão dos títulos prefixados e daqueles indexados a índices de preços acompanhou as turbulências enfrentadas pela economia brasileira ao longo dos anos 1980 e início dos anos 1990. Os choques do petróleo de 1970 e 1980, o aumento desenfreado da inflação nas décadas de 1980 e parte da de 1990, o congelamento de 80% dos ativos financeiros do país em 1990 e as crises da Ásia e da Rússia em 1997 e 1998, respectivamente. Em geral, nos momentos em que se aumentava a incerteza diminuía a participação dos títulos prefixados. A maior estabilidade ao longo dos 2000 fez com que estes aumentassem sua participação. Em maio de 2018, a composição da dívida pública Federal era formada por quase 30% de títulos indexados à inflação e aproximadamente 35% de títulos prefixados, conforme ilustra a figura 1¹.

¹ Os dados sobre a composição da Dívida Pública Mobiliária Federal Interna somente estão disponíveis a partir do mês de dezembro do ano de 1999.

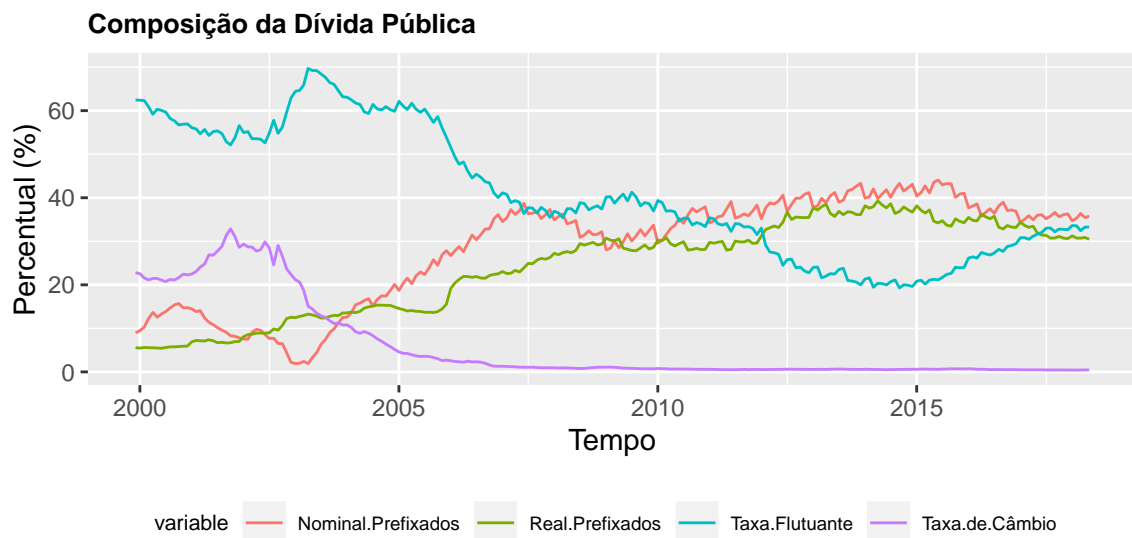


Figura 1 – Composição da Dívida Pública Mobiliária Federal Interna

Diante da farta oferta títulos no mercado, é natural indagar-se sobre condições de equivalência entre eles. Sob ausência de arbitragem, Fisher (1930) argumenta que a diferença entre uma taxa de juros nominal prefixada e uma taxa de juros real prefixada com características similares, conhecida como inflação implícita ou *Break Even Inflation Rate* (BEIR), deveria ser igual à expectativa de inflação. Contudo, ao investir em títulos de renda fixa existe o risco da trajetória da inflação divergir em relação àquela trajetória esperada. Desta forma, a inflação implícita reflete tanto um termo referente à expectativa de inflação como termo de prêmio para compensar investidores pelo risco inflacionário assumido (GARCIA; WERNER, 2010). Esse retorno adicional é denominado prêmio de risco inflacionário.

A fim de decompor a diferença entre o retorno dos títulos nominais e reais em expectativa e prêmio de risco inflacionário, é necessário inicialmente obter a inflação implícita. Para o cálculo da inflação implícita requer-se que para um mesmo horizonte de tempo os títulos definidos tenham a mesma maturidade, ou seja:

$$\pi_{t,\tau}^{implicita} = r_{t,\tau}^N - r_{t,\tau}^R \quad (2.1)$$

em que $r_{t,\tau}^N$ e $r_{t,\tau}^R$ são, respectivamente, as taxa de juros nominal e real avaliadas no instante t com maturidade τ períodos adiante.

Como não é possível obter diariamente títulos nominais e reais com vencimentos similares, torna-se necessário, via um procedimento de interpolação, obter curvas de juros que permitam estimar valores não informados. Nesta dissertação, utilizou-se a Estrutura a Termo da Taxa de Juros (ETTJ) dos títulos nominais e reais disponibilizadas pela Associação Brasileira das Entidades dos Mercados Financeiro e de Capitais (ANBIMA). Para estimar estas curvas, a

ANBIMA utiliza o modelo paramétrico de quatro fatores sugerido por Svensson (1994), cujas taxas na data t são obtidas por:

$$r_t(\tau) = \beta_{1t} + \beta_{2t} \left(\frac{1 - e^{-\lambda_{1t}\tau}}{\lambda_{1t}\tau} \right) + \beta_{3t} \left(\frac{1 - e^{-\lambda_{1t}\tau}}{\lambda_{1t}\tau} - e^{-\lambda_{1t}\tau} \right) + \beta_{4t} \left(\frac{1 - e^{-\lambda_{2t}\tau}}{\lambda_{2t}\tau} - e^{-\lambda_{2t}\tau} \right) \quad (2.2)$$

em que τ é a maturidade do título e β_{1t} , β_{2t} , β_{3t} , β_{4t} , λ_{1t} e λ_{2t} são os coeficientes estimados. O primeiro coeficiente β_{1t} pode ser interpretado como uma medida de nível, β_{2t} como inclinação e β_{3t} e β_{4t} como medidas de curvatura. Os parâmetros λ_{1t} e λ_{2t} controlam o decaimento exponencial da curva de juros. Para que faça sentido econômico, os parâmetros devem satisfazer as restrições: $\lambda_{1t} > 0$; $\lambda_{2t} > 0$; $\beta_{1t} > 0$ e $\beta_{1t} + \lambda_{2t} > 0$.

Conforme destaca ANBIMA (2018), os seis parâmetros da equação 2.2 são estimados diariamente através da minimização do somatório dos erros quadráticos dos preços de todos os títulos (diferença entre o preço de mercado e o preço resultante do modelo) ponderados pelo inverso da *duration*, ou seja:

$$\min \sum_{i=1}^N W_{i,t} \left(P_{i,t} - \sum_{j=1}^{K_i} F_{i,j,t} b_t(T_{i,j,t}) \right)^2 \quad (2.3)$$

em que W_i é o inverso da *duration* de cada título e representa uma penalização dos erros de ativos de curto prazos e uma menor influência dos vencimentos de prazos mais longos; P_i é o preço do i -ésimo título na data t ; $F_{i,j}$ representa o j -ésimo pagamento do i -ésimo título na data t ; $T_{i,j}$ é o prazo, em anos, em que ocorre o pagamento j do i -ésimo título; K_i é o número de pagamentos do título i ; e $b_t(T_{i,j})$ é uma função de desconto discreta ².

A ANBIMA destaca que, devido à estrutura altamente não linear do modelo, existe o risco da otimização descrita em 2.3 não atingir um mínimo global, mas sim um mínimo local. Para contornar este problema utilizou-se um algoritmo genético baseado em Holland (1992) e Gimeno e Nave (2006), no qual os parâmetros obtidos em uma estimação tradicional, como mínimos quadrados não lineares ou máxima verossimilhança, são utilizados para definir a região inicial de otimização do algoritmo, de forma a enviesar as buscas subsequentes para espaços mais adequados.

A obtenção das curvas de juros nominal prefixada e real prefixada é possível através dos dados de títulos públicos negociados no mercado secundário de renda fixa brasileiro. Para construção da curva de juros nominal prefixada são utilizadas as Letras do Tesouro Nacional (LTN) e as Notas do Tesouro Nacional série F (NTN-F). Segundo a ANBIMA, apesar deste

² Uma função de desconto é uma fórmula capaz de determinar o valor presente de pagamentos futuros descontados a uma taxa de juros. A função de desconto que a ANBIMA utiliza para trazer a valor presente o fluxo de caixa futuro prometido pelo emissor é $P_{i,t} = \sum_{j=1}^{K_i} F_{i,j,t} b_t(T_{i,j}) + \varepsilon_{i,t}, \forall i, t$

último pagar cupons semestrais, a utilização do valor presente do preço dos ativos garante que os títulos sejam comparáveis.

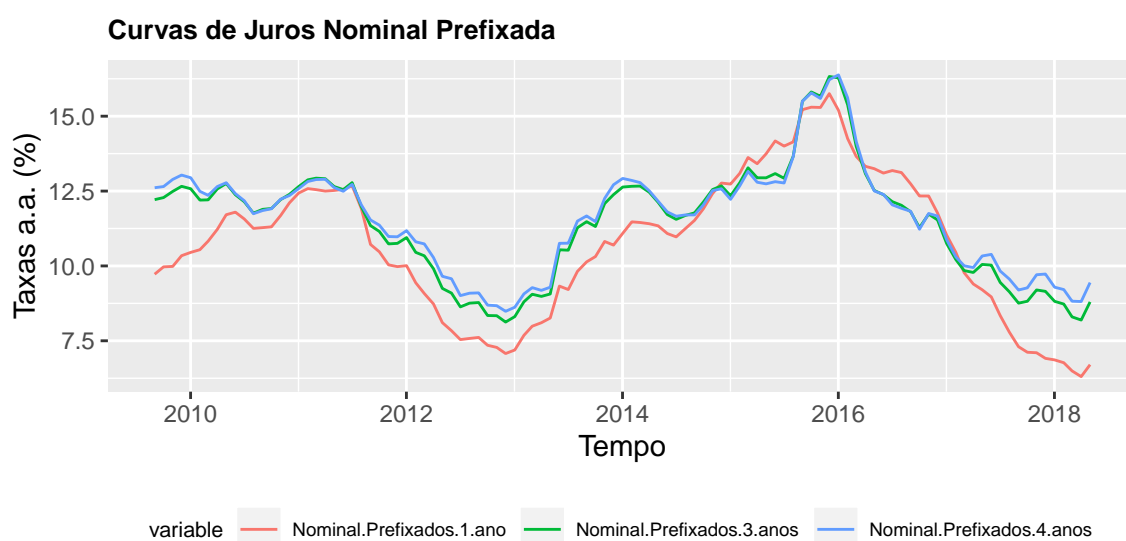


Figura 2 – Estrutura a Termo da Taxa de Juros (ETTJ) dos títulos nominais prefixados

A figura 2 apresenta a ETTJ dos títulos nominais prefixados³ para maturidades fixas de 1, 3 e 4 anos entre 21 de setembro de 2009 a 18 de junho de 2018. A opção por estas maturidades baseia-se no objetivo de analisar como os choques estudados impactam o prêmio de risco inflacionário em horizontes curtos e médios. Além disso, resolveu-se utilizar as expectativas de inflação divulgadas pela pesquisa Focus do Banco Central, sendo que essas são avaliadas para o ano vigente e os próximos 4 anos⁴.

Nota-se na figura 2 que, em geral, quanto maior a maturidade do título prefixado, maior é o retorno exigido pelo investidor para permanecer com o mesmo até o vencimento, pois, o aumento da maturidade faz com que aumente também a incerteza sobre inflação futura e também sobre as taxas a serem praticadas pelo Banco Central. Como realçado por Shen (1998), o custo de uma previsão inflacionária errada é maior em títulos de longo prazo. No período analisado, os valores históricos das séries de títulos prefixados variaram entre 6,0% e 17,0% a.a., sendo que as maiores taxas são verificadas entre os anos de 2015 e 2016. Destaca-se que, em 2015, a economia brasileira perdeu grau de investimento e, além disto, a inflação acumulada em 12 meses alcançou patamares acima de 8,0% a.a.

A ETTJ dos títulos reais foi feita com base na parcela da remuneração da taxa de juros real prefixada, ou seja, aquela taxa predefinida no momento da compra do título antes da incorporação da variação do indexador de inflação. Para esses títulos, o Tesouro brasileiro emite as chamadas Notas do Tesouro Nacional série B (NTN-B), título com pagamento semestral de

³ A ANBIMA disponibilizou dados dos betas históricos das curvas de juros prefixada e pós-fixada para o período entre 21 de setembro de 2009 a 18 de junho de 2018.

⁴ Preferiu-se não trabalhar com taxas mais longas, pois exigiria interpolação das expectativas inflacionárias muito longas num contexto em que haveria grandes intervalos de tempo sem nenhuma informação.

cupons e indexado ao Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), principal indicador do nível de preços no Brasil e âncora do sistema de metas de inflação do Banco Central do Brasil (BCB). Apesar das informações contidas nas NTN-B's servirem como base para extração da inflação implícita no mercado de títulos, vale destacar a defasagem de 15 dias na indexação das NTN-B's. Esta é considerada pequena em relação a outros países, como, por exemplo, os Estados Unidos, cuja defasagem de indexação das *Treasury Inflation-Protected Securities* (TIPS) é de 3 meses.

A figura 3 apresenta a ETTJ da rentabilidade real prefixada dos títulos públicos indexados ao Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA). A rentabilidade pós-fixada é a variação da inflação que não se conhece no momento da compra do ativo. A curva de juros real prefixada também é estimada pela ANBIMA diariamente conforme o modelo 2.2. As maturidades e o período de tempo considerado são os mesmos que àqueles apresentados para os títulos nominais.

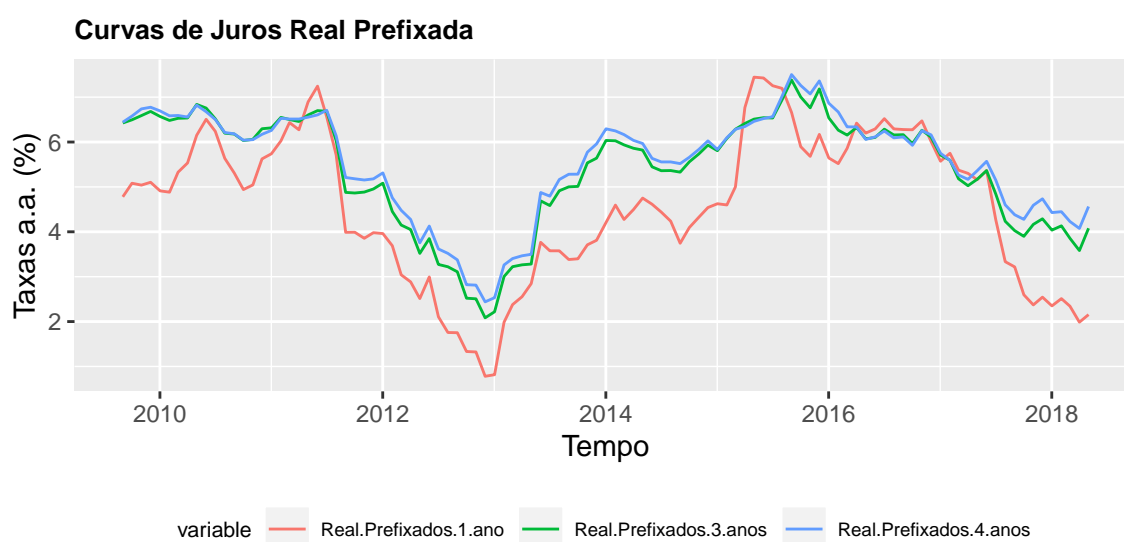


Figura 3 – Estrutura a Termo da Taxa de Juros (ETTJ) dos títulos reais prefixados

A figura 3 apresenta, em linhas gerais, a mesma estrutura em relação aos títulos prefixados, sendo que as taxas das NTN-B's variaram entre 0,5% e 8,0% a.a. Observa-se que, assim como a curva prefixada definida na figura 2, a parte prefixada do retorno dos títulos indexados à inflação apresentou forte aumento no ano de 2013. Importante também destacar que os períodos entre 2009 e 2010 e 2015 e 2016 contemplam os patamares mais altos para a parte real prefixada. Estes períodos coincidem com dois momentos de grande incerteza econômica no Brasil, com impactos da crise financeira de 2009 e da crise política brasileira de 2015 e 2016, respectivamente. Com o novo ciclo de afrouxamento monetário⁵ que iniciou-se em outubro de 2016, o juros real saiu do patamar de 6,0% para 2,0%, aproximadamente, para a maturidade de 1 ano. Para as maturidades de 3 e 4 anos esse patamar foi para 4,0% aproximadamente.

⁵ De outubro de 2016 a maio de 2018, a taxa Selic reduziu 7,65 pontos percentuais, de 14,05% para 6,40%.

Após obter, para maturidades similares, as curvas de juros nominal prefixada e real prefixada é possível encontrar a inflação implícita através da diferença entre as curvas estimadas, conforme sugere a equação 2.1.

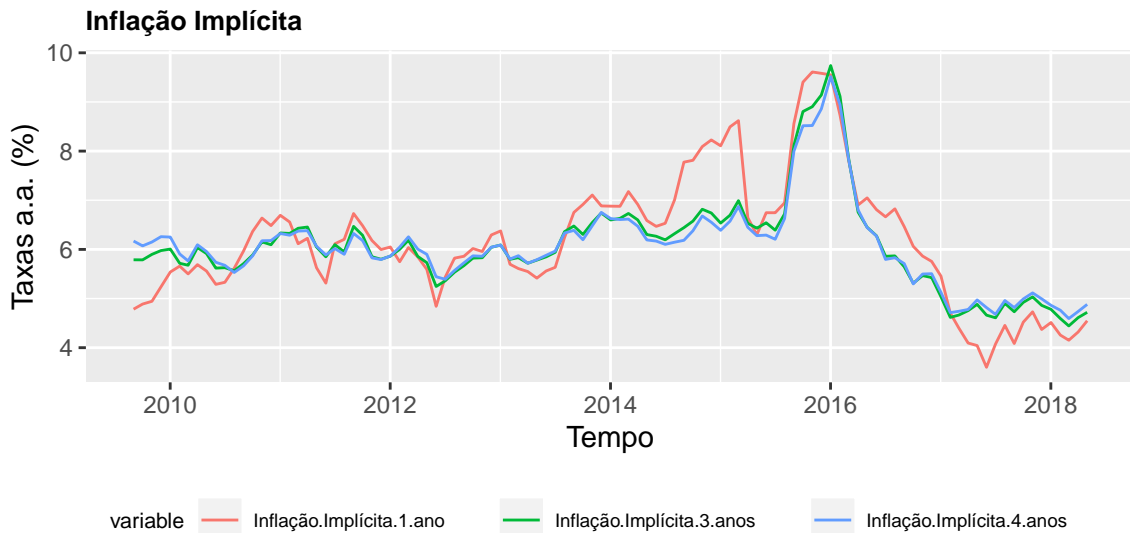


Figura 4 – Inflação Implícita

A figura 4 apresenta a evolução temporal mensal da inflação implícita para maturidades de 1, 3 e 4 anos para o mesmo período das curvas de juros nominal prefixada e real prefixada. Para a amostra utilizada estima-se que a inflação implícita orbitou em torno de uma média igual a 6,1% a.a., com um mínimo de um pouco mais 3,0% a.a. atingido em meados de 2017 e um máximo de aproximadamente 10,0% a.a. no segundo semestre de 2016.

2.1.2 Expectativa de Inflação e Prêmio de Risco Inflacionário

A inflação implícita estimada na seção 2.1.1 é resultado da diferença entre as curvas de juros nominal prefixada e real prefixada para as maturidades predefinidas ao longo de um determinado período de tempo. Esta diferença compreende a expectativa de inflação que o investidor do título nominal prefixado projetou para o vencimento do título adquirido e um prêmio de risco inflacionário devido à incerteza quanto à trajetória da inflação, ou seja:

$$r_{t,\tau}^N - r_{t,\tau}^R = \pi_{t,\tau}^{implicita} = \pi_{t,\tau}^{expectativa} + PRI_{t,\tau} \quad (2.4)$$

em que $\pi_{t,\tau}^{implicita}$ é a inflação implícita, $\pi_{t,\tau}^{expectativa}$ é a expectativa de inflação e PRI é o prêmio de risco inflacionário.

No Brasil, a pesquisa de mercado Focus, divulgada semanalmente pelo Banco Central do Brasil (BCB), é a principal fonte de informações sobre a expectativa de inflação. Essa pesquisa é baseada na contribuição de aproximadamente 130 economistas de mercado especializados em

projeções macroeconômicas. A previsão da expectativa de inflação é divulgada com periodicidade anual para o ano corrente e para os quatro seguintes e periodicidade mensal para os próximos 18 meses. 1, Caldeira e Furlani (2013), Vicente e Graminho (2015) e Mariani e Laurini (2017) argumentam que, para o Brasil, a expectativa de inflação da pesquisa Focus é um bom previsor da inflação considerada pelos agentes. Assim, assume-se que, ao adquirir um título nominal, o investidor olha para a mediana⁶ da expectativa de inflação de mercado a fim de tentar prever a inflação em períodos futuros e, assim, decidir sobre adquirir títulos nominais ou reais.

Apesar de apresentar periodicidade diária⁷, a coleta de dados sobre as expectativas referem-se às projeções para o fechamento de cada um dos quatro anos subsequentes. Desta forma, recorreu-se a interpolação da mediana dos dados captados conforme regras definidas na equação 2.5.

$$\pi_{t,T}^e = \begin{cases} \prod_{i=1}^{12} (1 + \pi_{t+i,T}) - 1, & \text{se } t = \text{meses 1 a 12 e } T = 1, \\ [(1 + \pi_{12,T-1})^{12-t} \times (1 + \pi_{12,T})^t] - 1, & \text{se } t = \text{meses 1 a 11 e } T = 3 \text{ ou } 4 \\ \pi_{12,T}, & \text{se } t = \text{mês 12 e } T = 3 \text{ ou } 4 \end{cases} \quad (2.5)$$

em que $\pi_{t,T}^e$ é a expectativa de inflação no mês t e no ano T .

A figura 5 apresenta as curvas das expectativas de inflação para as maturidades de 1, 3 e 4 anos para o período entre setembro de 2009 e maio de 2018 a partir da aplicação da equação 2.5.

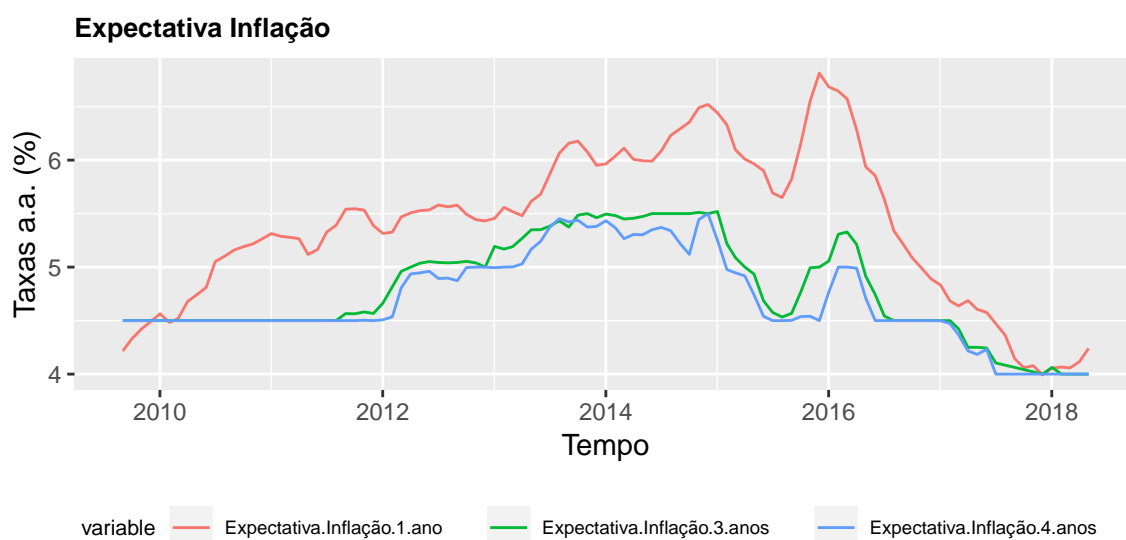


Figura 5 – Estrutura a Termo da Expectativa de Inflação para as maturidades de 1, 3 e 4 anos

⁶ Optou-se por utilizar a mediana dos dados computados através da pesquisa Focus a fim de expurgar eventuais *outliers* da amostra selecionada.

⁷ Os dados diários divulgados pela pesquisa Focus foram transformados em mensais através da média aritmética simples das expectativas divulgadas em cada mês.

Ao comparar os resultados apresentados nas figuras 4 e 5 sobre a inflação implícita no mercado brasileiro de títulos públicos e as expectativas coletadas através da pesquisa de mercado Focus, respectivamente, tem-se que a média da primeira é 1,1 pontos percentuais maior que a segunda, cuja média é igual à 5,0%. Já os valores máximo e mínimo, verificados respectivamente no início dos anos de 2016 e 2018, foram 0,4 p.p. menor e 2,9 p.p. maior em relação aos encontradas para a inflação implícita.

Após obter as curvas de inflação implícita e de expectativas de inflação é possível calcular, por diferença simples, a média mensal do prêmio de risco inflacionário. A figura 6 apresenta os resultados dessa diferença para as maturidades de 1, 3 e 4 anos, cujas médias são respectivamente iguais a 0,8%, 1,3% e 1,4%. Assim como para o caso do retorno dos títulos nominais e reais prefixados, houve forte elevação do prêmio durante o ano de 2015 até início de 2016, período no qual o Brasil vivenciou intensa crise política e econômica.

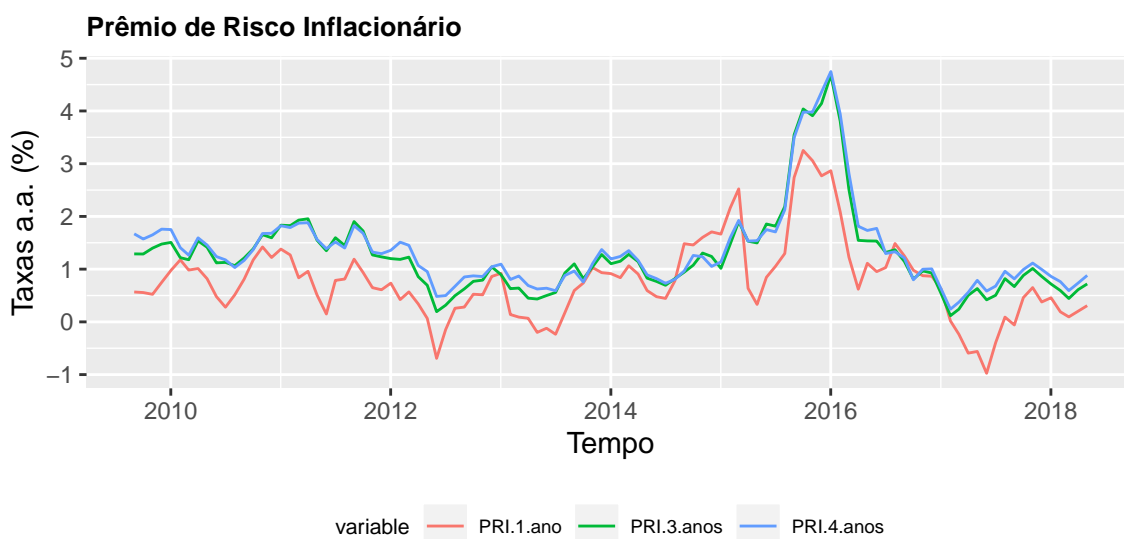


Figura 6 – Prêmio de Risco Inflacionário para as maturidades de 1 ano, 3, 5, 8 e 10 anos

Conforme exposto na figura 6, o prêmio de risco inflacionário permanece maior que zero em quase toda a amostra, exceto em alguns poucos meses para maturidade de 1 ano. Outra característica é que o prêmio inflacionário comporta-se de forma similar à inflação implícita (figura 4), inclusive com pontos extremos de máximo e mínimo ocorrendo em momentos comuns. Para fins de comparação, a tabela 1 mostra a variância amostral das curvas de juros nominal prefixada e real prefixada, da inflação implícita, da expectativa de inflação e do prêmio de risco inflacionário para as maturidades de 1, 3 e 4 anos.

Tabela 1 – Variâncias estimadas.

Maturidade	Nominal Pré	Real Pré	$\pi^{implícita}$	$\pi^{expectativa}$	PRI
1	5,592	2,683	1,668	0,518	0,581
3	3,614	1,567	0,943	0,216	0,682
4	3,120	1,333	0,787	0,175	0,653

Assim como as evidências encontradas por [Söderlind \(2010\)](#) a inflação implícita apresentou variabilidade maior quando comparada com a expectativa de inflação. Isto sugere que o prêmio de risco inflacionário pode ter desempenhado um papel importante na determinação da primeira variável. É possível notar na tabela 1 a maior sensibilidade do prêmio de risco inflacionário em maturidades mais elevadas, padrão oposto ao estimado para as demais variáveis.

2.1.3 Outras Variáveis

Um dos objetivos deste estudo é avaliar como choques de incerteza no mercado financeiro internacional afetam os prêmios inflacionários estimados. Essa incerteza será identificada através de choques no VIX, sendo este uma variável computada e divulgada pelo *Chicago Board Options Exchange* (Cboe) e que mede a volatilidade implícita, projetada para os próximos 30 dias, das opções do S&P500, um dos principais índices acionários dos Estados Unidos e do mundo ([CBOE, 2014](#)).

Também será avaliada as consequências de choques de incerteza macroeconômica doméstica, essa identificada por choques no EMBI-Br. Essa variável, computada pelo banco de investimento JP Morgan, indica, em pontos base, a diferença entre a média ponderada dos retornos pagos por títulos soberanos do Tesouro Brasileiro no mercado americano e os de títulos do Tesouro americano com iguais características. Dado que ambos os títulos são referenciados em US dólar, a diferença de retorno reflete o risco de calote por parte do governo brasileiro. Assim, choques no EMBI estão associados a novas informações que fariam com que investidores alterassem subitamente suas perspectivas sobre a chance de um calote futuro. Informações capazes de alterar as perspectivas sobre a trajetória e sustentabilidade da dívida pública refletiriam, assim, choques de incerteza macroeconômica. Os dados do EMBI-Br, disponibilizados diariamente no portal www.ipeadata.gov.br, foram utilizados no modelo após obtenção das médias mensais.

Além das informações referentes à estrutura a termo das taxas de juros nominal e real, prêmios inflacionários, VIX e EMBI-Br, as estimações ainda contam com variáveis relacionadas à estrutura macrofinanceira da economia brasileira: taxa de câmbio nominal real/US dólar, Índice de Preço ao Consumidor Amplo (IPCA) do IBGE e a taxa de juros básica Selic estipulada pelo Banco Central. A evolução temporal dessas variáveis é apresentada na figura 7.

A taxa Selic usada é a média mensal, sendo que a variável entra em nível no modelo econométrico. A taxa de câmbio refere-se ao valor de venda do dólar comercial divulgado no

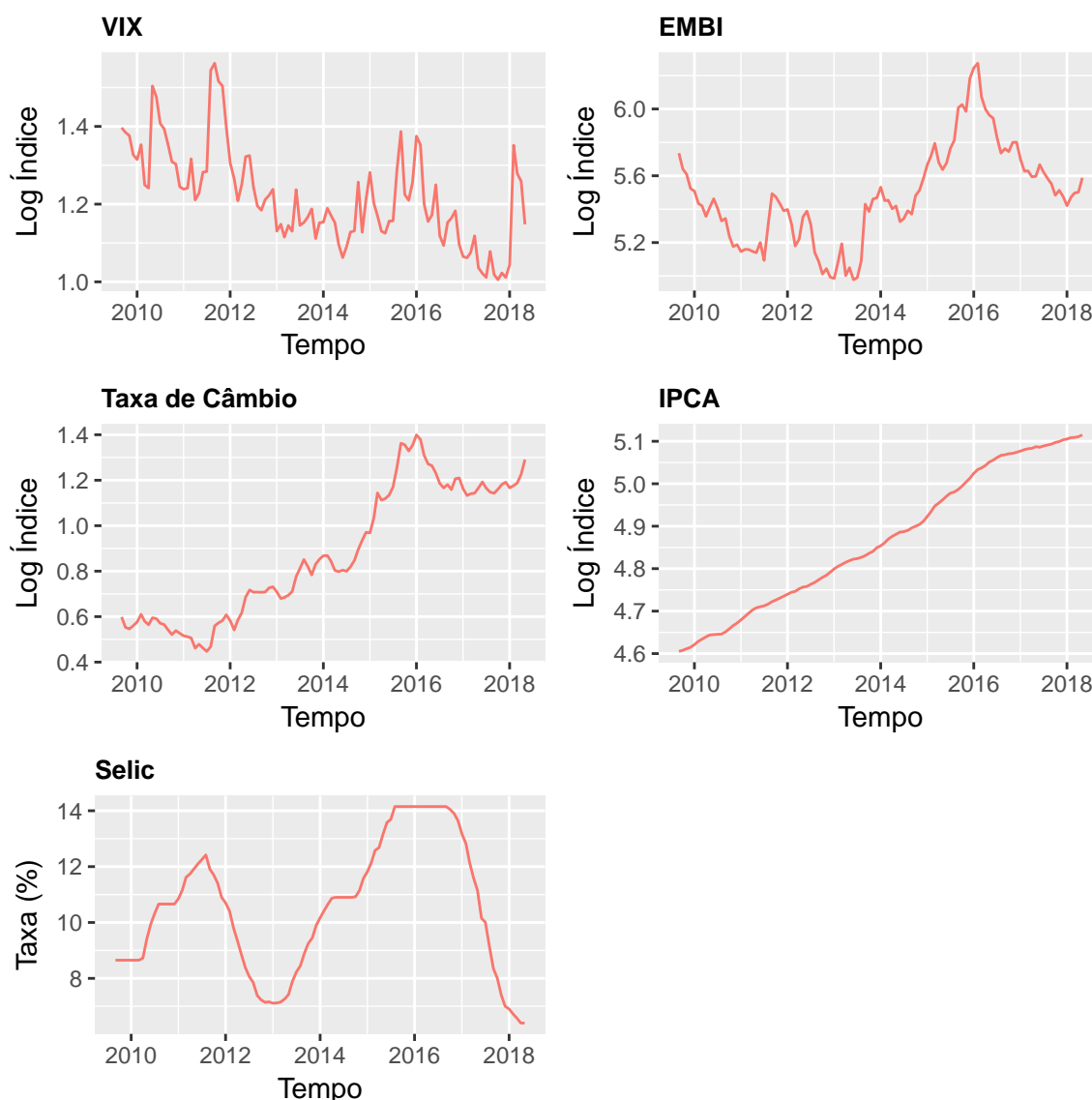


Figura 7 – Séries temporais das variáveis macroeconômias analisadas

Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS) do BCB com frequência mensal. Essa variável, assim como o IPCA, são utilizados no modelo em logaritmo natural. O objetivo de usar essas três informações adicionais é para melhor compreender como os choques repassam para a economia, inclusive permitindo melhor compreensão sobre as respostas do prêmio inflacionário. Além disso, a introdução das mesmas ainda permite verificar a pertinência da identificação dos choques como sugerido.

2.2 Metodologia

O impacto de choques nos prêmios inflacionários serão avaliados através de função de respostas ao impulso (IRF) e pela decomposição da variância dos erros de previsão (FEV). Esses são obtidos através de Vetores Autorregressivos Estruturais (SVAR). De forma genérica, um

modelo de Vetor Autorregressivo (VAR) de ordem p com n variáveis endógenas (X_t), pode ser descrito, em sua forma estrutural, como:

$$AX_t = B_0 + \sum_{i=1}^p B_i X_{t-i} + B\varepsilon_t \quad (2.6)$$

em que A é uma matriz $n \times n$ que define as restrições contemporâneas entre as variáveis que constituem o vetor $n \times 1$, X_t ; B_0 é um vetor de constantes $n \times 1$; B_i são matrizes $n \times n$; B é uma matriz $n \times n$ de desvios-padrão; ε_t é um vetor $n \times 1$ de perturbações aleatórias não correlacionadas entre si contemporaneamente ou temporalmente, ou seja, $\varepsilon_t \sim i.i.d.(\mathbf{0}; I_n)$.

A presença de variáveis endógenas no modelo expresso na equação 2.6 viola uma hipótese básica do método de estimação Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) de que todos os fatores contidos no erro estrutural (ε_t) devem ser não correlacionados com as variáveis explicativas, ou seja, $E(\varepsilon_t|X) = 0$. Desta forma, o SVAR deve ser transformado em um VAR em forma reduzida, este sendo a forma com que os coeficientes são estimados. Para transformar o modelo estrutural em forma reduzida, basta multiplicar ambos os lados da equação 2.6 por A^{-1} , resultando em:

$$X_t = \Phi_0 + \sum_{i=1}^p \Phi_i X_{t-i} + e_t \quad (2.7)$$

onde $\Phi_i \equiv A^{-1}B_i, i = 0, 1, \dots, p$ e $B\varepsilon_t \equiv Ae_t$. Uma vez estimado o modelo em forma reduzida, o problema passa a ser recuperar os coeficientes do modelo estrutural a fim de conduzir as análises desejadas. Isso pode ser feito através da imposição de restrições na matriz de coeficientes contemporâneos A , como originalmente proposto por Sims (1980), e também por Sims et al. (1986) para casos em que as restrições estiverem mais relacionadas com a teoria econômica. Há, contudo, diversas maneiras de se recuperar os coeficientes estruturais a partir do modelo em forma reduzida.

Além de restrições na matriz de impacto A , há situações em que é necessário impor restrições na matriz de defasagens Φ_i ou B_i . Isso ocorre quando quer se tornar uma variável completamente exógena, inclusive não sofrendo impacto das demais mesmo na estrutura de defasagem. No caso dessa dissertação, essa passa a ser uma necessidade para que variáveis do Brasil, que é uma pequena economia aberta, não afetem o VIX nem mesmo em defasagens. Essa restrição é verificada na primeira linha da equação 2.8, onde todos os coeficientes são iguais a

zero, à exceção daquele associado às defasagens do próprio VIX.

$$B_i = \begin{matrix} VIX \\ EMBI \\ CAMBIO \\ PRE1 \\ PRE3 \\ PRE4 \\ POS1 \\ POS3 \\ POS4 \\ PRI1 \\ PRI3 \\ PRI4 \\ IPCA \\ SELIC \end{matrix} \begin{bmatrix} b_{1,1} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{2,1} & b_{2,2} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{3,1} & b_{3,2} & b_{3,3} & b_{3,4} & b_{3,5} & b_{3,6} & b_{3,7} & b_{3,8} & b_{3,9} & b_{3,10} & b_{3,11} & b_{3,12} & b_{3,13} & b_{3,14} \\ b_{4,1} & b_{4,2} & b_{4,3} & b_{4,4} & b_{4,5} & b_{4,6} & b_{4,7} & b_{4,8} & b_{4,9} & b_{4,10} & b_{4,11} & b_{4,12} & b_{4,13} & b_{4,14} \\ b_{5,1} & b_{5,2} & b_{5,3} & b_{5,4} & b_{5,5} & b_{5,6} & b_{5,7} & b_{5,8} & b_{5,9} & b_{5,10} & b_{5,11} & b_{5,12} & b_{5,13} & b_{5,14} \\ b_{6,1} & b_{6,2} & b_{6,3} & b_{6,4} & b_{6,5} & b_{6,6} & b_{6,7} & b_{6,8} & b_{6,9} & b_{6,10} & b_{6,11} & b_{6,12} & b_{6,13} & b_{6,14} \\ b_{7,1} & b_{7,2} & b_{7,3} & b_{7,4} & b_{7,5} & b_{7,6} & b_{7,7} & b_{7,8} & b_{7,9} & b_{7,10} & b_{7,11} & b_{7,12} & b_{7,13} & b_{7,14} \\ b_{8,1} & b_{8,2} & b_{8,3} & b_{8,4} & b_{8,5} & b_{8,6} & b_{8,7} & b_{8,8} & b_{8,9} & b_{8,10} & b_{8,11} & b_{8,12} & b_{8,13} & b_{8,14} \\ b_{9,1} & b_{9,2} & b_{9,3} & b_{9,4} & b_{9,5} & b_{9,6} & b_{9,7} & b_{9,8} & b_{9,9} & b_{9,10} & b_{9,11} & b_{9,12} & b_{9,13} & b_{9,14} \\ b_{10,1} & b_{10,2} & b_{10,3} & b_{10,4} & b_{10,5} & b_{10,6} & b_{10,7} & b_{10,8} & b_{10,9} & b_{10,10} & b_{10,11} & b_{10,12} & b_{10,13} & b_{10,14} \\ b_{11,1} & b_{11,2} & b_{11,3} & b_{11,4} & b_{11,5} & b_{11,6} & b_{11,7} & b_{11,8} & b_{11,9} & b_{11,10} & b_{11,11} & b_{11,12} & b_{11,13} & b_{11,14} \\ b_{12,1} & b_{12,2} & b_{12,3} & b_{12,4} & b_{12,5} & b_{12,6} & b_{12,7} & b_{12,8} & b_{12,9} & b_{12,10} & b_{12,11} & b_{12,12} & b_{12,13} & b_{12,14} \\ b_{13,1} & b_{13,2} & b_{13,3} & b_{13,4} & b_{13,5} & b_{13,6} & b_{13,7} & b_{13,8} & b_{13,9} & b_{13,10} & b_{13,11} & b_{13,12} & b_{13,13} & b_{13,14} \\ b_{14,1} & b_{14,2} & b_{14,3} & b_{14,4} & b_{14,5} & b_{14,6} & b_{14,7} & b_{14,8} & b_{14,9} & b_{14,10} & b_{14,11} & b_{14,12} & b_{14,13} & b_{14,14} \end{bmatrix} \quad (2.8)$$

Ainda em 2.8 é possível notar que o EMBI-Br não é afetado pelas demais variáveis domésticas nem mesmo na defasagem, sendo influenciado apenas pelo VIX. Conforme Valério (2016) um dos principais fatores determinantes do risco em regimes de câmbio flexível é a evolução de variáveis fiscais, de forma que as variáveis usadas no modelo proposto seriam capazes de filtrar de forma adequada a dinâmica do risco soberano. Este autor ainda argumenta que devido à elevada correlação existente entre EMBI e câmbio, defasagens cambiais poderiam indicar que o risco soberano seria influenciado pelo câmbio, quando na verdade a causalidade opera em sentido oposto. Como os modelos VAR capturam correlação, sem assumir causalidade, a possibilidade do câmbio e das demais variáveis domésticas influenciarem o risco Brasil na dinâmica de ajuste é restringida.

As restrições estruturais contemporâneas impostas sobre a matriz de identificação A são apresentadas na equação 2.9.

$$A = \begin{matrix} VIX \\ EMBI \\ CAMBIO \\ PRE1 \\ PRE3 \\ PRE4 \\ POS1 \\ POS3 \\ POS4 \\ PRI1 \\ PRI3 \\ PRI4 \\ IPCA \\ SELIC \end{matrix} \begin{bmatrix} a_{1,1} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{2,1} & a_{2,2} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{3,1} & a_{3,2} & a_{3,3} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{4,1} & a_{4,2} & a_{4,3} & a_{4,4} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{5,1} & a_{5,2} & a_{5,3} & a_{5,4} & a_{5,5} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{6,1} & a_{6,2} & a_{6,3} & a_{6,4} & a_{6,5} & a_{6,6} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{7,1} & a_{7,2} & a_{7,3} & a_{7,4} & a_{7,5} & a_{7,6} & a_{7,7} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{8,1} & a_{8,2} & a_{8,3} & a_{8,4} & a_{8,5} & a_{8,6} & a_{8,7} & a_{8,8} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{9,1} & a_{9,2} & a_{9,3} & a_{9,4} & a_{9,5} & a_{9,6} & a_{9,7} & a_{9,8} & a_{9,9} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{10,1} & a_{10,2} & a_{10,3} & a_{10,4} & a_{10,5} & a_{10,6} & a_{10,7} & a_{10,8} & a_{10,9} & a_{10,10} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{11,1} & a_{11,2} & a_{11,3} & a_{11,4} & a_{11,5} & a_{11,6} & a_{11,7} & a_{11,8} & a_{11,9} & a_{11,10} & a_{11,11} & 0 & 0 & 0 \\ a_{12,1} & a_{12,2} & a_{12,3} & a_{12,4} & a_{12,5} & a_{12,6} & a_{12,7} & a_{12,8} & a_{12,9} & a_{12,10} & a_{12,11} & a_{12,12} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & a_{13,13} & 0 \\ b_{14,1} & b_{14,2} & b_{14,3} & b_{14,4} & b_{14,5} & b_{14,6} & b_{14,7} & b_{14,8} & b_{14,9} & b_{14,10} & b_{14,11} & b_{14,12} & 0 & b_{14,14} \end{bmatrix} \quad (2.9)$$

A identificação das variáveis do modelo é feita com base em Leeper et al. (1996), ao assumir que uma variável reage contemporaneamente a um choque se as informações desse

choque forem imediatas e relevantes a ponto de induzir à resposta da variável simultaneamente. Na matriz 2.9, cada linha é uma equação do sistema, mostrando quais variáveis na coluna podem afetar a *i*-ésima variável da *i*-ésima linha no choque contemporaneamente. Exceto para a variável índice de preços e taxa de juros de política monetária, as variáveis financeiras inseridas no modelo são identificadas segundo o ordenamento recursivo Choleski. Nesta abordagem impõe-se uma estrutura recursiva à matriz de relações contemporâneas entre as variáveis do modelo, de modo que a primeira variável não possa ser afetada contemporaneamente por nenhuma das demais, a segunda possa ser afetada apenas pela primeira, a terceira possa ser afetada pelas duas primeiras – e assim por diante. A ordenação das variáveis no modelo estrutural é feita sob o ponto de vista da teoria econômica.

Para a variável índice de preços, considera-se que os agentes econômicos não são capazes de alterar rapidamente os níveis de produção e os preços de bens finais, de forma que o ajuste é feito a partir do período seguinte ao impacto nas variáveis internacionais e financeiras domésticas. A existência de processos de planejamento envolvidos na mudança de produção e de preços de bens finais justificam o atraso na resposta da taxa de inflação aos sinais financeiros e externos (LEEPER et al., 1996).

A taxa de juros de política monetária, Selic, é considerada a variável mais endógena do sistema, ao permiti-la ser afetada contemporaneamente por choques na variável de internacional de incerteza e as demais variáveis domésticas e não afetar nenhuma delas. A hipótese de reação da taxa de juros segue Cushman e Zha (1997), que supõem que o Banco Central tem acesso imediato a todas as informações sobre a economia mundial e nacional. A taxa de política monetária apenas não é afetada contemporaneamente pelo índice de preços. Isto acontece pois, supõe-se que um banco central não reage instantaneamente a choques na inflação.

A ordenação das variáveis é importante, pois, diferentes ordenações geram diferentes restrições. Bueno (2008) argumenta que a definição das restrições devem ser utilizadas para testes de robustez quando existem várias possibilidades diferentes a partir da teoria econômica. Nesse sentido, como não é possível definir ao certo a ordem de identificação entre as curvas de juros nominal e real prefixadas para as maturidades de 1, 3 e 4 anos, serão avaliadas as duas situações.

3 Resultados: impacto de incerteza doméstica e externa e a credibilidade da política monetária

É avaliado como choque de incerteza financeira internacional e choque de incerteza macroeconômica doméstica afetam o prêmio de risco inflacionário em maturidades de 1, 3 e 4 anos. Também é avaliado como choque na taxa de nominal de 1 ano e na taxa real prefixada, de mesma maturidade, afetam o prêmio de risco inflacionário. Respostas do sistema a este último choque permite avaliar a relevância da credibilidade da política monetária na determinação dos prêmios inflacionários, bem como na determinação das demais variáveis do sistema¹.

Para avaliar a consistência macroeconômica da estratégia de identificação, são avaliadas inicialmente as respostas do EMBI, do câmbio, do IPCA e da taxa de juros de política monetária. Em seguida são analisadas as respostas das variáveis relacionadas à estrutura a termo da taxa de juros nominal e real. Em relação aos resultados, são apresentadas funções de resposta ao impulso e seus respectivos intervalos de confiança a 68%. Esses intervalos foram construídos a partir da abordagem *bootstrap* desenvolvida por Efron e Tibshirani (1994). Na seção 3.4 é apresentada a decomposição da variância do erro de previsão.

3.1 Choque positivo de incerteza externa

A literatura internacional e nacional mostra que a incerteza tem efeitos contracionistas sobre a atividade econômica. Usando VAR, Bloom (2009) encontrou evidências de que choques de incerteza geram, nos Estados Unidos, queda no nível de produção, de emprego e da produtividade, com recuperação seis meses após o choque. Carrière-Swallow e Céspedes (2013) encontram resultados similares, mas ainda ressaltam que economias emergentes sofrem efeitos contracionistas mais profundos e mais longos após um choque de incerteza financeira internacional, e isso pode ser devido aos mercados financeiros destes países não serem totalmente desenvolvidos. Neste contexto, este último autor resalta que as ações de política monetária e fiscal podem reduzir o impacto dos choques de incerteza nessas economias ao aliviar o efeito das restrições de crédito enfrentadas pelas empresas e possibilitar maiores investimentos.

Para o Brasil, Valério (2016) mostra que um aumento na incerteza econômica global, transmitida principalmente por meio de canais financeiros, impacta negativamente a atividade

¹ O anexo A mostra as funções de resposta ao impulso para a ordem de identificação alternativa, em que a taxa de juros real não é afetada pela taxa nominal. Optou-se por suprimir estes resultados devido à consistência das conclusões encontradas em ambas as ordens de identificação.

econômica. Verificou, contudo, aumento da inflação após a referida inovação. A justificativa utilizada para tal situação é que o repasse cambial provocado pela depreciação da taxa de câmbio parece dominar os efeitos recessivos. O mesmo resultado é encontrado por Paula (2018) ao avaliar choques de incerteza sobre as unidades federativas brasileiras. Impactos contracionistas da atividade econômica frente a choques de incerteza também foram encontrados por Filho (2014) e Barboza e Zilberman (2018). Nesses dois casos, assim também como em Valério (2016), foi detectado que a incerteza doméstica ocasiona efeitos mais acentuados sobre a atividade econômica do que choques de incerteza global.

A figura 8 mostra os efeitos de um choque que eleva o risco financeiro global. O primeiro impacto é uma elevação instantânea de 3,0 pontos percentuais no risco Brasil, que permanece elevado durante 4 meses, a partir de quando começa a retornar ao equilíbrio inicial. A taxa de câmbio nominal desvaloriza em 1,4 pontos percentuais, atingindo o pico de depreciação após dois meses. O ajuste em direção ao equilíbrio inicial ocorre de forma bastante similar ao verificado com o EMBI.

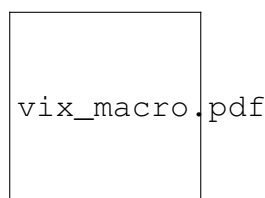


Figura 8 – Resposta das variáveis EMBI, Câmbio, IPCA e Selic frente a choques positivos de VIX.

O IPCA não altera sua trajetória de equilíbrio durante os oito primeiros meses, a partir de quando começa a cair. Se por um lado o choque de incerteza gera desaceleração econômica e queda de preços em nível global, a elevada desvalorização cambial interna parece contrapor efeitos deflacionários internacionais a ponto de manter a inflação doméstica controlada. Contudo, após aproximadamente 3 trimestres os efeitos contracionistas, inclusive potencializados pela apreciação cambial, parecem sobrepor e fazem com que o IPCA se desacelere. A reação do Banco Central, que reduz juros a partir do sexto mês, é consistente com esses acontecimentos.

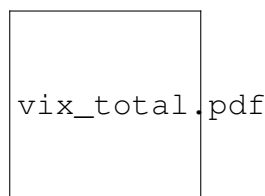


Figura 9 – Resposta das curvas de juros nominal e real prefixada frente a um choque positivo no risco financeiro global.

A figura 9 mostra as respostas das curvas de juros nominal prefixada, real prefixada e do prêmio de risco inflacionário para as maturidades de 1, 3 e 4 anos frente a um choque de incerteza financeira global. As curvas de juros, nominal e real, caem ao longo do tempo. Para a

maturidade de 1 ano, a resposta é mais imediata, provavelmente antecipando-se taxas menores praticadas pelo BC nesse horizonte. Já as taxas de 3 e 4 anos começam a cair mais tardiamente, provavelmente refletindo uma demora para compreender os efeitos de mais longo prazo sobre a economia local. Assim, essas taxas começam a cair em instantes que coincidem com a redução no IPCA e da Selic.

O impacto sobre os prêmios inflacionários pode ser dividido em dois momentos. Até o sexto mês posterior ao choque, os prêmios de 3 e 4 anos ficam positivos, talvez refletindo peso da incerteza quanto aos impactos inflacionários que poderiam ser ocasionados por eventual *pass-through* cambial. O prêmio de 1 ano, contudo, fica aproximadamente estável, provavelmente indicando que operadores do mercado não consideram muito incertas suas apostas para a inflação em menor espaço de tempo. Contudo, na medida em que o IPCA cai e o BC reage reduzindo a taxa Selic, os prêmios invertem-se e tornam-se negativos, sugerindo incerteza sobre a capacidade de se prever os efeitos deflacionários causados por menor atividade econômica global e doméstica.

Os resultados encontrados nesta seção convergem parcialmente com àqueles encontrados por [Buraschi e Jiltsov \(2005\)](#) e [Ang, Bekaert e Wei \(2008\)](#). [Buraschi e Jiltsov \(2005\)](#) mostram que o prêmio de risco inflacionário tende a ser maior nas recessões, uma vez que baixos níveis da taxa real, característica deste período, está correlacionado com um aumento substancial do prêmio de risco inflacionário, que apresenta uma relação positiva com o nível de inflação e negativa com a taxa de juros real. Este resultado foi verificado apenas em um curto período de tempo para as maturidades de 3 e 4 anos até o sexto mês após o choque. Já [Ang, Bekaert e Wei \(2008\)](#) constataram uma redução do prêmio inflacionário em períodos de recessão. Estes autores afirmam que o prêmio inflacionário tende a ser diferente nos vários tipos de regimes. Em um regime de taxas reais mais altas, portanto de menor inflação, o prêmio tende a ser menor. Já em um ambiente com inflação elevada e volátil, o prêmio de risco tende a ser maior. Este último resultado poderá ser verificado na seção 3.2.

3.2 Choque positivo de incerteza doméstica

Essa subseção avalia impactos de um choque de incerteza macroeconômica doméstica. Na medida em que esse choque é obtido por inovação nos resíduos da equação do EMBI, e tendo em vista que essas perturbações têm sido relacionadas às incertezas sobre desequilíbrios fiscais e eventuais efeitos sobre a dívida pública ([JÚNIOR; LEVY; CAVALCANTI, 2018](#)), tais inovações possuem a interpretação de incertezas dos impactos macroeconômicos causados por incertezas fiscais.

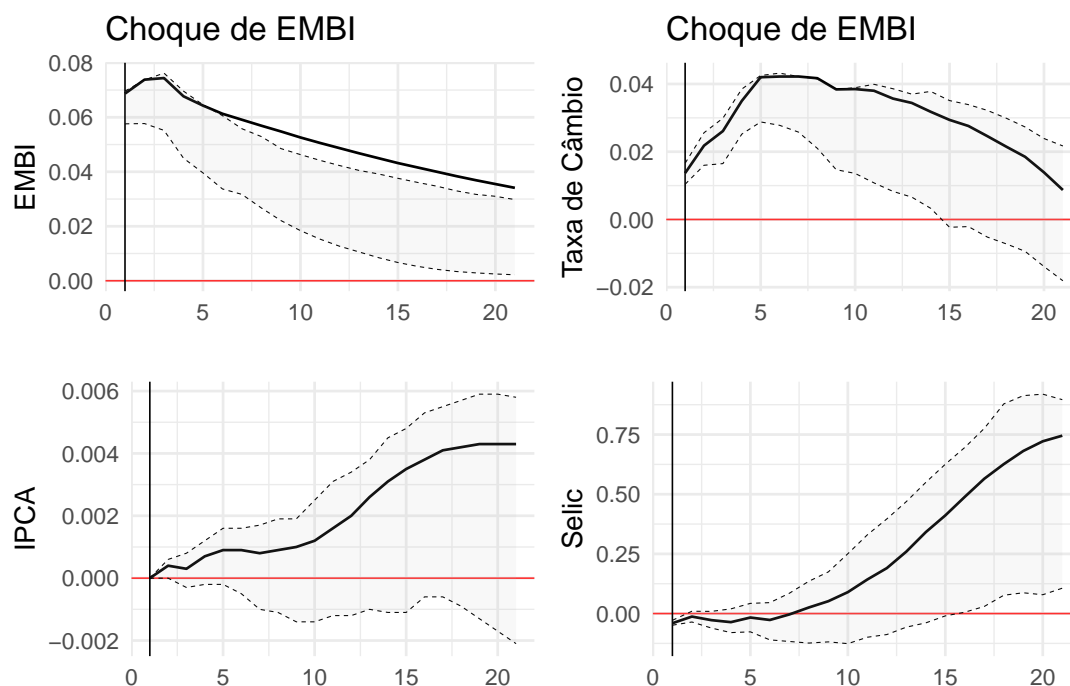


Figura 10 – Resposta das variáveis EMBI, Câmbio, IPCA e Selic frente a choques positivos de EMBI.

Na figura 10 é possível visualizar que um choque adverso na incerteza macroeconômica doméstica eleva o EMBI em aproximadamente 7,0% no impacto, sendo que começa a declinar rumo ao equilíbrio original de forma bastante lenta após o terceiro mês. Essa lenta queda, indicando elevada persistência, garante elevado *spread* soberano durante vários meses.

A elevação do risco Brasil conduz a uma depreciação da taxa de câmbio de aproximadamente 1,5% no impacto. Este efeito começa a se reverter a partir do oitavo mês, quando se inicia uma apreciação para que a taxa de câmbio migre em direção à sua trajetória de equilíbrio original. Este resultado é consistente com o relatório do Banco Central do Brasil [Risco País \(2016\)](#) que afirma que, em economias financeiramente abertas, variações da percepção de risco são acompanhadas por variações na entrada líquida de capitais, com impacto na taxa de câmbio.

Como consequência da desvalorização cambial, o índice de preços se eleva mais intensamente e a Selic segue trajetória similar a fim de controlar a inflação. Embora não apresentado no trabalho, sabe-se que choques adversos de prêmio de risco produzem forte queda na atividade econômica ([Valério \(2016\)](#), [Paula \(2018\)](#), entre outros). Assim, a reação do Banco Central em controlar a inflação ocorre em concomitância ao declínio do PIB e do nível de emprego.

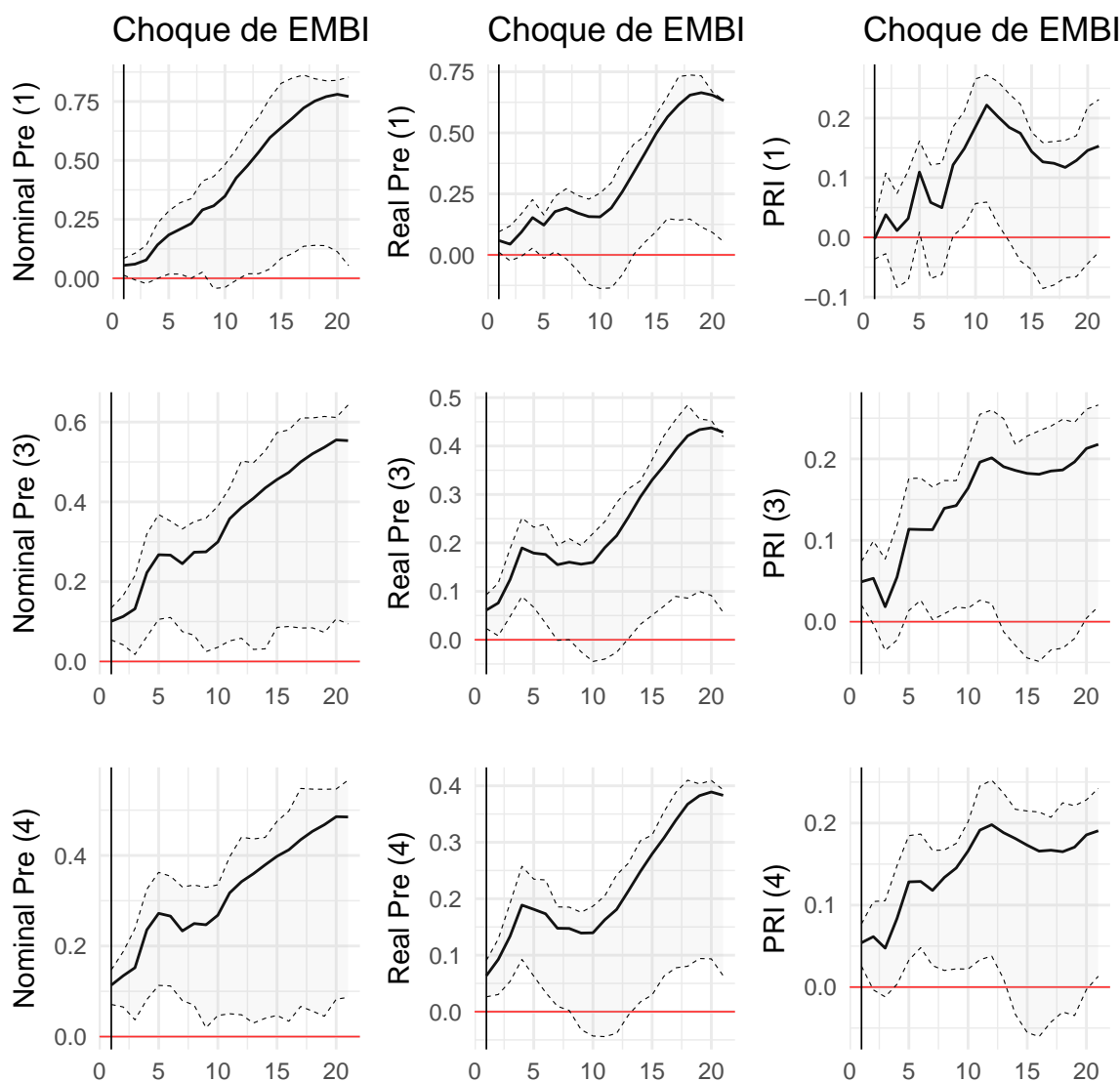


Figura 11 – Resposta das curvas de juros nominal prefixada e real prefixada frente a um choque positivo na incerteza doméstica.

Ao contrário dos resultados encontrados para o choque de incerteza global, agora a elevação no EMBI relaciona-se com maiores taxas de juros futuras. Elevação da taxa nominal acima da real, com a mesma maturidade, ocorre em função da maior inflação implícita que é precificada. Essa, por sua vez, também reflete maiores prêmios inflacionários, que elevam-se em virtude do choque.

Focando nas maturidades, é possível notar que os prêmios inflacionários mais longos sofrem impacto maior durante boa parte dos primeiros meses após o choque. Isso reflete maior incerteza, nesses momentos iniciais, sobre a capacidade de se prever os impactos inflacionários relacionados ao choque ocorrido. É sabido que, nessas circunstâncias, o Tesouro Nacional tende a vender títulos com maturidade mais curta, exatamente para evitar pagar prêmios de risco mais elevados e que acabam encarecendo o financiamento da Dívida Pública. Tendo em vista que o

choque estudado reflete incertezas quanto à situação fiscal do país, os elevados prêmios podem refletir não apenas incertezas relacionadas ao repasse inflacionário de desvalorização cambial, mas também sobre a dificuldade que o Tesouro poderia encontrar no futuro para se financiar, o que obrigaria um ajuste fiscal via criação de mais inflação.

Os resultados desta seção convergem com àqueles encontrados por [Vicente e Graminho \(2015\)](#) que a volatilidade do mercado ações brasileiro, *proxy* para o nível de incerteza econômica, apresenta relação positiva com o prêmio de risco inflacionário especialmente em prazos mais longos. [Montes e Curi \(2017\)](#) também sugerem que a redução da incerteza fiscal contribuem para reduzir o prêmio de risco inflacionário no Brasil. [Reis \(2018\)](#) encontrou uma relação positiva entre o *Credit Default Swap*, medida de risco de crédito, com o prêmio de risco inflacionário para maturidades curtas, médias e longas.

3.3 Choque nas curvas de juros e a credibilidade da política monetária

Dois perturbações adicionais são avaliadas: na taxa nominal prefixada de um ano e na taxa real prefixada de igual maturidade. A comparação das duas permite compreender o que cada um desses choques efetivamente capta e como podem ser interpretados.

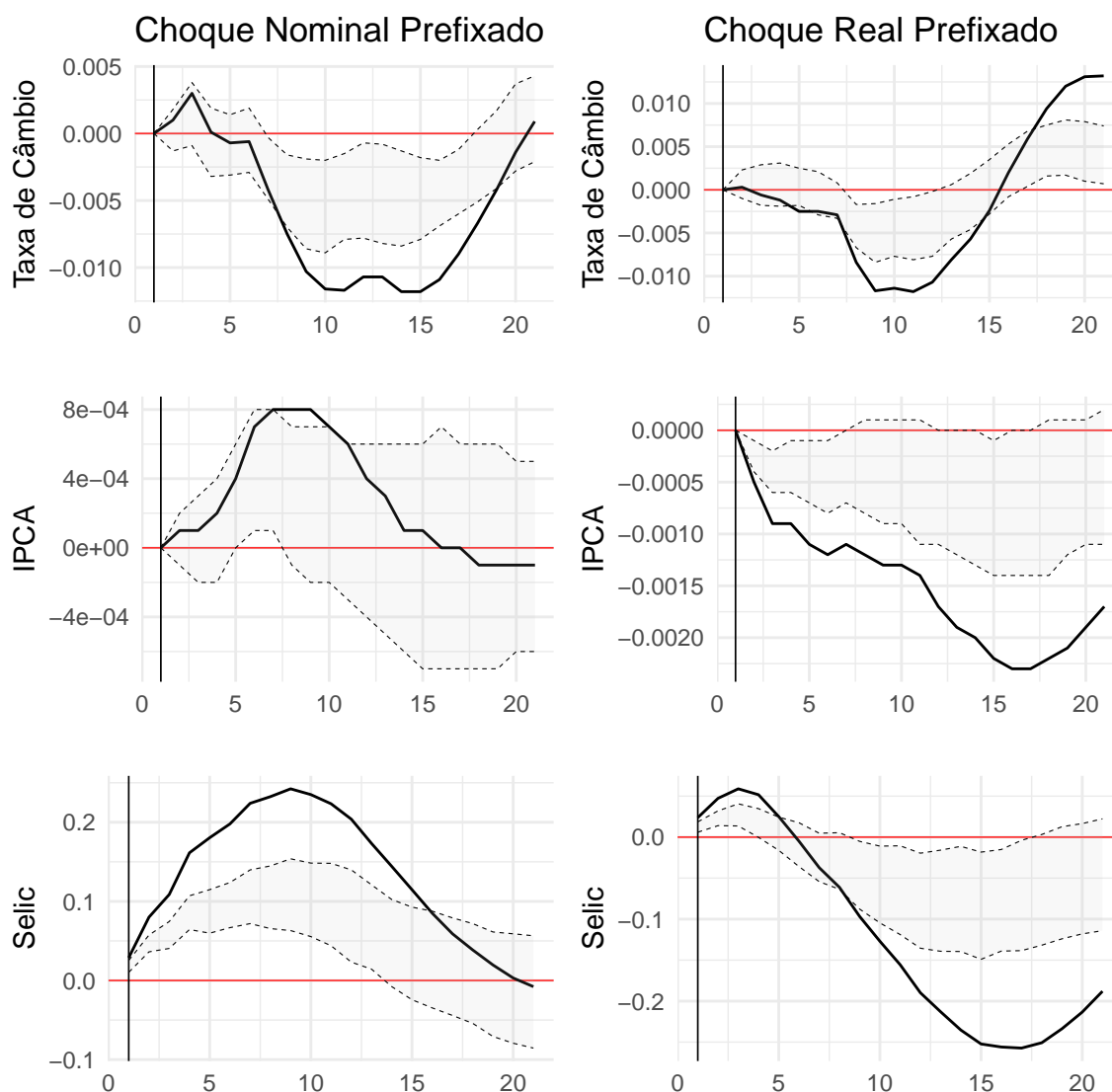


Figura 12 – Resposta do índice de câmbio, índice de preços e da taxa de juros Selic diante de choque na curva de juros nominal e real prefixada de 1 ano.

Antes de analisar impactos nos juros futuros e nos prêmios inflacionários, é educativo explorar o que ocorre com a macroeconomia após esses choques. A figura 12 retrata as respostas da taxa de câmbio, do índice de preços e da taxa de juros de política monetária diante de um choque que eleva a taxa nominal (primeira coluna) e outro que eleva a taxa real (segunda coluna).

Um bom ponto de partida é notar as diferentes reações do IPCA. Enquanto o choque positivo na taxa nominal relaciona-se com reação positiva no índice de preço, o oposto ocorre na presença de um choque que eleva a taxa real prefixada. Esses movimentos parecem suficientes para compreender a natureza dos choques em questão. A elevação na taxa nominal prefixada provavelmente é ocasionada por chegada de informações que indiquem pressão inflacionária futura, resultando em instantânea subida dessa taxa nominal, antecipando movimentação futura do Banco Central. Essas informações que desencadeiam a reação inicial na taxa nominal prefixada

podem ser oriundas de comunicados da própria autoridade monetária ou pela divulgação de um novo índice de inflação que indica resultados maiores aos previstos. Essas alterações excluem, contudo, choques de incerteza macroeconômica doméstica e no mercado financeiro internacional, uma vez que ambos foram filtrados pela regressão. Em concordância com essa interpretação, verifica-se, além da elevação da inflação, movimento similar na taxa Selic, indicando correta antecipação pelo mercado.

Já uma perturbação positiva não antecipada na taxa real prefixada de 1 ano resulta em forte declínio do IPCA. A Selic aumenta ligeiramente durante 3 meses, em consonância com o choque inicial na taxa prefixada, mas começa a declinar a partir de então, torando-se bastante negativa já a partir do sexto mês. Esse choque revela a chegada de informação, para operadores desse mercado, de que o Banco Central ampliará de forma consistente a taxa real de juros. Apesar da indicação de forte ampliação da taxa real, a taxa Selic não necessita ser muito ampliada para causar intenso declínio no índice de preço, permitindo que o Banco Central possa diminuir rapidamente a taxa de política monetária.

Ainda como curiosidade, é possível notar que o choque na taxa nominal pré-fixada e posterior elevação na Selic relacionam-se com ampliação inicial no IPCA, resultado que de alguma forma relembra o "*prize puzzle*". Já no caso do choque positivo na taxa real prefixada, o rápido declínio na inflação ocorre como esperado segundo análise de livros textos, não havendo resquício do referido *puzzle*.

Também vale notar o impacto sobre a taxa de câmbio, que aprecia-se em ambos os casos (não tem impacto no impulso devido às restrições de identificação), resultado consistente com versões da teoria de paridade de juros. Apesar desse movimento, a moeda aprecia-se mais rapidamente na presença de elevação na taxa real, mas também retorna ao equilíbrio de forma mais rápida nessa situação, movimento que também encontra justificativa no intenso e célere declínio na taxa de juros doméstica após a derrubada da inflação. Já no caso da elevação na taxa de juros nominal, embora o real demore mais para ganhar valor, ele permanece apreciado por muito mais tempo, refletindo o lento ajuste na inflação e na própria taxa Selic. De uma forma geral, esses resultados indicam que elevações de juros reais intensas causam apreciação rápida da taxa nominal, mas a reversão ao equilíbrio também é célere.

As figuras 13 e 14 mostram as respostas das curvas de juros nominal prefixada, real prefixada e do prêmio de risco inflacionário após inovações nas taxa de juros real e nominal prefixadas, respectivamente, de 1 ano.

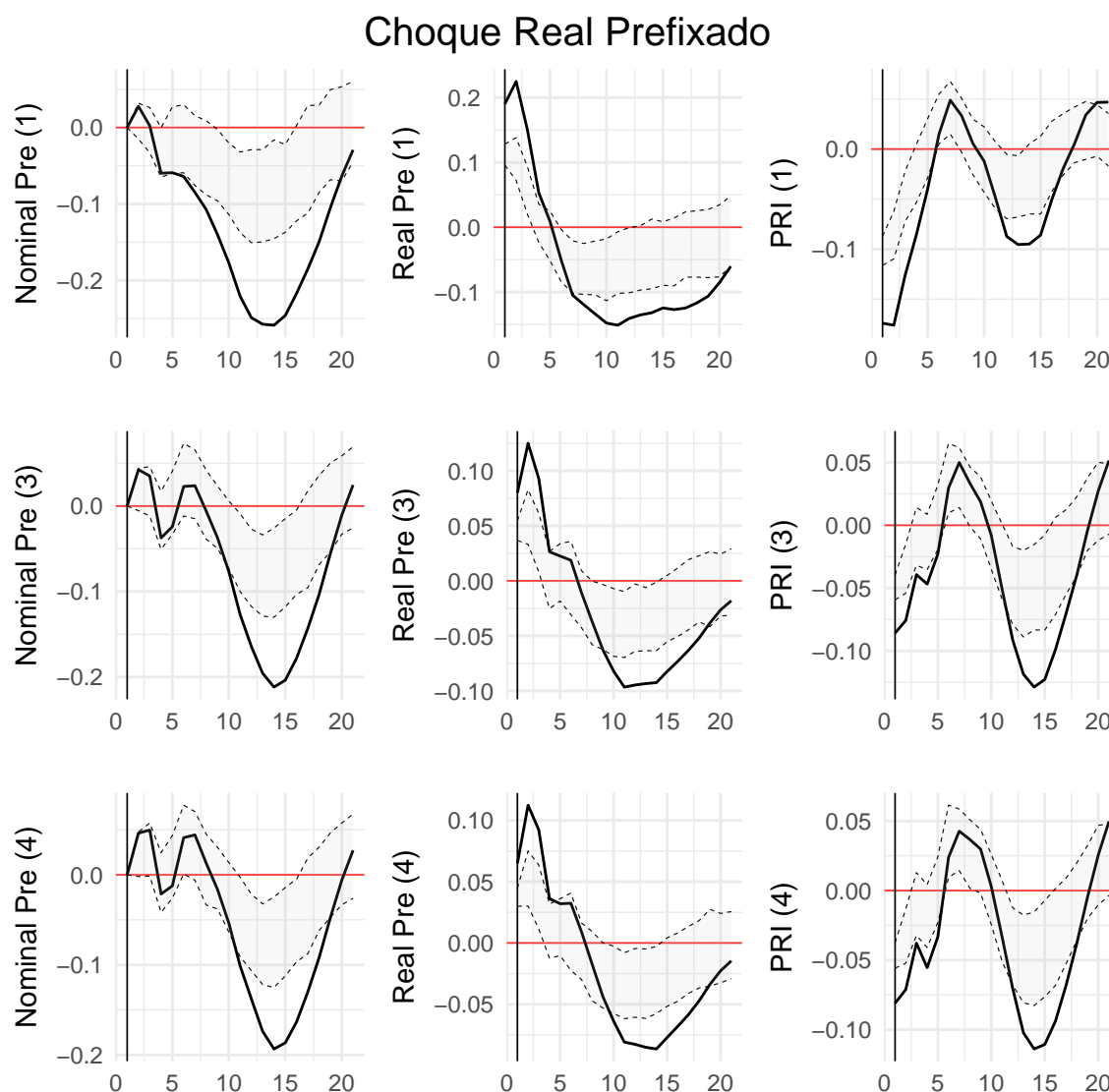


Figura 13 – Resposta das curvas de juros nominal e real prefixadas e do prêmio de risco inflacionário frente a um choque positivo na curva de juros real de 1 ano.

Vale a pena começar as análises pelos prêmios inflacionários, onde evidencia-se a relevância da credibilidade da política monetária. Seguindo-se à súbita precificação da taxa real de 1 ano, há intenso e imediato declínio nos prêmios inflacionários (coluna 3 da figura 13), sugerindo que a crença em forte reação da autoridade monetária produz prêmios menores. Interessante que os desvios positivos da taxa real prefixada são rapidamente revertidos, pelas razões apontadas nos parágrafos anteriores, passando a ser negativo a partir do sexto mês. Movimento similar ocorre com as taxas reais prefixadas de 3 e 4 anos (coluna 2 da figura 13). Já as taxas nominais nessas maturidades oscilam ao redor de zero até o oitavo mês (coluna 1 da figura 13), a partir de quando começam a cair. Apenas a taxa nominal de 1 ano apresenta desvio negativo já a partir do quarto mês posterior ao choque.

Essas reações indicam que a credibilidade do Banco Central, auferida pela antecipação

de forte movimentação da taxa real de juros, têm potencial de causar impactos rápidos no ajuste inflacionário, além de reduzir o custo de financiamento da dívida pública.

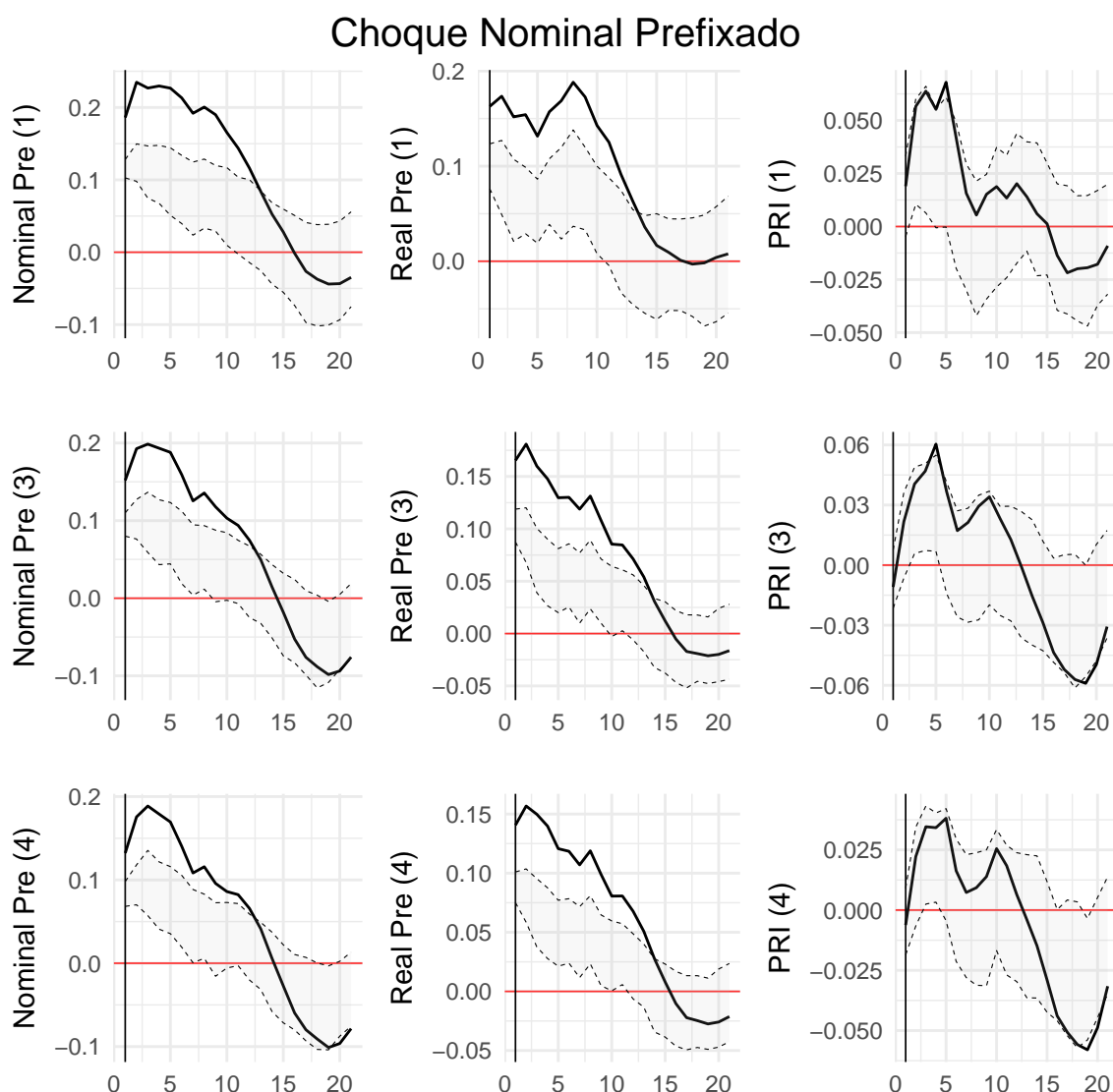


Figura 14 – Resposta das curvas de juros nominal e real prefixadas e do prêmio de risco inflacionário frente a um choque positivo na curva de juros nominal de 1 ano.

Um choque positivo na taxa nominal prefixada eleva imediatamente as taxas nominais e reais em todas maturações. O mesmo ocorre com o prêmio de risco inflacionário de 1 ano, que apresenta hiato positivo até o décimo terceiro mês posterior ao choque na curva nominal (coluna 3 da figura 14). Os prêmios de 3 e 4 anos praticamente não movem-se no impacto, mas desvios positivos surgem em meses seguintes. As reações das taxas e dos prêmios captam precificações do sinal inflacionário e a resposta que espera-se ser adotada pela autoridade monetária.

3.4 Decomposição da Variância dos Erros de Previsão

As tabelas 2, 3 e 4 presentes no anexo B mostram a contribuição percentual de cada inovação para explicar a variância dos erros de previsão de cada variável. Os valores apresentados correspondem à média dos meses apresentados na primeira coluna de cada tabela, por isso o somatório nas linhas podem ser ligeiramente diferentes de 100%.

Em linhas gerais, os choques de incerteza financeira internacional, de incerteza macroeconômica doméstica, de câmbio nominal e na taxa de juros nominal prefixada de 1 ano explicam a maior parte (média de 84,4%) das flutuações das curvas de juros nominal prefixadas para as maturidades de 1, 3 e 4 anos. Interessante notar que choques cambiais explicam 30,20% e 31,80% do FEV das taxas 3 e 4 anos até na média de 1 a 5 meses.

Choques de incerteza financeira internacional tornam-se relevantes a partir do sexto mês para a maturidade de 1 ano e apenas no décimo-primeiro mês para as maturidades de 3 e 4 anos. Já o choque em EMBI representa percentual significativo da variabilidade dos erros de previsão das maturidades de 3 e 4 anos a partir do sexto mês. Este percentual é aproximadamente constante, com média de 33,5%. Para a maturidade de 1 ano, a incerteza doméstica explica percentual menor se comparada ao VIX, mas ainda assim contribui com aproximadamente 20% em horizonte acima de 6 meses. Juntos, estes choques representam: 43,27% da variabilidade dos erros de previsão para o período de 6 a 10 meses, 69,47% para 11 a 15 meses e 81,73% para 16 a 20 meses.

Choques de incerteza financeira internacional e doméstica também explicam parcela significativa do FEV das taxas reais prefixadas, sendo inclusive as mais relevantes inovações para horizontes acima de 11 meses, quando o FEV converge para valores mais estruturais, portanto com menos influência da identificação do SVAR. Para horizontes de 11 a 15 meses, perturbações na incerteza financeira internacional contribuíram com 54,6% do FEV do juro real de um ano, 54,4% com o de 3 e 50,2% com o de 4. Também para horizontes de 11 a 15 meses, choques de incerteza macroeconômica doméstica contribuíram com 13,6% para o FEV da taxa real de 1 ano, com 20,8% para a de 3 anos e 23,2% para a de 4 anos. Os percentuais de ambas inovações aumentam para 16 a 20 meses, revelando suas importâncias na determinação da curva de juros real. Para horizontes mais curtos, tanto choques de expectativa inflacionária (taxa nominal de 1 ano) como na real de 1 ano dividem relevância com os dois choques de incerteza. Mas o que chama atenção é o fato de choques cambiais, relevantes para explicar FEV das taxas nominais, apresentarem-se irrisórios na determinação do FEV das taxas reais pré-fixadas em todas maturidades. Isso revela que, durante o período estudado, operadores do mercado de títulos públicos não consideravam necessário precificar ajustes na taxa real em função de choques no mercado cambial, talvez presumindo que a autoridade monetária acomodaria essas inovações apenas com ajustes na taxa nominal.

A relevância das inovações nas incertezas domésticas e internacionais aparecem nova-

mente na decomposição variância dos erros de previsão dos prêmios de riscos inflacionários. Para horizontes de 6 a 10 meses, perturbações na incerteza internacional contribuem com 6,8% para prêmios de 1 ano, 9,5% para os de 3 e 13,4% para os de 4. Para os mesmos horizontes, choques de incerteza de política macroeconômica doméstica contribuíram, respectivamente, com 10,4%, 19,2% e 23,6%. Para horizontes de 11 a 15 meses, incertezas internacionais explicaram 27,4% do prêmio de 1 ano, 17,8% para o de 3 e 15,8% para o de 4 anos. No mesmo horizonte temporal, inovações na incerteza local responderam por 24,4% para o prêmio de 1 ano, 30,6% para o de 3 e 34,8% para o de 4. Esses valores mostram como incertezas locais associadas à situação fiscal são precificadas no mercado através do risco inflacionário. Revela assim que, mesmo sendo improvável calotes na dívida interna, medidas que ampliam as incertezas quanto à sustentabilidade da dívida pública oneram fortemente o Tesouro Nacional em função dos prêmios inflacionários exigidos por compradores de títulos públicos.

Outro destaque é a contribuição de choques no mercado cambial para explicar a FEV dos prêmios inflacionários. Em horizontes curtos, de 1 a 5 meses, chega a explicar 20,8% da FEV do prêmio de 1 ano, 35,2% para 3 anos e 33,6% para 4. Embora essa influência seja reduzida para horizonte de previsão maiores, ainda assim a contribuição foi bastante expressiva: 8% para prêmios de 1 ano em horizontes de 11 a 15 meses, 13,3% para prêmios de 3 anos e 13,6% para os de 4. Esses valores podem ser explicados pelo grande volume de intervenções no mercado cambial durante o período analisado. Estudos mais aprofundados mereciam ser feitos com intuito de entender exatamente a influência dessas intervenções nos prêmios inflacionários.

Por fim, choques na taxa nominal pré-fixada de 1 ano, que entendemos captar a chegada de novas informações capazes de alterar as expectativas inflacionárias, também contribuíram com grande parcela dos prêmios inflacionários. Como no caso dos choques no mercado cambial, a relevância é maior para os horizontes de previsão mais curtos.

Vale destacar ainda a quase negligenciável influência de choques na Selic para explicar a variância dos erros de previsão de todas variáveis analisadas. Esse resultado está em linha com os encontrados por Valério (2016), que mostrou que inovações na Selic pouco explicam do ciclo macroeconômico brasileiro. Está alinhado, assim, com a noção que movimentações na taxa básica de juros ocorrem de maneira endógena, como resposta a choques de diversas naturezas que influenciam no comportamento da economia.

4 Considerações Finais

Este trabalho buscou analisar a relevância de choques de incerteza financeira internacional e de incerteza macroeconômica doméstica nos prêmios inflacionários no período entre 2009 e 2018, a partir de modelos autorregressivos estruturais (VAR). Também foi avaliada a importância da credibilidade da política monetária na determinação dos prêmios inflacionários por meio da análise de choques na taxa nominal de 1 ano e na taxa real prefixada, de mesma maturidade.

Os resultados obtidos indicam que o impacto do choque de incerteza externa sobre os prêmios inflacionários depende do período a ser avaliado. Apesar dos efeitos recessivos sobre a atividade econômica, inicialmente, até o sexto mês posterior ao choque, os prêmios de 3 e 4 anos ficam positivos, talvez refletindo peso da incerteza quanto aos impactos inflacionários que poderiam ser ocasionados por eventual *pass-through* cambial. Contudo, na medida em que o IPCA cai e o banco central reage reduzindo a taxa Selic, os prêmios invertem-se e tornam-se negativos, sugerindo incerteza sobre a capacidade de se prever os efeitos deflacionários causados por menor atividade econômica global e doméstica. Ao contrário dos resultados encontrados para o choque de incerteza global, um choque positivo na incerteza doméstica relaciona-se com maiores prêmios inflacionários. Este impacto tende a ser maior para prêmios inflacionários mais longos durante boa parte dos primeiros meses após o choque, refletindo maior incerteza, nos momentos iniciais, sobre a capacidade de se prever os impactos inflacionários relacionados ao choque ocorrido.

Encontrou-se também sinais sobre os ganhos de credibilidade da política monetária na determinação do prêmio inflacionário. Após um choque positiva na taxa real prefixada de 1 ano, há intenso e imediato declínio nos prêmios inflacionários, sugerindo que a crença em forte reação da autoridade monetária produz prêmios menores. Essas reações indicam que a credibilidade do Banco Central, auferida pela antecipação de forte movimentação da taxa real de juros, têm potencial de causar impactos rápidos no ajuste inflacionário, além de reduzir o custo de financiamento da dívida pública.

A análise da decomposição da variância dos erros de previsão permite concluir que os choques de incerteza financeira internacional e de incerteza macroeconômica doméstica apresentam percentual significativo das flutuações das curvas de juros nominal, taxas reais prefixadas e dos prêmios de risco inflacionários. Outro destaque é a contribuição de choques no mercado cambial para explicar a FEV dos prêmios inflacionários, embora apresentem influência reduzida para horizontes de previsão maiores. Estudos mais aprofundados mereciam ser feitos com intuito de entender exatamente a influência dessas intervenções nos prêmios inflacionários.

A principal limitação do estudo é devida à possibilidade do modelo VAR estimado não ser suficientemente estável ao longo da amostra. Para pesquisas futuras sugere-se a inclusão

de maturidades mais longas na análise e a inclusão das expectativas de inflação e de variáveis relacionadas ao setor real da economia para a determinação do prêmio de risco inflacionário, além de choques cambiais. Sugere-se também a estimação do modelo de vetores autorregressivos através da abordagem bayesiana a fim de melhorar os intervalos de confiança das funções resposta ao impulso. Pode-se estender a análise feita para modelos mais estruturados como àqueles que utilizam estrutura a termo afim da taxa de juros ou modelos DSGE para economias emergentes.

Anexos

ANEXO A – Mudança na ordem de identificação do modelo

A.1 Choques de incerteza financeira Externa

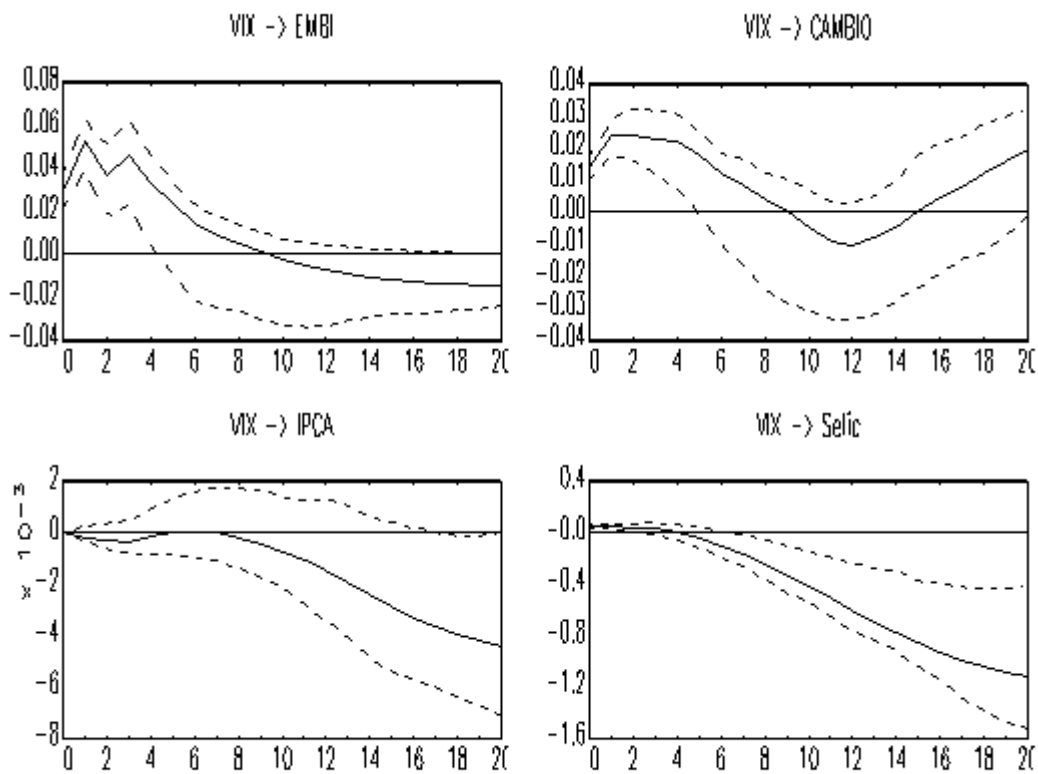


Figura 15 – Resposta das variáveis EMBI, Câmbio, IPCA e Selic frente a choques positivos de VIX.

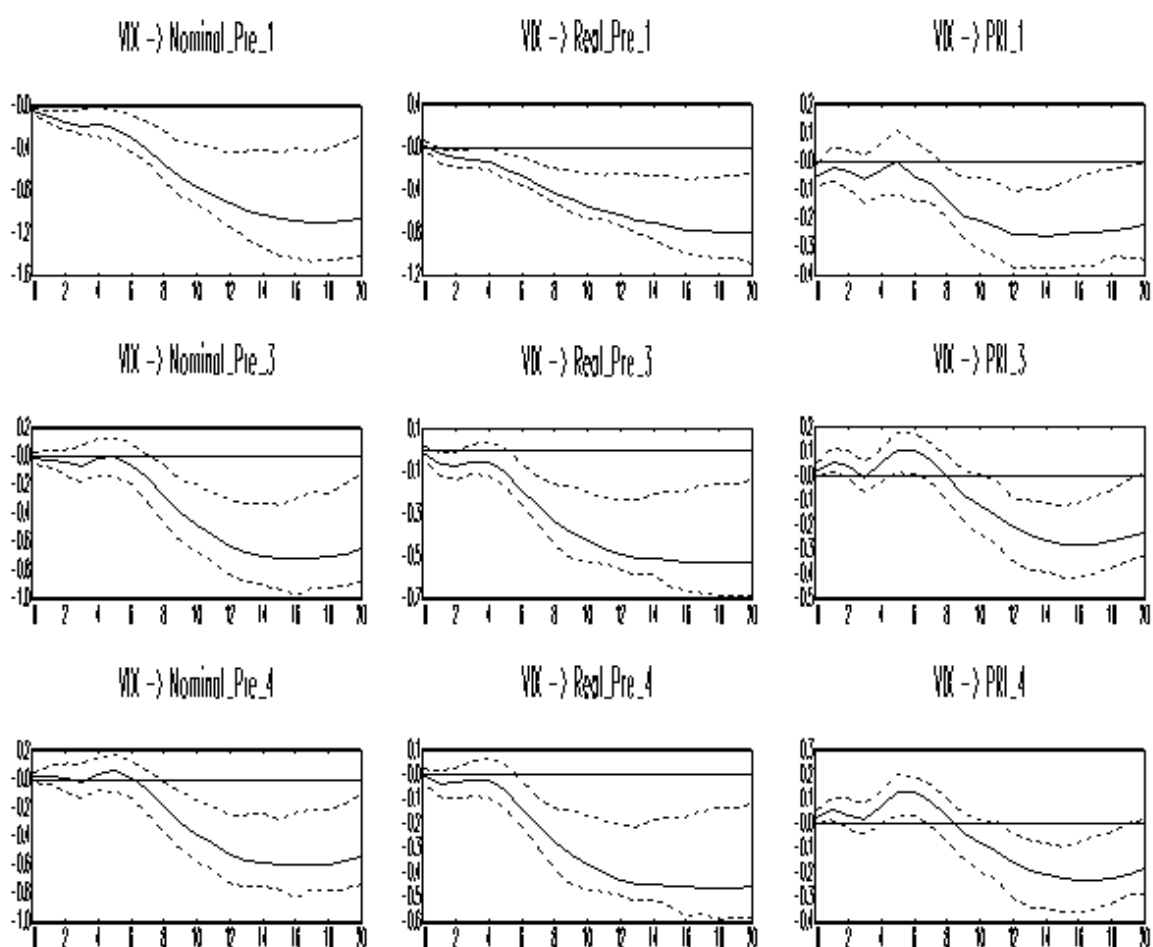


Figura 16 – Resposta das curvas de juros nominal e real prefixada frente a um choque positivo no risco financeiro global.

A.2 Choques de incerteza doméstica

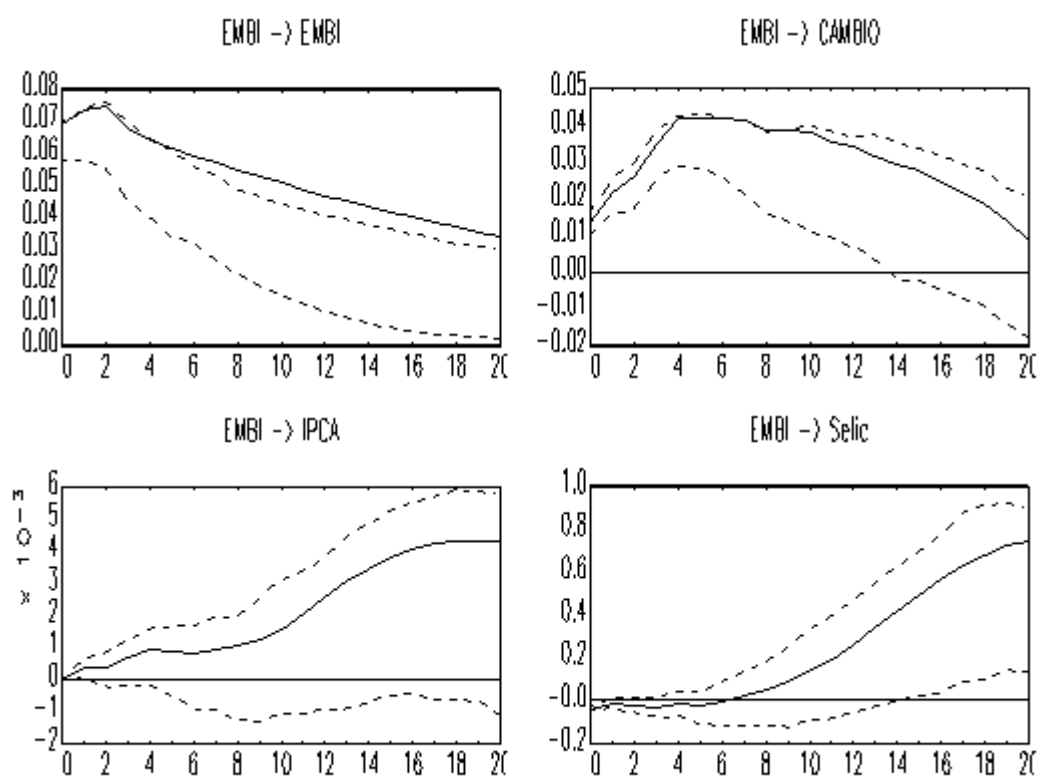


Figura 17 – Resposta das variáveis EMBI, Câmbio, IPCA e Selic frente a choques positivos de EMBI.

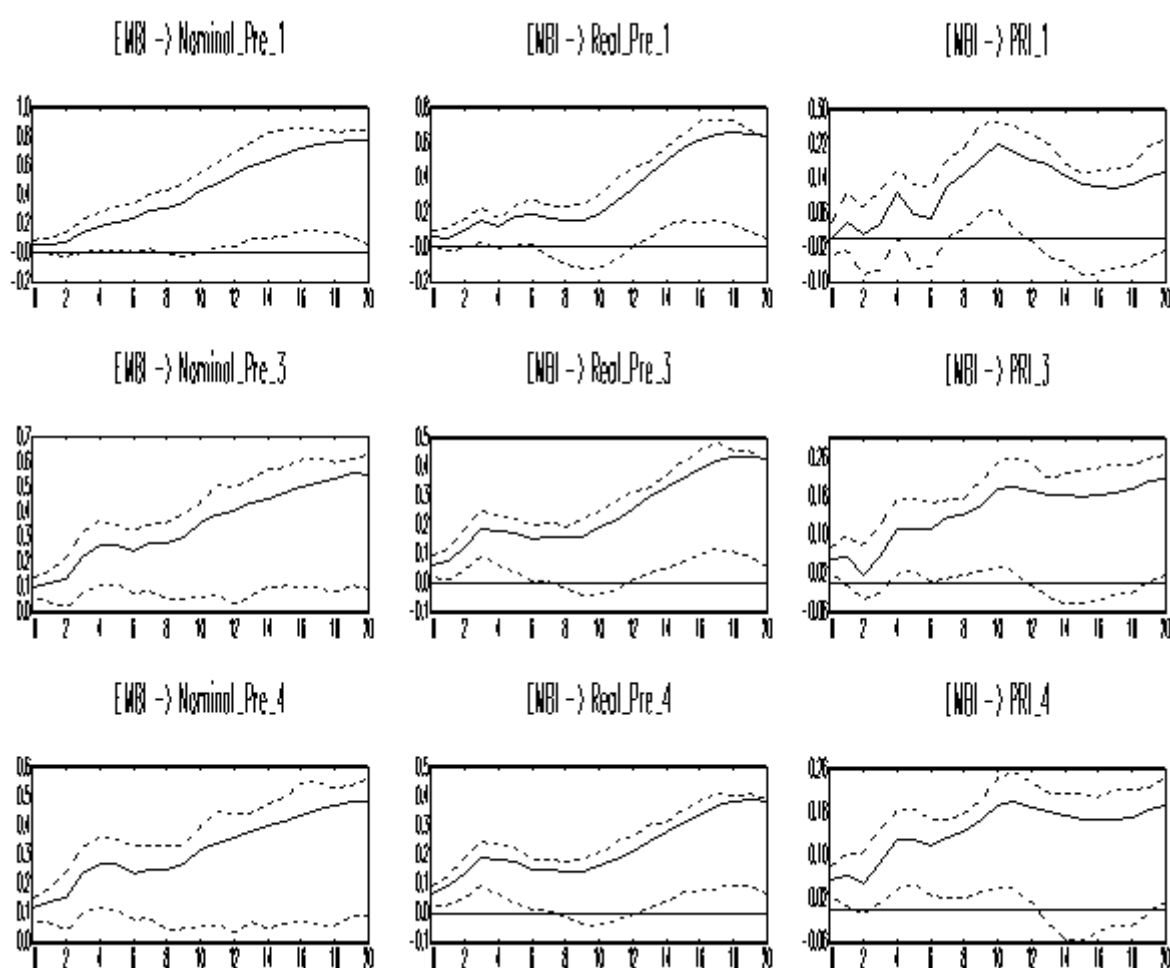


Figura 18 – Resposta das curvas de juros nominal prefixada e real prefixada frente a um choque positivo na incerteza doméstica.

A.3 Credibilidade da Política Monetária

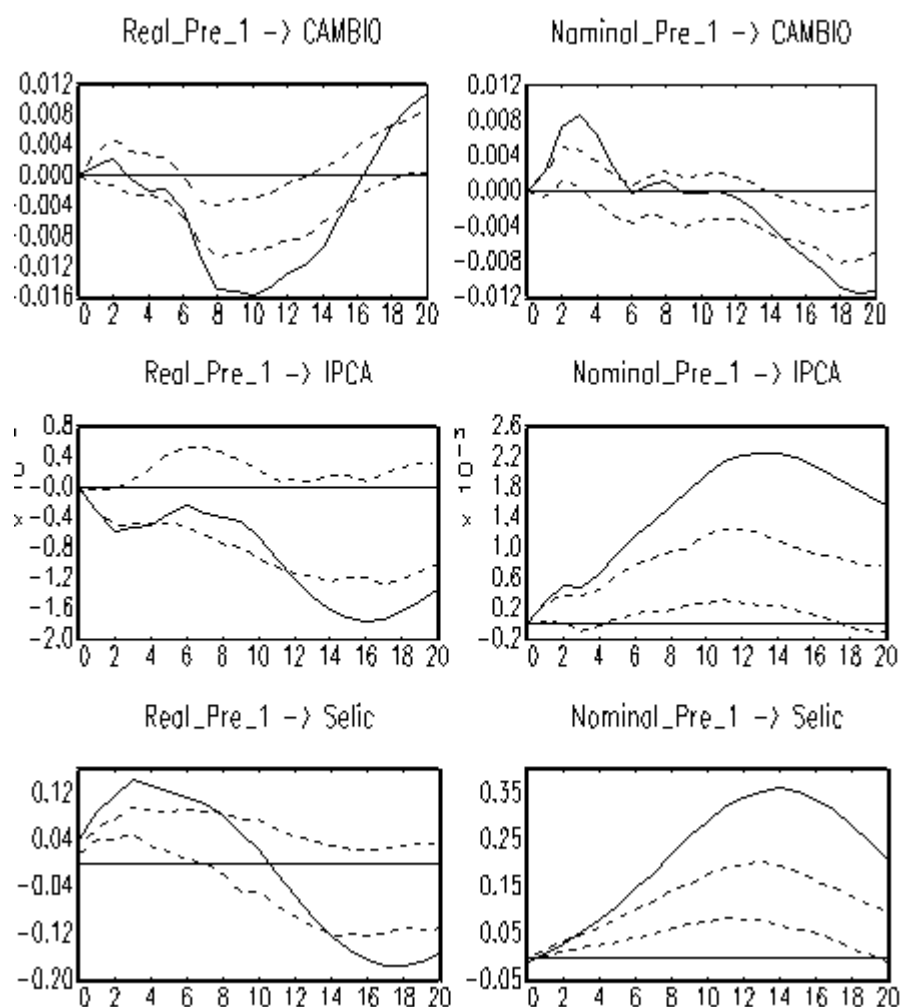


Figura 19 – Resposta do índice de câmbio, índice de preços e da taxa de juros Selic diante de choque na curva de juros nominal e real prefixada de 1 ano.

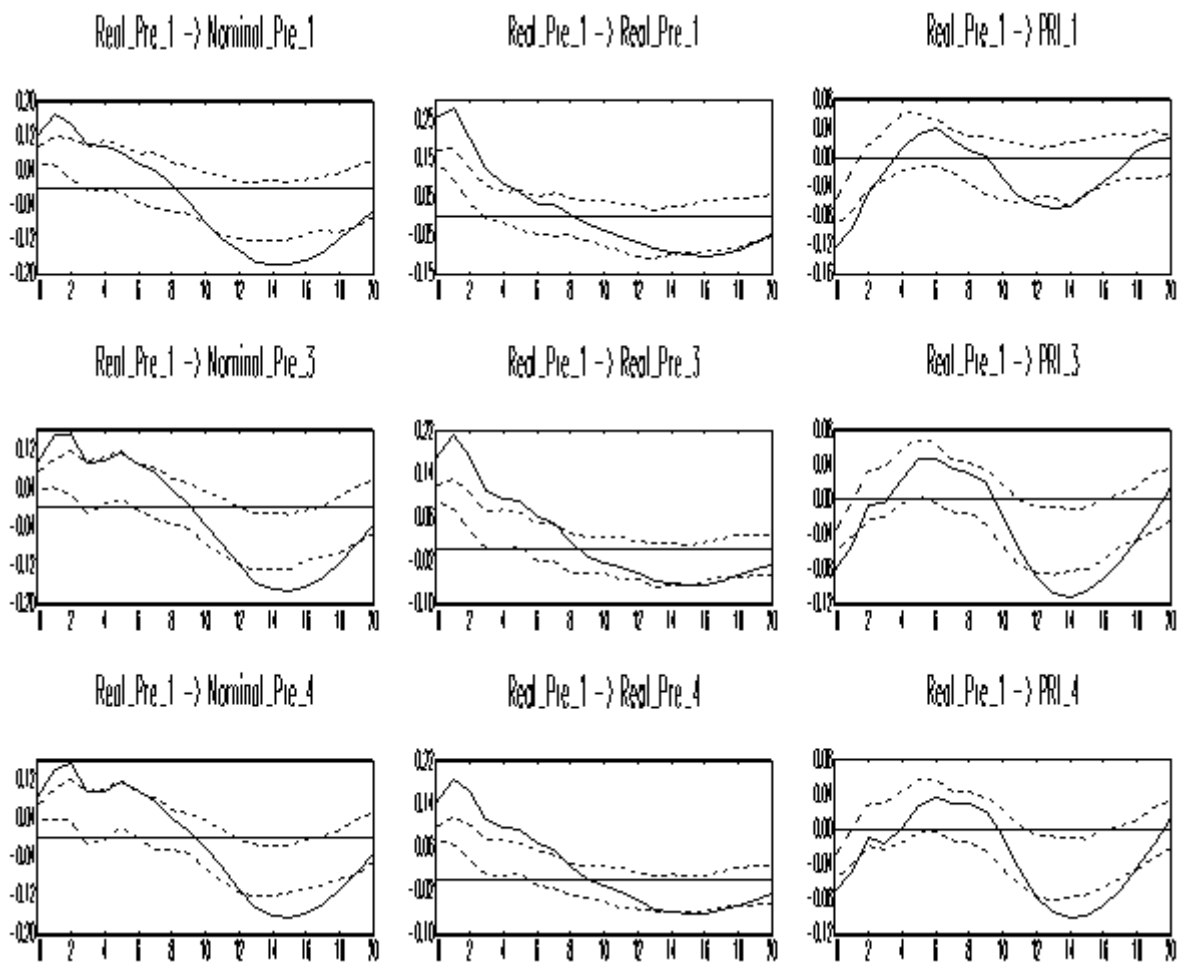


Figura 20 – Resposta das curvas de juros nominal e real prefixadas e do prêmio de risco inflacionário frente a um choque positivo na curva de juros real de 1 ano.

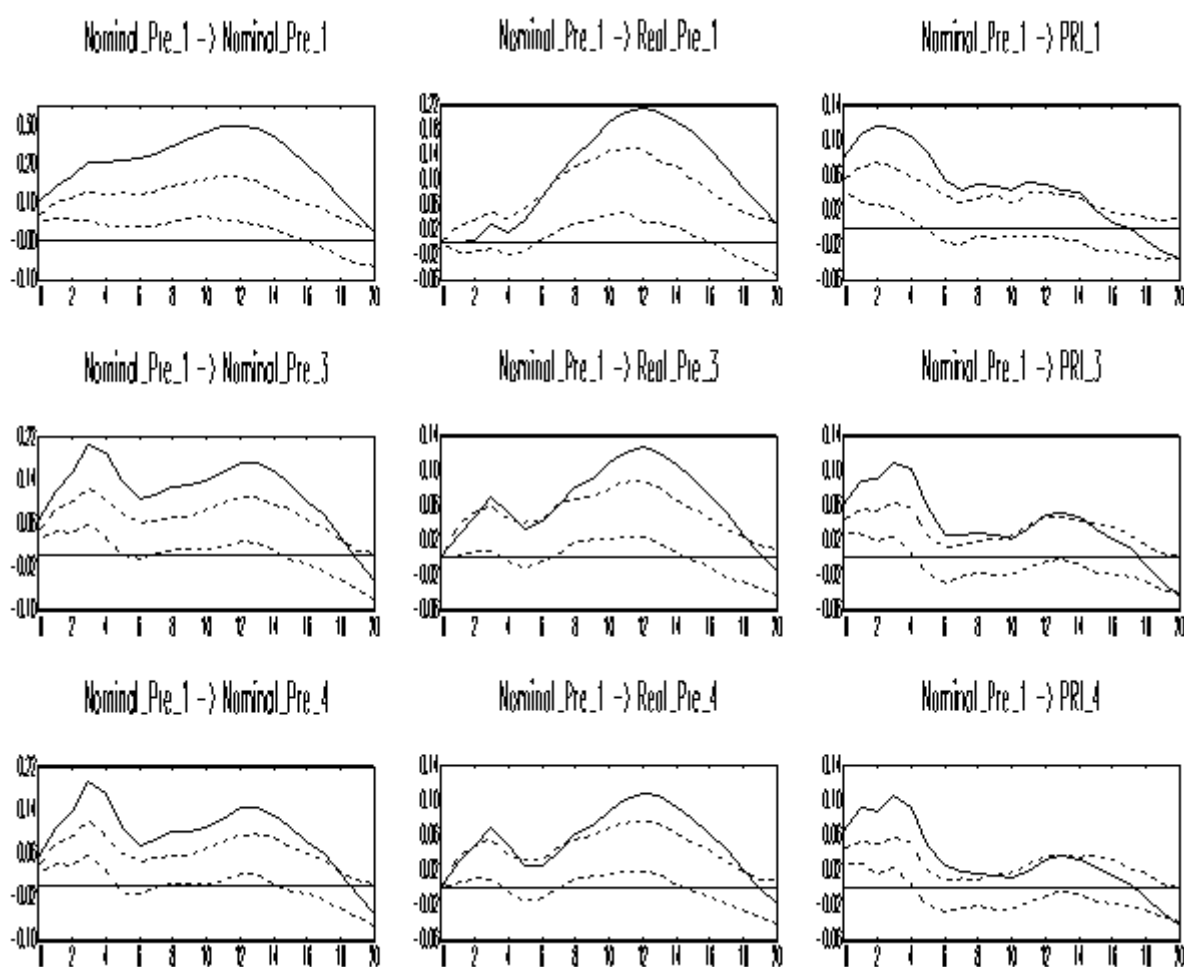


Figura 21 – Resposta das curvas de juros nominal e real prefixadas e do prêmio de risco inflacionário frente a um choque positivo na curva de juros nominal de 1 ano.

ANEXO B – Funções de Decomposição da Variância

Tabela 2 – Decomposição da variância dos erros de previsão da curva de juros nominal prefixada

Resposta	Média	ε_{vix}	ε_{embi}	ε_{cambio}	ε_{nom1}	ε_{nom3}	ε_{nom4}	ε_{real1}	ε_{real3}	ε_{real4}	ε_{pri1}	ε_{pri3}	ε_{pri4}	ε_{ipca}	ε_{selic}
Nominal (1)	1 - 5	12.4	7.2	14.0	56.4	2.8	0.0	0.6	0.8	0.4	1.4	0.0	0.2	2.2	1.2
	6 - 10	30.8	16.6	8.2	26.2	7.8	1.0	2.4	1.0	0.4	0.8	0.0	0.0	1.8	3.4
	11 - 15	54.4	19.2	3.0	8.2	4.8	1.0	4.0	1.0	0.0	0.6	0.0	0.0	0.8	2.2
	16 - 20	61.0	23.8	1.6	3.4	2.6	1.0	3.4	1.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	1.6
Nominal (3)	1 - 5	0.8	17.6	30.2	32.8	8.4	0.0	0.8	3.0	1.0	1.0	0.0	0.0	3.2	0.6
	6 - 10	6.6	34.2	18.4	22.2	4.8	1.2	1.0	3.2	1.2	0.6	0.0	0.0	4.4	2.0
	11 - 15	37.6	31.4	6.6	9.2	4.0	1.0	2.8	1.2	0.4	0.8	0.0	0.0	2.8	1.6
	16 - 20	51.8	29.8	3.0	4.2	2.4	1.0	3.4	1.0	0.8	0.0	0.0	0.0	2.0	1.0
Nominal (4)	1 - 5	0.4	21.4	31.8	26.0	10.6	0.2	0.8	3.4	1.0	0.6	0.0	0.0	3.2	0.4
	6 - 10	3.6	38.0	19.6	19.4	5.0	1.0	1.0	3.4	1.0	0.4	0.0	0.0	5.2	2.0
	11 - 15	30.4	35.4	8.2	9.2	4.0	1.0	2.8	1.4	1.0	0.8	0.0	0.0	3.8	1.2
	16 - 20	46.4	32.4	3.8	4.4	2.6	1.0	3.6	1.0	1.0	0.0	0.0	0.0	2.6	1.0

Em que os choques são nas seguintes variáveis:

ε_{vix} = índice de incerteza externa;

ε_{embi} = índice de incerteza doméstica;

ε_{cambio} = índice da taxa de câmbio;

ε_{nom1} = curva de juros nominal prefixada de 1 ano;

ε_{nom3} = curva de juros nominal prefixada de 3 anos;

ε_{nom4} = curva de juros nominal prefixada de 4 anos;

ε_{real1} = curva de juros real prefixada de 1 ano;

ε_{real3} = curva de juros real prefixada de 3 anos;

ε_{real4} = curva de juros real prefixada de 4 anos;

ε_{pri1} = prêmio de risco inflacionário de 1 ano;

ε_{pri3} = prêmio de risco inflacionário de 3 anos;

ε_{pri4} = prêmio de risco inflacionário de 4 anos;

ε_{ipca} = índice de preços;

ε_{selic} = taxa de juros Selic.

Tabela 3 – Decomposição da variância dos erros de previsão da curva de juros real prefixada

Resposta	Média	ε_{vix}	ε_{embi}	ε_{cambio}	ε_{nom1}	ε_{nom3}	ε_{nom4}	ε_{real1}	ε_{real3}	ε_{real4}	ε_{pri1}	ε_{pri3}	ε_{pri4}	ε_{ipca}	ε_{selic}
Real (1)	1 - 5	6.0	6.8	1.6	30.6	0.8	2.0	39.0	0.6	0.2	1.0	0.8	0.8	9.0	0.8
	6 - 10	29.2	13.8	1.8	19.8	2.8	1.0	14.4	3.8	0.6	1.2	1.0	0.8	7.8	1.0
	11 - 15	54.6	13.6	1.0	9.2	4.6	1.0	7.6	2.0	0.0	0.6	0.6	0.0	3.0	1.8
	16 - 20	58.0	24.6	1.0	3.8	2.4	1.0	4.0	1.6	0.0	0.0	0.0	0.0	1.4	1.0
Real (3)	1 - 5	3.2	16.2	3.0	46.8	1.6	1.4	14.0	4.0	0.0	1.2	0.0	2.2	5.4	0.0
	6 - 10	22.4	28.0	1.8	28.0	1.4	1.8	6.2	2.0	0.0	1.6	0.8	1.6	3.8	1.0
	11 - 15	54.4	20.8	1.0	11.6	2.0	1.0	3.8	1.0	0.0	0.6	0.0	0.6	1.4	1.0
	16 - 20	60.0	25.8	0.8	5.4	1.2	1.0	2.4	1.0	0.0	0.0	0.0	0.0	1.0	1.0
Real (4)	1 - 5	0.8	20.6	6.2	41.8	3.8	1.4	12.8	3.2	0.2	1.2	0.0	2.2	4.8	0.0
	6 - 10	15.6	33.4	3.0	27.4	1.8	1.6	6.2	2.0	0.0	1.4	0.8	1.6	4.8	1.0
	11 - 15	50.2	23.2	1.2	12.6	2.0	1.0	3.8	1.0	0.0	0.6	0.0	0.8	2.0	1.0
	16 - 20	57.8	26.6	1.0	6.0	1.2	1.0	2.6	1.0	0.0	0.0	0.0	0.0	1.0	1.0

Em que os choques são nas seguintes variáveis:

ε_{vix} = índice de incerteza externa;

ε_{embi} = índice de incerteza doméstica;

ε_{cambio} = índice da taxa de câmbio;

ε_{nom1} = curva de juros nominal prefixada de 1 ano;

ε_{nom3} = curva de juros nominal prefixada de 3 anos;

ε_{nom4} = curva de juros nominal prefixada de 4 anos;

ε_{real1} = curva de juros real prefixada de 1 ano;

ε_{real3} = curva de juros real prefixada de 3 anos;

ε_{real4} = curva de juros real prefixada de 4 anos;

ε_{pri1} = prêmio de risco inflacionário de 1 ano;

ε_{pri3} = prêmio de risco inflacionário de 3 anos;

ε_{pri4} = prêmio de risco inflacionário de 4 anos;

ε_{ipca} = índice de preços;

ε_{selic} = taxa de juros Selic.

Tabela 4 – Decomposição da variância dos erros de previsão do prêmio de risco inflacionário

Resposta	Média	ϵ_{vix}	ϵ_{embi}	ϵ_{cambio}	ϵ_{nom1}	ϵ_{nom3}	ϵ_{nom4}	ϵ_{real1}	ϵ_{real3}	ϵ_{real4}	ϵ_{pri1}	ϵ_{pri3}	ϵ_{pri4}	ϵ_{ipca}	ϵ_{selic}
PRI (1)	1 - 5	4.4	1.8	20.8	4.2	2.8	2.0	50.2	0.8	2.0	1.8	1.0	0.4	4.0	4.0
	6 - 10	6.8	10.4	17.2	4.6	7.2	2.0	24.0	4.6	2.6	2.6	1.0	1.0	10.0	5.6
	11 - 15	27.4	24.4	8.0	2.2	3.8	1.0	12.8	3.0	1.2	2.4	1.0	0.8	9.4	3.0
	16 - 20	42.0	23.4	4.8	1.4	2.6	1.0	9.8	2.0	1.0	1.4	0.8	0.0	7.4	2.0
PRI (3)	1 - 5	4.0	7.8	35.2	2.0	8.6	3.2	16.6	10.6	1.4	2.8	2.0	2.4	1.4	1.8
	6 - 10	9.4	19.2	25.6	3.2	7.0	1.0	6.2	8.0	2.0	5.2	1.0	1.8	8.4	3.2
	11 - 15	17.8	30.6	13.2	1.8	6.6	1.0	6.6	4.2	1.4	4.4	0.4	1.0	9.4	2.0
	16 - 20	34.2	29.2	7.2	1.6	4.4	1.0	6.8	2.2	1.0	2.4	0.0	0.8	8.0	1.0
PRI (4)	1 - 5	4.0	11.4	33.6	1.4	7.2	2.2	14.8	12.8	2.0	2.6	1.2	3.4	1.8	1.6
	6 - 10	13.4	23.6	23.4	1.4	5.2	1.0	6.0	8.4	2.0	4.4	0.8	1.8	6.6	2.6
	11 - 15	15.8	34.8	13.6	1.0	5.6	1.0	5.8	4.8	1.6	4.2	0.0	1.0	8.8	1.6
	16 - 20	8.4	33.4	8.4	1.2	4.0	1.0	6.6	3.0	1.0	2.6	0.0	1.0	8.6	1.0

Em que os choques são nas seguintes variáveis:

ϵ_{vix} = índice de incerteza externa;

ϵ_{embi} = índice de incerteza doméstica;

ϵ_{cambio} = índice da taxa de câmbio;

ϵ_{nom1} = curva de juros nominal prefixada de 1 ano;

ϵ_{nom3} = curva de juros nominal prefixada de 3 anos;

ϵ_{nom4} = curva de juros nominal prefixada de 4 anos;

ϵ_{real1} = curva de juros real prefixada de 1 ano;

ϵ_{real3} = curva de juros real prefixada de 3 anos;

ϵ_{real4} = curva de juros real prefixada de 4 anos;

ϵ_{pri1} = prêmio de risco inflacionário de 1 ano;

ϵ_{pri3} = prêmio de risco inflacionário de 3 anos;

ϵ_{pri4} = prêmio de risco inflacionário de 4 anos;

ϵ_{ipca} = índice de preços;

ϵ_{selic} = taxa de juros Selic.

Referências

ANBIMA. *Estrutura a Termo das Taxas de Juros Estimada e Inflação Implícita Metodologia @ONLINE*. 2018. Disponível em: <http://www.anbima.com.br/est_termo/arqs/est-termo_metodologia.docx>. Citado na página 24.

ANDREASEN, M. M. An estimated dsge model: Explaining variation in nominal term premia, real term premia, and inflation risk premia. *European Economic Review*, Elsevier, v. 56, n. 8, p. 1656–1674, 2012. Citado na página 21.

ANG, A.; BEKAERT, G.; WEI, M. The term structure of real rates and expected inflation. *The Journal of Finance*, Wiley Online Library, v. 63, n. 2, p. 797–849, 2008. Citado 3 vezes nas páginas 14, 19 e 37.

BARBOZA, R. d. M.; ZILBERMAN, E. Os efeitos da incerteza sobre a atividade econômica no brasil. *Revista Brasileira de Economia*, SciELO Brasil, v. 72, n. 2, p. 144–160, 2018. Citado na página 36.

BLOOM, N. The impact of uncertainty shocks. *econometrica*, Wiley Online Library, v. 77, n. 3, p. 623–685, 2009. Citado na página 35.

BUENO, R. D. L. da S. *Econometria de séries temporais*. [S.l.]: Cengage Learning, 2008. Citado na página 34.

BURASCHI, A.; JILTISOV, A. Inflation risk premia and the expectations hypothesis. *Journal of Financial Economics*, Elsevier, v. 75, n. 2, p. 429–490, 2005. Citado 4 vezes nas páginas 14, 18, 19 e 37.

CALDEIRA, J. F.; FURLANI, L. G. Inflação implícita e o prêmio pelo risco: Uma alternativa aos modelos var na previsão para o ipca. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, SciELO Brasil, v. 43, n. 4, p. 627–645, 2013. Citado 2 vezes nas páginas 15 e 28.

CAMBA-MENDEZ, G.; WERNER, T. *The inflation risk premium in the post-Lehman period*. [S.l.], 2017. Citado na página 19.

CARRIÈRE-SWALLOW, Y.; CÉSPEDES, L. F. The impact of uncertainty shocks in emerging economies. *Journal of International Economics*, Elsevier, v. 90, n. 2, p. 316–325, 2013. Citado na página 35.

CBOE. The cboe volatility index - vix. *Chicago Board Options Exchange*, 2014. Citado na página 30.

CHRISTENSEN, J. H.; DIEBOLD, F. X.; RUDEBUSCH, G. D. The affine arbitrage-free class of nelson–siegel term structure models. *Journal of Econometrics*, Elsevier, v. 164, n. 1, p. 4–20, 2011. Citado na página 16.

COZAC, L.; REGO, J. *Conversas com economistas brasileiros*. São Paulo: Editora, v. 34, 1996. Citado na página 22.

CUSHMAN, D. O.; ZHA, T. Identifying monetary policy in a small open economy under flexible exchange rates. *Journal of Monetary economics*, Elsevier, v. 39, n. 3, p. 433–448, 1997. Citado na página 34.

DURHAM, J. B. An estimate of the inflation risk premium using a three-factor affine term structure model. *Finance and Economics Discussion Series (FEDS)*, 2006. Citado 2 vezes nas páginas 19 e 21.

D'AMICO, S.; KIM, D. H.; WEI, M. Tips from tips: the informational content of treasury inflation-protected security prices. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Cambridge University Press, v. 53, n. 1, p. 395–436, 2018. Citado na página 20.

EFRON, B.; TIBSHIRANI, R. J. *An introduction to the bootstrap*. [S.l.]: CRC press, 1994. Citado na página 35.

FILHO, A. E. d. C. Incerteza e atividade econômica no brasil. *Economia Aplicada*, SciELO Brasil, v. 18, n. 3, p. 421–453, 2014. Citado na página 36.

FISHER, I. The theory of interest. *New York*, v. 43, 1930. Citado 2 vezes nas páginas 15 e 23.

GARCIA, J. A.; WERNER, T. Inflation risks and inflation risk premia. 2010. Citado 3 vezes nas páginas 15, 20 e 23.

GIMENO, R.; NAVE, J. Genetic algorithm estimation of interest rate term structure. 2006. Citado na página 24.

HAUBRICH, J.; PENNACCHI, G.; RITCHKEN, P. Inflation expectations, real rates, and risk premia: evidence from inflation swaps. *The Review of Financial Studies*, Oxford University Press, v. 25, n. 5, p. 1588–1629, 2012. Citado 2 vezes nas páginas 20 e 21.

HOLLAND, J. H. *Adaptation in natural and artificial systems: an introductory analysis with applications to biology, control, and artificial intelligence*. [S.l.]: MIT press, 1992. Citado na página 24.

HÖRDAHL, P. *The Inflation (Risk Premium in the Term Structure of Interest Rates, V BIS Quarterly Review*. [S.l.]: September, 2008. Citado 2 vezes nas páginas 19 e 20.

HÖRDAHL, P.; TRISTANI, O.; VESTIN, D. A joint econometric model of macroeconomic and term-structure dynamics. *Journal of Econometrics*, Elsevier, v. 131, n. 1, p. 405–444, 2006. Citado na página 19.

JOYCE, M. A.; LILDHOLDT, P.; SORENSEN, S. Extracting inflation expectations and inflation risk premia from the term structure: a joint model of the uk nominal and real yield curves. *Journal of Banking & Finance*, Elsevier, v. 34, n. 2, p. 281–294, 2010. Citado 4 vezes nas páginas 15, 16, 17 e 21.

JÚNIOR, J. R. d. C.; LEVY, P. M.; CAVALCANTI, M. A. F. d. H. Carta de conjuntura. IPEA - Instituto de Pesquisa de Economia Aplicada, v. 3 Trimestre de 2018, n. 40, 2018. Citado na página 37.

KAJUTH, F.; WATZKA, S. Inflation expectations from index-linked bonds: Correcting for liquidity and inflation risk premia. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Elsevier, v. 51, n. 3, p. 225–235, 2011. Citado 3 vezes nas páginas 15, 17 e 20.

- LEEPER, E. M. et al. What does monetary policy do? *Brookings papers on economic activity*, JSTOR, v. 1996, n. 2, p. 1–78, 1996. Citado 2 vezes nas páginas 33 e 34.
- LOWENKRON, A.; GARCIA, M. G. P. Monetary policy credibility and inflation risk premium: a model with application to brazilian data. *Textos para discussao*, Departamento de Economia PUC-RJ Rio de Janeiro, n. 543, 2007. Citado 2 vezes nas páginas 17 e 21.
- MARIANI, L. A.; LAURINI, M. P. Implicit inflation and risk premiums in the brazilian fixed income market. *Emerging Markets Finance and Trade*, Taylor & Francis, v. 53, n. 8, p. 1836–1853, 2017. Citado 3 vezes nas páginas 15, 16 e 28.
- MONTES, G. C.; CURI, A. Disagreement in expectations about public debt, monetary policy credibility and inflation risk premium. *Journal of Economics and Business*, Elsevier, v. 93, p. 46–61, 2017. Citado 4 vezes nas páginas 13, 18, 21 e 40.
- PAULA, A. M. D. *Choques externos e de incerteza local: uma análise dos ciclo econômicos estaduais*. Dissertação (Mestrado), 2018. Citado 2 vezes nas páginas 36 e 38.
- REIS, M. T. Análise do prêmio de risco de inflação: Evolução e determinantes. Dissertação (Fundação Getulio Vargas - Escola de Economia de São Paulo.), 2018. Citado 4 vezes nas páginas 13, 18, 21 e 40.
- Risco País. *Banco Central do Brasil - Série de Perguntas Mais Frequentes*, v. 1, n. 1, 2016. Citado na página 38.
- ROODE, A. de. The inflation risk premium: The impact of the financial crisis. 2013. Citado na página 19.
- SHEN, P. How important is the inflation risk premium? *Economic Review-Federal Reserve Bank of Kansas City*, Federal Reserve Bank of Kansas City, v. 83, n. 4, p. 35, 1998. Citado 4 vezes nas páginas 13, 17, 21 e 25.
- SILVA, A. C. et al. *Dívida Pública: a experiência brasileira*. [S.l.]: Banco Mundial, 2009. Citado na página 22.
- SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, JSTOR, p. 1–48, 1980. Citado na página 32.
- SIMS, C. A. et al. Are forecasting models usable for policy analysis? *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, n. Win, p. 2–16, 1986. Citado na página 32.
- SÖDERLIND, P. Inflation risk premia and survey evidence on macroeconomic uncertainty. 2010. Citado 2 vezes nas páginas 20 e 30.
- SVENSSON, L. E. *Estimating and interpreting forward interest rates: Sweden 1992-1994*. [S.l.], 1994. Citado na página 24.
- VAL, F. de F.; BARBEDO, C. H. da S.; MAIA, M. V. Expectativas inflacionárias e inflação implícita: será que pesquisas de mercado fornecem medidas precisas? *BBR-Brazilian Business Review*, FUCAPE Business School, v. 8, n. 3, 2011. Citado 2 vezes nas páginas 13 e 18.
- VALÉRIO, A. C. *The impact of uncertainty and commodity prices on emerging economies*. Dissertação (Mestrado), 2016. Citado 5 vezes nas páginas 33, 35, 36, 38 e 46.

VICENTE, J. V. M.; GRAMINHO, F. M. Decompondo a inflação implícita. *Revista Brasileira de Economia*, SciELO Brasil, v. 69, n. 2, p. 263–284, 2015. Citado 7 vezes nas páginas 13, 15, 16, 17, 21, 28 e 40.

VICENTE, J. V. M.; GUILLEN, O. T. d. C. Do inflation-linked bonds contain information about future inflation? *Revista Brasileira de Economia*, SciELO Brasil, v. 67, n. 2, p. 251–260, 2013. Citado na página 15.

ZENG, Z. New tips from tips: Identifying inflation expectations and the risk premia of break-even inflation. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Elsevier, v. 53, n. 2, p. 125–139, 2013. Citado 2 vezes nas páginas 15 e 17.