

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

RENATA LEMOS LIMA

**EFEITOS DA INCERTEZA ECONÔMICA
NA ESTRUTURA A TERMO DA TAXA DE JUROS**

Porto Alegre

2022

RENATA LEMOS LIMA

**EFEITOS DA INCERTEZA ECONÔMICA
NA ESTRUTURA A TERMO DA TAXA DE JUROS**

Tese submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para obtenção do título de Doutor em Economia, área de concentração: Economia Aplicada.

Orientador: Prof. Dr. João Frois Caldeira

Porto Alegre

2022

CIP - Catalogação na Publicação

Lima, Renata Lemos

Efeitos da incerteza econômica na estrutura a termo da taxa de juros / Renata Lemos Lima. -- 2022.
109 f.

Orientador: João Frois Caldeira.

Tese (Doutorado) -- Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Faculdade de Ciências Econômicas, Programa de Pós-Graduação em Economia, Porto Alegre, BR-RS, 2022.

1. Incerteza econômica. 2. Curva de juros. 3. Prêmio de risco. I. Caldeira, João Frois, orient. II. Título.

Elaborada pelo Sistema de Geração Automática de Ficha Catalográfica da UFRGS com os dados fornecidos pelo(a) autor(a).

RENATA LEMOS LIMA

**EFEITOS DA INCERTEZA ECONÔMICA
NA ESTRUTURA A TERMO DA TAXA DE JUROS**

Tese submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para obtenção do título de Doutor em Economia, área de concentração: Economia Aplicada.

Aprovada em: Porto Alegre, 28 de abril de 2022

BANCA EXAMINADORA:

Prof. Dr. João Frois Caldeira – Orientador

UFRGS

Prof. Dr. Marcelo Savino Portugal

UFRGS

Prof. Dr. Roberto Meurer

UFSC

Prof. Dr. Mauricio Simiano Nunes

UFSC

AGRADECIMENTOS

Agradeço primeiramente, à minha família por todo amor, apoio e incentivo que me deram ao longo de toda a minha jornada acadêmica. A presença de vocês foi fundamental para que eu alcançasse meus objetivos!

A todos os amigos e à família Enclave, que estiveram comigo nos momentos de alegria e tristeza durante os anos de doutorado, me dando força para superar os momentos desafiadores e me proporcionar momentos de diversão inesquecíveis.

Ao meu orientador Prof. Dr. João Frois Caldeira, pelos conselhos e pela inestimável ajuda e orientação, essenciais para a construção dessa tese.

Ao PPGE-UFRGS e a Capes pelo apoio.

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

RESUMO

A presente tese busca contribuir com a literatura ao analisar os efeitos da incerteza econômica na estrutura a termo da taxa de juros. Inicialmente estima-se um modelo Dinâmico de Nelson-Siegel utilizando o índice de incerteza econômica e analisa-se seu efeito sobre os fatores da curva de juros e outras variáveis macroeconômicas brasileiras. Em seguida, estima-se os índices de incerteza de política fiscal e o índice de incerteza econômica a partir do fator de decaimento da curva de juros e verifica-se os efeitos nos retornos em excesso dos títulos reais e nominais. Além disso, testa-se o poder de previsão dessas variáveis para previsões fora da amostra dos retornos em excesso. Verifica-se também se existe contribuição das variáveis de incerteza econômica no kernel de precificação quando comparados a uma estrutura de fatores da curva de juros. Os resultados encontrados indicam que o índice de incerteza de política econômica possui efeito positivo e significativo no nível e na inclinação da curva de juros. As análises para os retornos em excesso nominais indicam que as variáveis de incerteza possuem efeitos significativos nos retornos em excesso e bom poder de previsão especialmente para longas maturidades. Já para os retornos em excesso reais, os índices de incerteza não apresentam efeitos significativos, embora contribuam de forma considerável para o ajuste das regressões. Quanto ao poder de previsão dos índices de incerteza para os retornos reais, verifica-se que embora não possuam significância estatística, oferecem ganho de utilidade econômica quando comparados ao modelo *benchmark*, apresentando assim, significância econômica. Portanto, os resultados encontrados estão de acordo com a noção de que maior incerteza está associada com maior risco, levando investidores a exigir uma maior compensação, especialmente para os títulos de longa maturidade.

Palavras-chave: Incerteza econômica. Curva de juros. Prêmio de risco.

ABSTRACT

This thesis contributes to the literature by analyzing the effects of economic uncertainty on the term structure of the interest rate. Initially, a dynamic Nelson-Siegel model is estimated using the economic uncertainty index and its effect on yield curve factors and other Brazilian macroeconomic variables is analyzed. Then, the fiscal policy uncertainty index is estimated and the economic uncertainty index is estimated from the yield curve decay factor. Subsequently, the effects on excess returns on real and nominal bonds are examined. In addition, the predictive power of these variables is tested for out-of-sample excess returns predictions. It is also verified whether there is a contribution of economic uncertainty variables in the pricing kernel when compared to a factor structure of the yield curve. The results found indicate that the economic policy uncertainty index has a positive and significant effect on the level and slope of the yield curve. Analyzes for nominal excess returns indicate that uncertainty variables have significant effects on excess returns, and good predictive power, especially for long maturities. As for the real excess returns, the uncertainty indices do not present significant effects, although they contribute considerably to the adjustment of the regressions. As for the predictive power of uncertainty indices for real returns, although they do not have statistical significance, they offer gains in economic utility when compared to the benchmark model, thus showing economic significance. Therefore, the results found are in agreement with the notion that greater uncertainty is associated with greater risk, leading investors to demand greater compensation, especially for long-maturity bonds.

Keywords: Economic uncertainty. Yield curve. Risk premium.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Loading dos fatores	28
Figura 2- Índices de Incerteza de Política Fiscal	38
Figura 3- Índice de incerteza econômica - λt	40
Figura 4 - Impulso-resposta dos fatores da curva de juros	55
Figura 5 - Impulso-resposta das variáveis macroeconômicas	56
Figura 6 - Curvas de juros observadas e esperadas (12 meses)	76
Figura 7 - Curvas de juros observadas e esperadas (36 meses)	77
Figura 8 - Curvas de juros observadas e esperadas (60 meses)	78
Figura 9 - Loadings do retorno esperado	79
Figura 10 - Retorno em excesso observado e esperado (12 meses)	80
Figura 11 - Retorno em excesso observado e esperado (36 meses)	81
Figura 12 - Retorno em excesso observado e esperado (60 meses)	82
Figura 13 - Prêmio pelo risco (12 meses).....	83
Figura 14 - Prêmio pelo risco (36 meses).....	84
Figura 15 - Prêmio pelo risco (60meses).....	85
Figura 16 - Curvas de juros observadas e esperadas (24 meses).....	92
Figura 17 - Curvas de juros observadas e esperadas (36 meses).....	93
Figura 18 - Curvas de juros observadas e esperadas (60 meses).....	94
Figura 19 - Loadings do retorno esperado	95
Figura 20 - Retorno em excesso observado e esperado (24 meses)	96
Figura 21 - Retorno em excesso observado e esperado (36 meses)	97
Figura 22 - Retorno em excesso observado e esperado (60 meses)	98
Figura 23 - Prêmio pelo risco (24 meses).....	99
Figura 24 - Prêmio pelo risco (36 meses).....	100
Figura 25 - Prêmio pelo risco (36 meses).....	101

LISTA DE TABELAS

Tabela 1- Parâmetros do modelo Yeld-EPU	51
Tabela 2 - Parâmetros do modelo Yeld-Macro-EPU.....	53
Tabela 3 - Parâmetros das previsões in sample - 1-month-return	59
Tabela 4 - Parâmetros das previsões in sample - 3-month-return	61
Tabela 5 - Parâmetros das previsões in sample - 6-month-return	63
Tabela 6 - Parâmetros das previsões in sample - 12-month-return	65
Tabela 7 - Tabela Descritiva dos Modelos - Previsões Fora da Amostra.....	68
Tabela 8 - Parâmetros das previsões out-of-sample	69
Tabela 9 - Avaliação Econômica: Previsões Juros Nominais	73
Tabela 10 - Parâmetros das previsões dentro da amostra - 1-month-return	87
Tabela 11 - Parâmetros das previsões out-of-sample - Juros Reais	90
Tabela 12 - Avaliação Econômica - Previsões Juros Reais.....	91

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	10
2	ESTRUTURA A TERMO DA TAXA DE JUROS	17
2.1	AS MÚLTIPLAS DEFINIÇÕES DE TAXAS DE JURO	17
2.1.1	Taxas de juros à vista <i>spot</i>	17
2.1.2	Fator de desconto e função de desconto	18
2.1.3	Taxas <i>forward</i>	19
2.2	HIPÓTESE DAS EXPECTATIVAS	19
2.3	CURVA DE JUROS REAL.....	21
2.4	MODELOS AFINS DE ESTRUTURA A TERMO.....	25
2.4.1	Modelo Nelson-Siegel	26
3	DADOS	32
3.1	INCERTEZA DE POLÍTICA ECONÔMICA	32
3.2	INCERTEZA DE POLÍTICA FISCAL.....	32
3.2.1	Filtro de Partículas	32
3.3	INCERTEZA ECONÔMICA - λ	39
3.3	ESTRUTURA A TERMO DA TAXA DE JUROS.....	41
3.4	RETORNOS DOS TÍTULOS.....	41
3.5	CURVA DE JUROS REAL.....	41
3.6	OUTRAS VARIÁVEIS.....	42
4	METODOLOGIA	44
4.1	MODELO NELSON E SIEGEL	44
4.2	PREVISIBILIDADE DOS RETORNOS UTILIZANDO ÍNDICES DE INCERTEZA	45

4.3	INCERTEZA NOS MODELOS AFINS DE ESTRUTURA A TERMO	45
4.3.1	Modelos afins de não-arbitragem	46
4.3.2	Avaliação econômica das previsões	49
5	RESULTADOS	51
5.1	MODELO DNS DA ESTRUTURA A TERMO DA TAXA DE JUROS	51
5.2.1	Função de Impulso-Resposta	54
5.2	CURVA DE JUROS NOMINAL E EFEITO DOS ÍNDICES DE INCERTEZA NOS RETORNOS EM EXCESSO	57
5.2.1	Previsão dentro da amostra	57
5.2.2	Previsão fora da amostra	67
5.2.3	Avaliação econômica das previsões	71
5.2.4	Incerteza econômica no prêmio pelo risco	74
5.4	CURVA DE JUROS REAL E EFEITO DOS ÍNDICES DE INCERTEZA NOS RETORNOS EM EXCESSO	85
5.4.1	Previsão Dentro da Amostra	85
5.4.2	Previsão Fora da Amostra	89
5.4.3	Avaliação econômica das previsões	90
5.4.5	Incerteza econômica no prêmio pelo risco	91
6	CONSIDERAÇÕES FINAIS	102
	REFERÊNCIAS	105

1 INTRODUÇÃO

Governos e bancos centrais são responsáveis pela estrutura do mercado financeiro, exercendo um papel fundamental neste ambiente: seja pelos incentivos a firmas e indivíduos através de impostos, subsídios e regulação de mercado, seja pela oferta de moeda e controle das taxas de juros, o que os levam a ter papel importante na tomada de decisão de agentes e instituições que participam do mercado financeiro. Deste modo, incerteza quanto às políticas de governos e bancos centrais pode ter efeitos significativos nesse mercado.

O objetivo deste trabalho é analisar o impacto da incerteza de política econômica e da incerteza de política fiscal na estrutura a termo da taxa de juros. Especificamente, a proposta é estimar como os componentes da estrutura a termo da taxa de juros e o prêmio pelo risco respondem às alterações quanto à incerteza no ambiente econômico e político.

Em meio à crise financeira de 2008, a incerteza macroeconômica e financeira passou a ser tópico de interesse de economistas e *policymakers* e seus efeitos econômicos devastadores motivaram uma crescente literatura sobre o assunto nos últimos anos, a partir do trabalho de Bloom (2009), que mostra como choques de incerteza, avaliados a partir de choques no segundo momento em dados a nível da firma, afetam negativamente o produto agregado e emprego, uma vez que períodos de grande incerteza levam à um congelamento de investimento e contratação por parte das firmas.

Seguindo o artigo seminal de Bloom, outras contribuições como Baker, Bloom e Davis (2016), Caggiano, Castelnuovo e Groshenny (2014), Jurado, Ludvigson e Ng (2015), Ludvigson, Ma e Ng (2021), e Creal e Wu (2017) sugeriram novas medidas de incerteza macroeconômica, de política econômica e financeira e estimam seus efeitos na atividade econômica. Baker, Bloom e Davis (2016) desenvolvem uma nova medida de incerteza de política econômica baseada na frequência da cobertura dos principais jornais dos Estados Unidos, e reflete a cobertura de artigos que contenham termos como "economia", "incerteza", "déficit", "legislação", entre outras. Ao utilizar o índice e medir seu impacto na economia, os autores concluem que um aumento no índice de incerteza de política econômica está relacionado a um aumento na volatilidade dos preços das ações, e à redução de investimento e emprego a nível da firma. Além

disso, a nível macro, maior incerteza de política econômica reduz investimento, produto e emprego nos Estados Unidos.

Ludvigson, Ma e Ng (2021) desenvolvem índices para incerteza macroeconômica e incerteza financeira, seguindo a metodologia de Jurado, Ludvigson e Ng (2015). A série de incerteza macroeconômica é construída modelando o componente comum das volatilidades de 134 variáveis macroeconômicas, enquanto a variável de incerteza financeira faz o mesmo para 148 variáveis financeiras. As autoras estimam o efeito dessas variáveis na atividade econômica e seus resultados mostram que choques positivos na variável de incerteza financeira causam efeito negativo significativo e persistente na atividade real. Por outro lado, um aumento na incerteza macroeconômica em recessões é mais bem caracterizado como uma resposta endógena às flutuações de ciclos de negócios.

Costa Filho (2014) e Barboza e Zilbermann(2018) foram responsáveis pelas análises desses efeitos para a economia brasileira. Outros trabalhos investigam o efeito da incerteza na política econômica. Costa e Filho (2014) utilizam três medidas de incerteza para medir seu impacto em variáveis relacionadas à atividade econômica brasileira. Os resultados dos autores sugerem que a incerteza é contra-cíclica e exerce maior efeito na produção industrial, no Índice de atividade econômica (IBC-Br) e na confiança do consumidor. Barboza e Zilbermann (2018) fazem análise semelhante à Baker, Bloom e Davis (2016), construindo uma variável de incerteza macroeconômica baseada nas notícias relacionadas à incerteza e ao setor econômico dos jornais Folha de São Paulo e O Globo e medindo seu efeito na atividade econômica do país. Os resultados obtidos a partir de modelos VAR estruturais sugerem que a incerteza de política econômica gera efeitos contracionistas na atividade econômica, especialmente no investimento. Além disso, segundo os autores, a incerteza doméstica possui efeitos negativos mais acentuados, quando comparados à incerteza externa. Outros trabalhos como Aastveit, Natvik e Sola (2017), Pellegrino (2021) avaliam como a incerteza econômica altera a resposta a choques de política monetária na atividade econômica nos Estados Unidos, enquanto Pellegrino (2018) faz análise semelhante para a área do Euro.

Connolly, Dubofsky e Stivers (2018), Castelnovo (2019) e Tillmann (2021) estudam os efeitos da incerteza na estrutura a termo da taxa de juros. Connolly et al (2018) avaliam o efeito da incerteza macroeconômica nas taxas de juros de médio e longo prazo e mostram que existe uma relação negativa entre incerteza e a inclinação

da estrutura a termo das taxas *forward*. Castelnovo (2019) analisa o efeito da incerteza financeira na curva de juros e conclui que a inclinação da curva de juros aumenta temporariamente após um choque de incerteza. Tillmann (2021) estuda a resposta da estrutura a termo da taxa de juros a um choque de política monetária na presença de incerteza de política econômica e mostra que a incerteza muda a forma como a estrutura a termo responde a um choque de política monetária.

Esse estudo relaciona-se aos trabalhos mencionados, e investiga os efeitos do aumento da incerteza de política econômica e de política fiscal na curva de juros, colaborando com a crescente literatura sobre efeitos de choques de incerteza que se iniciou com o trabalho de Bloom (2009) e ainda pouco investigada para o cenário brasileiro. Para isso, parte do modelo Dinâmico de Nelson-Siegel (DNS) para analisar os efeitos da incerteza de política nos fatores da curva de juros e no cenário macroeconômico.

Desde a rejeição da Hipótese das Expectativas da estrutura a termo da taxa de juros por trabalhos como de Fama e Bliss (1987) e Campbell e Shiller (1991), uma extensa literatura, tanto teórica quanto empírica, dedicou-se a estudar variações no prêmio de risco e informações que ajudem a prever o retorno em excesso. Cochrane e Piazzesi (2005) mostram que a partir de uma combinação linear de taxas *forward* é possível prever o retorno em excesso do tesouro americano. Nesses estudos, presume-se que toda a informação contida na dinâmica da taxa de juros futura é refletida na curva de juros atual (Jiang e Tong, 2016). Entretanto, trabalhos recentes buscam relacionar o prêmio de risco a fatores não incorporados pelos juros atuais (*not spanned by the yields*). Cooper e Priestley (2009) provam que o hiato do produto possui grande poder de previsão de retornos em excesso, sugerindo que indicadores de ciclos de negócios ajudam a prever variações no prêmio de risco. Ludvigson e Ng (2009) avaliam se existem movimentos cíclicos no prêmio de risco e se agregados macroeconômicos influenciam nessas flutuações. As autoras mostram que fatores relacionados à atividade real e à inflação possuem importante poder de previsão para o retorno em excesso de títulos do governo americano. Trabalhos relacionados a esses incluem Cieslak e Povala (2015), Eriksen (2017) e Joslin, Priebich e Singleton (2014).

Para o Brasil, Lima e Issler (2003) e Tabak e Andrade (2003) encontram evidências de um prêmio de risco variante no tempo. Lima e Issler (2007) utiliza técnicas de cointegração para rejeitar a Hipótese das Expectativas (HE) para o Brasil.

Caldeira (2019) reexamina a HE para a estrutura a termo do mercado de renda fixa brasileiro e avalia a previsibilidade dos retornos em excesso utilizando como previsores taxas *forward*, *forward spreads* e fatores macroeconômicos, como proposto por Cochrane e Piazzesi (2005), Fama e Bliss (1987) e Ludvigson e Ng (2009). Seus resultados sugerem rejeição da HE para o Brasil, uma vez que os retornos em excesso são previsíveis. Do mesmo modo, mostra que fatores macroeconômicos possuem importante papel na previsão de retornos em excesso no mercado de renda fixa brasileiro.

Para além dos efeitos nos fatores da curva de juros, este trabalho também investiga a habilidade preditiva de índices de incerteza para o prêmio de risco esperado. Para isso, utiliza-se o índice de incerteza de política econômica para o Brasil, desenvolvido por Baker, Bloom e Davis (2016) a partir da frequência de cobertura dos principais jornais do país de artigos contendo termos relacionados à política econômica e incerteza e o índice de incerteza de política fiscal, como proposto por Fernandez-Villaverde, Guerrón-Quintana, Kuester, Rubio-Ramirez (2015), Born e Pfeifer (2014) e Bretscher, Hsu e Tamoni (2020). Neste sentido, a proposta aproxima-se da crescente literatura, teórica e empírica, que investiga se a incerteza é um dos fatores que possui poder de previsão de retornos em excesso.

Pástor e Veronesi (2013) avaliam os efeitos da incerteza de política econômica em um modelo de equilíbrio geral de escolhas de políticas governamentais em que os preços das ações respondem às notícias políticas. Nesse modelo, o governo tende a alterar sua política econômica em momentos de crise econômica como forma de proteger o mercado. Entretanto, a incerteza de política reduz essa proteção e demanda um prêmio de risco. Além disso, em momentos de más condições econômicas, a heterogeneidade na política econômica exige prêmios de risco ainda maiores e aumenta a volatilidade dos retornos das ações. Brogaard e Detzel (2015) mensuram o impacto da incerteza de política econômica no mercado de ações americano e sugerem que a incerteza quanto à política econômica aumenta os retornos em excesso do mercado esperados.

Bretscher, Hsu e Tamoni (2020) investigam os efeitos da política fiscal americana na estrutura a termo da taxa de juros e no prêmio de risco.

Os autores desenvolvem um modelo Novo Keynesiano de crescimento estocástico com política fiscal, através de uma restrição orçamentária associando receita, gasto e dívida, com o intuito de analisar o comportamento do prêmio a termo.

Além do nível dos gastos governamentais, os autores utilizam na análise, a incerteza de política fiscal. Neste modelo teórico, os autores concluem que choques positivos no nível dos gastos do governo elevam a inflação quando a utilidade marginal é alta, gerando assim, como efeito a nível da estrutura a termo da taxa de juros, uma inflação positiva do prêmio termo. Já choques de incerteza geram efeitos na inclinação da curva de juros: choques positivos na incerteza de política fiscal produzirão uma curva de juros mais inclinada e um prêmio de risco positivo.

Empiricamente, os autores avaliam o efeito da incerteza de política fiscal, estimada a partir de um modelo de volatilidade estocástica, calculado utilizando um método sequencial de Monte Carlo, através de um modelo VAR e de regressões preditivas. Nessas estimações os autores confirmam que a política fiscal é um importante direcionador da curva de juros e do prêmio a termo: maiores níveis de gastos do governo em nível e em incerteza predizem maiores retornos em excesso futuros.

À vista disso, esse trabalho propõe-se investigar os impactos de mudanças nos níveis de incerteza de política econômica e política fiscal no prêmio de risco. Avalia-se o poder preditivo das variáveis de incerteza para os retornos em excesso e compara-se seu poder de previsão com um modelo *benchmark*. Além disso, estima-se um modelo afim de estrutura a termo para testar seu poder de previsão utilizando o fator de incerteza e os outros fatores de previsão do retorno em excesso em adição aos três primeiros componentes principais da curva de juros, que representam respectivamente nível, inclinação e curvatura.

Deste modo, este trabalho busca contribuir para a literatura ao analisar novos elementos que possam contribuir para a variação do prêmio de risco ao longo do tempo. A escolha pelas variáveis de incerteza de política econômica e incerteza de política fiscal ocorre pela possibilidade de investigar níveis de incerteza aos quais os agentes estão expostos que não são capturados por outras *proxies* de incerteza, como volatilidade do mercado de ações, por exemplo.

As estruturas a termo das taxas de juros real e nominal podem fornecer boas informações às autoridades monetárias a respeito das expectativas do mercado quanto à taxa de juros e de inflação futuras. Especificamente, as taxas de juros real são determinantes para as taxas de juros de curto prazo devido à influência dos choques de política monetária. Embora a curva de juros nominal seja um importante instrumento para precificação de títulos e previsão do produto e inflação, a curva de

juros real é de grande importância para investidores, que buscam estimar o custo de capital, assim como para avaliar a posição da política monetária com relação à taxa neutra de juros em uma regra de política de Taylor (LANGE, 2017).

A taxa de juros real é uma remuneração isenta dos efeitos da inflação e que possui um papel importante na determinação da atividade econômica, uma vez que influencia nas decisões das autoridades monetárias e nas decisões dos agentes quanto ao investimento produtivo e financeiro.

Utilizando dados do Canadá para o período entre 1986 e 2013, Lange (2017) estima a estrutura a termo da taxa de juros real e da expectativa de inflação a partir da decomposição da curva de juros nominal e examina seu comportamento em uma estrutura de espaço de estado e de mudança de regime. O autor decompõe as curvas de juros estimadas em componentes latentes - nível, inclinação e curvatura - utilizando o modelo Dinâmico de Nelson-Siegel (DNS) e encontra um aumento na inclinação da curva de juros nominal e uma redução na inclinação da curva de juros real, enquanto a curva da expectativa de inflação permanece plana em torno de 2%.

Para o Brasil, Moura e Gaião (2014) avaliam como choques não antecipados nos indicadores brasileiros e norte-americanos impactam as curvas de juros nominal e real e a expectativa de inflação. Utilizando um modelo de correção de erros, os autores encontram evidências empíricas de que surpresas nos anúncios de dados macroeconômicos, tanto domésticos quanto externos levam os agentes a esperar uma maior inflação ou uma economia superaquecida. Além disso, eleva a curva de juros nominal e em alguns casos a curva de juros real e a inflação esperada.

Carvalho e Moura (2014) modelam o comportamento da estrutura a termo da taxa de juros real brasileira utilizando o modelo de Diebold e Li (2006) com o objetivo de gerar previsões para horizontes distintos. Entretanto, os resultados sugerem que este modelo não é o mais adequado para o cenário brasileiro, tendo poder de previsão menor que outros modelos concorrentes, como random walk, Svenson e modelo de dois fatores. Entretanto, quando utilizam o modelo Diebold e Li modificado, mais simples e parcimonioso, os autores alcançaram modelos com qualidade de previsão superior aos concorrentes.

Este trabalho busca contribuir também para a literatura a respeito de curva de juros real ao analisar a previsibilidade dos retornos em excesso para a curva de juros real, percebida a falta de trabalhos que examinam a validade da hipótese das expectativas para a estrutura a termo da taxa de juros real para o Brasil.

Deste modo, o objetivo desta tese é investigar de que maneira a incerteza econômica afeta as curvas de juros nominal e real.

Em um primeiro momento, avalia-se os efeitos da incerteza de política econômica (EPU) na estrutura a termo da taxa de juros brasileira, e como esta variável impacta nos componentes da Estrutura a Termo da Taxa de Juros (ETTJ) e pode contribuir para a previsão da curva de juros. Além disso, examina-se o efeito da EPU nos principais agregados macroeconômicos.

Encontrados efeitos de incerteza de política econômica no nível da curva de juros que sugerem impacto no prêmio de risco, em seguida analisa-se os efeitos de diversos índices de incerteza no prêmio de risco ao testar o poder de previsão dessa série para os retornos em excesso dos títulos. Além disso, incorpora-se essas variáveis como fatores de previsão de retornos juntamente com os componentes principais da ETTJ afim de mensurar seu poder de previsão em previsões fora da amostra.

Em seguida examina-se a relação dos índices de incerteza com a estrutura a termo da taxa de juros real, investigando o poder de previsão desses índices para os retornos em excesso reais.

Esta tese é composta de quatro capítulos. No primeiro capítulo identifica-se o arcabouço teórico acerca da estrutura a termo da taxa de juros (ETTJ), hipótese das expectativas (HE) e da curva de juros reais. No segundo capítulo são apresentados os dados utilizados ao longo das estimações. No terceiro capítulo apresenta-se as metodologias usadas nas estimações. No quarto capítulo são apresentados os resultados encontrados e por fim, destaca-se as considerações finais do trabalho.

2 ESTRUTURA A TERMO DA TAXA DE JUROS

A estrutura a termo da taxa de juros, ou curva de juros, mostra a relação das taxas de juros a diferentes prazos de maturidade. Apesar de relacionadas, as taxas de juros de curto e longo prazo reagem de maneiras diferentes a novas informações: enquanto as taxas de curto prazo são fortemente afetadas pela política monetária, as taxas de longo prazo são determinadas por uma combinação de fatores. Dada essa relação, a estrutura a termo tem sido muito utilizada por Bancos Centrais e gestores de investimentos devido à grande capacidade de previsão do estado da economia, uma vez que possui informações a respeito da expectativa do público sobre a política monetária futura. Deste modo, modelar e prever os movimentos da curva de juros impulsionou uma vasta literatura para previsão de taxas de juros.

2.1 AS MÚLTIPLAS DEFINIÇÕES DE TAXAS DE JURO

A taxa de juros mais utilizada pelo mercado para comparação de títulos de renda fixa é o rendimento até o vencimento, ou *yield to maturity* $y_t(\tau)$, que expressa a taxa interna de retorno que o investidor obtém por manter o título até seu vencimento. Ela iguala o valor presente dos pagamentos do fluxo de caixa de um título com o seu valor presente. O preço do título P_t com maturidade τ é dado por:

$$P_t(\tau) = \sum_{t=1}^T C_i e^{-(t_i-t)y_t(\tau)} \quad (2.1)$$

O lado direito da equação é o valor presente, descontado à taxa $y_t(\tau)$, dos pagamentos de restantes para os detentores dos títulos. Assim, a estrutura a termo da taxa de juros relaciona a taxa de juros $y_t(\tau)$, no tempo t às maturidades τ .

2.1.1 Taxas de juros à vista *spot*

As taxas de juros à vista determinam papel importante na precificação dos títulos de renda fixa. A precificação desses títulos deve ser feita de forma que seu preço seja igual ao valor presente de seus fluxos de caixa descontados a uma taxa, que nesse caso, será a taxa de juros à vista. É um tipo de rendimento até o vencimento no qual o investidor recebe apenas um fluxo de caixa. Um título que paga um só fluxo de caixa é chamado de título de renda fixa de desconto puro ou de cupom zero, ou

seja, esses títulos envolvem apenas o pagamento de um principal em uma data futura. (ELTON *et al.*, 2012).

2.1.2 Fator de desconto e função de desconto

Fator de desconto é um valor de zero a um que é usado para obter o valor presente de um fluxo de caixa futuro. Assim, tem-se que:

$$PV_t = d_t \times FV_t \quad (2.2)$$

em que PV_t é o valor presente do fluxo de caixa futuro ocorrido no tempo t , FV_t é o fluxo de caixa futuro ocorrido em t e d_t é o fator de desconto em t .

Os fatores de desconto podem ser mais facilmente calculados a partir da taxa *spot*. O fator de desconto relaciona-se com a taxa *spot* a partir de:

$$d_t = e^{-S_t \tau} \quad (2.3)$$

em que d_t é o fator de desconto para fluxos de caixa em t , S_t é a taxa *spot* e τ é a maturidade do título.

Taxas *spot* individuais permitem calcular o fator de desconto para diferentes maturidades. Uma vez que os fluxos de caixa podem ocorrer a qualquer momento no futuro, os fatores de desconto geralmente precisam ser calculados para todas as datas possíveis no futuro. Uma função de desconto é um conjunto de fatores de desconto na data t para todas as maturidades τ .

Considerando que um real hoje vale mais que um real amanhã, o valor de um real em t , com $\tau \leq t$ pode ser expresso por um título cupom zero com maturidade τ , $P(t, \tau)$. Assim, o investidor que detém o título, terá um pagamento de um real na maturidade do título τ (CALDEIRA, 2011). Deste modo, define-se:

$$P(t, \tau) = \text{o valor no tempo } t \text{ de } \$1 \text{ pago em } \tau$$

o qual necessariamente é menor que \$1 se há uma taxa de juros positiva. Por outro lado, o investidor tem um retorno positivo quando investe $P(t, \tau)$ em t e recebe \$1 de volta em τ , o que implica uma taxa de retorno tal que:

$$y(t, \tau) = -\frac{1}{\tau-t} \log P(t, \tau) \quad (2.4)$$

ou

$$P(t, \tau) = e^{-y(t, \tau)(\tau-t)} \quad (2.5)$$

Quando se trata de um título zero-cupom, seu preço cresce gradualmente no tempo t e alcança o valor máximo de \$1,00 na sua maturidade τ (SHILLER E MCCULLOCH, 1987).

Assim, o rendimento até o vencimento reflete uma taxa estável à qual o preço do título - que varia de acordo com as forças de mercado - deve crescer para que seu valor, no caso do título zero-cupom, seja \$1 no seu vencimento (CALDEIRA, 2011).

2.1.3 Taxas *forward*

Taxas *forward* ou taxas de juros de data futura são taxas de juros de títulos de renda fixa em que a data do empréstimo e a data em que se assume o compromisso são diferentes. As taxas *forward* podem ser consideradas como a expectativa do mercado para preços futuros e podem ser obtidas a partir das taxas *spot*. Já a taxa *forward* implícita são as taxas de juros implicadas pelas atuais taxas cupom zero para períodos futuros.

Considere $f_t(\tau_1, \tau_2)$ a taxa *forward* continuamente composta do contrato *forward* negociado no tempo t , com data de liquidação $\tau > t$ e maturidade $\tau_1 > \tau_2$. A taxa *forward* relaciona-se com a taxa à vista como:

$$f_t(\tau_1, \tau_2) = \frac{\tau_2 y_t(\tau_2) - \tau_1 y_t(\tau_1)}{\tau_2 - \tau_1} \quad (2.6)$$

Assim, a taxa *forward* de um investimento de um ano, com liquidação em 4 anos $\tau_1 - t = 4$ anos e maturidade em 5 anos ($\tau_2 - t = 5$), que corresponde à taxa *forward* para um ano quatro anos à frente, é igual a 5 vezes a taxa à vista para 5 anos menos 4 vezes a taxa à vista para 4 anos (Caldeira, 2011).

2.2 HIPÓTESE DAS EXPECTATIVAS

A principal e mais testada teoria para a formação da estrutura a termo da taxa de juros é a Hipótese das Expectativas (HE), segundo a qual, as taxas de juros de longo prazo são iguais à média das taxas de juros de curto prazo esperadas somada a um prêmio de risco constante ao longo do tempo. Logo, alterações na inclinação da curva de juros seriam explicadas por mudanças nas expectativas do mercado quanto à taxa de juros futura. Sendo assim, autoridades de política monetária podem influenciar as taxas de juros de longo prazo ao alterar as taxas de curto prazo.

Existem várias maneiras de testar a hipótese das expectativas. Campbell e Shiller (1991) testam a HE estimando uma regressão da mudança de longo prazo nas taxas de juros de curto prazo sobre o *spread* entre as taxas de longo e curto prazo. Pela HE, o coeficiente de inclinação β é igual a 1. Portanto, o teste consiste em testar a hipótese deste coeficiente ser ou não igual ao valor teórico da HE. Formalmente, testa-se a equação:

$$\frac{1}{k} \sum_{i=0}^{k-1} y_{t+m,i}^m - y_t^m = \alpha + \beta(y_t^n - y_t^m) - \omega_t \quad (2.7)$$

em que y_t^n é a taxa de longo prazo de n períodos e y_t^m é a taxa de curto prazo de m períodos. Assim, caso a HE seja sustentada, $\beta = 1$.

De outro modo, a HE pode ser testada em uma regressão da mudança de curto prazo na taxa de longo prazo sobre o *spread*:

$$y_{t+m}^{n-m} - y_t^n = \mu + \lambda \frac{m}{(n-m)} (y_t^n - y_t^m) + \eta_t \quad (2.8)$$

A HE é testada estimando a equação anterior e testando a hipótese de $\lambda = 1$ (THORTON, 2006).

Entretanto, numerosos trabalhos sobre a hipótese das expectativas foram realizados nas últimas décadas e pouco suporte empírico foi encontrado para a HE, já que em sua maioria os dados mostram que ao contrário do que pressupõe a HE, o prêmio de risco é variante ao longo do tempo.

Hardouvelis (1994) sugere que as taxas de longo prazo reagem de maneira excessiva às mudanças nas taxas de juros futuras. Já Fama (1986), Lee (1995), entre outros argumentam que um prêmio de risco variante no tempo correlacionado com o *spread* pode explicar a rejeição da HE em estudos empíricos.

Uma das especificações para a hipótese das expectativas estabelece que as taxas de juros de longo prazo são compostas pela média ponderada das taxas de juros de curto prazo esperadas somada a um prêmio de risco. Em sua forma geral, pode ser descrita como:

$$y_t^{(n)} = \frac{1}{n} \sum_{\tau=0}^{n-1} E_t[y_{t+\tau}^{(1)}] + tp_t^{(n)} \quad (2.9)$$

em que o primeiro termo, o retorno esperado de um título de curto prazo, é o componente de expectativas da HE e o segundo termo é o prêmio de risco, que também pode ser apresentado utilizando o retorno em excesso:

$$tp_t^{(n)} = \frac{1}{n} \sum_{\tau=0}^{n-1} E_t[rx_{t+\tau+1}^{(n-\tau)}] \quad (2.10)$$

em que o prêmio de risco é igual à média dos retornos em excesso esperados.

De acordo com a hipótese das expectativas o prêmio de risco é constante, o que implica que os retornos em excessos esperados não variam ao longo do tempo e portanto, não são previsíveis. Deste modo, se existe previsibilidade dos retornos em excesso, há uma rejeição da premissa de que as taxas de longo prazo são expectativas das taxas futuras de longo prazo somadas a um prêmio de risco constante, já que nesse caso, a previsibilidade dos retornos em excesso apontará para um prêmio de risco variante no tempo (CALDEIRA, 2019).

2.3 CURVA DE JUROS REAL

Títulos do Tesouro protegidos contra a inflação são títulos de renda fixa, em que seu valor principal é ajustado de acordo com um índice de preços ao qual é indexado. Uma vez que a ancoragem das expectativas de inflação são fundamentais para a condução da política monetária, especialmente em um país cujo Banco Central é guiado pelo regime de metas de inflação, os títulos de rentabilidade vinculados à variação de preços podem auxiliar as autoridades monetárias no monitoramento das expectativas dos agentes do mercado.

Segundo Furlani e Caldeira (2013), o uso desses títulos para supervisão e controle de expectativas é justificado pela sua característica *forward-looking*, que além do prêmio de risco incorrido, também incorporam as expectativas dos investidores sobre a inflação futura.

Abrahams *et al.* (2016) estimam um modelo afim de estrutura a termo conjunto para os títulos nominais do Tesouro americano e os títulos do Tesouro protegidos contra a inflação (TIPS), que se ajusta para a relativa iliquidez dos TIPS e geram estimativas do prêmio de risco da inflação. Para ajustar o modelo para iliquidez dos TIPS, os autores estimam um índice com medidas observáveis que é utilizado como fator de precificação no modelo. Assim, utilizam seis fatores de precificação: os três

primeiros componentes principais da curva de juros do Tesouro, dois componentes principais extraídos dos TIPS ortogonalizados e o fator de liquidez.

Depois de documentar que os prêmios de risco implícitos no modelo são economicamente significativos e mostrar que a inflação implícita ajustada ao risco fornece melhores previsões de inflação do que a inflação implícita não ajustada, os autores utilizam o modelo para avaliar a reação das expectativas e componentes do prêmio de risco das curvas de juros real e nominal a choques de política monetária convencionais e anúncios de compras de ativos em grande escala (LSAPs) do Federal Reserve.

Ao correlacionar as estimativas do modelo do prêmio de risco de inflação com indicadores macroeconômicos e financeiros, verifica-se que o prêmio de risco de inflação tende a aumentar quando a volatilidade implícita do Tesouro aumenta. O prêmio de risco de inflação também se correlaciona positivamente com a taxa de desemprego e negativamente com a confiança do consumidor, em linha com os prêmios de risco contracíclicos. Essas correlações indicam que a decomposição da inflação implícita em inflação esperada, liquidez e prêmio de risco de inflação é economicamente significativa, embora o modelo não use explicitamente nenhum fator de precificação macroeconômico.

Ang, Bekaert e Wei (2008) utilizam modelos de estrutura a termo afim para identificar a estrutura da taxa real de juros, expectativa de inflação e do prêmio de risco da inflação. Os autores desenvolvem um modelo de estrutura a termo com mudança de regime, preços de risco variantes no tempo e inflação para identificar estes componentes da curva de juros nominal. Os resultados encontrados sugerem que a curva de juros real para os Estados Unidos é plana em torno de 1,3%. Em alguns regimes, a curva da taxa real é inclinada para baixo e a inflação esperada é baixa. Já a estrutura a termo da compensação inflacionária, a diferença entre os rendimentos nominal e real, é inclinada para cima, o que se deve a um prêmio de risco de inflação em alta, que é incondicionalmente de 1,14%, em média. Além disso, concluem que a inflação esperada e o risco de inflação respondem por 80% da variação dos rendimentos nominais nos vencimentos curto e longo. No entanto, os *spreads* nominais de prazo são impulsionados principalmente por mudanças na inflação esperada, principalmente em períodos normais.

Abrahams *et al.* (2016) também utilizam as decomposições das curvas de juros TIPS e do Tesouro para rever os efeitos das compras de ativos em grande escala do

Federal Reserve e do programa de extensão de maturidade (MEP). Essas operações foram uma parte importante da resposta do banco central à recente crise financeira depois que o nível da taxa dos fundos federais ficou próximo do *lower bound*. Utilizando metodologia semelhante a Gagnon *et al.* (2011) e Krishnamurthy e Vissing-Jorgensen (2011), os autores descobrem que o prêmio de prazo real e nominal caiu devido aos anúncios do LSAP e do MEP, enquanto as expectativas ajustadas ao risco das taxas reais e nominais aumentaram ligeiramente. De acordo com os autores, esses achados são consistentes com os canais de *duration risk* e “habitat preferencial” de compra de ativos. Em contrapartida, os resultados não suportam o signaling channel dos programas de compra que foi enfatizado por Bauer e Rudebusch (2014). Combinados, esses resultados sugerem que os programas de compra reduziram principalmente o preço do risco de taxa de juros real.

Christensen, Lopez e Rudebusch (2010) utilizam um modelo Nelson-Siegel livre de arbitragem para estimar a curva de juros real e nominal para os títulos americanos e decompor a taxa de inflação implícita. A decomposição de uma taxa de inflação implícita (BEI) em expectativas de inflação e um prêmio de risco de inflação (IRP) depende das correlações entre a inflação e os fatores de desconto estocásticos não observados dos investidores. O modelo afim livre de arbitragem utilizado pelos autores é capaz de especificar a evolução neutra ao risco dos fatores principais da curva de juros, bem como a dinâmica dos prêmios de risco sob a restrição teórica de que não há oportunidades residuais para arbitragem sem risco ao longo das maturidades e ao longo do tempo.

Deste modo, os autores estimam modelos Nelson-Siegel livre de arbitragem (AFNS) afins separados para juros de títulos do Tesouro nominais e reais. O modelo nominal de três fatores resultante e o modelo real de dois fatores fornecem referências de desempenho úteis para o modelo conjunto de juros nominais e reais estimados posteriormente. Os modelos separados também fornecem uma entrada importante na construção desse modelo conjunto. Segundo os autores, com base nas correlações entre os fatores dos modelos separados, é possível identificar um fator redundante do modelo. Assim, propõem um modelo AFNS conjunto de quatro fatores latentes que se ajusta às curvas de juros nominal e real. Em seguida, decompõem a inflação implícita em expectativa de inflação e prêmio de risco da inflação.

De acordo com Christensen, Lopez e Rudebusch (2010), o modelo proposto tem uma vantagem distinta na medida em que pode ser facilmente estimado porque

adota a estrutura de Nelson-Siegel dinâmica livre de arbitragem. Para os autores, é uma estimação fácil e robusta, implementada com o filtro de Kalman, que permite uma rápida atualização do modelo para incorporar novas observações e facilitar o monitoramento e a previsão das curvas de juros do Tesouro em tempo real.

As medidas de expectativas de inflação encontradas pelo modelo são estritamente correlacionadas com as medidas de *surveys*, enquanto o prêmio de risco da inflação estimado flutua num intervalo bastante próximo de zero. Os resultados empíricos sugerem que as expectativas de inflação de longo prazo estão bem ancoradas no período entre o final de 2002 e o primeiro trimestre de 2008.

Hsu, Li e Palomino (2019) analisam o papel dos hábitos externos, rigidez nominal e política monetária para os juros de títulos reais e nominais em um modelo de crescimento endógeno de precificação de ativos. A calibração proposta pelos autores captura as inclinações positivas médias relatadas das curvas de rendimento nominal e real dos EUA com prêmios de risco de títulos reais e nominais positivos consideráveis. Os resultados encontrados são inconsistentes com as implicações de modelos de equilíbrio de precificação de ativos padrão, uma vez que sugerem que a curva de juros real é inclinada para cima na média (*upward sloping*). Segundo os autores, a explicação para esses resultados é que títulos reais são instrumentos arriscados em tempos de crise econômica, enquanto nesse cenário, títulos nominais são arriscados, porque refletem não só uma compensação positiva do risco de inflação, mas também prêmios de risco reais positivos. O elemento crítico do modelo para gerar esse resultado é a formação de hábitos nas preferências de consumo, que altera o comovimento das taxas reais e choques de produtividade em relação aos modelos padrão. Assim, para os autores, os hábitos são decisivos para gerar prêmios reais positivos, alterando o comovimento das taxas reais e choques de produtividade. A rigidez nominal gera efeitos de política monetária sobre os títulos reais. Respostas mais fortes à inflação por regras de política ou respostas mais fracas ao produto aumentam os prêmios de prazo reais e reduzem os prêmios de risco de inflação.

2.4 MODELOS AFINS DE ESTRUTURA A TERMO

Em modelos afins de estrutura a termo, as taxas de juros são funções lineares de um ou mais fatores para todas as maturidades. Formalmente, o *yield* de um título com maturidade τ é expresso por:

$$y(\tau) = A(\tau) + B(\tau)x \quad (2.11)$$

em que $A(\tau)$ e $B(\tau)$ dependem da maturidade τ e x é o vetor de estados.

Esses modelos assumem que a dinâmica das taxas de juros é explicada pela evolução de fatores observados ou não observados. Tais fatores são processos aleatórios que são restritos pela ausência de arbitragem no mercado financeiro. Impor restrições de não arbitragem permite a derivação de uma relação determinística entre a taxa de juros e as variáveis de estado (BOLDER, 2001). Portanto, os modelos afins de estrutura a termo são, basicamente, modelos de fatores.

Segundo Diebold e Rudebusch (2013), uma estrutura de fatores é capaz de estabelecer uma boa descrição da estrutura a termo da taxa de juros, uma vez que, ao analisar conjuntamente as séries de *yields* para várias maturidades, percebe-se que o movimento conjunto dessas séries possui vários fatores comuns. Entretanto, três fatores são suficientes para explicar mais de 95% da variação das taxas de juros.

O primeiro fator, quase não estacionário, possui alta persistência, logo é o mais variável e o mais previsível dos fatores. O segundo fator, também muito persistente, acompanha o ritmo da atividade real, e apesar da sua persistência, é menos variável e menos previsível que o primeiro fator. O terceiro fator é o menos variável, menos persistente e o menos previsível dos três. Esses três fatores, que formam o nível, inclinação e curvatura da curva de juros, respectivamente também podem ser interpretados como fatores de longo, curto e médio prazo da curva de juros. Isso implica que cada fator é determinado por propriedades macroeconômicas específicas, como destaca Diebold e Rudebusch (2013): o nível tende a ser mais afetado pela inflação, a inclinação da curva de juros é influenciada pelas fases dos ciclos de negócios, enquanto a curvatura representa um fator de política monetária. Tais características levam à pertinente discussão da relação entre fatores da curva de juros e variáveis macroeconômicas e como essas podem ser de grande importância para a previsão da dinâmica da estrutura a termo. Nesse estudo o foco é o modelo de fatores dinâmico de Nelson-Siegel (DNS) e algumas de suas extensões.

Uma extensa literatura busca explicar a relação entre os fatores da curva de juros e variáveis macroeconômicas. Dewatcher e Lyrio (2006) apresentam um modelo afim para a ETTJ utilizando fatores macroeconômicos em que a expectativa de inflação de longo prazo é modelada simultaneamente à estrutura a termo, e estabelecem que o fator nível da curva de juros é altamente correlacionado com a expectativa de inflação, enquanto a inclinação captura o estágio dos ciclos de negócios, assim como Estrella, Rodrigues e Schich (2003) que também encontram uma alta correlação entre a inclinação e a atividade real. Bekaert, Cho e Moreno (2010) mostram que a meta de inflação domina a variação no fator nível, enquanto os choques de política monetária dominam a variação nos fatores da inclinação e curvatura. Outros trabalhos como Modena (2008) e Moench (2012) relacionam a curvatura com a atividade econômica e principal indicador de política monetária. Entretanto, Levant (2014) sugere que a curvatura é fracamente identificada, o que impede que se estabeleça uma relação consistente entre esse fator e variáveis macroeconômicas.

2.4.1 Modelo Nelson-Siegel

Em seu artigo seminal de 1987, Nelson e Siegel sugerem um modelo parcimonioso de ajustamento da curva de juros que deu início à tradicional representação de três fatores da estrutura a termo da curva de juros. Em um modelo paramétrico estático, os autores ajustam a curva de juros a partir da seguinte função:

$$y(\tau) = \beta_1 + \beta_2 \left(\frac{1-e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} \right) + \beta_3 \left(\frac{1-e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} - e^{-\lambda\tau} \right) \quad (2.12)$$

Diebold e Rudebusch (2013) destacam que além de oferecer uma aproximação parcimoniosa da curva de juros, reforça restrições básicas da teoria econômico-financeira e oferece flexibilidade em sua aproximação.

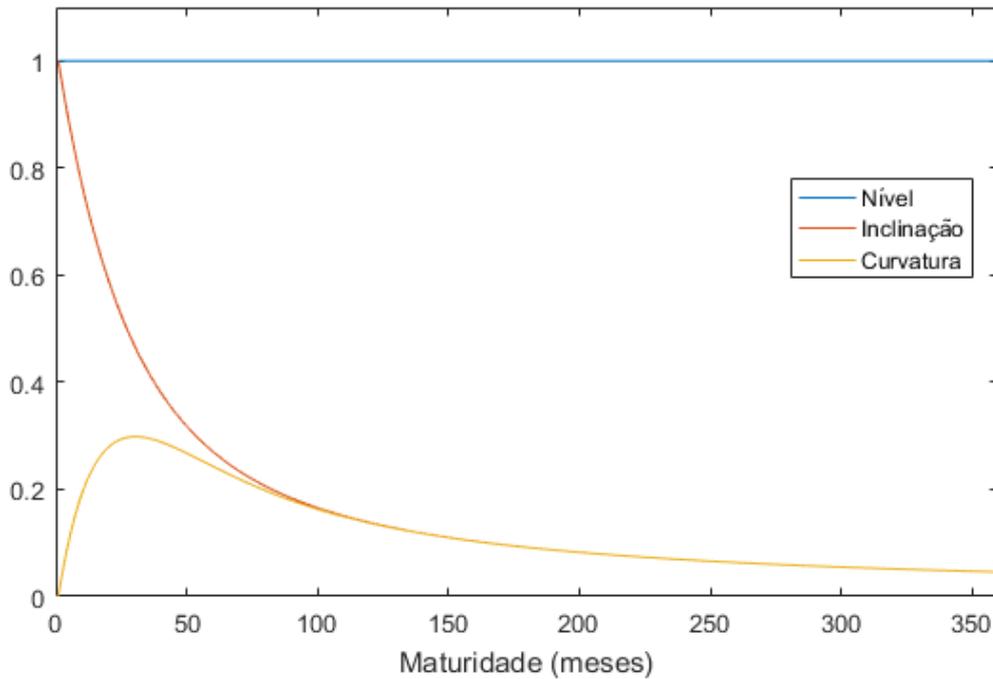
A partir de modelos de vetores autorregressivos, Diebold e Li (2006) acrescentam dinâmica ao modelo, já que, uma vez que a curva de juros varia no tempo, seus fatores também devem variar. Partindo da regressão transversal de Nelson-Siegel, os autores consideram um modelo de séries temporais em que λ_t , o parâmetro de decaimento, é fixo e os parâmetros variam ao longo do tempo. Ao

combinar as perspectivas espacial e temporal, os autores produzem o modelo dinâmico Nelson-Siegel (DNS)

$$y(\tau) = \beta_{1t} + \beta_{2t} \left(\frac{1-e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} \right) + \beta_{3t} \left(\frac{1-e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} - e^{-\lambda\tau} \right) \quad (2.13)$$

A interpretação para o modelo DNS parte das expressões entre parênteses, chamadas decaimento. A primeira expressão $\left(\frac{1-e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} \right)$ começa em 1 e decai monotonicamente até 0, enquanto a segunda expressão $\left(\frac{1-e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} - e^{-\lambda\tau} \right)$ começa em 0, aumenta e depois cai para zero. A primeira função está relacionada ao fator de curto prazo, conseqüentemente, um aumento em β_{2t} aumenta os juros de curto prazo substancialmente, enquanto não afeta a taxa de juros de longo prazo. Definido por Frankel e Lown (1994), a inclinação da curva de juros é dada por $y(1) - y(0) = \beta_{2t}$, o que mostra que o fator β_{2t} de inclinação está diretamente relacionado com as taxas de juros de curto prazo. Já a segunda função está ligada à curvatura, ou fator de médio prazo da curva de juros: um aumento em β_{3t} pouco afeta as taxas de curto ou longo prazo, porém gera aumento significativo nas taxas de maturidade média. Já o decaimento em β_{1t} é constante e igual a 1 e diferente dos outros fatores, afeta diretamente as taxas de juros de longo prazo. O comportamento desses fatores pode ser visto na figura 1, que mostra a evolução das cargas dos fatores utilizando um τ com valor fixo em 0.609.

Figura 1 - Loading dos fatores



Fonte: Elaboração do autor

2.4.1.1 Representação em Espaço de Estado

Para a modelagem e previsão dos fatores da curva de juros, Diebold e Li (2006) propõem uma estimação em 2 passos: primeiro estimam $\beta_t = \beta_{1t}, \beta_{2t}, \beta_{3t}$ por mínimos quadrados para todos os períodos $t = 1, \dots, T$ tal que se obtém uma série temporal de T estimada para β_t . No segundo passo, modelam e fazem previsão dos fatores em que estes seguem processos autorregressivos de ordem 1, dado por:

$$\beta_{j,t+1} = \mu_j + \phi_j(\beta_{j,t} - \mu_j) + \epsilon_{j,t} \quad \text{para } j = 1,2,3. \quad (2.14)$$

em que μ_j é a média incondicional de β_j e assume-se que os erros $\epsilon_{j,t}$ são normalmente distribuídos com média zero e variância σ_j^2 e são mutuamente e serialmente independentes para todos os períodos. O método em 2 passos proposto pelos autores oferece uma maneira simples de previsão dos fatores da curva de juros, capaz de produzir previsões acuradas para as séries. Entretanto, o modelo dinâmico Nelson-Siegel pode ser representado em um modelo de espaço de estado, em que os

A estimação da representação em espaço de estados é feita a partir da estimação da máxima verossimilhança, utilizando o filtro de Kalman, cujo procedimento é apresentado na próxima seção.

2.4.1.2 Estimação via Filtro de Kalman

Diebold, Rudebusch e Aruoba (2006) mostraram que é possível fazer a estimação do modelo DNS em formato de espaço de estados em um passo através do filtro de Kalman. Ao utilizar o filtro de Kalman na representação em espaço de estados do modelo, obtém-se os erros preditos um passo à frente, com os quais é possível avaliar a máxima pseudo-verossimilhança para qualquer configuração de parâmetros. Assim, é possível encontrar a configuração de parâmetros que maximiza a verossimilhança.

O vetor de parâmetros não observados $\beta_t = L_t, S_t, C_t$ pode ser estimado condicional às observações presentes e passadas de y_1, \dots, y_T via filtro de Kalman. Seja $\beta_{t|t-1}$ a expectativa de y_t dado y_1, \dots, y_T e $P_{t|t}$ a matriz do erro quadrático médio. Para dados valores de $\beta_{t|t-1}$ e $P_{t|t-1}$, se y_{t-1} está disponível, o erro predito pode ser calculado como $v_t = y_{t-1} - \Lambda(\lambda)\beta_{t|t-1}$. Após observar y_t , é possível fazer inferências mais precisas de β_t e $P_{t|t-1}$:

$$\beta_{t|t} = \mu + P_{t|t-1} + P_{t|t-1}\Lambda(\lambda)'F_t^{-1}v_t \quad (2.21)$$

$$P_{t|t} = \beta_{t|t-1} + P_{t|t-1}\Lambda(\lambda)'F_t^{-1}P_{t|t-1} \quad (2.22)$$

em que $F_t = \Lambda(\lambda)P_{t|t-1}\Lambda(\lambda)'$ e Σ_ε é a matriz de covariância do erro predito. O estimador do vetor de estado condicional a y_1, \dots, y_T para o período $t + 1$ é dado por

$$\beta_{t+1|t} = \mu + \Phi\beta_{t|t} \quad (2.23)$$

$$P_{t+1|t} = \Phi P_{t|t} \Phi' + \Sigma_\eta \quad (2.24)$$

Para dados valores de y_1, \dots, y_T , as estimações do filtro de Kalman são executadas recursivamente para $t = 1, \dots, T$ com inicializações de $\beta_{1|0}$ e $P_{1|0}$. Os parâmetros da matriz de coeficientes do VAR Φ , as matrizes de variância Σ_η e Σ_ε , assim como μ e λ são tratados como parâmetros não conhecidos que são coletados

no vetor de parâmetros ψ . A estimação de ψ é baseada na maximização numérica da função de verossimilhança que é construída a partir da decomposição dos erros preditos e é dado por:

$$l(\psi) = -\frac{NT}{2}\log 2\pi - \frac{1}{2}\sum_{t=1}^T \log F_t - \frac{1}{2}\sum_{t=1}^T \log F_t^{-1}v_t \quad (2.25)$$

Como resultado, $l(\psi)$ pode ser estimado por filtro de Kalman para um dado valor de ψ (CALDEIRA; MOURA; PORTUGAL, 2011).

3 DADOS

Os dados utilizados nas estimações são detalhados nas subseções a seguir:

3.1 INCERTEZA DE POLÍTICA ECONÔMICA

A série de índice de incerteza de política econômica (epu_t) é criada a partir da metodologia desenvolvida por Baker, Bloom e Davis (2016). O índice é construído a partir da cobertura da mídia relacionada à incerteza de política econômica e para o Brasil é utilizado a cobertura do jornal Folha de São Paulo. A série está disponível no site www.policyuncertainty.com.

3.2 INCERTEZA DE POLÍTICA FISCAL

A incerteza de política fiscal é calculada utilizando as séries de gastos do governo e receita do governo disponibilizadas pela Secretaria do Tesouro Nacional. A extração das medidas de incerteza dessas séries é feita a partir de um estimador bayesiano de volatilidade variável no tempo.

A estimação da volatilidade estocástica é baseada no método utilizado por Fernandez-Villaverde et. al (2015), Born e Pfeifer (2019) e Belianska (2020), conforme descrito nas subseções seguintes.

3.2.1 Filtro de Partículas

Seja um processo AR(1) observável

$$x_t = \rho x_{t-1} + e^{\sigma_t} v_t, \quad v_t \sim \mathcal{N}(0,1) \quad (3.1)$$

em que o estado não observável σ segue um processo de volatilidade estocástica.

$$\sigma_t = (1 - \rho^\sigma) \bar{\sigma} + \rho^\sigma \sigma_{t-1} + \eta \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim \mathcal{N}(0,1) \quad (3.2)$$

em que $\bar{\sigma}$ é a média não condicional de σ_t . Assume-se que o choque à volatilidade ε_t é independente do choque ao nível v_t .

Pfeifer (2014), é um método conveniente, uma vez que também permite $p(\sigma_t|x^t; \theta)$, a distribuição necessária para construir a verossimilhança.

O SIR é um processo em dois passos que, utilizando a predição e o passo de reamostragem/filtragem para cada período de tempo, permite extrair iterativamente a partir de $p(\sigma_t|x^{t-1}; \theta)$. Começando por $p(\sigma_0|x^0; \theta) = p(\sigma_0; \theta)$, o passo de predição utiliza a lei de movimento para os estados $f(\sigma_{t+1}|\sigma_t)$ da equação (3.2), para obter a densidade condicional $p(\sigma_1|x^0; \theta) = p(\epsilon_1)p(\sigma_0|x^0; \theta)$. Isto é, dadas N projeções $\sigma_t|t_i^i = 1^N$ de $p(\sigma_t|x^t; \theta)$ e uma projeção de choques exógenos $\epsilon_t^i \sim \mathcal{N}(0,1)$, é possível utilizar a equação (3.2) para calcular $\sigma_t + 1|t_i^i = 1^N$.

Em seguida, o passo de reamostragem/filtragem utiliza reamostragem de importância para atualizar a probabilidade condicional de $p(\sigma_t|x^{t-1}; \theta)$ para $p(\sigma_t|x^t; \theta)$. A principal ideia é que se $\{\sigma_{t|t-1}^i\}_{i=1}^N$ utilizando as probabilidades de reamostragem:

$$\omega_t^i = \frac{p(x_t|x^{t-1}; \sigma_{t|t-1}^i; \theta)}{\sum_{i=1}^N p(x_t|x^{t-1}; \sigma_{t|t-1}^i; \theta)} \quad (3.5)$$

então $\{\sigma_{t|t-1}^i\}_{i=1}^N = \{\tilde{\sigma}_{t|t-1}^i\}_{i=1}^N$ é uma amostra de $p(\sigma_t|x^t; \theta)$. Segundo Born e Pfeifer (2014), a reamostragem com probabilidades dada em (3.5) possui dois propósitos. Primeiro, a reponderação implementa uma abordagem de amostragem de importância, isto é, sorteios são obtidos de uma densidade a partir de uma densidade de proposta que é fácil de sortear e, em seguida, são reponderados para refletir a densidade a ser aproximada. Segundo, sem o passo de reamostragem, haveria um aumento na variância incondicional de ω_t^i ao longo do tempo, produzindo apenas uma partícula com peso diferente de zero (conhecido como "empobrecimento da amostra"). Com a reamostragem, mantem-se apenas aquelas partículas com alto ω_t^i ou seja, estão mais próximos do verdadeiro vetor de estado). Tendo agora obtido as amostras de $p(\sigma_t|x^t; \theta)$, podemos começar de novo com o passo de previsão para obter amostras para o período $t + 1$.

Após T iterações, tem-se uma estimativa da probabilidade como

$$\begin{aligned} p(x^T; \theta) &\simeq \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{1}{e^{\sigma_{0|0}^i \sqrt{2\pi}}} \exp \left[-\frac{1}{2} \left(\frac{x_1 - \rho x_0}{e^{\sigma_{0|0}^i}} \right)^2 \right] \\ &\times \prod_{i=1}^T \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{1}{e^{\sigma_{t|t-1}^i \sqrt{2\pi}}} \exp \left[-\frac{1}{2} \left(\frac{x_t - \rho x_{t-1}}{e^{\sigma_{t|t-1}^i}} \right)^2 \right] \end{aligned} \quad (3.6)$$

Para os parâmetros autorregressivos das equações de nível AR (2), ρ_1^i e ρ_2^i , impõe-se uma priori uniforme para cada raiz autorregressiva correspondente sobre a região de estabilidade (-1, +1). Seja ξ_1^i e ξ_2^i as raízes de um processo AR (2). Os parâmetros autorregressivos correspondentes a essas raízes podem ser recuperados de: $\rho_1 = \xi_1 + \xi_2$ e $\rho_2 = -\xi_1\xi_2$. A distribuição a posteriori foi computada por um Monte Carlo via Cadeia de Markov de 20.500 amostras utilizando 10 mil partículas, onde as primeiras 5.500 amostras foram descartadas como amostras *burn-in*. As taxas de aceitação ficam geralmente entre 20% e 45%.

3.2.1.1 Suavizador de partículas

Segundo Born e Pfeifer (2014), empregou-se o *backward smoothing routine* conforme sugerido por Godsill, Doucet e West, 2004. (2004) para sortear a partir da densidade de suavização $p(\sigma^T | x^t; \Theta)$ para obter a distribuição histórica das volatilidades. Assim, o processo inicia-se com a fatorização:

$$p(\sigma^T | x^t; \Theta) = p(\sigma_T | x^t; \Theta) \prod_{i=1}^{T-1} p(\sigma_i | \sigma_{i+1:T}, x^T; \Theta) \quad (3.7)$$

O segundo fator pode ser simplificado como:

$$\begin{aligned} p(\sigma_t | \sigma_{t+1:T}, x^T; \Theta) &= p(\sigma_t | \sigma_{t+1}, x^t; \Theta) \\ &= \frac{p(\sigma_t | x^t; \Theta) f(\sigma_{t+1} | \sigma_t)}{p(\sigma_{t+1} | x^t)} \\ &\propto p(\sigma_t | x^t; \Theta) f(\sigma_{t+1} | \sigma_t), \end{aligned} \quad (3.8)$$

onde a primeira igualdade resulta de propriedades Markovianas do modelo e f denota a densidade de estado de transição seguindo da equação (3.2). A equação (3.4) descreve como aproximar $p(\sigma_t | x^t; \Theta)$ pela filtragem direta. Assim, é possível aproximar por $p(\sigma_t | \sigma_{t+1:T}, x^T; \Theta) \propto p(\sigma_t | x^t; \Theta) f(\sigma_{t+1} | \sigma_t)$ por

$$p(\sigma_t | \sigma_{t+1:T}, x^T; \Theta) \approx \sum_{i=1}^N \omega_{t|t+1}^i \delta_{\sigma_t^i}(\sigma_t), \quad (3.9)$$

em que os novos pesos $\omega_{t|t+1}^i$ são dados por

$$\omega_{t|t+1}^i = \frac{\omega_t^i f(\sigma_{t+1}|\sigma_t^i)}{\sum_{j=1}^N \omega_t^j f(\sigma_{t+1}|\sigma_t^j)} \quad (3.10)$$

e ω_t^i são os pesos obtidos na etapa de filtragem. Denote $\tilde{\sigma}_t^i$ a i^{th} amostra da densidade suavizada no tempo t . No tempo T , é possível obter as amostras $\tilde{\sigma}_T^i$ sorteada a partir de $p(\sigma_T|x^T)$ com os pesos ω_T^i . Então, retrocedendo, é possível utilizar as recursões acima para obter iterativamente as amostras $\tilde{\sigma}_t^i$ por reamostragem utilizando os pesos dados por (3.10). Para obter a distribuição suavizada, podemos utilizar a recursão acima repetidamente para sortear diferentes trajetórias de suavização independentes. Além disso, dada a sequência de estados suavizados, podemos também extrair resíduos suavizados para ambos, equação de nível e de volatilidade. Os valores suavizados foram computados na média da distribuição posterior utilizando 10.000 trajetórias com 10.000 partículas cada.

3.2.1.2 Tailored Randomized Block Metropolis-Hastings

Sejam Θ , $p(x^T|\Theta)$, e $\pi(\Theta)$ os vetores de parâmetros a serem estimados, a função de probabilidade e a distribuição a priori dos parâmetros, respectivamente. A distribuição a posteriori $\pi(\Theta|x^T)$ podem ser computadas como

$$\pi(\Theta|x^T) \propto p(x^T|\Theta)\pi(\Theta) \quad (3.11)$$

Segundo Born e Pfeifer (2014), dado que essa posteriori é analiticamente intratável, a maioria das aplicações macroeconômicas utilizam o algoritmo *Random Walk Metropolis-Hastings* (RW-MH) para gerar amostragens a partir da distribuição a posteriori. Entretanto, o algoritmo padrão RW-MH propriedades mistas que levam a amostras altamente auto correlacionadas, e assim, muito ineficientes. Deste modo, para aumentar a eficiência, utilizou-se o algoritmo *Tailored Randomized Block Metropolis Hastings* (TaRB-MH), proposto por Chib e Ramamurthy (2010).

Em vez de cada etapa de iteração simultaneamente sortear um novo vetor inteiro de parâmetros a partir de uma densidade proposta, o vetor de parâmetros é dividido em diversos blocos. Cada bloco é então subseqüentemente atualizado por um MH executado separadamente, condicional aos valores dos parâmetros em outros

Na etapa de Metropolis-Hastings, um valor proposto $\theta_{n,l}^*$, é aceito como novo valor do bloco com probabilidade

$$\alpha_l(\theta_{n,l}, \theta_{n,l}^* | \theta_{n,-l}, x^T) = \min \left[\frac{p(x^T | \theta_{n,l}^*, \theta_{n,-l}) \pi(\theta_{n,l}^*) t(\theta_{n,l} | \hat{\theta}_{n,l}, V_{n,l}, \nu)}{p(x^T | \theta_{n,l}, \theta_{n,l}) \pi(\theta_{n,l}) t(\theta_{n,l}^* | \hat{\theta}_{n,l}, V_{n,l}, \nu)}, 1 \right] \quad (3.15)$$

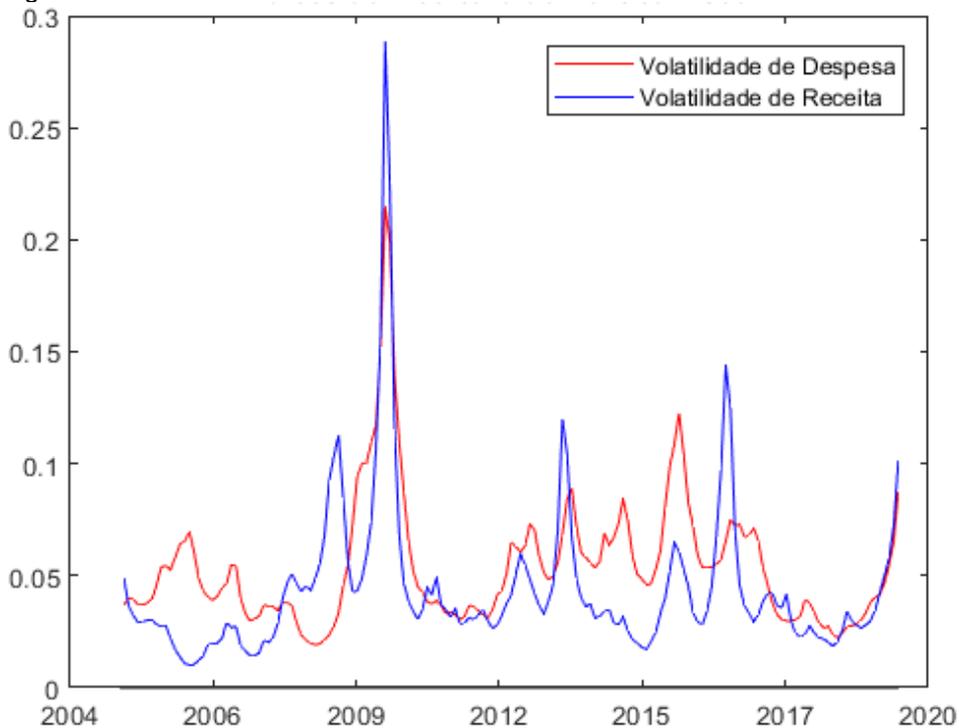
Se o valor proposto $\theta_{n,l}^*$, é rejeitado, obtém-se $\theta_{n+1,l} = \theta_{n,l}$. Esse passo é repetido para todos os p_n blocos antes do algoritmo recommençar do passo 1.

Estabelecendo $\nu = 5$ e iterando nas etapas 1 e 2, é possível obter amostras da distribuição a priori desejada, a qual é a distribuição invariável da cadeia de Markov resultante.

3.2.1.3 Séries de incerteza de política fiscal

As séries de incerteza de política fiscal foram extraídas a partir das séries de Receita Total e Despesa Total, Resultado do Tesouro Nacional (RTN), disponibilizadas pela Secretaria do Tesouro Nacional. As séries extraídas a partir do filtro de partículas são apresentadas na figura abaixo:

Figura 2- Índices de Incerteza de Política Fiscal



Fonte: Elaboração do autor.

O comportamento das séries para Receita e Despesa apresentam movimentos relativamente parecidos, com comportamento que acompanha momentos de crise da economia brasileira: os reflexos da crise financeira de 2009, seguidos das crises político-econômicas em 2013, no período do impeachment em 2016, voltando a apresentar crescimento da incerteza novamente em 2020.

3.3 INCERTEZA ECONÔMICA - λ

A estrutura a termo da taxa de juros altera seu comportamento ao longo dos ciclos econômicos, uma vez que a curva de juros possui informações importantes a respeito do ambiente de investimento, estabilidade do mercado financeiro e de expectativas macroeconômicas (HAN; JIAO; MA, 2020). Uma nova perspectiva de utilização dessas informações é através do fator de decaimento estimado a partir do modelo dinâmico de Nelson e Siegel (DNS).

Han, Jiao e Ma (2020) utilizam o modelo Nelson e Siegel livre de arbitragem para capturar os fatores de decaimento e encontram que o fator λ_t varia substancialmente ao longo do tempo e possui forte poder preditivo para as recessões e picos de crescimento econômico, uma vez que esses fatores estão relacionados com a percepção de risco econômico pelo mercado e incerteza.

Neste trabalho, o fator de decaimento variante no tempo λ_t , é calculado a partir do modelo DNS, dado pela seguinte equação:

$$y(\tau) = \beta_{1t} + \beta_{2t} \left(\frac{1 - e^{-\lambda_t \tau}}{\lambda_t \tau} \right) + \beta_{3t} \left(\frac{1 - e^{-\lambda_t \tau}}{\lambda_t \tau} - e^{-\lambda_t \tau} \right) \quad (3.16)$$

Em que β_{1t} , β_{2t} e β_{3t} são parâmetros que variam no tempo para os fatores latentes nível (L_t), inclinação (S_t) e curvatura (C_t) da curva de juros e λ_t é o fator de decaimento variante no tempo.

O fator de decaimento variante no tempo é calculado em cada ponto do tempo ao minimizar o erro quadrático médio entre a curva observada e a curva estimada. Assim, o ajuste do modelo requer a minimização de um erro de medida χ , o qual é baseado na diferença entre a curva observada e a curva estimada. A estimação foi

3.3 ESTRUTURA A TERMO DA TAXA DE JUROS

Para a estimação foram utilizados dados de fechamento mensais dos juros de contratos futuros de depósitos interfinanceiros (DI-futuro) disponibilizados pela BM&F Bovespa. A amostra é para o período entre 30 de novembro de 2004 a 30 de dezembro de 2019 com frequência mensal para 14 maturidades: 3, 6, 9, 12, 18, 21, 24, 27, 36, 42, 48 e 60 meses. Para as variáveis macroeconômicas utilizou-se a variação mensal do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) ($IPCA_t$) e o índice de atividade econômica do Banco Central (ibc_t). As variáveis estão disponíveis na base de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) e do Banco Central do Brasil.

3.4 RETORNOS DOS TÍTULOS

Seja um título zero-cupom que paga \$1 até o vencimento, cujo preço nominal no tempo t é dado por $P_t^{(\tau)}$, em que τ é a maturidade do título em meses. A taxa de juros continuamente composta, $y_t^{(\tau)}$, satisfaz a relação:

$$y_t^{(\tau)} \equiv -\frac{1}{\tau} p_t^{(\tau)} \quad (3.17)$$

em que $p_t^{(\tau)}$ é o log-preço do título zero cupom no período t ou seja, $p_t^{(\tau)} = \log P_t^{(\tau)}$. Seja h a frequência (em meses) na qual os retornos são calculados.

Seja $p_t^{(\tau)}$ o log-preço de um título zero-cupom com maturidade τ no período t . O log retorno de comprar um título de vencimento τ em t e vendê-lo como um título de vencimento $(\tau - h)$ no período $t + h$ é dado por:

$$r_{t+h}^{(\tau)} = p_{t+h}^{(\tau-h)} - p_t^{(\tau)} \quad (3.18)$$

em que h é o período de retenção em meses. O log-retorno em excesso é dado por:

$$rx_{t+h}^{(\tau)} = r_{t+h}^{(\tau)} - y_t^{(h)} \quad (3.19)$$

em que $y_t^{(h)}$ é a taxa zero-cupom para maturidade h no período t .

3.5 CURVA DE JUROS REAL

A construção da curva de juros real brasileira deu-se a partir das notas do Tesouro Nacional série B (NTN-B), que são títulos públicos com rentabilidade vinculada à

variação da inflação (IPCA), acrescida de juros definidos no momento da compra. Esses títulos pagam cupons de juros semestrais, compostos e apresentam um único fluxo de principal na data do vencimento. A taxa da NTN-B, divulgada oficialmente pela ANBIMA reflete a taxa interna de retorno do fluxo de pagamentos dos cupons de juros e do deságio ou ágio sobre o valor nominal atualizado do título (Brito, 2011). Uma vantagem das NTN-Bs é não apresentar o problema de *lag* na indexação, como ocorre no mercado de TIPS, uma vez que o juro é pago com base no nível corrente do IPCA, disponível com defasagem máxima de 15 dias (FURLANI; CALDEIRA, 2013).

3.6 OUTRAS VARIÁVEIS

Além das variáveis de incerteza, pretende-se utilizar também fatores de previsão de retornos já bem estabelecidos na literatura: os *spreads* entre taxas *forward*, como proposto por Fama e Bliss (1987), a combinação linear de taxas *forward* de Cochrane e Piazzesi (2005) e a combinação linear de macro-fatores de Ludvigson e Ng (2009) (respectivamente FB, CP e LN).

O *spread* entre taxas *forward* FB é dado por:

$$FB_{t+h}^{(\tau,h)} = f^{(\tau-h,\tau)} - hy_t^{(h)} \quad (3.20)$$

Assim, FB estima as equações de retornos em excesso como:

$$rx_{t+h}^{(\tau)} = \beta_0 + \beta_1 FB_t^{(\tau,h)} + \varepsilon_{t+h}^{(\tau)} \quad (3.21)$$

em que $\tau \in 2, \dots, 5$ denota o vetor de maturidades medido em anos.

Os fatores de Cochrane e Piazzesi (2005) são construídos pela regressão da média dos retornos em excesso sobre os juros de 1 ano e as taxas *forward*:

$$rx_{t+h}^{(\tau)} = \beta_0^{(\tau)} + \beta_1^{(\tau)} y_t^{(1)} + \beta_2^{(\tau)} f_t^{(\tau 2)} + \dots + \beta_5^{(\tau)} f_t^{(\tau 5)} + \varepsilon_{t+h}^{(\tau)} \quad (3.22)$$

Quando os coeficientes da regressão $\beta' = [\beta_1, \dots, \beta_5]' = 0$, essa especificação se reduz à hipótese das expectativas, em que os retornos em excesso não são previsíveis e o prêmio de risco é constante ao longo do tempo.

Ludvigson e Ng (2009) utilizam fatores de inflação e de crescimento da atividade real, construídos a partir de um painel de variáveis macroeconômicas. Suponha um painel $T \times m$ $\mathbf{x}_{i,j}$ gerados por um modelo de fatores

$$\mathbf{x}_{i,j} = \kappa_i \mathcal{F}_t + \epsilon_{i,t} \quad (3.23)$$

em que \mathcal{F}_t é um vetor $s \times 1$ de fatores comuns e $s \ll M$. O fator de componentes não observáveis \mathcal{F}_t é substituído por uma estimação $\hat{\mathcal{F}}_t$, obtida por análise de componentes principais. O fator LN é uma combinação linear dos componentes principais estimados extraídos de um conjunto de dados formados por 20 séries macroeconômicas, $\hat{\mathcal{F}}_t = \hat{\mathcal{F}}_{1,t}, \hat{\mathcal{F}}_{2,t}, \hat{\mathcal{F}}_{3,t}$

$$\text{LN}_t = \hat{\Psi}' \hat{\mathcal{F}}_t \quad (3.24)$$

em que $\hat{\Psi}$ é obtido pela projeção

$$\bar{r}\bar{x}_{t+h} = \psi_0 + \psi_1 \hat{\mathcal{F}}_{1,t} + \psi_2 \hat{\mathcal{F}}_{2,t} + \psi_3 \hat{\mathcal{F}}_{3,t} + \eta_{t+h} \quad (3.25)$$

Nesse estudo, pretende-se concentrar nos 3 primeiros componentes principais ($\hat{\mathcal{F}}_{1,t}, \hat{\mathcal{F}}_{2,t}, \hat{\mathcal{F}}_{3,t}$).

4 METODOLOGIA

As sessões a seguir apresentam as metodologias utilizadas para as análises em questão.

4.1 MODELO NELSON E SIEGEL

A representação da curva de juros desenvolvida por Nelson e Siegel (1987) tornou-se popular pelo seu ajuste flexível e parcimonioso e ganhou uma reinterpretação dinâmica por Diebold e Li (2016) a partir de um modelo de fatores dinâmicos:

$$y(\tau) = \beta_1 + \beta_2 \left(\frac{1-e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} \right) + \beta_3 \left(\frac{1-e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} - e^{-\lambda\tau} \right) \quad (4.1)$$

Em que $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ são parâmetros que variam no tempo para os fatores latentes nível (L_t), inclinação (S_t) e curvatura (C_t) da curva de juros. Na forma de estado de espaços, o modelo DNS segue o formato:

$$\mathbf{Y}_t + H\mathbf{x}_t + \omega_t \quad \omega_t \sim N(0, R) \quad (4.2)$$

$$\mathbf{x}_{t+1} = C + V\mathbf{x}_t + \nu_t \quad \nu_t \sim N(0, Q) \quad (4.3)$$

para $t = 1, \dots, T$ em que \mathbf{y}_t são as séries de interesse, \mathbf{x}_t é o vetor de estado, H, C e A são os coeficientes das matrizes e R e Q são as matrizes de variância.

O estudo pretende investigar a relação entre os fatores latentes da curva de juros L_t, S_t, C_t , a macroeconomia e a incerteza de política econômica. Para isso, utilizou-se as variáveis macroeconômicas acima descritas $ipca_t$ e ibc_t para representar o nível da atividade econômica e a taxa de inflação, respectivamente, como forma de capturar a dinâmica macroeconômica.

Inicialmente estimou-se um modelo para os fatores latentes acrescido do índice de incerteza de política econômica no conjunto de variáveis de estado (Yeld-EPU), em que $\mathbf{x}_t = (L_t, S_t, C_t, epu_t)$ e A é uma matriz 4x4. Em seguida, estimou-se uma nova especificação adicionando as variáveis macroeconômicas (Yeld-Macro-EPU), em que $\mathbf{x}_t = (L_t, S_t, C_t, ipca_t, ibc_t, epu_t)$ e A é uma matriz 6x6.

4.2 PREVISIBILIDADE DOS RETORNOS UTILIZANDO ÍNDICES DE INCERTEZA

Após a estimação do modelo de dinâmico de Nelson e Siegel, o intuito é investigar a habilidade preditiva não apenas do índice de incerteza de política econômica, mas também dos índices de incerteza de política fiscal e do fator de decaimento variante no tempo, para os retornos em excesso futuros dos títulos do Tesouro. Para testar se os índices de incerteza possuem informações não capturadas pelos preços dos títulos, a regressão estimada segue Ioannidis e Ka (2021), adicionando fatores da curva de juros em uma equação de previsão dos retornos em excesso que segue:

$$rx_{t+h}^{(\tau)} = \beta_0^{(\tau)} + \beta_1^{(\tau)} PC_t + \beta_2^{(\tau)} U_t + \varepsilon_{t+h}^{(\tau)} \quad (4.4)$$

em que $(PC_t = PC1_t, PC2_t, PC3_t)'$ são os três componentes principais da curva de juros - nível, inclinação e curvatura - que explica a maior parte da variação na estrutura a termo; U_t é o índice de incerteza utilizado na análise.

Além disso, pretende-se testar o poder de previsão dos índices de incerteza na presença dos outros fatores de previsão de retornos de Cochrane e Piazzesi (2005) e Ludvigson e Ng (2009), adicionando-os na equação (4.10):

$$rx_{t+h}^{(\tau)} = \beta_0^{(\tau)} + \beta_1^{(\tau)} PC_t + \beta_2^{(\tau)} U_t + \beta_3^{(\tau)} X_t + \varepsilon_{t+h}^{(\tau)} \quad (4.5)$$

em que X_t inclui os fatores CP e LN, discutidos previamente.

4.3 INCERTEZA NOS MODELOS AFINS DE ESTRUTURA A TERMO

A subseção a seguir apresenta o modelo de Adrian, Crump e Moench (2013), estimado para posterior análise.

4.3.1 Modelos afins de não-arbitragem

Os modelos afins de estrutura a termo tratam os juros como função de fatores latentes de estrutura a termo, como nível, inclinação e curvatura da curva de juros. O modelo assume K fatores de precificação X_t seguindo um VAR de primeira ordem tal que:

$$X_t = \mu + \Phi X_t + v_t \quad (4.6)$$

em que $v_{t+1} \sim N(0, \Sigma)$. A hipótese de não arbitragem implica que existe um kernel de precificação M_t que satisfaz a condição de precificação que segue:

$$P_t^{(\tau)} = E_t[M_{t+1}P_{t+1}^{(\tau-1)}] \quad (4.7)$$

em que $P_t^{(\tau)}$ é o preço de um título de maturidade τ no período t . Assume-se que o kernel de precificação é exponencialmente afim como:

$$M_{t+1} = \exp(-r_t - \frac{1}{2}\lambda'_t\lambda_t - \lambda'_t\Sigma^{-\frac{1}{2}}v_{t+1}) \quad (4.8)$$

A taxa de juros de curto prazo $r_t = \ln(P_t^{(1)})$ e o preço de risco de mercado λ_t são funções a fim dos fatores de precificação:

$$r_t = \delta_0 + \delta'_1 X_t \quad (4.9)$$

$$\lambda_t = \Sigma^{\frac{1}{2}}(\lambda_0 + \lambda_1 X_t) \quad (4.10)$$

em que δ_0 é um vetor de coeficientes $k \times 1$). A dinâmica do modelo de precificação (4.6), a taxa de juros de curto prazo (4.9), e o kernel de precificação (4.8) implicam que o preço do título pode ser expresso como:

$$P_t^{(\tau)} = \exp(A_\tau + B'_\tau X_t), \quad (4.11)$$

em que os *loadings* A_τ e B_τ seguem as recursões:

$$\beta^{(\tau)} = B'_{\tau} \quad (4.26)$$

Desse modo, o objetivo é testar a contribuição dos índices de incerteza no kernel de precificação (equação (4.8)) e no prêmio de risco. Tendo-se em conta que os modelos tradicionais para o kernel de precificação são funções da curva de juros observada, via componentes principais, a intenção é testar se a substituição de alguns dos componentes principais por componentes que não pertençam à curva de juros, como a incerteza de política econômica, podem ser usados para descrever o kernel de precificação e o prêmio de risco.

4.3.2 Avaliação econômica das previsões

Embora a análise principal do desempenho das previsões desse trabalho seja de base estatística, é interessante avaliar até que ponto os ganhos aparentes de precisão preditiva podem ser usados em tempo real para melhorar a utilidade econômica dos investidores, ou seja, traduzir em melhor desempenho do investimento. Diversos trabalhos, como Caldeira, Moura e Santos (2016), Gargano, Pettenuzzo e Timmerman (2019), mostram que significância estatística não necessariamente implica em significância econômica. Deste modo, avaliou-se também o valor econômico do poder de previsão dos retornos em excesso para os modelos neste trabalho apresentados, examinando os ganhos de utilidade dos investidores utilizando os modelos de previsão com índices de incerteza comparados à alternativa do modelo de previsão utilizando apenas os fatores principais da curva de juros.

Segundo Caldeira *et al.*, (2021), considerou-se um investidor de média variância com utilidade quadrática e aversão ao risco relativa γ que aloca sua carteira entre uma taxa livre de risco vs. um título com vencimento de 1 a 5 anos. Ao final de t , o investidor aloca a seguinte parcela de sua carteira para títulos com vencimento τ_1 durante $t + 1$:

$$w_{i,t} = \left(\frac{1}{\gamma}\right) \left(\frac{\hat{r}_{t+h}^{(\tau_i)}}{\hat{\sigma}_{t+h}^{2,(\tau_i)}}\right) \quad (4.27)$$

onde $\hat{r}_{t+h}^{(\tau_i)} = \tau_i y_t^{\tau_i} - (\tau_i - h) \hat{y}_{t+h}^{\tau_i-h}$ é uma previsão de retorno para o título com maturidade τ_i no tempo t e $\hat{\sigma}_i^2$ é uma previsão da variância dos retornos dos títulos. Ao longo do período de avaliação da previsão, o investidor percebe a utilidade média,

$$\hat{v}_i = \hat{\mu}_i - 0,5\gamma\hat{\sigma}_i^2 \quad (4.28)$$

em que $\hat{\mu}_i(\hat{\sigma}_i^2)$ é a média amostral (variância) da carteira formada com base em $\hat{r}_{t+h}^{(\tau_i)}$ e $\hat{\sigma}_i^2$ ao longo do período de avaliação da previsão.

A diferença entre a utilidade (4.21) com o modelo m e o modelo base de componentes principais da taxa de juros representa o ganho de utilidade resultante do uso da previsão dos modelos dos concorrentes dos retornos em excesso dos títulos no lugar da previsão utilizando o modelo com componentes principais da taxa de juros na decisão de alocação de ativos. Esse ganho de utilidade pode ser interpretado como a taxa de administração da carteira que um investidor estaria disposto a pagar para ter acesso às informações da previsão do modelo em relação às informações do modelo de componentes principais.

5 RESULTADOS

As subseções a seguir apresentam os resultados dos modelos estimados.

5.1 MODELO DNS DA ESTRUTURA A TERMO DA TAXA DE JUROS

Os resultados para o modelo de fatores e incerteza de política econômica são apresentados na tabela 1. Os valores em parênteses apresentam o p-valor para os parâmetros, com $\alpha = 0,10$. Como esperado, todos os fatores da curva de juros apresentam persistência significativa, assim como a incerteza de política, embora bem menos persistente. Os resultados sugerem que a incerteza de política econômica tem um impacto positivo e significativo no nível da curva de juros. Para a inclinação o impacto não é significativo.

Tabela 1- Parâmetros do modelo Yield-EPU

	L_{t-1}	S_{t-1}	C_{t-1}	epu_{t-1}	μ
L_t	0,996 (0,132)	0,040 (0,000)	0,011 (0,215)	0,068 (0,093)	-0,080 (0,244)
S_t	-0,022 (0,027)	-0,906 (0,000)	-0,055 (0,001)	0,068 (0,329)	0,216 (0,223)
C_t	0,032 (0,126)	-0,010 (0,404)	0,880 (0,000)	-0,898 (0,013)	1,339 (0,022)
epu_t	0,016 (0,000)	0,007 (0,077)	-0,007 (0,031)	0,747 (0,000)	0,330 (0,001)

Nota: P-valor em parênteses. $\alpha = 0,10$

Fonte: Elaboração do autor.

Os resultados para o modelo de fatores com incerteza de política econômica e variáveis macroeconômicas são apresentados na tabela 2. Começando pela inflação, esta vai ter efeito significativo apenas na inclinação da curva de juros, enquanto o índice de atividade econômica possui efeito positivo e significativo para o nível da curva de juros. Já para os fatores da curva de juros, a taxa de inflação é afetada significativamente pelo nível e curvatura. Quanto à incerteza de política econômica, um aumento no nível e na inclinação afetam significativamente o índice de incerteza, enquanto a curvatura possui efeito positivo e significativo. Já para o efeito oposto, os resultados para o modelo com variáveis macro seguem os resultados anteriores: como

esperado, um aumento da incerteza possui efeito positivo e significativo no nível e na inclinação da curva de juros.

A curva de juros ficará mais inclinada em momentos de aumento de incerteza de política econômica, o que pode ocorrer devido a uma redução maior das taxas de juros de curto prazo comparadas às taxas de longo prazo, ou mesmo pelo aumento das taxas de longo prazo. É esperado que em um momento de incerteza as taxas de curto prazo sejam reduzidas, uma vez que o aumento da incerteza ocorre em períodos econômicos recessivos. Nesses momentos, o consumo agregado cai devido a um aumento da poupança por precaução, o que eleva os preços dos títulos de curto prazo e reduz a taxa de juros (AMISANO; TRISANI, 2019). A partir de um modelo DSGE, Sinha (2016) investiga os efeitos da incerteza de política econômica - introduzida no modelo como um componente de volatilidade estocástica na regra de taxa de juros-, no comportamento otimizador das famílias e seus resultados sugerem que o aumento na incerteza de política monetária aumenta a poupança por precaução das famílias enquanto reduz produto, inflação e as taxas de juros de curto e longo prazo. Segundo o autor, os resultados sugerem efeitos semelhantes a um choque negativo de demanda.

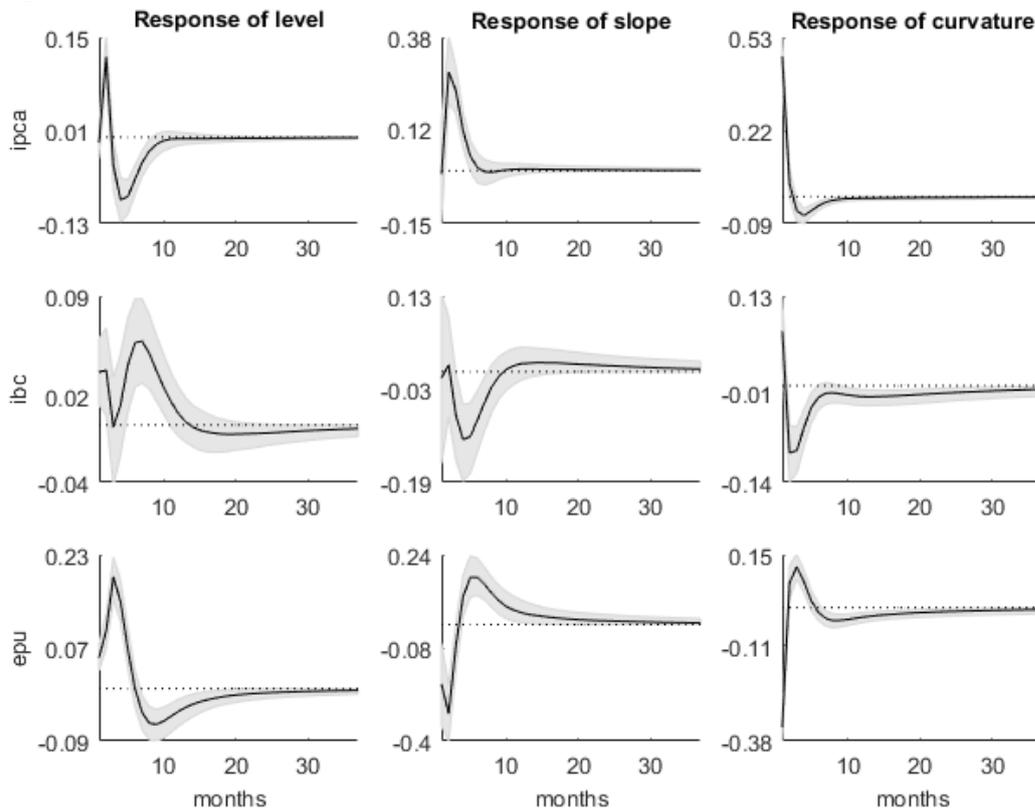
Além disso, a resposta do Banco Central para períodos de recessão é de cortes na taxa Selic, o que também reflete nas taxas de juros. Como pontua Castelnuovo (2019), o aumento da inclinação da curva de juros também pode ser explicado pelo comportamento dos investidores, que após um choque de incerteza decidem encurtar as maturidades de seus títulos como uma forma de reduzir os riscos de seus portfólios e evitar uma taxa de risco sub-ótima. Já para Bianchi, Kung e Tirsikh (2019), uma possível razão para uma curva de juros mais inclinada é que os títulos de longo prazo são menos seguros contra o risco de inflação. Outra explicação para o efeito da incerteza na inclinação da curva de juros está na formação das expectativas dos agentes racionais quanto ao produto e inflação e como impactam os juros de longo prazo. Devido à relação entre a política monetária e indicadores macroeconômicos, é possível que os agentes esperem uma taxa mais alta no longo prazo devido a uma recuperação econômica no médio prazo (CASTELNUOVO, 2019).

prêmio de risco. Entretanto, o impacto da incerteza nas taxas de juros de longo prazo ainda não é um consenso na literatura, já que é possível prever respostas contrastantes da taxa de juros a aumentos de incerteza. Tillmann (2021) avalia a resposta não linear da estrutura a termo da taxa de juros a choques de política monetária em períodos de incerteza e mostra que a incerteza de política monetária altera a forma como a curva de juros responde à política monetária: a taxa de juros de longo prazo é menos sensível a políticas contracionistas se a incerteza é alta no momento do choque. Segundo o autor, esse resultado é explicado devido à queda mais acentuada no prêmio de risco em momentos de incerteza alta, e está de acordo com os resultados por Crump, Eusepi e Moench (2018) e Rudebusch e Swanson (2012). Os efeitos encontrados para o nível da curva de juros e os resultados contrastantes pela literatura, tanto para os juros de longo prazo quanto para o prêmio de risco e expectativas de juros de curto prazo instiga a investigar os efeitos da incerteza de política econômica para o prêmio de risco do Brasil, o que será objeto de estudo da próxima sessão.

5.2.1 Função de Impulso-Resposta

A interação entre os fatores latentes, as variáveis macroeconômicas e a incerteza de política monetária também foram analisadas a partir das funções de impulso-resposta. A figura 4 apresenta as funções de resposta ao impulso para um horizonte de 36 meses para os fatores latentes da curva de juros. Como esperado, um choque na taxa de inflação gera um efeito positivo e significativo nos três fatores da curva de juros, porém, o efeito se dissipa por volta do décimo mês. A atividade econômica também apresenta efeitos significativos para nível, inclinação e curvatura, com persistência maior, por volta de 18 meses para nível e inclinação, mas bem menos persistente para a curvatura, o que é semelhante ao encontrado por Diebold, Rudebusch e Aruoba (2006). Os efeitos da incerteza de política econômica são positivos significativos para todos os fatores. É curioso notar que entre 10 e 12 meses após o choque, existe uma inversão de sinal no efeito da incerteza para todos os fatores. Esse resultado pode ser uma indicação do tempo que a economia brasileira leva para se recuperar após um choque recessivo.

Figura 4 - Impulso-resposta dos fatores da curva de juros

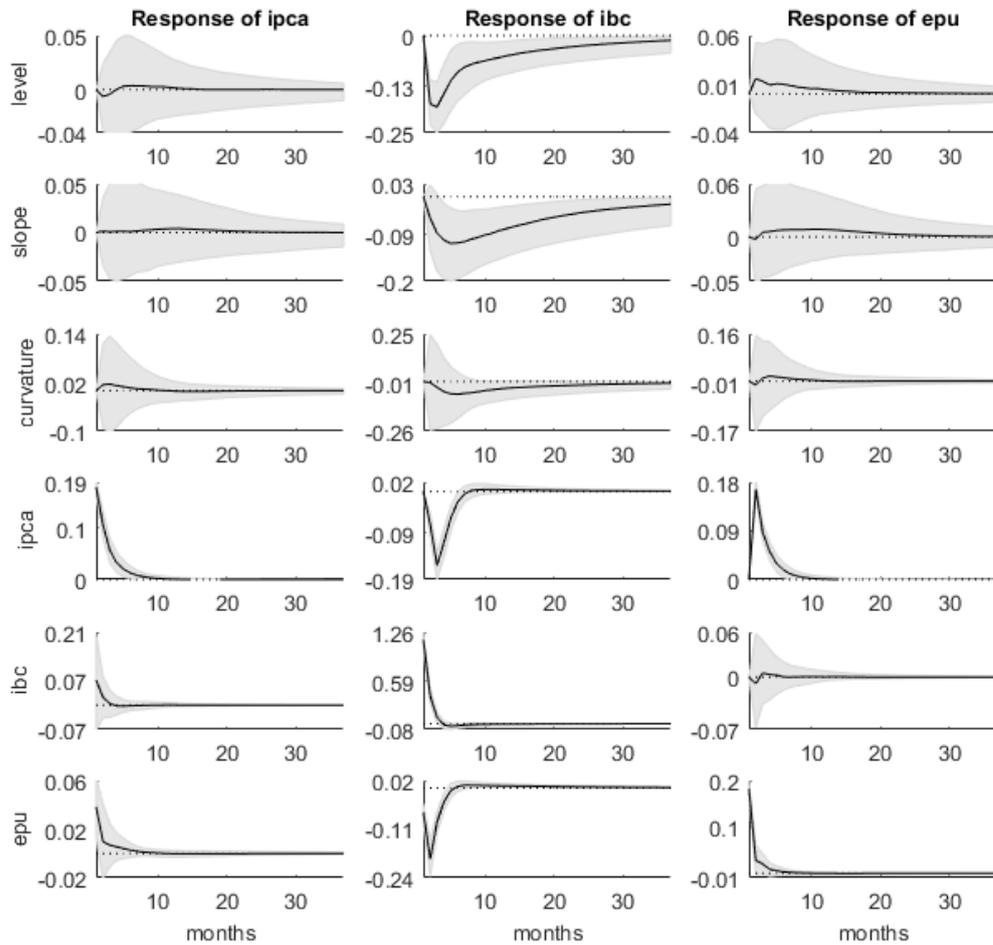


Fonte: Elaboração do autor

A figura 5 apresenta a resposta das variáveis macroeconômicas e incerteza de política econômica a choques nos fatores da curva de juros, nos fatores macro e na incerteza de política. Os fatores da curva de juros não geram efeitos significativos na taxa de inflação e na incerteza de política monetária. Um choque positivo no nível e na inclinação da curva de juros possuem efeitos negativos significativos no índice de atividade econômica. Um choque na taxa de inflação possui efeito negativo e significativo na atividade econômica e positivo na incerteza de política monetária. Esse resultado é consistente com um cenário de inflação alta, que provoca uma resposta de aumento da taxa de juros pela autoridade monetária e recuo da atividade econômica no curto prazo e consequente aumento da incerteza.

Já um choque na atividade econômica não gera efeitos significativos na inflação e no índice de incerteza.

Figura 5 - Impulso-resposta das variáveis macroeconômicas



Fonte: Elaboração do autor.

Um choque na incerteza de política monetária não possui efeito significativo na inflação, porém afeta negativamente e de maneira significativa a atividade econômica. Esse resultado em conjunto com os parâmetros estimados pelo modelo, sugerem que a incerteza de política econômica possui um efeito negativo no produto e positivo na inflação, resultado condizente com o encontrado por Castelnuovo (2019), que sugere que nesse caso, choques de incerteza possuem efeito semelhante a choques de oferta, ou seja, um choque produz efeitos opostos na inflação e no produto.

5.2 CURVA DE JUROS NOMINAL E EFEITO DOS ÍNDICES DE INCERTEZA NOS RETORNOS EM EXCESSO

As subseções a seguir apresentam os resultados para as estimações dentro e fora da amostra para a taxa de juros nominal.

5.2.1 Previsão dentro da amostra

As tabelas 5.3 a 5.6 apresentam os resultados das previsões dos retornos em excesso futuros, em que se testou o poder de previsão das variáveis de incerteza na presença dos fatores da curva de juros, utilizados como variáveis de controle. Analisando os resultados para retornos de 1 mês, as séries de incerteza pouco adicionam para esses retornos. Para títulos com 2 e 5 anos de maturidade nenhum dos índices são significativos, e para 3 e 4 anos o índice *EPU* é significativo a 10% e a 5% respectivamente. Entretanto, observa-se que o R^2 para essas regressões são muito baixos, indicando que essas variáveis possuem pouco poder preditivo para acrescentar à análise. Nas previsões dos retornos de 3 meses, embora o R^2 tenha aumentado consideravelmente para todas as regressões, apenas o índice λ_t será significativo para todas as maturidades analisadas. Para os retornos de 6 meses o efeito dos índices de incerteza aumenta substancialmente. Com exceção da série de volatilidade de despesa, todos os índices possuem efeito significativo e maiores quando comparados com os períodos de retenção de títulos anteriores. Para maturidade de 2 anos, apenas *EPU* e λ_t são significativos. Já para maiores maturidades, a volatilidade da receita ganha significância. Os resultados melhoram consideravelmente para 12 meses, em que todos os índices de incerteza são significativos para a previsão do retorno, com exceção da volatilidade de despesa para maturidade de 2 anos.

Em resumo, o índice de incerteza de política econômica não possui influência significativa para retornos em excesso de 1 a 3 meses, independente da maturidade. Entretanto, ao aumentar o tempo de espera, é possível perceber que a série de incerteza terá um peso significativo nos retornos, como mostra os resultados para 6 a 12 meses. É interessante notar que a influência da incerteza de política econômica nos retornos em excesso aumenta à medida que se aumenta as maturidades: no caso das séries de retorno de 12 meses por exemplo, o efeito da *EPU* para 2 anos é de

1.371, enquanto para 5 anos é de 5.289. Este resultado é o oposto daquele encontrado por Ioannidis (2021) para os retornos em excesso dos títulos do Tesouro americano, em que a série de EPU terá mais influência em menores maturidades e tempos de espera. O padrão encontrado para a série EPU repete-se para as séries de incerteza de política fiscal: tanto a volatilidade de receita quanto a volatilidade de despesa apresentam resultados positivos e significativos para maiores maturidades e maiores períodos de retenção dos títulos, com a sua influência sobre os retornos destacando-se à medida que aumenta as maturidades.

A exceção para essa regra é o λ_t , ou o fator de decaimento variante no tempo, que apresenta efeitos significativos já para as menores maturidades nos resultados para 3 meses. O impacto dessa série como variável de incerteza também é significativo ao analisar o R^2 das regressões: seu efeito é maior e mais significativo do que todas as outras séries testadas. Na série λ_t , conforme destaca Han, Jiao e Ma (2020), as variações do fator de decaimento da curva de juros ao longo do tempo estão relacionadas à percepção do mercado de risco econômico e incerteza. Assim, o resultado para a série do fator de decaimento indica que em momentos de maior percepção de risco e incerteza, haverá um aumento do prêmio de risco independente da maturidade e do período de retenção dos títulos.

O resultado aqui encontrado é consistente com aquele encontrado na seção anterior: a incerteza terá um efeito maior em longas maturidades. O maior impacto da incerteza para retornos em excesso de longas maturidades sugere que maior incerteza leva a uma maior inclinação da curva de juros e choques positivos de incerteza levam os títulos de longo prazo ficarem mais baratos relativos aos títulos de curto prazo, levando a um prêmio de risco mais alto, conforme os resultados encontrados por Bretcher (2020) ao avaliar os efeitos da incerteza de política fiscal no prêmio de risco.

Deste modo, percebe-se que no geral, a incertezas no cenário econômico contribuem substancialmente para o entendimento da dinâmica do retorno em excesso no mercado brasileiro de renda fixa. Além disso, no resultado dentro da amostra indica que não há evidências que corroborem a teoria da hipótese das expectativas para a curva de juros brasileira, conforme já demonstrado por Caldeira (2020). Segundo o autor, um dos motivos é devido à baixa habilidade do Banco Central de influenciar a taxa de juros de longo prazo através da política monetária.

Tabela 4 - Parâmetros das previsões *in sample* - 3-month-return

								Continua
Modelo	PC1	PC2	PC3	IF1	IF2	EPU	λ_t	R^2
<i>Rx(2)</i>	Modelo 1	0,085 (0,009)	0,26 (0,003)	0,135 (0,000)				0,267
	Modelo 2	0,076 (0,017)	0,113 (0,290)	0,136 (0,000)	0,163 (0,691)			0,082
	Modelo 3	0,062 (0,063)	0,021 (0,325)	0,137 (0,000)		0,492 (0,214)		0,082
	Modelo 4	-0,000 (0,996)	0,010 (0,800)	0,127 (0,000)			0,035 (0,449)	0,272
	Modelo 5	0,059 (0,007)	0,016 (0,302)	0,086 (0,000)				3,302 (0,000)
<i>Rx(3)</i>	Modelo 1	0,120 (0,005)	0,006 (0,826)	0,212 (0,000)				0,257
	Modelo 2	1,005 (0,007)	0,056 (0,853)	2,134 (0,006)	0,364 (0,628)			0,258
	Modelo 3	0,896 (0,037)	0,006 (0,982)	2,145 (0,000)		0,670 (0,407)		0,261
	Modelo 4	-0,248 (0,860)	-0,190 (0,730)	1,978 (0,000)			0,059 (0,342)	0,262
	Modelo 5	0,792 (0,006)	-0,081 (0,660)	0,688 (0,000)				5,163 (0,000)

Continuação

	Modelo	<i>PC1</i>	<i>PC2</i>	<i>PC3</i>	<i>IF1</i>	<i>IF2</i>	<i>EPU</i>	λ_r	R^2
<i>Rx(4)</i>	Modelo 1	0,554 (0,006)	-0,014 (0,943)	0,851 (0,000)					0,067
	Modelo 2	0,425 (0,083)	-0,021 (0,919)	0,861 (0,000)	0,232 (0,541)				0,068
	Modelo 3	0,397 (0,196)	-0,044 (0,835)	0,864 (0,800)			0,337 (0,453)		0,068
	Modelo 4	-1,267 (0,153)	-0,335 (0,222)	0,674 (0,000)			0,074 (0,048)		0,081
	Modelo 5	0,577 (0,023)	-0,006 (0,976)	0,894 (0,000)				-0,285 (0,514)	0,068
<i>Rx(5)</i>	Modelo 1	0,635 (0,014)	-0,124 (0,647)	1,036 (0,000)					0,062
	Modelo 2	0,460 (0,159)	-0,132 (0,631)	1,048 (0,000)	0,314 (0,527)				0,063
	Modelo 3	0,417 (0,322)	-0,166 (0,588)	1,054 (0,000)			0,469 (0,414)		0,068
	Modelo 4	-1,767 (0,255)	-0,547 (0,261)	0,802 (0,008)			0,098 (0,122)		0,076
	Modelo 5	0,670 (0,019)	-0,111 (0,588)	-4,288 (0,535)				-0,285 (0,445)	0,068

Fonte: Elaboração do autor.

Tabela 5 - Parâmetros das previsões *in sample* - 6-month-return

Continua

	Modelo	<i>PC1</i>	<i>PC2</i>	<i>PC3</i>	<i>IF1</i>	<i>IF2</i>	<i>EPU</i>	λ_t	R^2
<i>Rx(2)</i>	Modelo 1	0,227 (0,058)	0,111 (0,196)	0,071 (0,000)					0,191
	Modelo 2	0,174 (0,196)	0,108 (0,233)	0,369 (0,000)	0,095 (0,686)				0,193
	Modelo 3	0,127 (0,397)	0,092 (0,254)	0,051 (0,000)		0,213 (0,132)			0,203
	Modelo 4	-0,763 (0,059)	-0,063 (0,602)	0,269 (0,001)			0,041 (0,004)		0,257
	Modelo 5	0,168 (0,072)	0,090 (0,291)	0,256 (0,000)				7,315 (0,000)	0,322
<i>Rx(3)</i>	Modelo 1	0,323 (0,072)	0,042 (0,291)	0,581 (0,000)					0,204
	Modelo 2	0,189 (0,316)	0,035 (0,785)	0,590 (0,000)	0,239 (0,545)				0,209
	Modelo 3	0,151 (0,519)	0,009 (0,933)	0,595 (0,000)		0,369 (0,099)			0,261
	Modelo 4	-1,260 (0,068)	-0,237 (0,129)	0,427 (0,000)			0,065 (0,001)		0,276
	Modelo 5	0,240 (0,068)	0,012 (0,912)	0,427 (0,000)				10,301 (0,000)	0,314

Continuação

	Modelo	PC1	PC2	PC3	IF1	IF2	EPU	λ_t	R ²
<i>Rx(4)</i>	Modelo 1	0,438 (0,045)	-0,019 (0,902)	0,755 (0,000)					0,196
	Modelo 2	0,262 (0,254)	-0,028 (0,878)	0,768 (0,000)	0,314 (0,558)				0,196
	Modelo 3	0,193 (0,503)	-0,066 (0,628)	0,075 (0,000)		0,527 (0,091)			0,213
	Modelo 4	-1,595 (0,019)	-0,377 (0,059)	0,557 (0,000)			0,083 (0,000)		0,261
	Modelo 5	0,331 (0,052)	-0,057 (0,725)	0,558 (0,000)				13,229 (0,000)	0,29
<i>Rx(5)</i>	Modelo 1	0,541 (0,036)	-0,106 (0,573)	0,920 (0,000)					0,193
	Modelo 2	0,300 (0,300)	-0,118 (0,589)	0,937 (0,000)	0,433 (0,529)				0,198
	Modelo 3	0,227 (0,490)	-0,166 (0,309)	0,946 (0,000)		0,674 (0,089)			0,210
	Modelo 4	-1,848 (0,018)	-0,526 (0,028)	0,688 (0,000)			0,098 (0,000)		0,250
	Modelo 5	0,413 (0,046)	-0,151 (0,440)	0,683 (0,000)				15,902 (0,000)	0,285

Fonte: Elaboração do autor.

Tabela 6 - Parâmetros das previsões *in sample* - 12-month-return

								Continua	
	Modelo	PC1	PC2	PC3	IF1	IF2	EPU	λ_t	R^2
	Modelo 1	4,168 (0,000)	1,852 (0,010)	4,074 (0,001)					0,170
	Modelo 2	1,323 (0,003)	1,588 (0,000)	1,020 (0,012)	5,909 (0,360)				0,193
<i>Rx(2)</i>	Modelo 3	0,907 (0,157)	1,460 (0,000)	1,057 (0,000)		1,601 (0,025)			0,295
	Modelo 4	-1,689 (0,218)	1,016 (0,004)	0,671 (0,095)			1,371 (0,005)		0,302
	Modelo 5	1,490 (0,000)	1,546 (0,000)	0,694 (0,081)				2,025 (0,000)	0,319
	Modelo 1	3,032 (0,000)	2,078 (0,000)	2,711 (0,001)					0,209
	Modelo 2	2,142 (0,000)	2,033 (0,000)	2,774 (0,000)	1,595 (0,000)				0,218
<i>Rx(3)</i>	Modelo 3	1,434 (0,205)	1,770 (0,000)	2,841 (0,000)		3,429 (0,007)			0,264
	Modelo 4	-4,109 (0,124)	0,821 (0,163)	2,016 (0,006)			2,930 (0,003)		0,271
	Modelo 5	2,734 (0,000)	1,972 (0,000)	2,159 (0,007)				3,702 (0,000)	0,270

									Continuação
	Modelo	PC1	PC2	PC3	IF1	IF2	EPU	λ_t	R ²
<i>Rx(4)</i>	Modelo 1	4,168 (0,045)	1,852 (0,902)	4,074 (0,000)					0,170
	Modelo 2	2,836 (0,000)	1,786 (0,000)	4,168 (0,000)	23,850 (0,000)				0,180
	Modelo 3	1,739 (0,247)	1,384 (0,049)	4,270 (0,000)			52,111 (0,002)		0,230
	Modelo 4	-6,064 (0,122)	0,051 (0,951)	3,077 (0,002)			4,198 (0,002)		0,230
	Modelo 5	3,756 (0,000)	1,705 (0,009)	1,199 (0,006)				5,114 (0,000)	0,225
<i>Rx(5)</i>	Modelo 1	5,010 (0,000)	1,260 (0,181)	5,151 (0,001)					0,147
	Modelo 2	3,340 (0,000)	1,177 (0,000)	5,269 (0,000)	29,902 (0,000)				0,156
	Modelo 3	1,785 (0,349)	0,639 (0,482)	5,412 (0,000)			69,188 (0,000)		0,208
	Modelo 4	-7,880 (0,137)	-1,009 (0,356)	3,896 (0,002)			5,289 (0,012)		0,203
	Modelo 5	4,496 (0,001)	1,1077 (0,210)	4,201 (0,009)				6,370 (0,000)	0,196

Fonte: Elaboração do autor.

5.2.2 Previsão fora da amostra

Ao longo das últimas décadas muitos trabalhos buscaram encontrar fatores com poder de previsão dos retornos em excesso dos títulos, rejeitando assim, a Hipótese das Expectativas (HE), que propõe a estrutura a termo da taxa de juros composta pela expectativa da taxa de juros de curto prazo somada a um prêmio de risco constante. Em sua maioria, esses estudos empíricos sugerem que a HE não é consistente, uma vez que mostram prêmios de risco variantes ao longo do tempo. Entretanto, estudos que testam a performance desses fatores para previsões fora da amostra mostram que ainda não há um consenso. Como indica Thorton e Valente (2012) e Eriksen (2017), um bom ajuste dentro da amostra nem sempre significa uma boa performance fora da amostra. Ao investigar a previsibilidade fora da amostra de retornos em excesso, Thorton e Valente (2012) testam preditores baseados em taxas *forward* e seus resultados sugerem que modelos preditivos baseados em taxas *forward* não adicionam valor econômico significativo para os investidores. Bauer e Hamilton (2017) indica que preditores muito utilizados propostos por trabalhos reconhecidos não superam a performance do *benchmark* composto por três fatores da curva de juros. Ioanidis e Ka (2021) aderem a Bauer e Hamilton (2017) ao testar se a série de incerteza de política econômica, utilizada como um previsor adicional entrega uma performance de previsão fora da amostra melhor que o *benchmark* composto apenas por três fatores da curva de juros.

Nesta seção, o objetivo foi testar se as variáveis de incerteza previamente analisadas nos modelos dentro da amostra, apresentam boa performance nas previsões fora da amostra quando comparadas ao *benchmark* de um modelo de três fatores da curva de juros. As previsões são avaliadas pelo tamanho relativo do erro de previsão quadrático médio (MSE^u) quando comparado ao erro de previsão quadrático médio relativo ao *benchmark* (MSE^r).

O erro quadrático médio é dado por:

$$MSE_m^{(\tau)} = \frac{1}{T_S} \sum_{T_S}^{(\tau)} (rx_{t+1}^{(\tau)} - \widehat{rx}_{t+1,m}^{(\tau)})^2 \quad (5.1)$$

em que $rx_{t+1}^{(\tau)}$ é o retorno observado e $\widehat{rx}_{t+1,m}^{(\tau)}$ é o retorno predito pelo modelo candidato.

As taxas MSE (MSE^u)/(MSE^T) para as previsões fora da amostra dos retornos em excesso são apresentadas na tabela 8. A tabela 7 apresenta a descrição dos modelos avaliados nas previsões fora da amostra. O termo (MSE^u) é o erro de previsão quadrático médio do modelo de previsão com a variável de incerteza analisada com ou sem adição de variáveis de controle, como o fator sugerido por Ludvigson e Ng (2009), LN e o fator de Chochrane e Piazzesi, CP . Já o (MSE^r) é o erro quadrático médio de previsão do *benchmark* composto apenas pelos três primeiros componentes principais das taxas de juros. As taxas MSE avaliam se a performance relativa dos modelos compostos por variáveis de incerteza é menor que 1, indicando previsibilidade para fora da amostra das variáveis testadas. O p-valor é calculado a partir do teste de Clark e West (2007), utilizado para comparar a habilidade de previsão.

Tabela 7 - Tabela Descritiva dos Modelos - Previsões Fora da Amostra

MSE1	$PC + IF1$
MSE2	$PC + EPU$
MSE3	$PC + CP + IF1$
MSE4	$PC + CP + EPU$
MSE5	$PC + IF2$
MSE6	$PC + CP + IF2$
MSE7	$PC + LN + IF1$
MSE8	$PC + LN + IF2$
MSE9	$PC + LN + EPU$
MSE10	$PC + \lambda_t$
MSE11	$PC + LN + \lambda_t$
MSE12	$PC + CP + \lambda_t$

Fonte: Elaboração do autor.

PC : Componentes Principais

$IF1$: Incerteza de Política Fiscal – Despesa

$IF2$: Incerteza de Política Fiscal - Receita

EPU : Incerteza de Política Econômica

λ_t : Incerteza Econômica

CP : Fator de Cochrane e Piazzesi (2005)

LN : Fator de Ludvigson e Ng (2009)

Tabela 8 - Parâmetros das previsões *out-of-sample*

Continua

<i>1m-holding-Period</i>	MSE1	MSE2	MSE3	MSE4	MSE5	MSE6
Rx (2)	1,013	1,031	1,009	1,027	1,007	1,002
cw	(0,815)	(0,993)	(0,520)	(0,910)	(0,679)	(0,419)
Rx (3)	1,006	1,029	1,010	1,031	1,012	1,016
cw	(0,799)	(0,993)	(0,786)	0,995	(0,765)	(0,832)
Rx (4)	1,004	1,029	1,002	1,027	1,013	1,009
cw	(0,583)	(0,989)	(0,402)	(0,947)	(0,771)	(0,598)
Rx (5)	1,006	1,029	1,010	1,031	1,012	1,016
cw	(0,799)	(0,993)	(0,786)	(0,995)	(0,765)	(0,832)
<i>3m-holding-Period</i>	MSE1	MSE2	MSE3	MSE4	MSE5	MSE6
Rx (2)	1,002	1,000	0,995	1,004	1,010	1,001
cw	(0,506)	(0,325)	(0,220)	(0,298)	(0,654)	(0,281)
Rx (3)	0,999	0,978	0,998	0,986	1,021	1,017
cw	(0,338)	(0,150)	(0,291)	(0,187)	(0,819)	(0,551)
Rx (4)	0,991	0,973	0,987	0,981	1,022	1,013
cw	(0,067)	(0,130)	(0,179)	(0,154)	(0,839)	(0,461)
Rx (5)	0,994	0,968	0,988	0,973	1,026	1,015
cw	(0,086)	(0,110)	(0,187)	0,121	(0,850)	(0,494)
<i>6m-holding-Period</i>	MSE1	MSE2	MSE3	MSE4	MSE5	MSE6
Rx (2)	0,973	1,021	1,010	1,071	1,040	0,977
cw	(0,054)	(0,778)	(0,178)	(0,766)	0,650	0,554
Rx (3)	0,958	0,994	0,985	1,036	1,024	0,965
cw	(0,014)	(0,215)	(0,149)	(0,470)	(0,796)	(0,658)
Rx (4)	0,944	0,976	0,971	1,019	1,026	0,951
cw	(0,004)	(0,097)	(0,096)	(0,282)	(0,819)	(0,600)
Rx (5)	0,953	0,960	0,974	0,998	1,031	0,944
cw	(0,002)	(0,049)	(0,104)	(0,146)	(0,843)	(0,588)
<i>12m-holding-Period</i>	MSE1	MSE2	MSE3	MSE4	MSE5	MSE6
Rx (2)	1,030	1,031	1,089	1,045	1,010	1,119
cw	(0,222)	(0,109)	(0,0018)	(0,009)	(0,061)	(0,554)
Rx (3)	0,976	0,995	0,907	0,912	0,972	0,954
cw	(0,128)	(0,046)	(0,001)	(0,001)	(0,000)	(0,003)
Rx (4)	0,957	0,975	0,803	0,822	0,955	0,852
cw	(0,091)	(0,031)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Rx (5)	0,945	0,958	0,742	0,773	0,949	0,792
cw	(0,066)	(0,024)	(0,000)	(0,000)	(0,002)	(0,000)

Continuação

1m-holding-Period	MSE7	MSE8	MSE9	MSE10	MSE11	MSE12
Rx(2)	1,016	1,011	f 1,031	1,049	1,058	1,044
cw	(0,802)	(0,710)	(0,967)	(0,969)	(0,247)	(0,085)
Rx (3)	1,004	1,011	1,023	1,052	1,061	1,055
cw	(0,530)	(0,636)	(0,881)	(0,945)	(0,178)	(0,145)
Rx (4)	1,000	1,010	1,022	1,064	1,070	1,062
cw	(0,370)	(0,646)	(0,913)	(0,956)	(0,280)	(0,201)
Rx (5)	0,999	1,014	1,021	1,071	1,075	1,066
cw	(0,368)	(0,733)	(0,953)	(0,953)	(0,381)	(0,243)
3m-holding-Period	MSE7	MSE8	MSE9	MSE10	MSE11	MSE12
Rx(2)	1,022	1,027	1,019	0,588	0,593	0,587
cw	(0,931)	(0,923)	(0,540)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Rx (3)	1,017	1,037	0,998	0,618	0,624	0,621
cw	(0,968)	(0,953)	(0,259)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Rx (4)	1,001	1,028	0,986	0,630	0,632	0,632
cw	(0,406)	(0,877)	(0,187)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Rx (5)	0,998	1,027	0,978	0,641	0,642	0,642
cw	(0,335)	(0,813)	(0,145)	0,000	(0,000)	0,000
6m-holding-Period	MSE7	MSE8	MSE9	MSE10	MSE11	MSE12
Rx(2)	0,956	0,985	0,996	0,855	0,837	0,888
cw	(0,025)	(0,170)	(0,280)	(0,004)	0,003	0,007
Rx (3)	0,930	0,988	0,968	0,888	0,861	0,914
cw	(0,010)	(0,216)	(0,085)	(0,005)	(0,002)	(0,011)
Rx (4)	0,905	0,977	0,941	0,888	0,852	0,917
cw	(0,004)	(0,138)	(0,035)	(0,005)	(0,002)	(0,013)
Rx (5)	0,906	0,974	0,922	0,892	0,850	0,918
cw	(0,004)	(0,128)	(0,019)	(0,005)	(0,002)	(0,015)
12m-holding-Period	MSE7	MSE8	MSE9	MSE10	MSE11	MSE12
Rx(2)	0,972	0,920	0,962	0,942	0,916	0,956
cw	(0,036)	(0,008)	(0,021)	(0,040)	(0,001)	(0,000)
Rx (3)	0,907	0,872	0,927	0,956	0,918	0,850
cw	(0,016)	(0,001)	(0,012)	(0,042)	(0,001)	(0,000)
Rx (4)	0,888	0,855	0,912	0,956	0,914	0,770
cw	(0,012)	(0,001)	(0,009)	(0,037)	(0,001)	(0,000)
Rx (5)	0,873	0,851	0,898	0,955	0,906	0,731
cw	(0,009)	(0,001)	(0,007)	(0,037)	(0,001)	(0,000)

Fonte: Elaboração do autor

A tabela 8 apresentam os resultados de previsão do retorno em excesso para 1, 3, 6 e 12 meses. Os resultados sugerem que as variáveis de incerteza não possuem boa performance para 1 mês e nenhum modelo dispõe de diferenças significativas ao modelo de 3 fatores. Os resultados começam a apresentar melhoras significativas com o aumento do período de retenção dos títulos: no painel b e c é possível notar o

poder preditivo da variável λ_t para todos os retornos, assim como da *V. Despesa* e *EPU* para os retornos de longo prazo. Entretanto, a previsibilidade dos retornos utilizando variáveis de incerteza mostra-se considerável ao analisar os resultados para 12 meses, em que todas as variáveis de incerteza apresentam poder de previsão significativo e superam o modelo *benchmark* em quase todas as análises, sobressaindo-se nos títulos de maturidades mais longas. Deste modo, os resultados sugerem que variáveis que capturam a incerteza do cenário econômico contém informações complementares que produzem ganhos significativos em previsões fora da amostra.

5.2.3 Avaliação econômica das previsões

O foco desta seção é avaliar se os ganhos de precisão preditiva se convertem em ganhos de utilidade econômica para os investidores. Diversos trabalhos buscaram compreender de que maneira a significância estatística e a significância econômica das previsões estão relacionadas e esses trabalhos encontraram resultados contrastantes.

Thornton e Valente (2012) avaliam o valor econômico da capacidade de previsão de modelos empíricos baseados em taxas *forward* em uma estratégia de alocação dinâmica de ativos. Assim, avaliam o ganho econômico dos investidores que explora a previsibilidade dos retornos excedentes dos títulos em relação à alternativa de não previsibilidade consistente com a hipótese das expectativas. Os resultados encontrados pelos autores mostram que a informação contida nas taxas *forward* não gera valor econômico sistemático para os investidores. Assim, esses modelos não superariam o *benchmark* de não previsibilidade. Além disso, seu desempenho relativo se deteriora ao longo do tempo.

Sarno, Schneider e Wagner (2016) propõem um modelo afim de estrutura a termo para ajuste da curva de juros e dos retornos em excesso. Embora o modelo consiga prever o modelo com alta precisão preditiva e alto R^2 , não é capaz superar a hipótese de expectativas nas previsões fora da amostra em termos de valor econômico, revelando um contraste geral entre métricas estatísticas e econômicas de avaliação de previsão. Segundo os autores, o modelo gera principalmente valor econômico positivo (negativo) durante períodos de alta (baixa) incerteza macroeconômica.

Já Gargano, Pettenuzzo e Timmermann (2016) avaliam a previsibilidade de retornos em excesso de títulos do Tesouro dos EUA com maturidades entre dois e cinco anos, utilizando como preditores a variável de *forward spread* de Fama e Bliss (1987), o fator de taxas *forward* de Cochrane e Piazzesi (2005) e o fator de variáveis macro de Ludvigson e Ng (2009) e seus resultados sugerem significância tanto estatística quanto econômica para as previsões dos retornos em excesso. Segundo os autores, esses resultados contrastantes com os resultados de Thornton e Valente (2012) se devem às informações dos fatores macroeconômicos (*unspanned by the yields*) em conjunto com a modelagem da volatilidade estocástica e de parâmetros variantes no tempo.

A tabela 5.9 apresenta os ganhos médios de utilidade no retorno percentual anualizado para um investidor de média-variância com $\gamma = 5$ que aloca títulos de maturidade até 5 anos e títulos livre de riscos, utilizando os modelos apresentados nessa seção, quando comparados ao modelo *benchmark* de componentes principais da curva de juros.

Os resultados mostram que vários dos modelos testados apresentam ganhos de utilidade econômica, especialmente para *holding periods* de 1 a 6 meses. Assim como ocorreu na avaliação estatística, os modelos que utilizam o fator de decaimento λ_t são os que apresentam maiores ganhos e melhores resultados de previsão. Entretanto, de uma maneira geral, os resultados contrastam com a avaliação estatística: enquanto esta apresenta melhores resultados para maiores períodos de retenção dos títulos e maturidades mais longas, naquela os ganhos de previsão são maiores para horizontes e maturidades menores. O que de certo modo, está de acordo com Thornton e Valente (2012), uma vez que o desempenho relativo dos modelos se deteriora ao longo do tempo.

Tabela 9 - Avaliação Econômica: Previsões Juros Nominais

				Continua
<i>1-month holding period</i>	RX(2)	RX(3)	RX(4)	RX(5)
MSE1	0,010	0,070	-0,199	-0,216
MSE2	0,117	-0,167	-0,487	-0,766
MSE3	0,244	0,097	0,256	0,322
MSE4	0,157	0,018	0,020	-0,062
MSE5	0,174	0,153	0,080	0,131
MSE6	-0,062	0,123	-0,161	-0,180
MSE7	0,085	0,134	0,091	0,187
MSE8	0,402	0,995	0,804	0,353
MSE9	0,381	0,979	1,079	0,662
MSE10	0,323	1,008	0,764	0,291
MSE11	0,638	0,561	0,261	-0,282
MSE12	-0,782	-0,097	-0,569	-0,818
<i>3-month holding period</i>	RX(2)	RX(3)	RX(4)	RX(5)
MSE1	-0,187	0,374	0,480	-0,149
MSE2	0,424	-1,941	-2,129	0,557
MSE3	0,070	1,520	2,052	0,573
MSE4	0,483	-0,725	-0,468	0,435
MSE5	-0,131	1,765	2,283	0,431
MSE6	-0,274	0,773	0,827	0,135
MSE7	-0,175	1,912	2,389	0,614
MSE8	-0,225	0,405	0,833	-0,407
MSE9	-0,029	0,037	0,392	-0,286
MSE10	-0,314	0,810	1,176	-0,090
MSE11	0,518	-2,358	-2,269	0,607
MSE12	1,193	7,408	7,481	2,361
<i>6-month holding period</i>	RX(2)	RX(3)	RX(4)	RX(5)
MSE1	0,289	0,509	0,300	0,141
MSE2	-0,358	-1,294	-1,736	-2,116
MSE3	1,235	1,276	1,255	0,620
MSE4	1,441	0,259	-0,188	-1,301
MSE5	1,483	1,602	1,439	0,674
MSE6	0,477	0,740	0,392	0,080
MSE7	1,491	1,651	1,441	0,667
MSE8	0,621	1,091	0,880	0,488
MSE9	0,183	0,628	0,629	0,353
MSE10	0,871	-0,559	1,088	0,513
MSE11	0,072	0,007	-1,013	-1,618
MSE12	3,399	4,950	4,473	3,104

	Continuação			
<i>12-month holding period</i>	RX(2)	RX(3)	RX(4)	RX(5)
MSE1	0,810	-1,189	-0,882	-0,395
MSE2	0,286	-1,575	-2,398	-2,669
MSE3	-0,323	-3,069	-2,315	-1,184
MSE4	-0,252	-2,630	-2,528	-2,345
MSE5	-0,742	-2,649	-2,083	-1,269
MSE6	0,916	-1,378	-0,973	-0,572
MSE7	-0,218	-2,667	-2,170	-1,390
MSE8	-0,698	-3,182	-3,353	-2,358
MSE9	-0,241	-2,138	-2,478	-1,783
MSE10	-0,648	-3,344	-3,409	-2,227
MSE11	-0,433	-2,383	-3,100	-3,394
MSE12	0,851	-0,578	-0,762	-1,151

Fonte: Elaboração do autor.

Valores significativos em negrito. Nível de significância = 0,10

5.2.4 Incerteza econômica no prêmio pelo risco

Os resultados apresentados nas seções anteriores indicam que variáveis que capturam as condições do cenário macroeconômico, como variáveis de incerteza, podem acrescentar informações significativas aos exercícios de previsão de retornos em excesso, principalmente quando comparados aos modelos que utilizam apenas os componentes principais da curva de juros. Nesta seção, o objetivo é verificar se existe contribuição das variáveis de incerteza econômica no kernel de precificação quando comparados a uma estrutura de fatores da curva de juros.

Como pontua Ioannidis (2021), os modelos tradicionais de kernel de precificação são construídos em sua maioria em função da curva de juros observada, via componentes principais. Como sugerido por este, examina-se aqui, se a substituição de alguns componentes principais por variáveis macroeconômicas pode ser utilizada para a descrição do kernel de precificação e do prêmio de risco.

A taxa de juros com maturidade n satisfaz a seguinte identidade:

$$y_t^{(n)} = \frac{1}{n} \sum_{\tau=1}^{n-1} E_t[y_{t+\tau}^{(1)}] + tp_t^{(n)} \quad (5.1)$$

em que $y_t^{(1)}$ é a taxa de juros de curto prazo livre de risco e $tp_t^{(n)}$ é o prêmio a termo de um título de n maturidades. A taxa média de curto prazo livre de risco é o

componente de expectativas do título de n -meses, o que corresponde à taxa de juros de acordo com a HE. O prêmio de risco pode ser expresso utilizando o retorno em excesso esperado $rx_{t+1}^{(n)}$ como:

$$tp_t^{(n)} = \frac{1}{n} \sum_{\tau=1}^{n-1} E_t[rx_{t+\tau+1}^{(n-\tau)}] \quad (5.2)$$

De acordo com Ioannidis (2021), a estimação precisa dessa quantidade exige que o conjunto de informações reflita toda a informação relevante, não apenas aquela existente na estrutura a termo. Seguindo a HE, calcula-se a taxa de juros utilizando os parâmetros do preço de risco (λ_0 e λ_1) e o conjunto de informações X e seus momentos. Assim, o prêmio de risco do modelo pode ser estimado pela diferença entre a taxa de juros ajustada e a taxa esperada para cada maturidade.

O ajuste de modelos para o kernel de precificação baseado apenas nos componentes principais não leva em conta fatores que podem determinar o preço de risco além daqueles contidos na estrutura a termo da taxa de juros observada. Deste modo, seguindo Ioannidis (2021), estima-se nesta seção, um modelo afim de cinco fatores, contendo os três fatores principais da curva de juros, o fator de CP, de Cochrane e Piazzesi (2005) e cada uma das variáveis de incerteza. A previsão dos cinco componentes determinará o preço de risco e prêmio a termo.

Ao incluir uma variável de incerteza no modelo, testa-se quais contribuições essas variáveis podem trazer para a dinâmica do prêmio de risco e das expectativas quando comparado a um modelo utilizando os 5 primeiros componentes principais da curva de juros, como proposto por Adrian, Crump e Moench (2013). Assim sendo, o modelo afim composto por variáveis de incerteza terá o seguinte vetor de precificação:

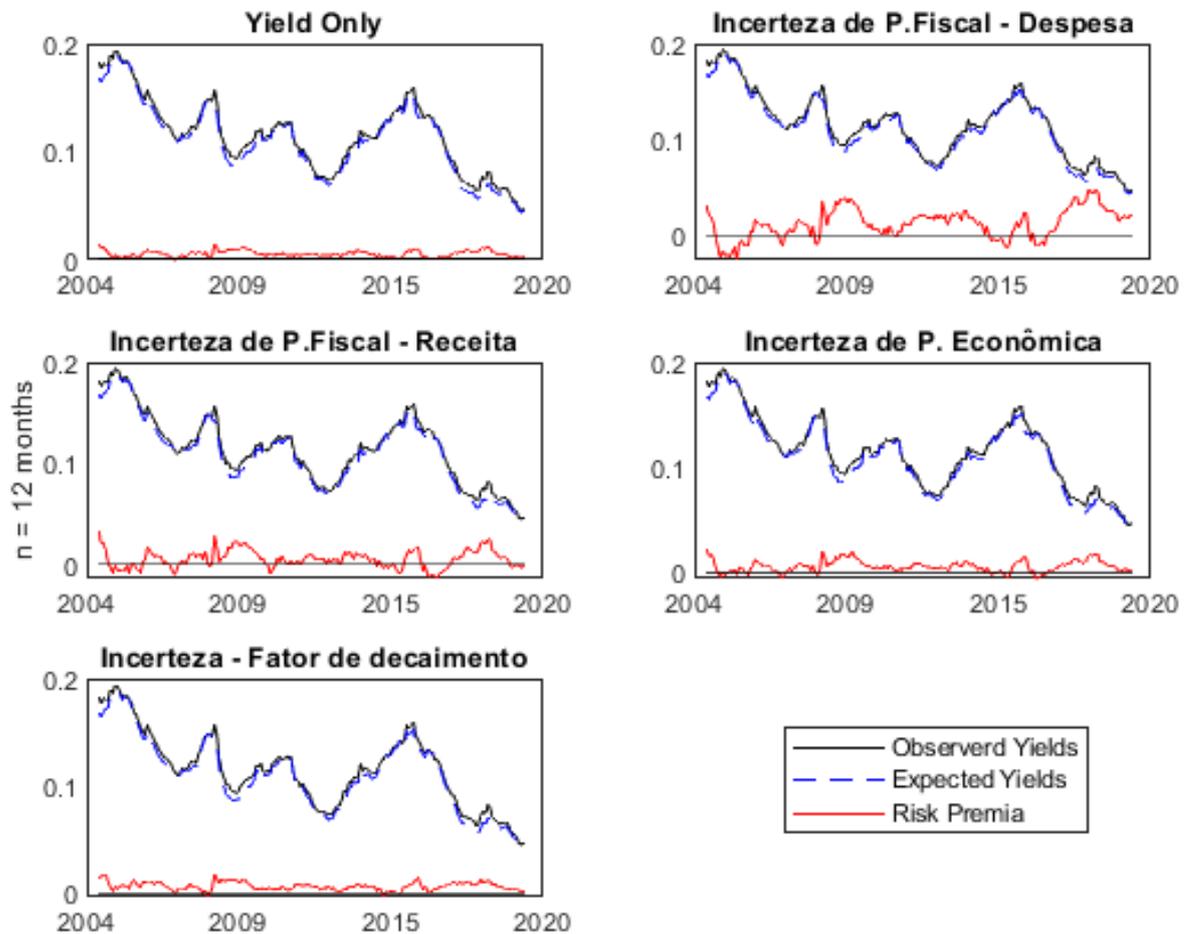
$$X_t = [PC1_t; PC2_t; PC3_t; CP_t; U_t] \quad (5.3)$$

em que $PC1_t$, $PC2_t$ e $PC3_t$ são os três componentes principais da curva de juros, CP_t é o fator de Cochrane e Piazzesi (2005) e U_t será uma das variáveis de incerteza: Incerteza de Política Fiscal: $V.Despesa$, $V.Receita$, Incerteza de Política Econômica: EPU e o fator de decaimento variante no tempo λ_t .

As figuras 6, 7 e 8 apresentam as curvas de juros observadas e esperadas para as maturidades de 12, 36 e 60 meses respectivamente para todos os modelos

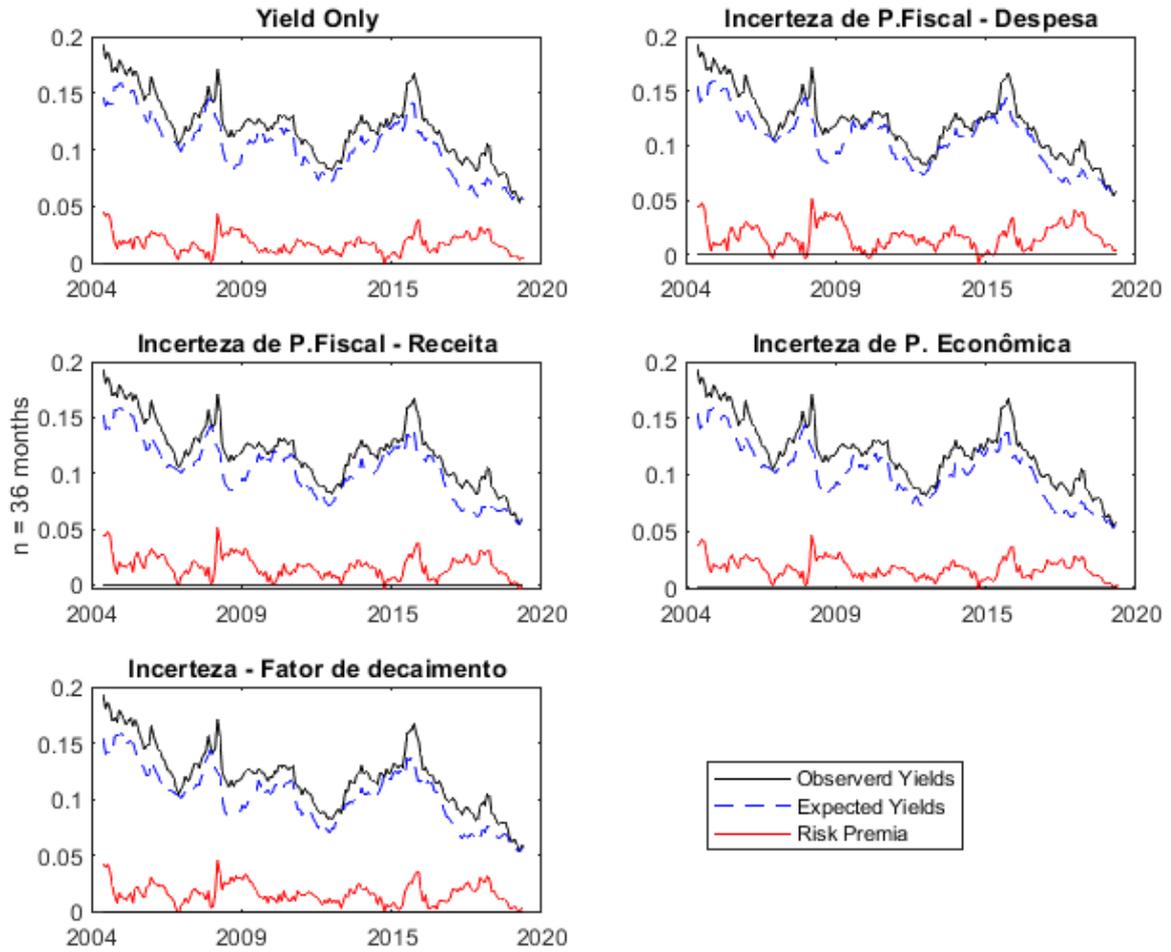
estimados. Como esperado, a taxa de juros de curto prazo esperada é bem próxima dos valores observados da curva de juros para menores maturidades. A distância entre as duas séries aumenta à medida que se aumenta as maturidades, assim como o prêmio de risco.

Figura 6 - Curvas de juros observadas e esperadas (12 meses)



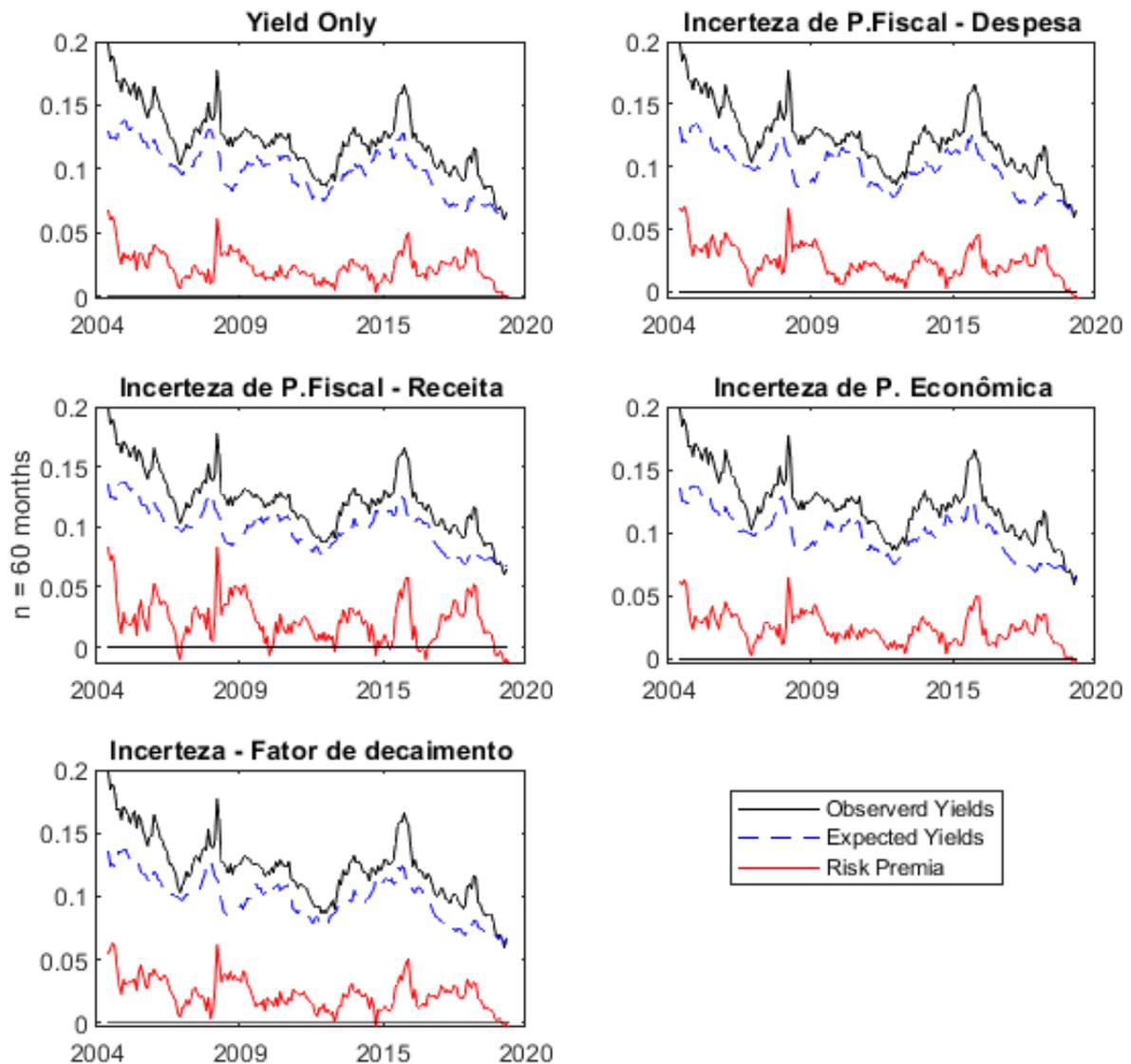
Fonte: Elaboração do autor.

Figura 7 - Curvas de juros observadas e esperadas (36 meses)



Fonte: Elaboração do autor.

Figura 8 - Curvas de juros observadas e esperadas (60 meses)

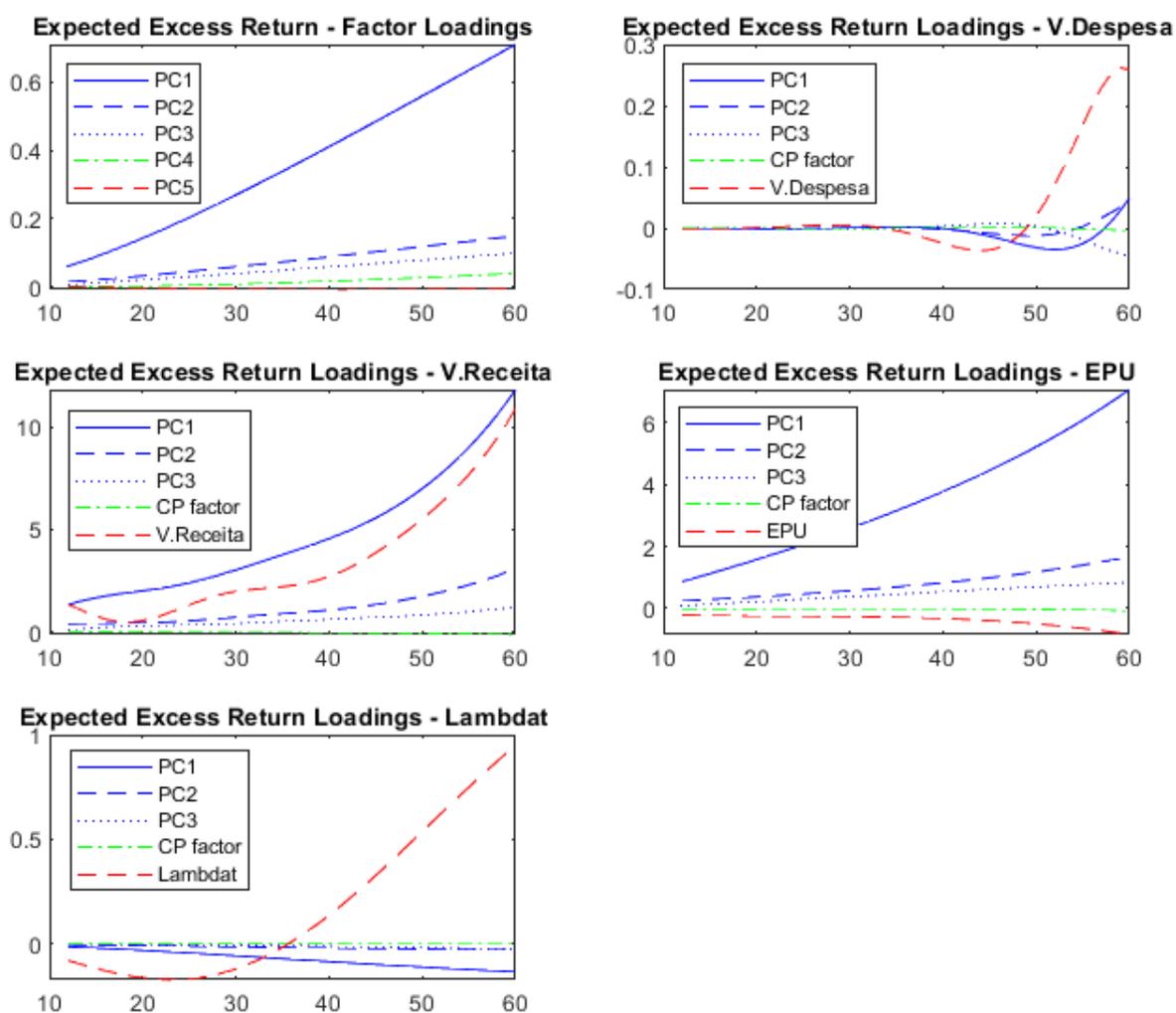


Fonte: Elaboração do autor.

A figura 9 apresenta a carga de fatores para os retornos em excesso, em que é possível verificar que, com exceção para a EPU, em que os valores ficam próximos de zero, as variáveis de incerteza projetam um retorno em excesso positivo ao longo da curva de juros e que aumenta à medida em que se aumenta as maturidades. No modelo de 5 fatores, o fator que representa o nível da curva de juros é o que mais contribui para a previsão do retorno em excesso. O prêmio de risco adicional exigido para maturidades de 60 meses é justificado por uma série de razões já documentadas em diversos trabalhos. Bloom (2009) e Baker, Bloom e Davis (2016) mostram como a incerteza econômica está diretamente relacionada com os ciclos econômicos de médio prazo e associado aos preços dos títulos de maturidades entre 60-80 meses.

Gürkaynak, Sack e Swanson (2005) mostram como choques macroeconômicos nas curvas de juros possuem efeitos mais proeminentes nos títulos de médio-prazo, de 4 a 5 anos, quando comparados com títulos de maturidades de curto e longo prazos. Ioannidis (2021) analisa o impacto da incerteza de política econômica nos retornos em excesso dos títulos americanos e seus resultados sugerem que a influência da EPU nos retornos em excesso possui picos entre 60 e 80 meses.

Figura 9 - *Loadings* do retorno esperado

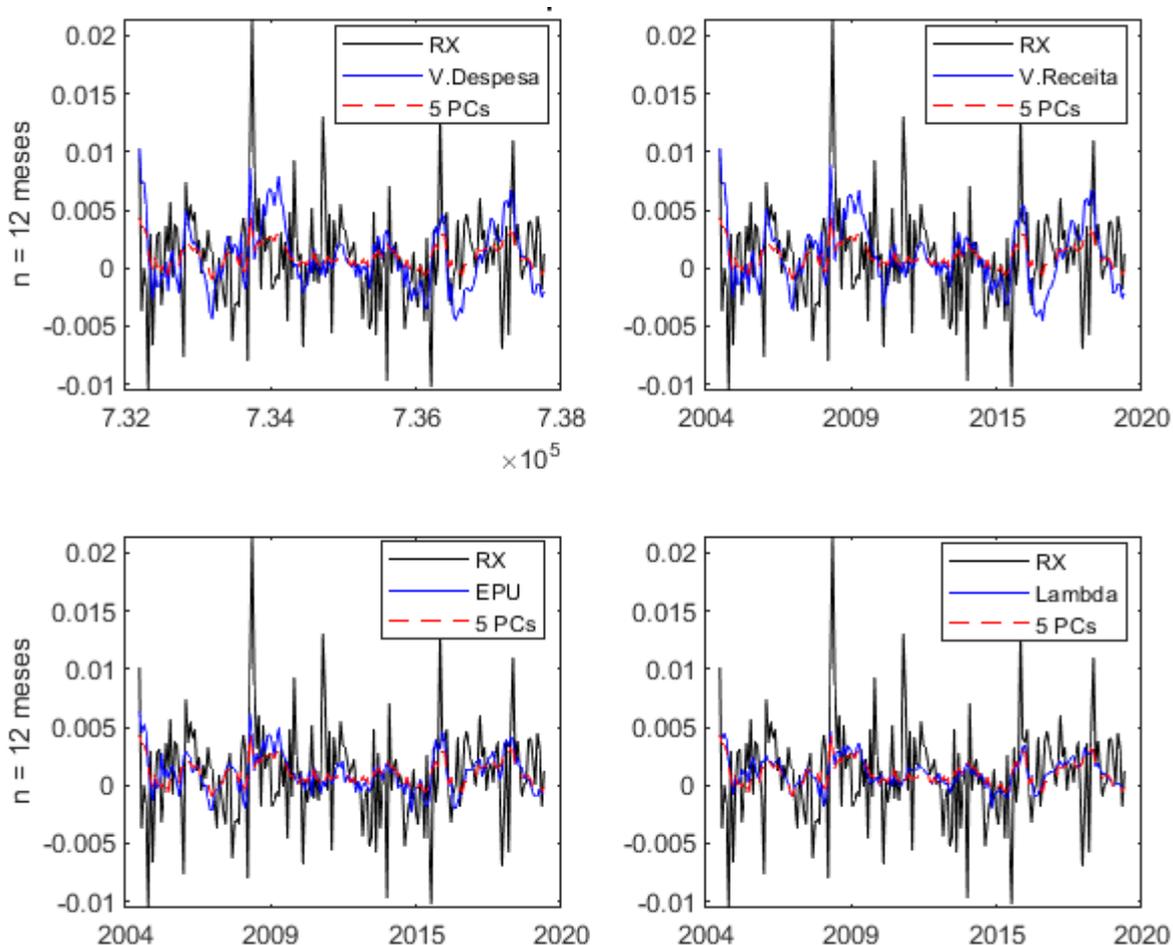


Fonte: Elaboração do autor.

As figuras 10, 11 e 12 mostram os retornos em excesso esperados extraídos a partir do modelo ACM utilizando 5 fatores e as variáveis de incerteza comparados aos retornos em excesso observados. Embora as séries apresentem comportamento semelhantes, especialmente para a maturidade de 36 meses, é possível perceber que

as variáveis de incerteza de política fiscal capturam melhor a volatilidade dos retornos em excesso quando analisadas as séries para 12 e 60 meses.

Figura 10 - Retorno em excesso observado e esperado (12 meses)

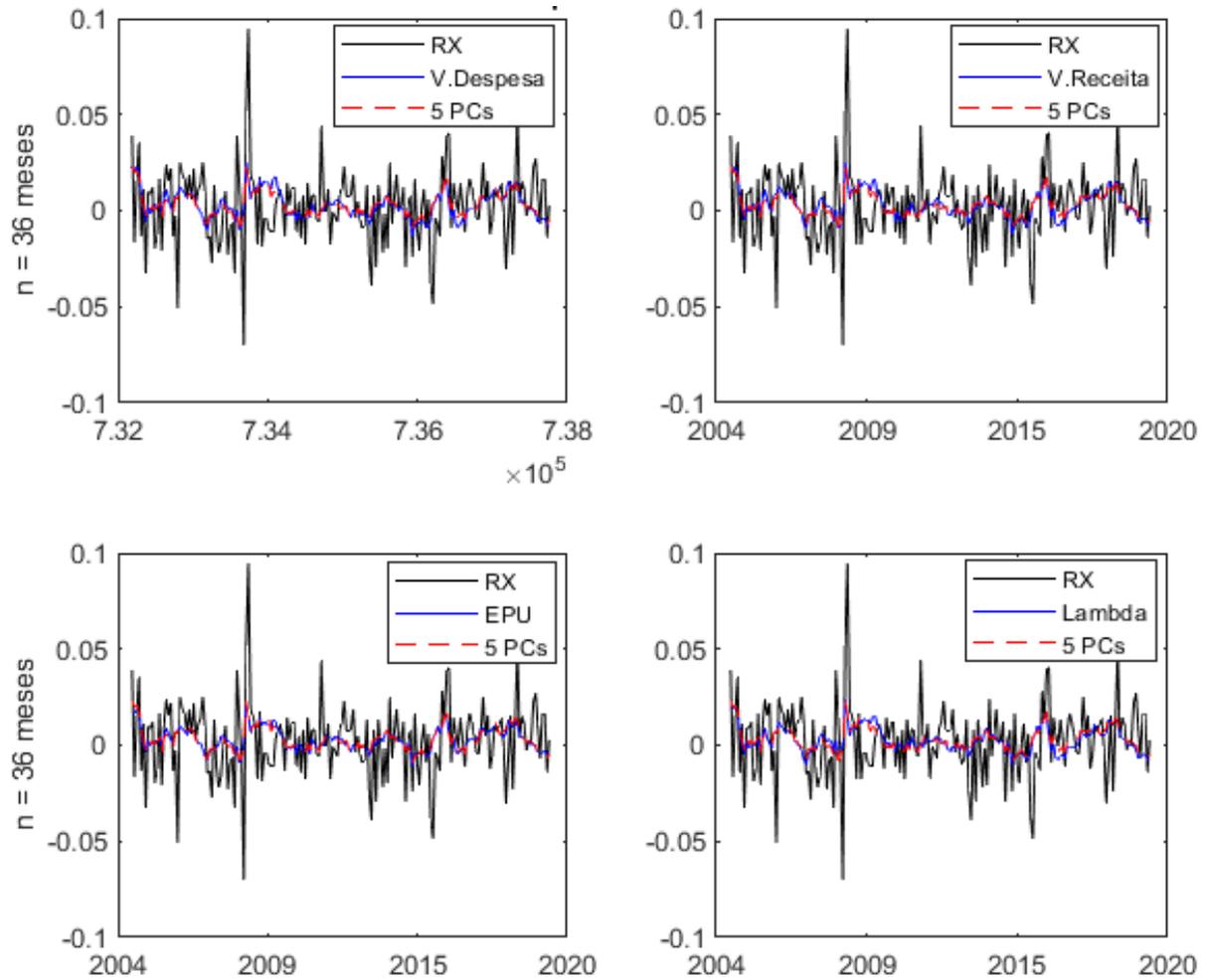


Fonte: Elaboração do autor.

Por fim, estimou-se o prêmio de risco para os modelos apresentados, um utilizando apenas fatores da curva de juros, e os outros utilizando as variáveis de incerteza, além do fator CP. Os gráficos 13,14 e 15 apresentam os resultados estimados para 12, 36 e 60 meses, respectivamente, e mostram os prêmios de risco calculados utilizando os fatores macroeconômicos em comparação com o prêmio pelo risco calculado apenas utilizando fatores da curva de juros. É notável que as séries estimadas incluindo fatores de incerteza possuem maior volatilidade, contribuindo para maiores variações nos juros observados. Este resultado é consistente com outros

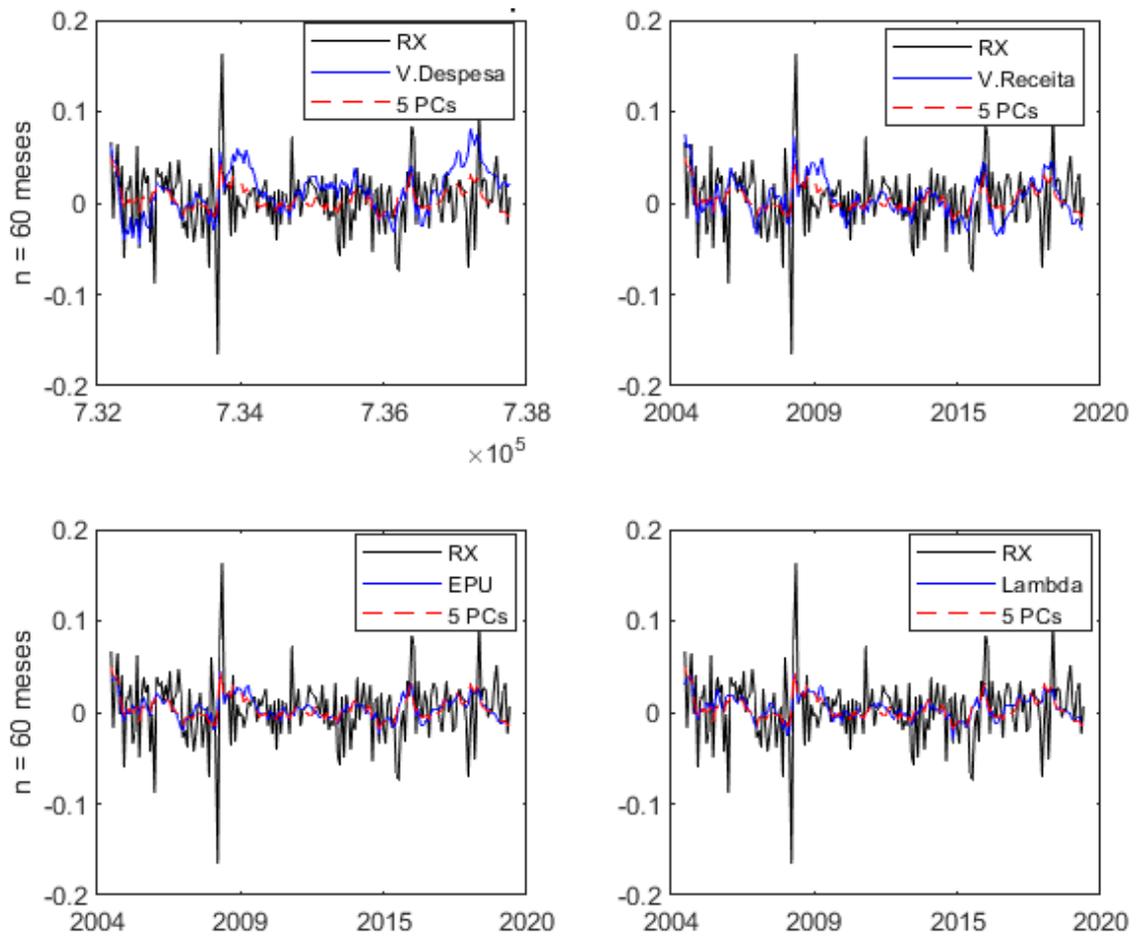
trabalhos que mostram a importância do prêmio pelo risco para explicar a dinâmica da taxa de juros.

Figura 11 - Retorno em excesso observado e esperado (36 meses)



Fonte: Elaboração do autor.

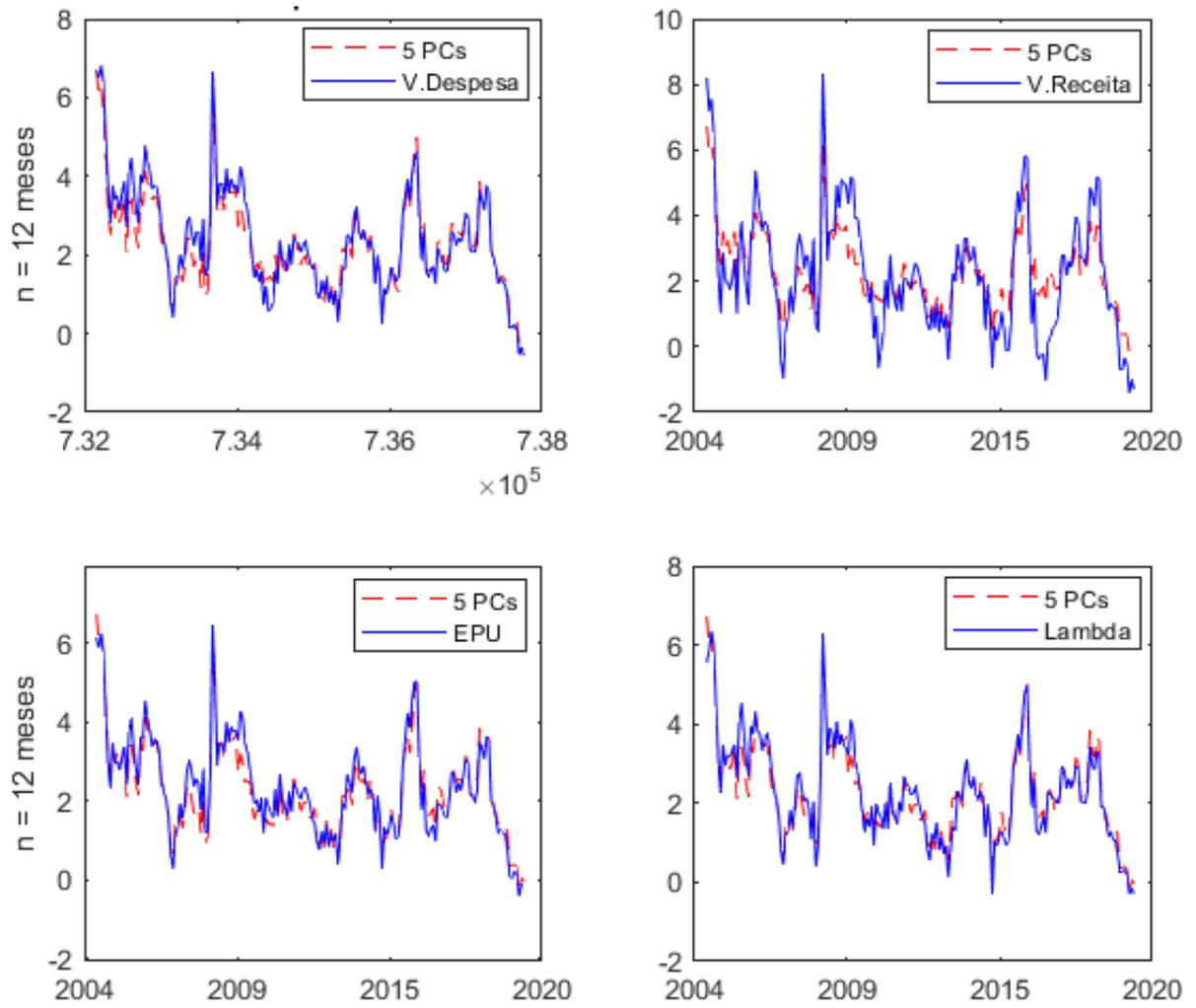
Figura 12 - Retorno em excesso observado e esperado (60 meses)



Fonte: Elaboração do autor.

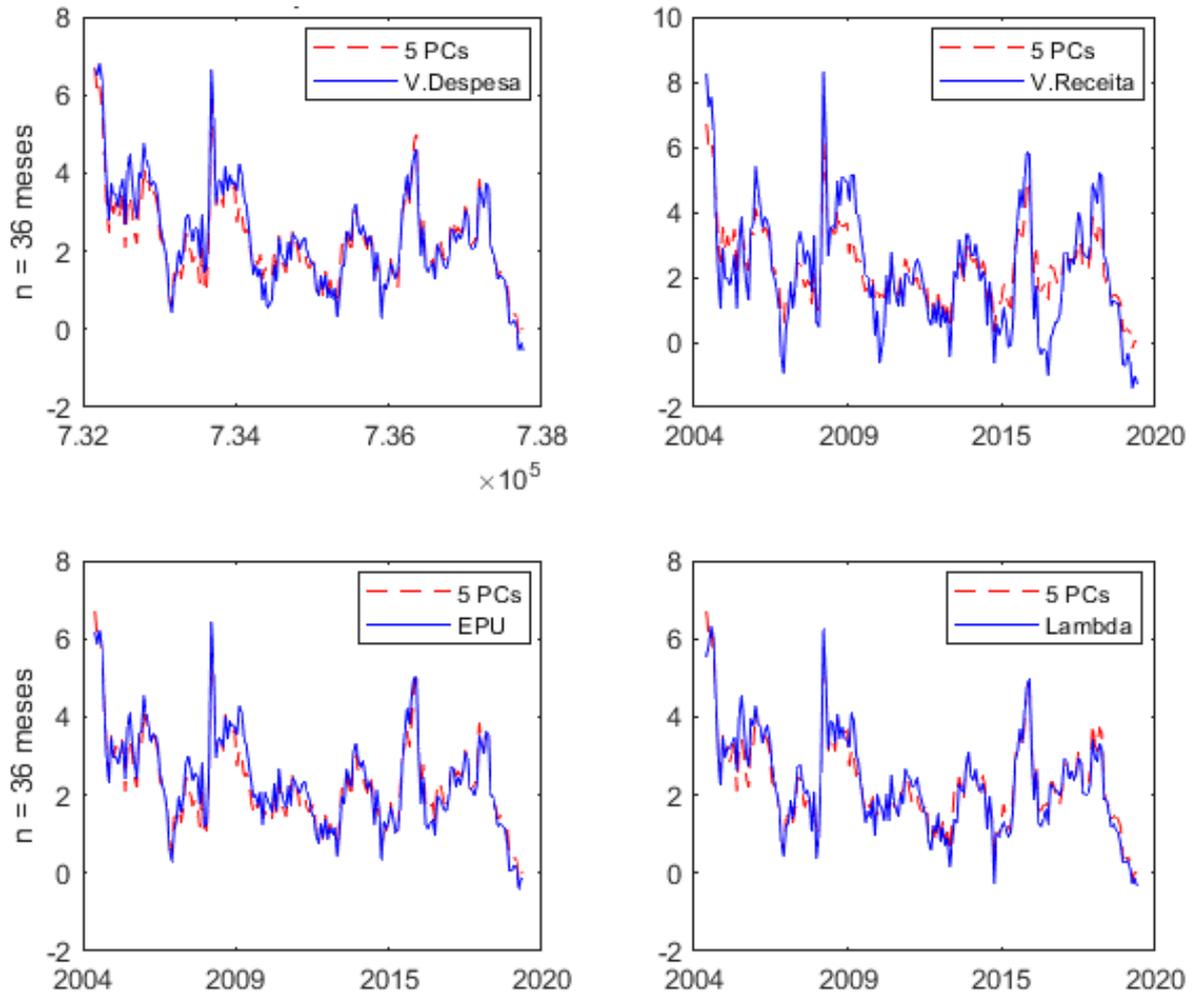
Isto posto, os resultados encontrados sugerem que os índices de incerteza econômica utilizados como fatores de precificação ajudam a explicar o prêmio a termo, uma vez que afetam diretamente o preço de risco e possibilitam estimar retornos muito aproximados dos retornos reais.

Figura 13 - Prêmio pelo risco (12 meses)



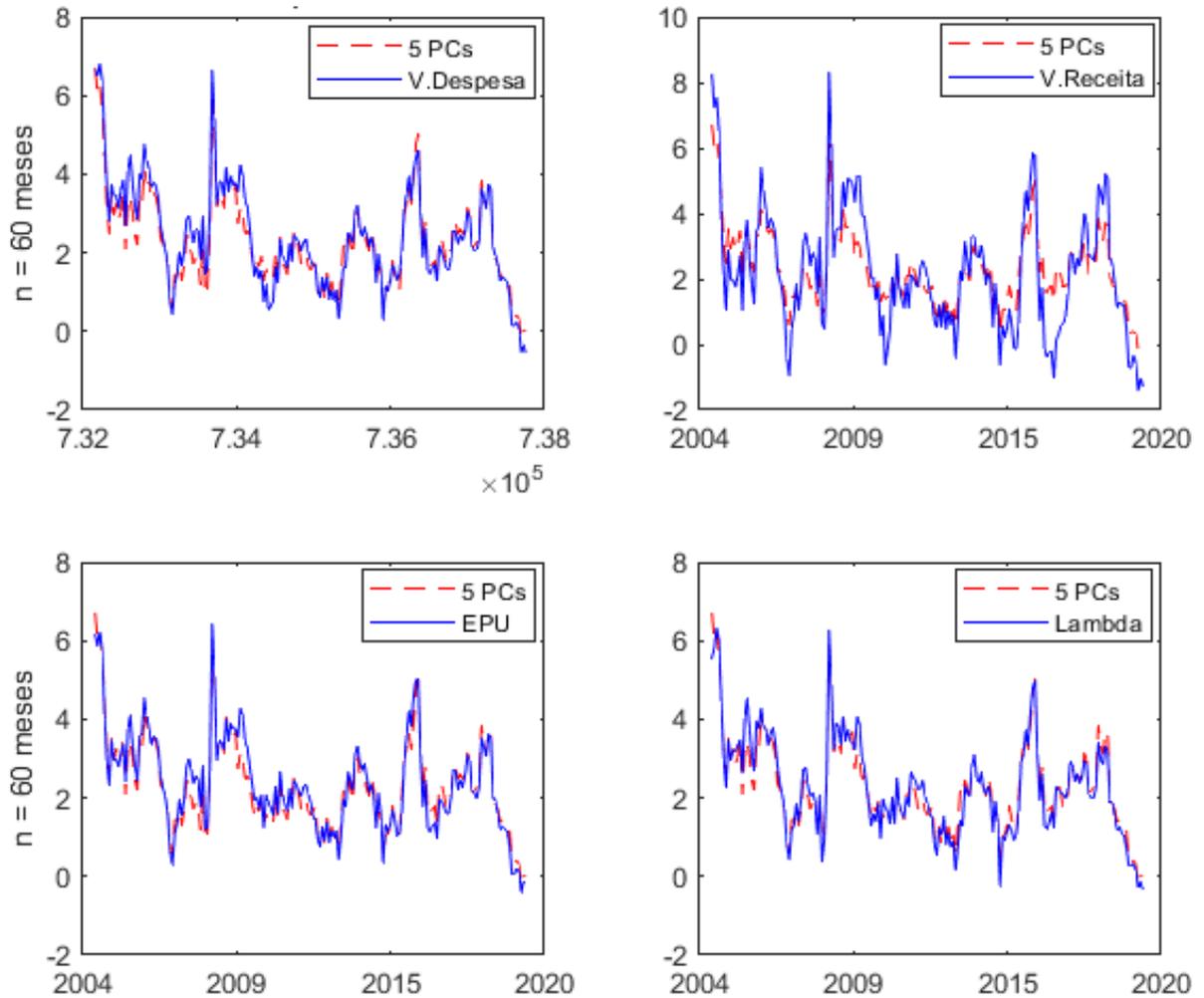
Fonte: Elaboração do autor.

Figura 14 - Prêmio pelo risco (36 meses)



Fonte: Elaboração do autor.

Figura 15 - Prêmio pelo risco (60meses)



Fonte: Elaboração do autor.

5.4 CURVA DE JUROS REAL E EFEITO DOS ÍNDICES DE INCERTEZA NOS RETORNOS EM EXCESSO

As subseções a seguir apresentam os resultados para as estimações dentro e fora da amostra para a taxa de juros real.

5.4.1 Previsão Dentro da Amostra

A tabela 10 apresenta os resultados das regressões dos retornos em excesso para a curva de juros real. Os resultados, para apenas um mês podem ser analisados comparando a aqueles encontrados para a curva de juros nominal. Surpreendentemente, os resultados encontrados são opostos àqueles encontrados

para os retornos nominais: as variáveis de incerteza econômica não possuem impacto significativo para os retornos reais ao mesmo tempo que possuem maior peso em maturidades mais curtas do que em maturidades mais longas.

Os índices de incerteza de política fiscal, também apresentaram diferenças consideráveis das regressões de retorno em excesso nominal. Enquanto nesses, as volatilidades de receita e despesa do governo mostraram significativa importância no prêmio pelo risco, no caso dos juros reais, não apresentaram valores significantes na determinação do prêmio pelo risco. Também é possível avaliar na tabela que apenas o fator de decaimento da curva de juros, λ_t , terá o efeito esperado e significativo nos retornos em excesso para todas as maturidades.

Entretanto, o que mais chama atenção é o resultado para as regressões utilizando o índice de incerteza de política econômica, que apresenta valores negativos e significativos para $Rx(4)$ e $Rx(5)$. Embora não haja uma explicação para que esse índice de incerteza econômica tenha um efeito negativo no prêmio pelo risco, percebe-se que a variável possui importância para o modelo como um todo, uma vez que o R^2 apresentado é relativamente alto. Esse padrão se mantém para os outros índices de incerteza. Embora não apresentem significância no modelo, a inclusão dessas variáveis na regressão possui efeito considerável no R^2 : enquanto as regressões para o retorno em excesso nominal possuem R^2 em torno 0,2, esse valor varia entre 0,4 e 0,8 para o retorno real, que reduz à medida que aumenta as maturidades.

Deste modo, fica claro apenas o fator de decaimento variante no tempo da curva de juros configura-se como uma variável de incerteza econômica importante na determinação do retorno em excesso real.

Tabela 10 - Parâmetros das previsões dentro da amostra - *1-month-return* - Juros Reais

	Modelo	PC1	PC2	PC3	IF1	IF2	EPU	λ_t	R^2
<i>Rx(2)</i>	Modelo 1	-0,085 (0,000)	1,154 (0,000)	-0,416 (0,000)					0,693
	Modelo 2	-0,783 (0,000)	1,135 (0,000)	-0,423 (0,000)	1,352 (0,000)				0,695
	Modelo 3	-0,807 (0,000)	1,1135 (0,000)	-0,416 (0,000)			1,091 (0,080)		0,695
	Modelo 4	-1,007 (0,000)	1,206 (0,000)	-0,390 (0,000)			-0,078 (0,856)		0,694
	Modelo 5	-0,804 (0,000)	1,168 (0,000)	-0,646 (0,000)				1,292 (0,000)	0,522
<i>Rx(3)</i>	Modelo 1	-1,103 (0,000)	1,707 (0,000)	0,148 (0,008)					0,565
	Modelo 2	-1,238 (0,000)	1,743 (0,000)	0,163 (0,032)	-2,687 (0,374)				0,568
	Modelo 3	-1,133 (0,000)	1,720 (0,000)	0,148 (0,013)			-0,744 (0,712)		0,566
	Modelo 4	-1,688 (0,000)	1,904 (0,000)	0,243 (0,001)			-0,293 (0,025)		0,570
	Modelo 5	-1,011 (0,000)	1,735 (0,000)	-0,303 (0,000)				2,537 (0,000)	0,875

Continua

Continuação

	Modelo	<i>PC1</i>	<i>PC2</i>	<i>PC3</i>	<i>IF1</i>	<i>IF2</i>	<i>EPU</i>	λ_t	R^2
<i>Rx(4)</i>	Modelo 1	-1,009 (0,000)	1,902 (0,000)	0,490 (0,000)					0,488
	Modelo 2	-1,140 (0,000)	1,937 (0,000)	0,504 (0,000)	0,232 (0,420)				0,489
	Modelo 3	-1,040 (0,000)	1,915 (0,000)	0,490 (0,000)		-0,790 (0,740)			0,488
	Modelo 4	-1,607 (0,000)	2,103 (0,000)	0,587 (0,000)			-0,300 (0,099)		0,491
	Modelo 5	-0,880 (0,000)	1,940 (0,000)	-0,140 (0,004)				3,540 (0,000)	0,855
<i>Rx(5)</i>	Modelo 1	-0,858 (0,000)	2,018 (0,000)	0,685 (0,000)					0,062
	Modelo 2	-0,908 (0,000)	2,031 (0,000)	0,690 (0,000)	-1,002 (0,486)				0,429
	Modelo 3	-0,865 (0,000)	2,021 (0,000)	0,685 (0,000)		-0,182 (0,951)			0,430
	Modelo 4	-1,120 (0,019)	2,106 (0,000)	0,707 (0,000)			-0,131 (0,592)		0,429
	Modelo 5	-0,701 (0,000)	2,065 (0,000)	-0,083 (0,283)				4,315 (0,000)	0,809

Fonte: Elaboração do autor.

5.4.2 Previsão fora da amostra

A hipótese das expectativas propõe que a taxa de juros de longo prazo é determinada pela expectativa da taxa de juros de curto prazo futura somada a um prêmio de risco constante ao longo do tempo. O objetivo nessa seção é testar a Hipótese das Expectativas para a curva de juros real. Dessa maneira, testou-se a performance de modelos compostos dos índices de incerteza para a previsão dos retornos em excesso quando comparados ao modelo *benchmark*, composto apenas pelos três componentes principais da curva de juros reais. Assim, como feito para os retornos nominais na seção 5.2.2, avaliou-se as previsões pelo tamanho relativo do erro quadrático médio do modelo testado MSE^u quando comparado ao erro quadrático médio do modelo *benchmark* MSE^r . A tabela 11 apresenta os resultados das previsões fora da amostra para 1 mês e o p-valor para o teste Clark-West de significância.

Assim como na análise anterior, testou-se modelos compostos apenas dos 3 componentes principais da curva de juros mais cada uma das variáveis de incerteza e acrescentados dos fatores de Cochrane e Piazzesi (2004) e Ludvigson e Ng (2009).

Os resultados encontrados mostram que, assim como nos retornos em excesso nominais, as variáveis de incerteza não contribuem para uma performance significativamente melhor nas previsões para 1 mês. Como é possível observar na tabela, apenas o modelo composto pelos 3 componentes principais da curva de juros mais o índice de incerteza de política econômica apresenta um único resultado significativo para o $Rx(2)$, enquanto os índices de incerteza de política fiscal não apresentaram resultados significativos em nenhuma maturidade testada. Apenas os modelos compostos pelo fator de decaimento da curva de juros, λ_t , apresentaram performance significativamente melhor do que o modelo de 3 fatores, tanto aqueles compostos apenas pelo fator de decaimento, quanto aqueles compostos também pelos fatores CP_t e LN_t .

Portanto, verifica-se que para o período analisado, as variáveis de incerteza, de um modo geral, não contribuíram para melhor performance de previsão para de 1 mês. É interessante testar, posteriormente, se essa performance se mantém para 3, 6 e 12 meses.

Tabela 11 - Parâmetros das previsões *out-of-sample* - Juros Reais

<i>1m-holding-Period</i>	MSE1	MSE2	MSE3	MSE4	MSE5	MSE6
Rx(2)	1,017	0,970	f 1,0427	0,9896	1,018	1,047
cw	(0,793)	(0,040)	(0,943)	(1,133)	(0,871)	(0,989)
Rx (3)	0,994	0,992	1,016	1,017	1,014	1,044
cw	(0,096)	(0,180)	(0,907)	(0,329)	(0,945)	(0,9922)
Rx (4)	0,999	0,996	1,024	1,022	1,012	1,043
cw	(0,390)	(0,218)	(0,983)	(0,983)	(0,941)	(0,996)
Rx (5)	1,006	0,998	1,036	1,029	1,011	1,045
cw	(0,943)	(0,251)	(0,991)	(0,445)	(0,948)	(0,994)
<i>1m-holding-Period</i>	MSE7	MSE8	MSE9	MSE10	MSE11	MSE12
Rx(2)	1,041	1,045	1,001	0,630	0,635	0,657
cw	(0,793)	(0,040)	(0,943)	(1,133)	(0,871)	(0,085)
Rx (3)	1,014	1,033	1,016	0,378	0,384	0,395
cw	(0,940)	(0,997)	(0,387)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Rx (4)	1,020	1,032	1,020	0,328	0,335	0,349
cw	(0,995)	(0,999)	(0,435)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Rx (5)	1,025	1,030	1,021	0,397	0,405	0,420
cw	(0,998)	(0,998)	(0,466)	(0,001)	(0,001)	(0,001)

Fonte: Elaboração do autor.

5.4.3 Avaliação econômica das previsões

Seguindo as análises do capítulo anterior, agora para a curva de juros reais, avalia-se nesta seção, os ganhos de utilidade econômica dos investidores ao usar um dos modelos propostos neste trabalho em relação ao modelo *benchmark* utilizando apenas os 3 componentes principais da curva de juros.

Assim como para a curva de juros nominal, analisa-se os ganhos médios de utilidade no retorno percentual anualizado para um investidor com nível de aversão ao risco $\gamma = 5$, que aloca títulos de maturidade até 5 anos e títulos livre de riscos, utilizando os modelos apresentados nessa seção, quando comparados ao modelo *benchmark* de componentes principais da curva de juros.

Os resultados encontrados, exibidos na tabela 12, sugerem significância econômica de previsão maior do que a significância estatística: enquanto na avaliação estatística, os modelos não apresentaram diferenças significativas de previsão quando comparados ao modelo *benchmark*, nesse caso, vários modelos apresentaram ganhos de utilidade com relação ao modelo de fatores da curva de juros, especialmente para as maturidades de médio prazo, de 3 e 4 anos.

Tabela 12 - Avaliação Econômica - Previsões Juros Reais

<i>1-month holding period</i>	RX(2)	RX(3)	RX(4)	RX(5)
MSE1	-0,085	-0,001	-0,043	0,010
MSE2	-0,069	0,001	0,013	0,112
MSE3	-0,191	0,001	0,011	-0,054
MSE4	-0,147	0,003	0,114	0,118
MSE5	-0,196	0,000	-0,021	-0,033
MSE6	-0,246	0,001	0,016	-0,093
MSE7	-0,059	-0,002	-0,041	-0,011
MSE8	-0,110	-0,002	-0,059	-0,048
MSE9	0,016	0,001	-0,008	0,083
MSE10	-2,539	0,007	0,233	-1,893
MSE11	-2,553	0,007	0,228	-1,890
MSE12	-2,485	0,007	0,450	-1,945

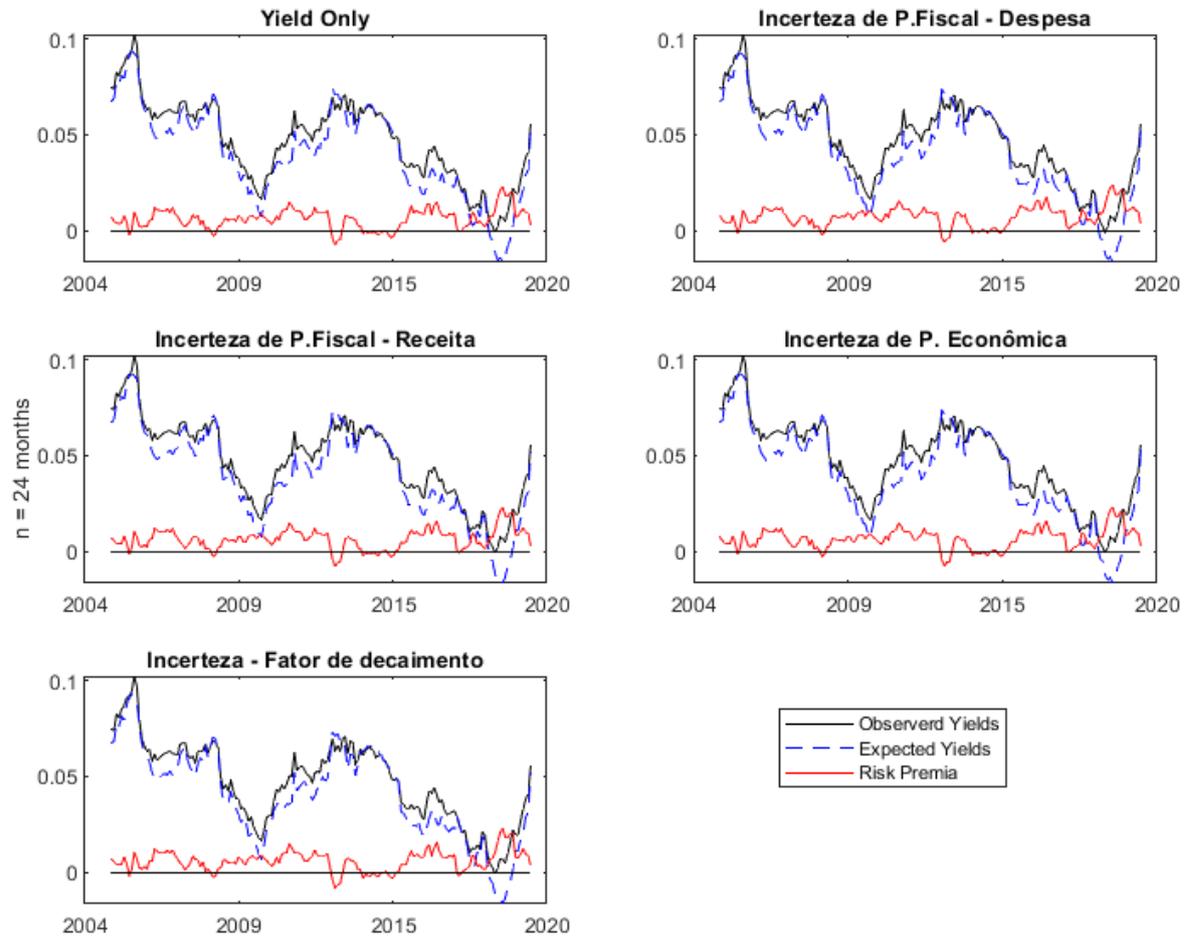
Fonte: Elaboração do autor.

5.4.5 Incerteza econômica no prêmio pelo risco

Os resultados apresentados no capítulo anterior sugerem que os índices de incerteza podem contribuir positivamente para estimação dos prêmios de risco ao utilizá-los como fator de precificação de um modelo afim de estrutura a termo para os juros nominais. Nesta seção, o objetivo é testar se esses resultados se repetem para curva de juros real, ou seja, se adicionar os índices de incerteza econômica como fatores de precificação contribuem para explicar variações na curva de juros ou no prêmio pelo risco ao utilizá-los no modelo de Adrian, Crump e Moench (2013).

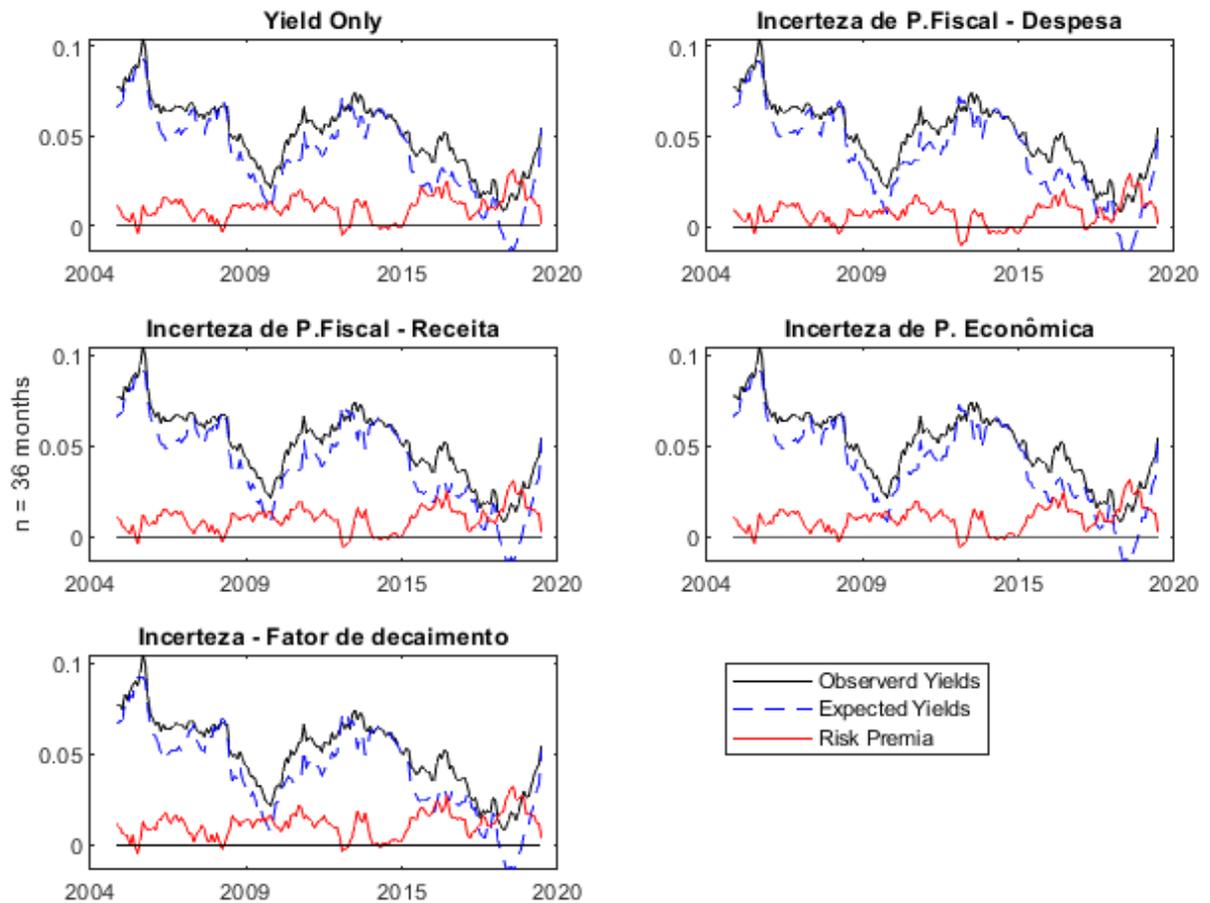
As figuras 16, 17 e 18 apresentam as curvas de juros observadas e esperadas para 24, 36 e 60 meses, respectivamente. Assim como observado para as curvas de juros nominais, os resultados do modelo ACM para os juros reais mostram que a taxa de juros de curto prazo esperada é mais próxima dos juros observados para maturidades menores. Assim, quanto maior a maturidade, maior a distância entre os juros esperados e os juros observados, exigindo um maior prêmio pelo risco à medida que se aumenta as maturidades. É perceptível que a diferença entre curva de juros observada e esperada é maior quando comparada ao caso da curva de juros nominal, gerando uma curva estimada e consequente prêmio pelo risco mais voláteis. Esse resultado é menos explícito apenas quando o fator de decaimento λ_t é utilizado como fator de precificação para 60 meses de maturidade. Como exibido no gráfico, é o único modelo que prevê uma taxa de juros de curto prazo mais próxima aos valores observados e, consequentemente, um prêmio pelo risco menor.

Figura 16 - Curvas de juros observadas e esperadas (24 meses)



Fonte: Elaboração do autor.

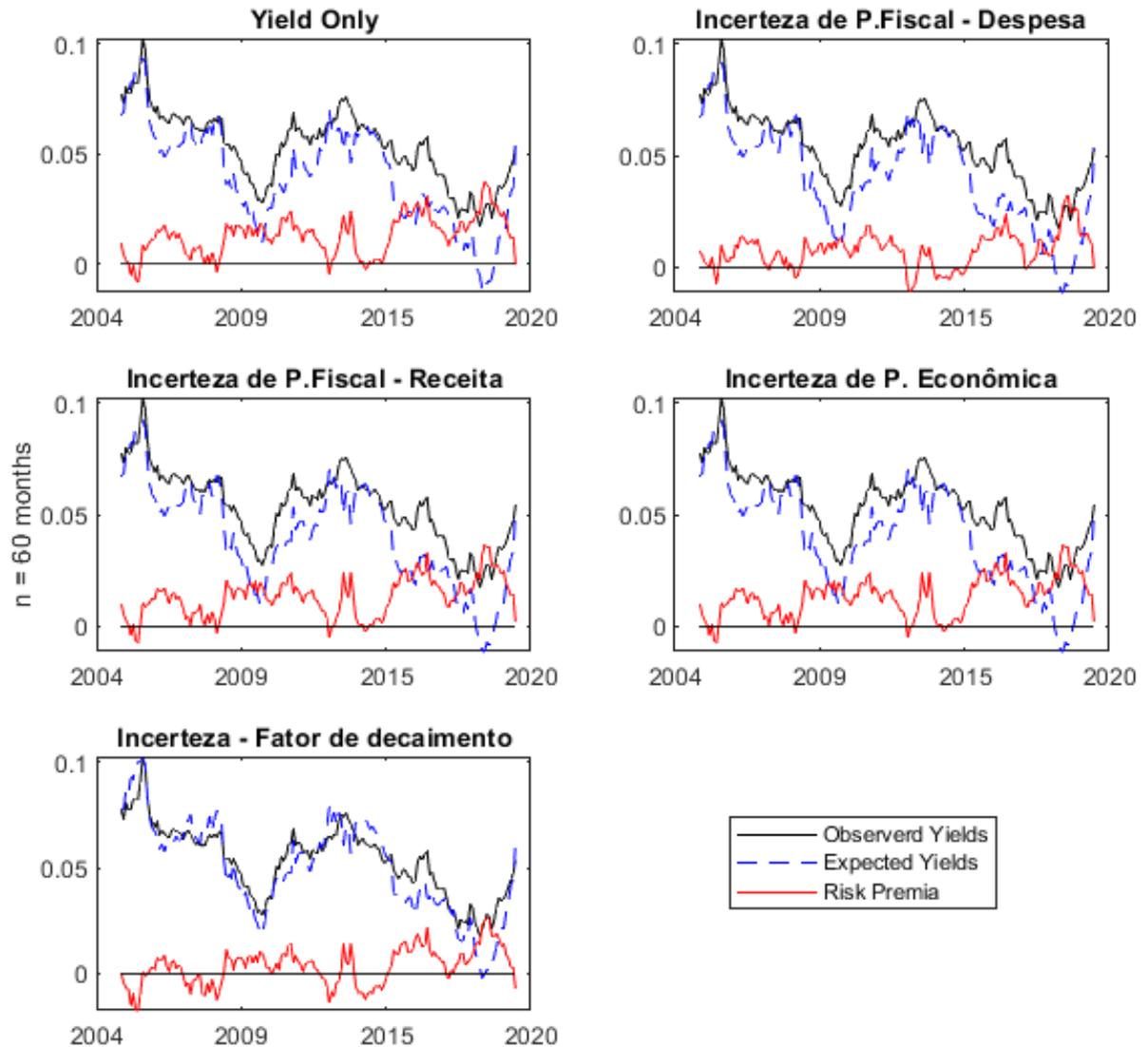
Figura 17 - Curvas de juros observadas e esperadas (36 meses)



Fonte: Elaboração do autor.

O prêmio de risco real pode ser definido como uma medida da compensação que os investidores exigem para manter títulos reais (protegidos contra a inflação) por um determinado período, considerando o fato de que as taxas futuras de curto prazo podem diferir de suas expectativas. Tanto o prêmio de risco real quanto o prêmio de risco de inflação podem ser interpretados como a avaliação de risco dos investidores. No caso do prêmio de risco real, é uma avaliação do risco de mudanças inesperadas na taxa de juros real.

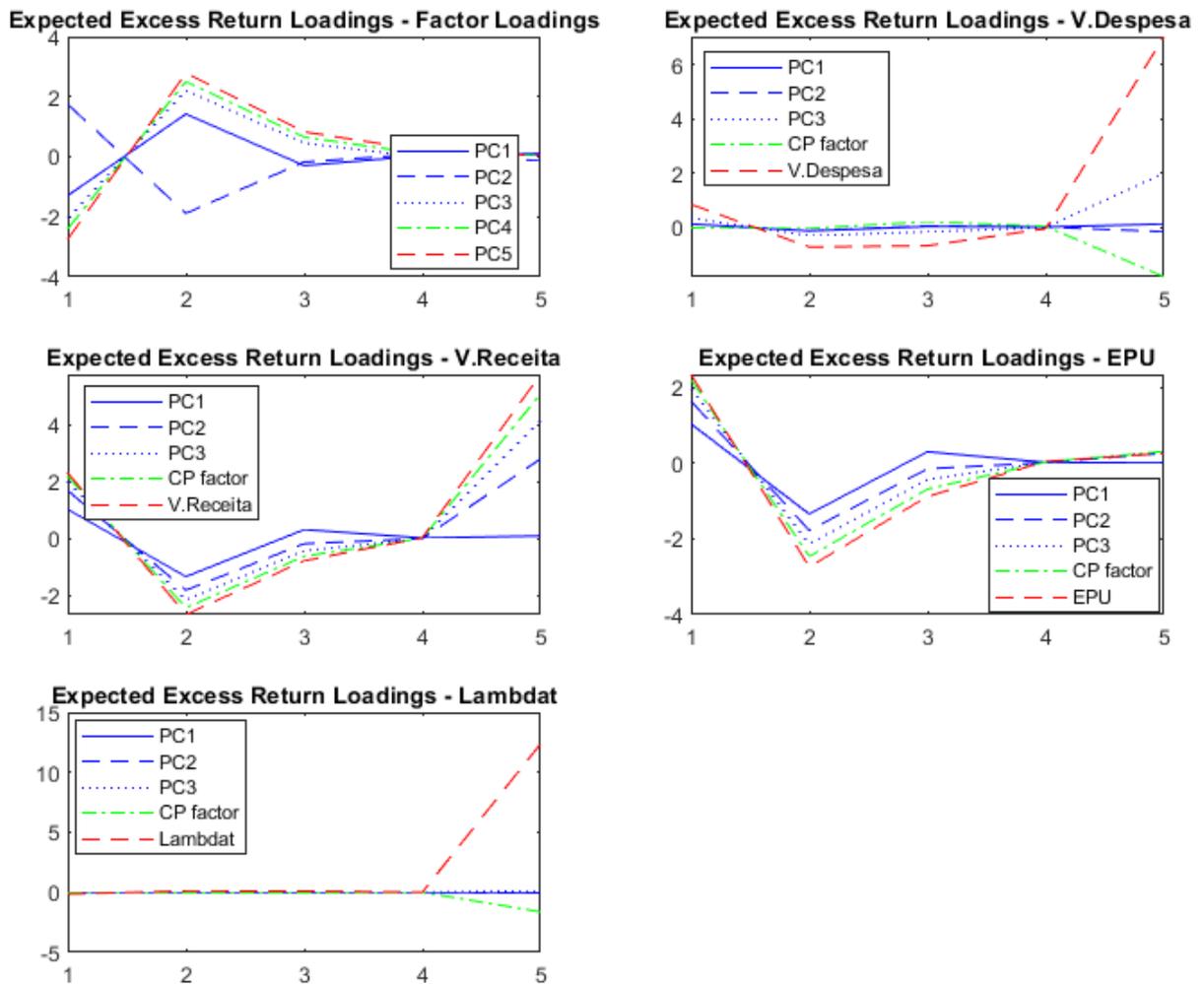
Figura 18 - Curvas de juros observadas e esperadas (60 meses)



Fonte: Elaboração do autor.

A figura 19 apresenta as cargas dos fatores para o retorno em excesso dos juros reais. Os resultados para cada modelo são bastante distintos: enquanto os índices de incerteza de política fiscal possuem influência pra 1 ano e especialmente para 5 anos, o índice de incerteza de política econômica só possui valor positivo e considerável para o retorno de curto prazo. Já o fator de decaimento λ_t terá contribuição significativa apenas para a maturidade de 5 anos.

Figura 19 - Loadings do retorno esperado

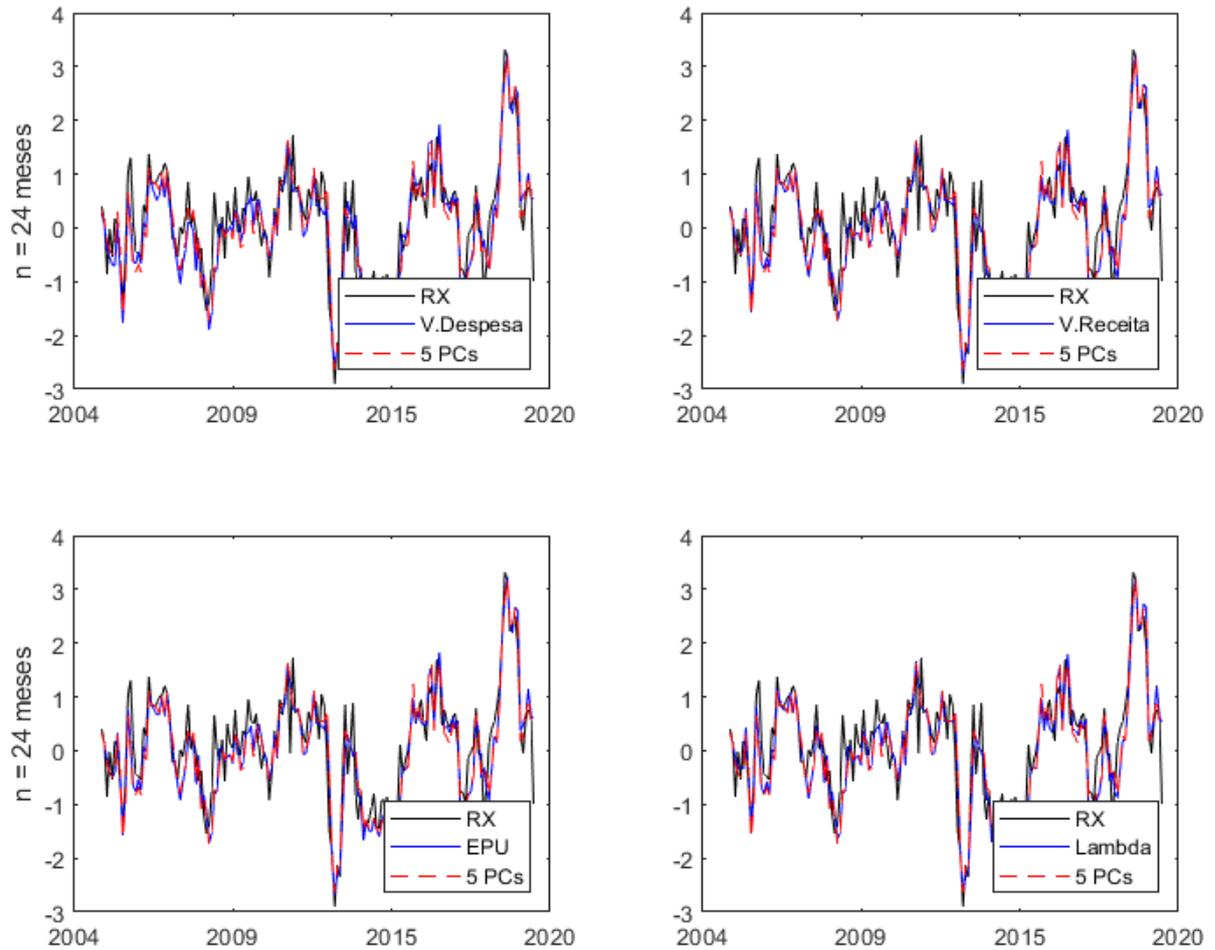


Fonte: Elaboração do autor.

As figuras 20, 21 e 22 apresentam, respectivamente, os retornos em excesso observado e esperados, estimados a partir do modelo ACM para 24, 36 e 60 meses. Inicialmente, chama atenção o comportamento dos retornos em excesso reais quando comparados aos retornos nominais avaliados no capítulo anterior. As séries de retornos reais apresentam comportamento muito mais volátil ao longo do tempo. Ao analisar a contribuição dos índices de incerteza, verifica-se que essas variáveis possuem maior impacto nos retornos de curto prazo, em que seus modelos flutuam mais próximos dos retornos observados para 24 meses. Esse resultado confirma a análise anterior, em que o poder de predição encontrado para as variáveis de incerteza é maior no curto prazo. À medida que aumenta a maturidade, os retornos esperados preditos afastam-se dos retornos observados. Entretanto, esse comportamento também ocorre para o modelo de 5 fatores da curva de juros.

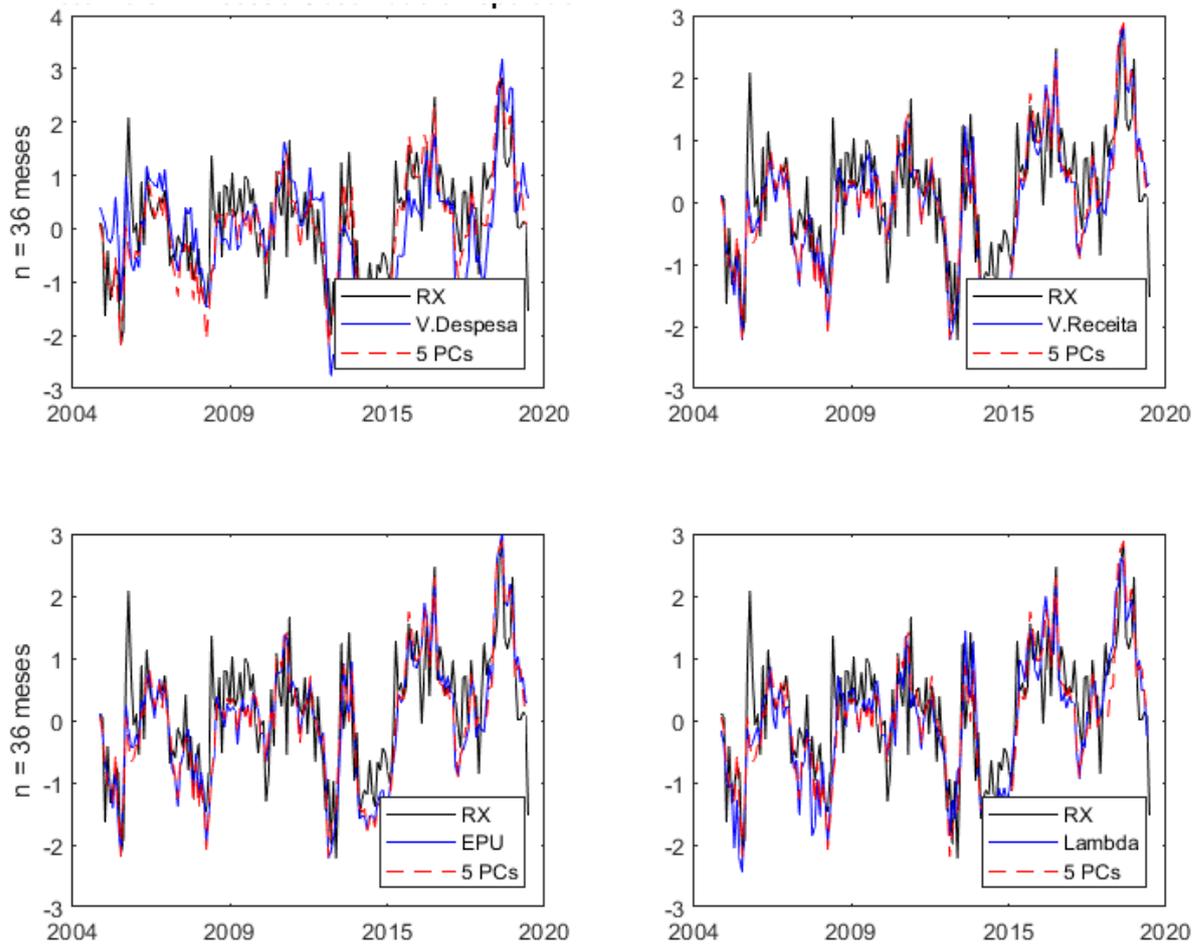
Contudo, o resultado piora de maneira considerável na maturidade de 60 meses para os retornos estimados pelos modelos de volatilidade de despesa e do fator de decaimento λ_t .

Figura 20 - Retorno em excesso observado e esperado (24 meses)



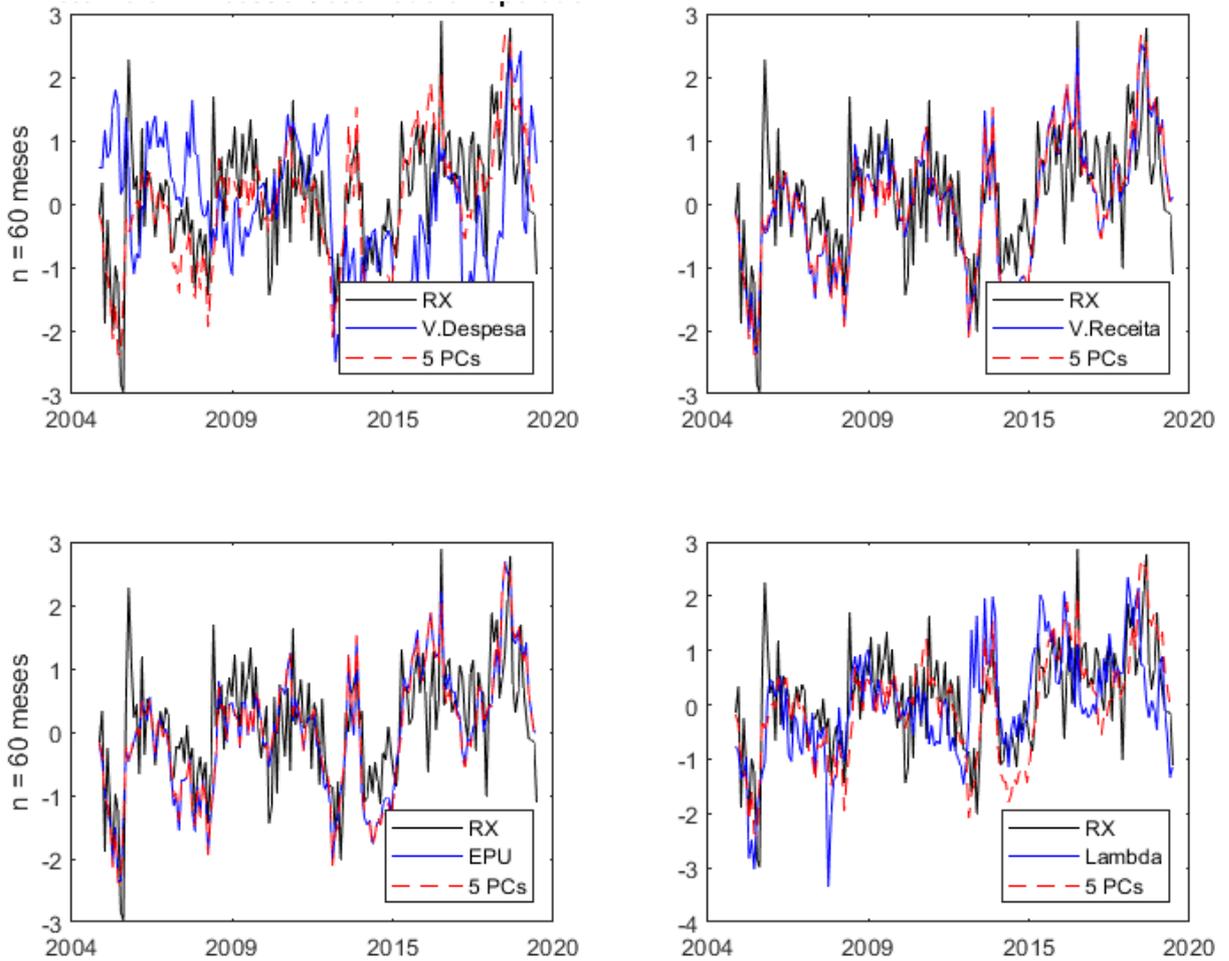
Fonte: Elaboração do autor.

Figura 21 - Retorno em excesso observado e esperado (36 meses)



Fonte: Elaboração do autor.

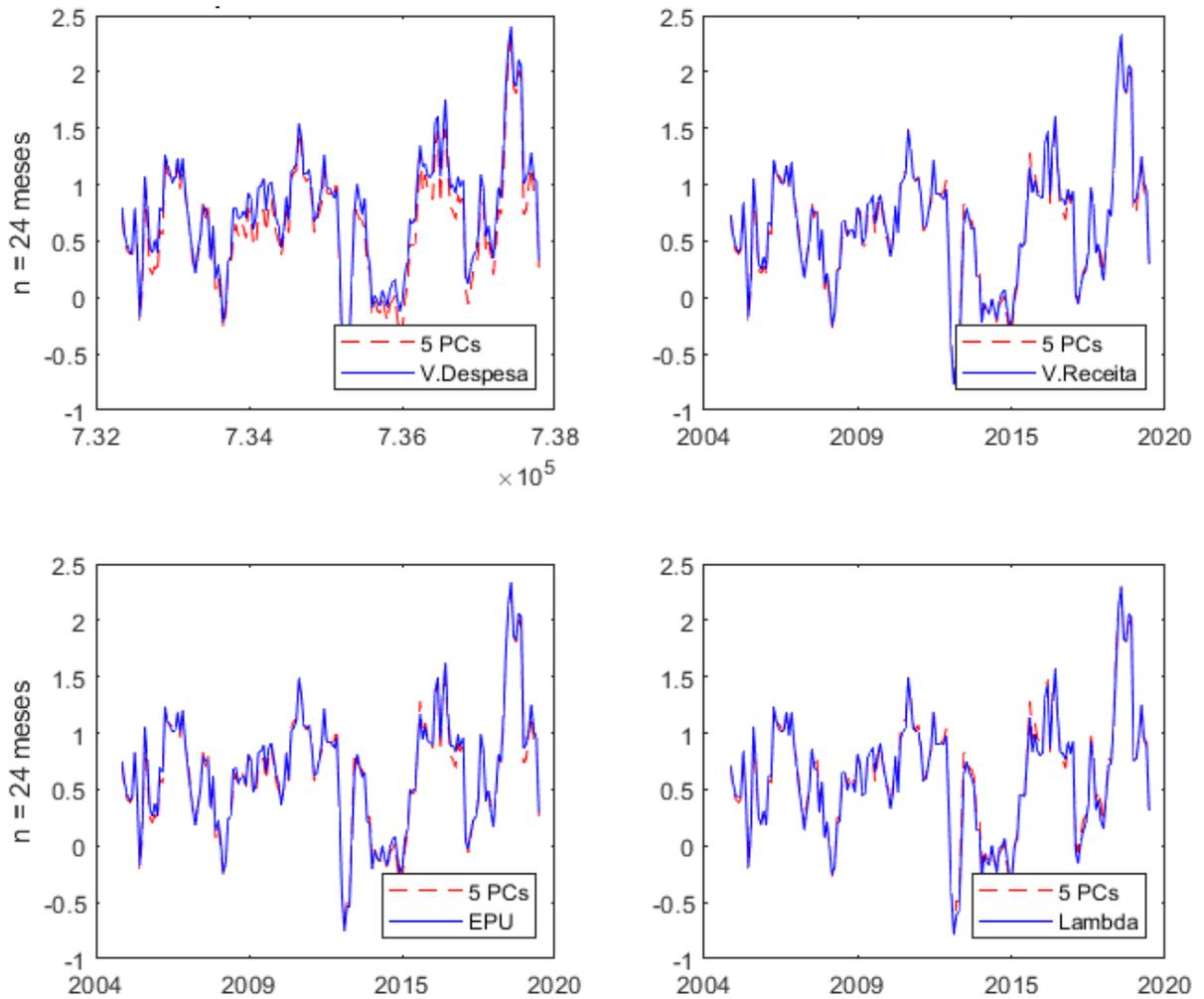
Figura 22 - Retorno em excesso observado e esperado (60 meses)



Fonte: Elaboração do autor.

As figuras 23, 24 e 25 exibem o prêmio pelo risco estimado a partir do modelo ACM com os índices de incerteza econômica comparados ao prêmio pelo risco estimado pelo modelo de 5 fatores da curva de juros. Os gráficos apresentam resultados semelhantes ao encontrados pelos retornos em excesso: o comportamento das séries dos modelos de incerteza é bem próximo ao comportamento da série obtida pelo modelo de 5 fatores, com exceção para os resultados de 60 meses, em que, embora as séries apresentem movimentos bastante semelhantes, possuem considerável diferença de valores, especialmente para os modelos de volatilidade de despesa e λ_t .

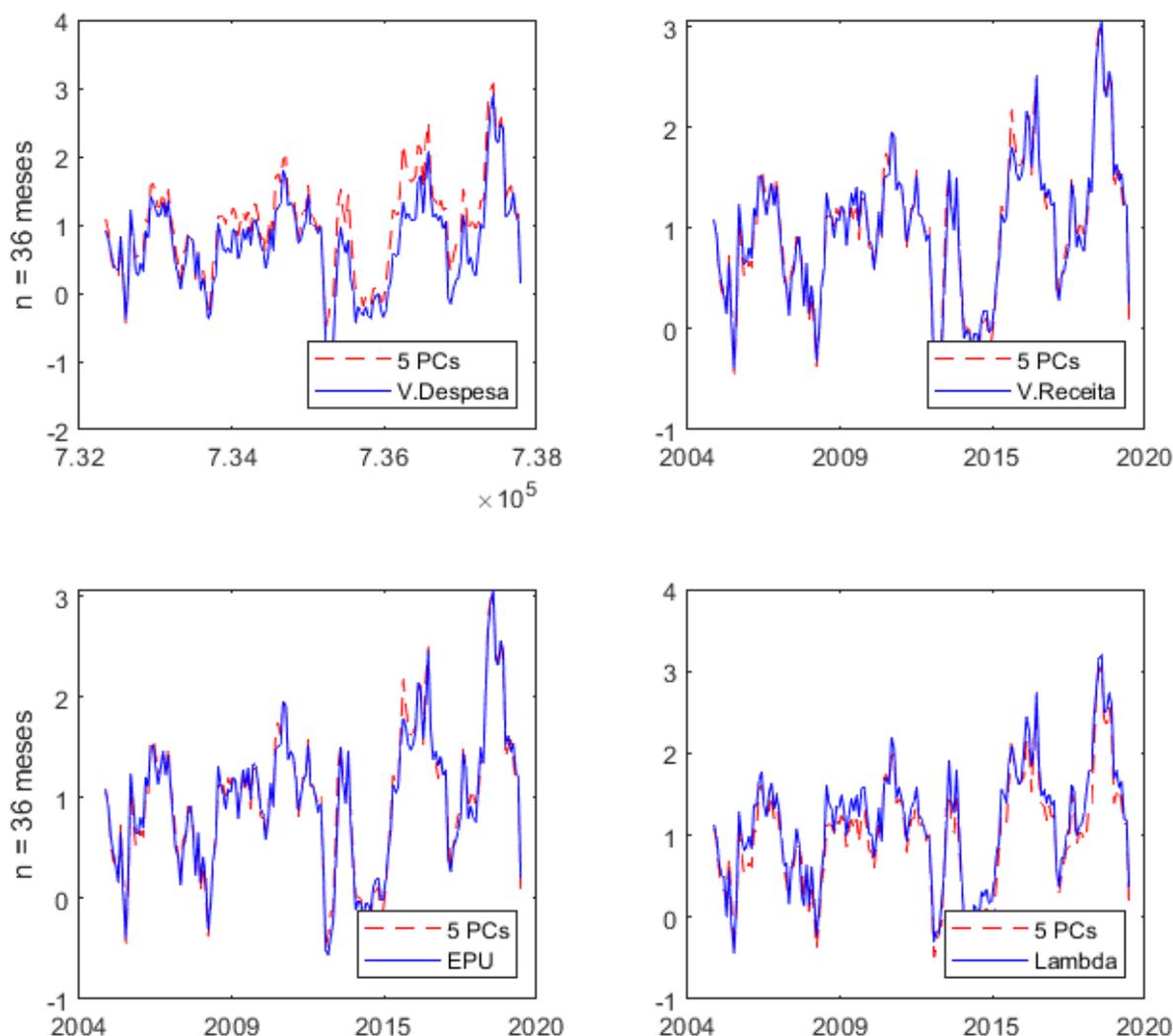
Figura 23 - Prêmio pelo risco (24 meses)



Fonte: Elaboração do autor.

Deste modo, os resultados para os juros reais, assim como para a análise nominal, refletem o cenário econômico brasileiro para o período analisado, com o aumento do prêmio pelo risco em momentos de grande instabilidade financeira, como em 2009 e econômica e política, como no período entre 2015-2017 e posteriormente, em 2019. Fica claro pelas análises gráficas que os índices de incerteza de política econômica EPU e de política fiscal - Receita, são os melhores preditores para o prêmio pelo risco da curva de juros real.

Figura 24 - Prêmio pelo risco (36 meses)

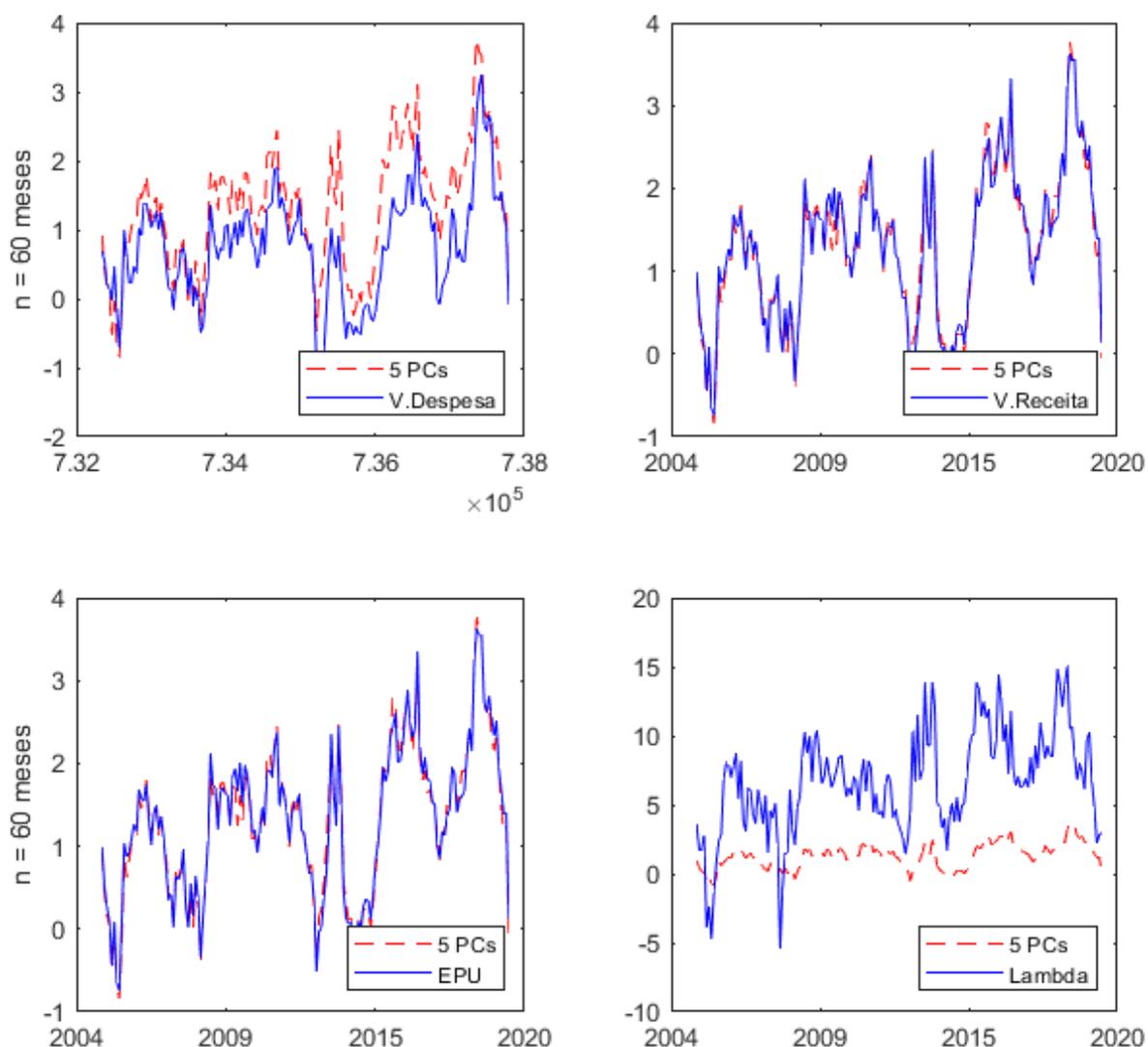


Fonte: Elaboração do autor.

Nos últimos anos, muitos trabalhos se propuseram a analisar a estrutura a termo para títulos protegidos contra a inflação. Abrahams, Adrian, Crump e Moench (2016) utilizam o mesmo modelo ACM para decompor as curvas de juros real e nominal a partir das TIPS e dos títulos do Tesouro americano, e ajustam a relativa falta de liquidez a partir de índices de liquidez para decompor a inflação implícita em prêmio de risco da inflação, inflação implícita e prêmio pela liquidez. Hsu, Li e Palomino (2020) avaliam o papel de rigidezes nominais e da política monetária nas curvas de juros real e nominal a partir de um modelo de crescimento endógeno de precificação de ativos, que indica que a curva de juros real possui inclinação ascendente na média, sugerindo que os títulos reais são instrumentos de risco com baixo retorno em períodos de crise econômica. Entretanto, ressalta-se aqui, a

ausência de literatura recente que relacione a curva de juros real a índices de incerteza econômica, seja a nível nacional, seja a nível internacional. Assim, esta tese busca contribuir para a análise da curva de juros real brasileira, ainda pouco analisada, especialmente a partir da contribuição da incerteza econômica para avaliar seu comportamento.

Figura 25 - Prêmio pelo risco (36 meses)



Fonte: Elaboração do autor.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A presente tese buscou analisar o impacto da incerteza econômica na estrutura a termo da taxa de juros brasileira. Inicialmente estimou-se um modelo Dinâmico de Nelson-Siegel para medir os efeitos do índice de incerteza de política econômica (EPU) nos fatores da curva de juros, primeiro em um modelo composto apenas do EPU e dos fatores da estrutura a termo e posteriormente na presença de outras variáveis macroeconômicas. Os resultados encontrados indicam um efeito positivo da incerteza no nível e na inclinação da curva de juros. Uma explicação para uma curva de juros mais inclinada na presença de alta incerteza é que as taxas de juros de curto prazo tendem a reduzir ou a taxa de longo prazo tendem a aumentar em momentos recessivos ou de crise econômica.

As evidências encontradas pela literatura indicam que em momentos de incerteza, diversos canais levam ao aumento da inclinação da curva de juros: os agentes econômicos reduzem o consumo enquanto aumentam a poupança, pressionando os preços pelos títulos de curto prazo e levando à redução da taxa de juros. Por outro lado, choques de incerteza levam investidores a encurtar as maturidades de seus títulos, como forma de reduzir seus riscos. Outra explicação vem dos títulos de longo prazo, que são menos seguros contra o risco de inflação e requer uma taxa de juros mais alta. Ou, pela maneira como a incerteza afeta as expectativas dos agentes, que esperam uma recuperação econômica a médio prazo e taxas de juros maiores no longo prazo.

O efeito positivo da incerteza de política econômica no nível da curva de juros também pode estar relacionado aos seus efeitos no prêmio pelo risco, que são flutuantes ao longo do tempo e são maiores em períodos de crise econômica e alta incerteza.

Identificando o possível efeito da incerteza econômica no prêmio pelo risco, o passo seguinte desta tese foi investigar o efeito de diferentes índices de incerteza econômica no prêmio pelo risco através do teste da Hipótese das Expectativas para os retornos em excesso na presença de incerteza. Inicialmente estimou-se os índices de incerteza de política fiscal, extraindo a volatilidade estocástica das séries de receita e despesa totais do governo através do filtro de partículas e o índice de incerteza econômica extraído do fator de decaimento da curva de juros através de um modelo de mínimos quadrados não lineares.

Feitas as estimações dos índices de incerteza de política fiscal e de incerteza econômica, junto ao índice de incerteza de política econômica, verificou-se os efeitos dessas variáveis nos retornos em excesso. Para as previsões dentro da amostra, os resultados seguiram aqueles encontrados na análise anterior: a incerteza econômica terá maior efeito em maturidades mais longas. Um maior impacto da incerteza econômica nos retornos em excesso de longas maturidades evidencia o resultado encontrado no modelo de fatores, em que maior incerteza leva os títulos de longo prazo a ficarem mais baratos em relação aos de curto prazo, conduzindo ao aumento dos juros de longo prazo e maior prêmio pelo risco.

Em seguida testou-se o poder de previsão dos índices de incerteza para previsões fora da amostra. Os resultados encontrados mostraram que as variáveis de incerteza apresentam poder de previsão significativo e superam o modelo *benchmark* em quase todas as análises, especialmente para títulos de maturidades mais longas, sugerindo que as variáveis que capturam a incerteza do cenário econômico contêm informações complementares que possuem ganhos significativos em previsões fora da amostra.

O passo seguinte consistiu em verificar se existe contribuição das variáveis de incerteza analisadas no kernel de precificação, quando comparadas à estrutura de fatores da curva de juros. Ao incluir as variáveis no modelo de Adrian, Crump e Moench (2013), verificou-se que os índices de incerteza econômica utilizados como fatores de precificação ajudam a explicar o prêmio a termo, já que afetam diretamente o preço de risco, ajudam a capturar melhor a volatilidade dos retornos e, conseqüentemente, possibilitam estimar retornos muito aproximados dos reais, especialmente quando comparados ao modelo utilizando apenas os fatores da curva de juros.

Em seguida, investigou-se em que medida a incerteza econômica afeta a curva de juros real ao analisar a Hipótese das Expectativas para retornos em excesso dos títulos do Tesouro protegidos contra a inflação, as NTN's. Oposto ao que ocorreu para os juros nominais, os índices de incerteza não apresentaram efeitos estatisticamente significativos nas regressões para os retornos em excesso. Entretanto, embora não sejam significativos, ao incluí-los no modelo, a qualidade do ajuste melhora de maneira considerável. Nas previsões fora da amostra, para 1 mês, os resultados também não foram estatisticamente significativos. Contudo, a avaliação

econômica mostrou que os modelos de incerteza apresentam ganhos de utilidade econômica significativos, quando comparados ao modelo *benchmark*.

Ao utilizar as variáveis de incerteza como fatores de precificação no modelo de Adrian, Crump e Moench (2013) para a curva de juros real, os resultados encontrados sugerem que os modelos com variáveis de incerteza não apresentaram diferenças relevantes quando comparados ao modelo de fatores da curva de juros.

Em síntese, esta tese trouxe uma discussão sobre como a incerteza econômica afeta a estrutura a termo da taxa de juros e pode ajudar a interpretar quantitativamente o mercado financeiro. Os resultados encontrados nesta tese estão de acordo com a noção de um prêmio a termo como compensação pelo risco da taxa de juros. Momentos de incerteza são seguidos por períodos de contração econômica em um momento de aumento nos retornos dos títulos. Um ambiente cercado de incertezas influencia na tomada de decisões dos indivíduos, firmas e governos. Maior incerteza está diretamente associada a um maior risco, levando os investidores a exigir uma maior compensação pelos títulos de longo prazo, uma vez que se tornam mais atraentes quando comparados aos títulos de curta maturidade, já que a incerteza econômica reflete a incerteza da taxa de juros de longo prazo.

Deste modo, esta tese consiste em uma iniciativa de agregar e aprofundar a discussão sobre os efeitos da incerteza econômica na economia brasileira, especificamente no mercado financeiro, oferecendo evidências empíricas para contribuir de forma original para o tema, ainda pouco analisado para o cenário brasileiro.

REFERÊNCIAS

ANG, Andrew; BEKAERT, Geert; WEI, Min. The term structure of real rates and expected inflation. **The Journal of Finance**, United States, v. 63, n. 2, p. 797-849, 2008.

AMISANO, Gianni; TRISTANI, Oreste. **Uncertainty shocks, monetary policy and long-term interest rates.**: Working Paper Series, European Central Bank 2019. (Working Paper, n.2279)

ANG, Andrew; BEKAERT, Geert; WEI, Min. The term structure of real rates and expected inflation. **The Journal of Finance**, United States, v. 63, n. 2, p. 797-849, 2008.

AASTVEIT, Knut Are; NATVIK, Gisle James; SOLA, Sergio. Economic uncertainty and the influence of monetary policy. **Journal of International Money and Finance**, United Kingdom, v. 76, p. 50-67, 2017.

BAKER, Scott R.; BLOOM, Nicholas; DAVIS, Steven J. Measuring economic policy uncertainty. **The Quarterly Journal of Economics** United States, v. 131, n. 4, p. 1593-1636, 2016.

BARBOZA, Ricardo de Menezes; ZILBERMAN, Eduardo. Os efeitos da incerteza sobre a atividade econômica no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, Brasil, v. 72, n. 2, p. 144-160, 2018.

BEKAERT, Geert; CHO, Seonghoon; MORENO, Antonio. New Keynesian macroeconomics and the term structure. **Journal of Money, Credit and Banking**, United States, v. 42, n. 1, p. 33-62, 2010.

BIANCHI, Francesco; KUNG, Howard; TIRSKIKH, Mikhail. **The Origins and Effects of Macroeconomic Uncertainty**: National Bureau of Economic Research, 2019. (Working Paper, 25386).

BOLDER, David Jamieson. **Affine term-structure models: Theory and implementation.**: Bank of Canada Working Paper, 2001. (Working Paper, 2001-15)

BROGAARD, Jonathan; DETZEL, Andrew. The asset-pricing implications of government economic policy uncertainty. **Management Science**, United States, v. 61, n. 1, p. 3-18, 2015.

BRITO, Renan Souza Pinto de. **Análise empírica da curva de juros real brasileira: uma aplicação prática na tomada de decisão de carteira de renda fixa.** 2011. Dissertação (Mestrado em Finanças e Economia Empresarial) - Escola de Pós-Graduação em Economia, Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 2011.

BROGAARD, Jonathan; DETZEL, Andrew. The asset-pricing implications of government economic policy uncertainty. **Management Science**, United States, v. 61, n. 1, p. 3-18, 2015.

CAGGIANO, Giovanni; CASTELNUOVO, Efrem; GROSHENNY, Nicolas. Uncertainty shocks and unemployment dynamics in US recessions. **Journal of Monetary Economics**, Netherlands, v. 67, p. 78-92, 2014.

CALDEIRA, João Frois. Estimacão da Estrutura a Termo da Curva de Juros no Brasil atravs de Modelos Paramtricos e No Paramtricos. **Anlise Econmica**, Brasil, v. 29, n. 55, 2011.

CALDEIRA, Joo F.; FURLANI, Luiz GC. Inflacoo implcita e o prmio pelo risco: uma alternativa aos modelos VAR na previso para o IPCA. **Estudos Econmicos**, Brasil v. 43, n. 4, p. 627-645, 2013.

CALDEIRA, Joao F. Investigating the expectation hypothesis and the risk premium dynamics: new evidence for Brazil. **Empirical Economics**, Germany, p. 1-18, 2019.

CALDEIRA, Joao F. *et al.* Forecasting the term structure of interest rates of the BRICS: Evidence from a nonparametric functional data analysis. **Emerging Markets Finance & Trade**, United States, p. 1-18, 2020.

CALDEIRA, Joo; MOURA, Guilherme V.; PORTUGAL, Marcelo S. Efficient yield curve estimation and forecasting in Brazil. **Revista Economia**, Brasil, Jan/Abr, 2010.

CALDEIRA, Joao F.; MOURA, Guilherme V.; SANTOS, Andr AP. Predicting the yield curve using forecast combinations. **Computational Statistics & Data Analysis**, Netherlands, v. 100, p. 79-98, 2016.

CAMPBELL, John Y.; SHILLER, Robert J. Yield spreads and interest rate movements: A bird's eye view. **The Review of Economic Studies**, United Kingdom, v. 58, n. 3, p. 495-514, 1991.

CASTELNUOVO, Efrem. Yield curve and financial uncertainty: Evidence based on US data. **Australian Economic Review**, Australia, v. 52, n. 3, p. 323-335, 2019.

CIESLAK, Anna; POVALA, Pavol. Expected returns in Treasury bonds. **The Review of Financial Studies**, United States, v. 28, n. 10, p. 2859-2901, 2015.

COCHRANE, John H.; PIAZZESI, Monika. Bond risk premia. **American Economic Review**, v. 95, n. 1, p. 138-160, 2005.

CONNOLLY, Robert; DUBOFSKY, David; STIVERS, Chris. Macroeconomic uncertainty and the distant forward-rate slope. **Journal of Empirical Finance**, Netherlands, v. 48, p. 140-161, 2018.

COOPER, Ilan; PRIESTLEY, Richard. Time-varying risk premiums and the output gap. **The Review of Financial Studies**, United States, v. 22, n. 7, p. 2801-2833, 2009.

CREAL, Drew D.; WU, Jing Cynthia. Monetary policy uncertainty and economic fluctuations. **International Economic Review**, Canada, v. 58, n. 4, p. 1317-1354, 2017.

- CHRISTENSEN, Jens HE; LOPEZ, Jose A.; RUDEBUSCH, Glenn D. Inflation expectations and risk premiums in an arbitrage-free model of nominal and real bond yields. **Journal of Money, Credit and Banking**, United States, v. 42, p. 143-178, 2010.
- CRUMP, Richard K.; EUSEPI, Stefano; MOENCH, Emanuel. **The term structure of expectations and bond yields.**: Federal Reserve Bank of New York Staff Report, 2018. (Working Paper 775)
- CARVALHO, Janine Pessanha de; MOURA, Guilherme. Modelo de fatores dinâmicos: estimação e previsão da curva real de juros, ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 41, 2014, Foz do Iguaçu. **Anais [...]**. Foz do Iguaçu: ANPEC, 2014. Disponível em: EconPapers: modelo de fatores dinâmicos: estimação e previsão da curva real de juros (repec.org).
- DEWACHTER, Hans; LYRIO, Marco. Macro factors and the term structure of interest rates. **Journal of Money, Credit and Banking**, United States, p. 119-140, 2006.
- DIEBOLD, Francis X.; RUDEBUSCH, Glenn D. **Yield curve modeling and forecasting**: the dynamic Nelson-Siegel approach. United States: Princeton University Press, 2013.
- DIEBOLD, Francis X.; LI, Canlin. Forecasting the term structure of government bond yields. **Journal of econometrics**, Netherlands v. 130, n. 2, p. 337-364, 2006.
- DIEBOLD, Francis X.; RUDEBUSCH, Glenn D.; ARUOBA, S. Boragan. The macroeconomy and the yield curve: a dynamic latent factor approach. **Journal of econometrics**, Netherlands, v. 131, n. 1-2, p. 309-338, 2006.
- ELTON, Edwin *et al.* **Modern portfolio theory and investment analysis**. United States: John Wiley, 2009.
- ERIKSEN, Jonas N. Expected business conditions and bond risk premia. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, United Kingdom, v. 52, n. 4, p. 1667-1703, 2017.
- ESTRELLA, Arturo; RODRIGUES, Anthony P.; SCHICH, Sebastian. How stable is the predictive power of the yield curve? Evidence from Germany and the United States. **Review of Economics and Statistics**, United States, v. 85, n. 3, p. 629-644, 2003.
- FAMA, Eugene F. Term premiums and default premiums in money markets. **Journal of Financial Economics**, Netherlands, v. 17, n. 1, p. 175-196, 1986.
- FRANKEL, Jeffrey A.; LOWN, Cara S. An indicator of future inflation extracted from the steepness of the interest rate yield curve along its entire length. **The Quarterly Journal of Economics**, United States, v. 109, n. 2, p. 517-530, 1994.
- GARGANO, Antonio; PETTENUZZO, Davide; TIMMERMANN, Allan. Bond return predictability: Economic value and links to the macroeconomy. **Management Science**, United States, v. 65, n. 2, p. 508-540, 2019.

GODSILL, Simon J.; DOUCET, Arnaud; WEST, Mike. Monte Carlo smoothing for nonlinear time series. **Journal of the American Statistical Association**, United States, v. 99, n. 465, p. 156-168, 2004.

HSU, Alex; LI, Erica XN; PALOMINO, Francisco. Real and nominal equilibrium yield curves. **Management Science**, United States, v. 67, n. 2, p. 1138-1158, 2021.

JIANG, Fuwei; TONG, Guoshi. **Monetary policy uncertainty and bond risk premium**. Available at SSRN 2831092, 2016.

JOSLIN, Scott; PRIEBSCH, Marcel; SINGLETON, Kenneth J. Risk premiums in dynamic term structure models with unspanned macro risks. **The Journal of Finance**, United States, v. 69, n. 3, p. 1197-1233, 2014.

JURADO, Kyle; LUDVIGSON, Sydney C.; NG, Serena. Measuring uncertainty. **American Economic Review**, United States, v. 105, n. 3, p. 1177-1216, 2015.

LANGE, Ronald H. The expected real yield and inflation components of the nominal yield curve. **The North American Journal of Economics and Finance**, United States, v. 39, p. 1-18, 2017.

LEE, Sang-Sub. Macroeconomic sources of time-varying risk premia in the term structure of interest rates. **Journal of Money, Credit and Banking**, United States, v. 27, n. 2, p. 549-569, 1995.

LEIPPOLD, Markus; MATTHYS, Felix. **Economic policy uncertainty and the yield curve**. Swiss Finance Institute Research Paper, 2015. (Working Paper, 22-36)

LEVANT, Jared. Essays on yield curve models with markov switching and macroeconomic fundamentals. 2014. Tese de Doutorado. University of Alabama Libraries.

LIMA, Alexandre Maia Correia; ISSLER, João Victor. A hipótese das expectativas na estrutura a termo de juros no Brasil: uma aplicação de modelos de valor presente. **Revista brasileira de economia**, Brasil, v. 57, n. 4, p. 873-898, 2003.

LUDVIGSON, Sydney C.; NG, Serena. Macro factors in bond risk premia. **The Review of Financial Studies**, United States, v. 22, n. 12, p. 5027-5067, 2009.

LUDVIGSON, Sydney C.; MA, Sai; NG, Serena. Uncertainty and business cycles: exogenous impulse or endogenous response? **American Economic Journal: Macroeconomics**, United States, v. 13, n. 4, p. 369-410, 2021.

MODENA, Matteo. **An empirical analysis of the curvature factor of the term structure of interest rates**. Business School - Economics, University of Glasgow Working Papers. 2008. (Working Paper, 2008_35)

MÖNCH, Emanuel. Term structure surprises: the predictive content of curvature, level, and slope. **Journal of Applied Econometrics**, United Kingdom, v. 27, n. 4, p. 574-602, 2012.

HARDOUVELIS, Gikas A. The term structure spread and future changes in long and short rates in the G7 countries: Is there a puzzle?. **Journal of Monetary Economics**, Netherlands, v. 33, n. 2, p. 255-283, 1994.

GARGANO, Antonio; PETTENUZZO, Davide; TIMMERMANN, Allan. Bond return predictability: Economic value and links to the macroeconomy. **Management Science**, United States, v. 65, n. 2, p. 508-540, 2019.

MOURA, Marcelo L.; GAIÃO, Rafael L. Impact of macroeconomic surprises on the Brazilian yield curve and expected inflation. **The North American Journal of Economics and Finance**, United States, v. 27, p. 114-144, 2014.

NELSON, Charles R.; SIEGEL, Andrew F. Parsimonious modeling of yield curves. **Journal of Business**, United States, p. 473-489, 1987.

PÁSTOR, Ľuboš; VERONESI, Pietro. Political uncertainty and risk premia. **Journal of financial Economics**, Netherlands, v. 110, n. 3, p. 520-545, 2013.

PELLEGRINO, Giovanni. Uncertainty and monetary policy in the US: a journey into nonlinear territory. **Economic Inquiry**, United States, v. 59, n. 3, p. 1106-1128, 2021.

PELLEGRINO, Giovanni. Uncertainty and the real effects of monetary policy shocks in the Euro area. **Economics Letters**, Netherlands, v. 162, p. 177-181, 2018.

RUDEBUSCH, Glenn D.; SWANSON, Eric T. The bond premium in a DSGE model with long-run real and nominal risks. **American Economic Journal: Macroeconomics**, United States, v. 4, n. 1, p. 105-43, 2012.

SARNO, Lucio; SCHNEIDER, Paul; WAGNER, Christian. The economic value of predicting bond risk premia. **Journal of Empirical Finance**, Netherlands, v. 37, p. 247-267, 2016.

SINHA, Arunima. Monetary policy uncertainty and investor expectations. **Journal of Macroeconomics**, United States, v. 47, p. 188-199, 2016.

TABAK, Benjamin Miranda; DE ANDRADE, Sandro Canesso. Testing the expectations hypothesis in the Brazilian term structure of interest rates. **Brazilian Review of Finance**, Brasil, v. 1, n. 1, p. 19-43, 2003.

TILLMANN, Peter. Robust monetary policy under uncertainty about the lower bound. **The BE Journal of Macroeconomics**, Germany, v. 21, n. 1, p. 309-321, 2021.

THORNTON, Daniel L. Tests of the expectations hypothesis: resolving the Campbell-Shiller paradox. **Journal of Money, Credit and Banking**, United States, p. 511-542, 2006.