

FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS
ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO

MAURÍCIO TADEU REIS

ANÁLISE DO PRÊMIO DE RISCO DE INFLAÇÃO:
Evolução e Determinantes

SÃO PAULO
2018

MAURÍCIO TADEU REIS

ANÁLISE DO PRÊMIO DE RISCO DE INFLAÇÃO:

Evolução e Determinantes

Dissertação apresentada à Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas, como requisito para obtenção do título de Mestre em Economia.

Campo de Conhecimento:

Macroeconomia

Orientador: Prof. Dr. Marcelo K. Muinhos

SÃO PAULO

2018

Reis, Maurício Tadeu.

Análise do prêmio de risco de inflação : evolução e determinantes /
Maurício Tadeu Reis. - 2018.

52 f.

Orientador: Marcelo Kfoury Muinhos

Dissertação (MPFE) - Escola de Economia de São Paulo.

1. Inflação de investimento - Brasil. 2. Risco (Economia). 3. Juros - Brasil.
I. Muinhos, Marcelo Kfoury. II. Dissertação (MPFE) - Escola de Economia de
São Paulo. III. Título.

CDU 330.131.7(81)

MAURÍCIO TADEU REIS

ANÁLISE DO PRÊMIO DE RISCO DE INFLAÇÃO:

Evolução e Determinantes

Dissertação apresentada à Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas, como requisito para obtenção do título de Mestre em Economia.

Campo de Conhecimento:

Macroeconomia

Data de aprovação:

09/08/2018

Banca examinadora:

Prof. Dr. Marcelo K. Muinhos (Orientador)
FGV-EESP

Prof. Dr. Joelson Oliveira Sampaio
FGV-EESP

Prof. Dr. Antonio Gledson de Carvalho
FGV-EAESP

SÃO PAULO

2018

RESUMO

Neste trabalho serão estimadas diversas regressões para o prêmio de risco de inflação encontrado na economia brasileira, com dados entre janeiro 2006 e dezembro 2017. Adicionalmente, a inflação implícita terá uma seção de resultados semelhante ao encontrado para o prêmio de risco de inflação. Foram encontradas na literatura, tanto local quanto na estrangeira, poucas referências que tinham como tema central o prêmio de risco de inflação, a literatura encontrada é mais vasta ao buscarmos por inflação implícita ou taxa natural de juros. Os modelos construídos para mercados estrangeiros visam eliminar o problema da defasagem nos indexados de inflação dos títulos reais, como tanto no trabalho de Evans quanto de Grishchenko e Huang onde, para os mercados britânico e americano, respectivamente, aplicam um modelo que visava reduzir o ruído gerado pela defasagem no indexador de inflação. Para o mercado local, temos uma literatura mais focada em inflação implícita, no qual podemos notar em Vicente e Graminho que realizam a decomposição de todos os componentes da inflação implícita, inclusive o prêmio de risco de inflação. Foi possível tirar algumas conclusões sobre quais variáveis podem afetar o prêmio de risco de inflação e de qual forma, destas, destacou-se o CDS e as expectativas de inflação para períodos condizentes com os analisados para juros reais e nominais.

Palavras-chave: Prêmio de Risco de Inflação, Inflação Implícita, Estrutura a Termo da Taxa de Juros, Expectativa de Inflação.

ABSTRACT

In this work many regressions towards the inflation risk premium for the Brazilian economy will be estimated, with data from January 2006 to December 2017. In addition to that, there will be a topic where we can find similar results for the implicit inflation as the ones obtained for the inflation risk premium. In the bibliography we found a few references for both local and foreign studies about the main topic, the inflation risk premium, the bibliography is more common to implicit inflation and natural interest rates. The models constructed for the foreign markets focused on minimizing the inflation lag problem on the indexed real bonds, both Evans's work and Grishchenko and Huang tried to minimize this problem with their models, for the British and American economies, respectively, their models tried to build an alternative real term-structure without this inflation lag. For the local market we found a bibliography more focused on implicit inflation, such as in Vicente and Graminho who studied the implicit inflation and all of its components, including the inflation risk premium. It was possible to take a few conclusions about some economic variables and its relation to inflation risk premium, if it exists. From these variables, we highlight the CDS and inflation expectations in consistent periods with those used for real and nominal interest rates.

Keywords: Inflation Risk Premium, Implicit Inflation, Term-Structure Rates, Inflation Expectations.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1 – Prêmio de maturidade ao longo do tempo	18
Figura 2 – Detentores de Títulos Públicos Federais em março/2018	19
Figura 3 – Detentores de Títulos Públicos Federais por tipo de título em março/2018	20
Figura 4 – IPCA Acumulado em 12 meses e Metas de Inflação	21
Figura 5 – Expectativas de Inflação	22
Figura 6 – Juros Nominais	23
Figura 7 – Juros Reais	24
Figura 8 – Inflação Implícita	25
Figura 9 – Prêmio de Risco de Inflação	26
Figura 10 – Credit Default Swap	28
Figura 11 – Variação Cambial	29
Figura 12 – Hiato do Produto	29
Figura 13 – Prêmio de Risco de Inflação	37

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Expectativas de Inflação	22
Tabela 2 – Juros Nominais.....	23
Tabela 3 – Juros Reais	24
Tabela 4 – Inflação Implícita	25
Tabela 5 – Prêmio de Risco de Inflação	26
Tabela 6 – Credit Default Swap.....	27
Tabela 7 – Variação Cambial e Hiato do Produto.....	30
Tabela 8 – Correlação entre Expectativa de Inflação e Inflação Implícita.....	37
Tabela 9 – Resultados Prêmio de Risco de Inflação (Curto Prazo).....	38
Tabela 10 – Resultados Prêmio de Risco de Inflação (Longo Prazo).....	39
Tabela 11 – Teste de correlação serial Multiplicador de Lagrange de Breusch-Pagan-Godfrey (Curto Prazo).....	41
Tabela 12 – Teste de correlação serial Multiplicador de Lagrange de Breusch-Pagan-Godfrey (Longo Prazo)	41
Tabela 13 – Teste de heterocedasticidade de White (Curto Prazo)	41
Tabela 14 – Teste de heterocedasticidade de White (Longo Prazo)	42
Tabela 15 – Resultados Inflação Implícita (Curto Prazo).....	44
Tabela 16 – Resultados Inflação Implícita (Longo Prazo).....	44
Tabela 17 – Teste de correlação serial Multiplicador de Lagrange de Breusch-Pagan-Godfrey (Curto Prazo).....	46
Tabela 18 – Teste de correlação serial Multiplicador de Lagrange de Breusch-Pagan-Godfrey (Longo Prazo)	46
Tabela 19 – Teste de heterocedasticidade de White (Curto Prazo)	46
Tabela 20 – Teste de heterocedasticidade de White (Longo Prazo)	46

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	11
2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	14
3. CONTEXTUALIZAÇÃO DAS VARIÁVEIS UTILIZADAS	17
3.1 EFEITO FISCHER	17
3.2 MERCADO DE TÍTULOS PÚBLICOS FEDERAIS	18
3.3 EXPECTATIVAS DE INFLAÇÃO	20
3.4 CURVA DE JUROS NOMINAIS E REAIS	22
3.5 INFLAÇÃO IMPLÍCITA E PRÊMIO DE RISCO DE INFLAÇÃO	25
3.6 DEMAIS VARIÁVEIS UTILIZADAS	27
4. METODOLOGIA	30
4.1 DEFINIÇÕES	30
4.2 CARACTERÍSTICAS DE TÍTULOS PÚBLICOS FEDERAIS	31
4.3 ESTRUTURA A TERMO DA TAXA DE JUROS	33
4.4 MODELO ECONOMETRICO	35
5. RESULTADOS	35
5.1 EFEITO FISCHER	36
5.2 PRÊMIO DE RISCO DE INFLAÇÃO	38
5.3 INFLAÇÃO IMPLÍCITA	43
6. CONCLUSÕES	49
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	51

1. INTRODUÇÃO

Em um ambiente de queda acentuada na Selic, a taxa básica de juros, como o período que vivemos entre o final de 2016 até a data de elaboração deste trabalho, questionam-se quais os motivos que fizeram com que a taxa de juros tenha alcançado patamares tão elevados como o que alcançou. A crise econômica recente ocorreu por diversas medidas de intervenção econômica que não se sustentavam durante um grande período de tempo e prejudicaram a situação econômica e fiscal do país. Após diversas discussões a respeito dos motivos que levaram o país para a situação em que se encontrava ao final de 2014 e início de 2015, que culminou em uma inflação acumulada bastante elevada e, conseqüentemente, uma taxa básica de juros patamares condizentes aos da situação inflacionária, novas discussões surgem. Passado o período atípico, os questionamentos seguintes são a respeito da nova normalidade do país, isto é, qual seria a taxa de juros neutra para essas condições e o que seria uma meta de inflação adequada, por exemplo.

Neste sentido, a motivação para a elaboração deste trabalho se iniciou em uma pesquisa sobre taxa natural de juros, o artigo de Goldfajn e Bicalho (2011), no qual tratam de um período de queda de taxa de juros que levantava a dúvida sobre até onde a taxa básica de juros poderia chegar, dada uma continuidade na condução de política econômica que encontrávamos no momento. Em período semelhante, Ribeiro e Teles (2011) estimaram uma taxa natural de juros para o mercado brasileiro em trabalho similar, utilizando metodologia diferente, por meio de um modelo novo-keynesiano. Muinhos e Miranda (2003) apresentam diversas abordagens para a estimação de uma taxa de juros de equilíbrio, enquanto que Muinhos e Nakane (2006) avaliam também a condição da taxa natural de juros brasileira em comparação com alguns outros países emergentes, principalmente da América Latina. Avaliando-se os componentes necessários para uma estimação robusta de uma taxa real neutra de juros, notamos que alguns dados eram comumente utilizados e nos chamaram atenção a inflação implícita e também o prêmio de risco de inflação. Já que, quando apareciam nas estimativas, pareciam estimados de forma simples pelos autores para os estudos referentes à taxa de juros neutra, o que motivou uma pesquisa mais aprofundada sobre inflação implícita e prêmio de risco de inflação. Neste sentido, foi possível encontrar uma literatura limitada sobre o tema, seja no que diz respeito aos

dados utilizados, metodologia ou ainda características específicas de alguns mercados de títulos de renda fixa.

Desta forma, um estudo sobre o prêmio de risco de inflação fica mais próximo de estudos a respeito da inflação implícita, onde o prêmio de risco de inflação é um dos componentes principais deste dado. Para o mercado internacional, destacam-se as metodologias que tentam minimizar os efeitos gerados pelo lag de inflação, isto é, a defasagem de tempo entre o conhecimento do dado referente à inflação e o preço dos títulos reais. Como no mercado brasileiro essa defasagem é muito pequena, esses modelos pouco se aplicam ao nosso mercado, e destacam-se os estudos realizados por Grishchenko e Huang (2007) para o mercado americano, utilizando-se das TIPS e com a correção do lag de inflação criam uma curva real de juros e realizam as estimações para o prêmio de risco de inflação. Este artigo se baseia no modelo de Evans (1998), que utilizando os parâmetros da estrutura a termo da taxa de juros do mercado britânico constrói as curvas de juros e realiza estudo semelhante.

Para a inflação implícita destacam-se Vicente e Graminho (2014), que decompõe todos os componentes da inflação implícita e realizam uma estimação a respeito do prêmio de risco de inflação, utilizando de uma cesta de variáveis que os autores acreditavam serem preditivas do prêmio de risco de inflação. Deste trabalho destacam-se ainda as definições muito semelhantes às que serão utilizadas daqui para frente. Araujo e Vicente (2017) realizam estudo para a inflação implícita focada no curto prazo utilizando dados de títulos públicos federais. Gaglianone (2017) oferece os principais insights à respeito da expectativa de inflação, pontos fortes e fracos de cada uma das metodologias e as vantagens de se utilizar os *surveys* macroeconômicos para a construção do prêmio de risco de inflação.

O estudo que mais se assemelha ao aqui proposto é o de Kadobayashi (2017), que realizou uma estimação via um modelo de VAR para o prêmio de risco de inflação utilizando dados semelhantes aos encontrados no presente estudo. Thiele e Fernandes (2014) também possuem algumas semelhanças, no qual foi analisado a dinâmica da curva de inflação implícita e como ela se comporta a partir de variáveis macroeconômicas, tanto locais quanto internacionais e quais dessas variáveis impactam a dinâmica da curva de inflação implícita. Para o estudo aqui proposto, espera-se realizar análise semelhante para o prêmio de risco de inflação, e como subproduto também para a inflação implícita.

Assim, o trabalho a ser desenvolvido tem como objetivo analisar a dinâmica do prêmio de risco de inflação e também da inflação implícita de acordo com o comportamento de variáveis macroeconômicas, tanto locais quanto internacionais. Para tal, serão utilizados os parâmetros das Estruturas a Termo da Taxa de Juros (ETTJs), que permitem construir curvas de juros nominais e reais, e tem divulgação diária pela Anbima, que possibilitam a construção de curvas de juros e também ainda uma expectativa de inflação baseada no *survey* organizado pelo Banco Central do Brasil, o FOCUS. Espera-se que, ao final do trabalho, seja possível realizar algumas conclusões a respeito do prêmio de risco de inflação e suas variáveis explicativas, e ainda encontrar algumas relações que façam sentido econômico e que tenham sido estimadas de maneira robusta.

Ao analisarmos diversos períodos de tempo, foi possível encontrar algumas relações relevantes entre variáveis macroeconômicas e o prêmio de risco de inflação. De forma semelhante, os resultados para a inflação implícita nos permitem realizar alguns comentários sobre a relação entre algumas variáveis. A variável que mais merece destaque neste aspecto é o *Credit Default Swap* (CDS). Essa variável que inferir acerca de como os agentes econômicos enxergam o risco de um país em não honrar os seus compromissos financeiros, assim, foi encontrada uma relação positiva entre o CDS e tanto com o prêmio de risco de inflação quanto com a inflação implícita. É possível comentar também a respeito da relação entre expectativa de inflação e hiato do produto com os objetos de estudo. Algumas *dummies* temporais foram incluídas e se mostraram significativas, para a inclusão destas realizamos uma contemporização analisando a série histórica das variáveis explicadas.

O trabalho divide-se em 6 tópicos principais, incluindo esta introdução. Na segunda seção, temos uma revisão bibliográfica detalhada sobre o tema de estudo e principais metodologias utilizadas. Numa terceira seção, há uma contemporização sobre o mercado de títulos públicos, seus detentores e características, além da apresentação das variáveis a serem utilizadas, além de vantagens e desvantagens de suas escolhas. No quarto tópico apresentamos a metodologia, onde detalhamos alguns pontos que serão utilizados no trabalho e o modelo econométrico. No quinto tópico, serão apresentados todos os resultados pertinentes às estimações e a verificação da presença ou não do Efeito Fischer para o Brasil. Por último, serão apresentadas as principais conclusões a respeito dos resultados e indicação de possíveis refinamentos da pesquisa realizada.

2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Neste capítulo, serão listados os estudos que já trataram sobre o prêmio de risco de inflação, suas contribuições e como diferem do trabalho proposto neste estudo. Muitas referências acabam tratando de um outro tema correlato ao objeto de estudo, a taxa de juros de equilíbrio, que normalmente nos dá o prêmio de risco de inflação e a inflação implícita como subprodutos, por ser um de seus componentes. Para os Estados Unidos e Reino Unido, foi possível encontrar uma literatura que trate de prêmio de risco de inflação, entretanto, para o Brasil não foram encontradas muitas referências específicas para o tema. Outra diferença importante é que, no caso brasileiro, os estudos costumam se concentrar em quais variáveis são capazes de explicar o comportamento do prêmio de risco de inflação, enquanto que no caso americano e britânico, o objeto de estudo se foca mais em construir uma estrutura a termo da taxa de juros alternativa e verificar como se comporta em relação aos dados reais observados, tentando ainda minimizar o problema do lag de inflação.

Perelli e Roache (2014) oferecem a inspiração inicial do trabalho ao tratarem em um dos tópicos de seu estudo qual seria o prêmio de maturação, ou seja, quanto um título de longo prazo deveria ter de prêmio sobre um título de prazo menor e qual seria a evolução deste prêmio ao longo do tempo. No mais, tratam sobre diferentes metodologias para estimação de uma taxa de juros neutra, partindo deste artigo, procuramos nos concentrar em literaturas mais focadas no prêmio de risco de inflação. Grishchenko e Huang (2007) realizam, para o mercado de títulos americanos, uma estimação para o prêmio de risco de inflação em diversas janelas de tempo. Deste trabalho, destaca-se ainda a metodologia utilizada, que trata do problema das defasagens da inflação em relação às TIPS, uma adaptação de Evans (1998).

Evans (1998) fornece a metodologia principal para estudos de prêmio de risco de inflação. Sua estimação foi realizada utilizando os parâmetros da estrutura a termo de juros do Reino Unido e também serviu como base para o estudo dos títulos americanos. Ambos estudos evidenciam rejeição da hipótese de Fischer de que o prêmio de risco de inflação é zero no longo prazo.

Risa (2001) realiza uma estimação do prêmio de risco de inflação para o Reino Unido utilizando uma metodologia diferente da apresentada pelos autores citados anteriormente. Utiliza-se de filtros estatísticos e de um modelo de espaço estado para realizar a estimação.

Muinhos e Nakane (2006) realizam estimativas de taxas de juros de equilíbrio para alguns países, principalmente da América Latina, e realizam comparações interessantes sobre essas estimações. Deste trabalho destaca-se para o objeto de estudo a discussão de prêmio de liquidez, isto é, um título indexado pode possuir menos liquidez do que um título prefixado. Desta forma, o prêmio exigido pelo investidor para ter em seu portfólio um título prefixado pode não ser composto apenas pelo risco de inflação, podendo ser também afetado pelo prêmio de liquidez.

Bekaert e Wang (2010) realizam um estudo mais focado em *hedge* de inflação de portfólios para diversos países, porém, dedicam uma seção inteira de seu estudo para o prêmio de risco de inflação, onde, além de avaliarem os métodos empregados pelos autores, levantam críticas muito pertinentes referentes aos problemas encontrados para uma estimativa robusta do prêmio de risco de inflação. Um comentário muito relevante é que “*surveys*”, como o FOCUS do Banco Central do Brasil, são muitas vezes mais precisos no que diz respeito às expectativas de inflação do que modelos de projeção de inflação.

Gaglianone (2017) realiza um *survey* a respeito das expectativas de inflação do mercado brasileiro e suas considerações serão importantes, uma vez que é necessário utilizar alguma expectativa de inflação para possuir uma série de prêmio de risco de inflação.

Durham (2006) foca seu estudo em tentar encontrar determinantes macroeconômicos que sejam capazes de explicar o prêmio de risco de inflação, focando principalmente na diferença entre o prêmio de risco de inflação e a incerteza em relação a política monetária. Ponto que a literatura para Estados Unidos e outros países parece dar pouco foco e que também é o objeto de estudo deste presente trabalho.

Vicente e Graminho (2014) realizam um estudo de decomposição da inflação implícita, isto é, o *spread* entre a taxa nominal e a taxa real de juros, um dos componentes da inflação implícita, é o mesmo de nosso objeto de estudo, o prêmio de risco de inflação. Contribuições importantíssimas deste trabalho são os comentários à respeito da defasagem de indexação. A defasagem pequena dos títulos brasileiros é o que torna pouco efetiva a metodologia aplicada pelos estudos do mercado americano e britânico, que possuem uma defasagem maior. Por fim, o tópico referente ao prêmio de risco de inflação apresenta uma regressão com dados econômico-financeiros, algo pretendido por este nosso trabalho.

Thiele e Fernandes (2014) realizaram um estudo bem semelhante ao que se espera desenvolver aqui para o prêmio de risco de inflação, entretanto, a variável de estudo foi a estrutura a termo das expectativas de inflação. No trabalho de Thiele e Fernandes (2014) foi construída uma Estrutura a Termo da Taxa de Juros para as expectativas de inflação e foram traçadas regressões que podem indicar alguns determinantes macroeconômicos da estrutura a termo das expectativas de inflação.

Kadobayashi (2017) estudou, para o Brasil, a relação entre a Inflação Implícita e o Prêmio de Risco de Inflação com variáveis macroeconômicas por meio de uma metodologia de Vetores Auto-Regressivos (VAR), estudo semelhante ao que pretendemos realizar, com uma metodologia alternativa. As variáveis utilizadas no estudo se assemelham às utilizadas, inclusive o horizonte de tempo de observação das variáveis.

3. CONTEXTUALIZAÇÃO DAS VARIÁVEIS UTILIZADAS

Nesta seção, apresentaremos as estatísticas descritivas, uma contextualização importante para definirmos algumas premissas que serão apresentadas na seção de metodologia e como justificativa para a escolha de alguma variável em detrimento de outra. Além disso, é importante entender a situação política e econômica que o país passou durante o horizonte de estudo, entre janeiro de 2006 e dezembro de 2017, que acabaram afetando o mercado local e variáveis macroeconômicas.

É esperado que as variáveis sejam capazes de nos ajudar a encontrar relações com o objeto do estudo, o prêmio de risco de inflação. Os dados serão apresentados de forma trimestral, sempre para os períodos de 1 ano, 2 anos, 3 anos, 5 anos e 10 anos.

3.1 EFEITO FISCHER

A hipótese de Fischer diz de forma simplificada que o prêmio de risco de inflação é zero, isto é, a diferença entre uma taxa nominal e uma taxa real deveria ser unicamente a expectativa de inflação do período. Essa hipótese parte do princípio do efeito Fischer, que prevê que um aumento de 1% da taxa de inflação levaria a um aumento de 1% da taxa de juros nominais, implicando uma pequena variação nas taxas de juros reais e no prêmio de risco de inflação.

Em um mercado em equilíbrio e com expectativas bem ancoradas, espera-se que o prêmio de risco de inflação se mantenha sem grandes variações ao longo do tempo. Entretanto, é possível notar que, durante alguns períodos, esses valores se alternam, seja por conta de alguma crise econômica, seja por uma mudança na perspectiva dos agentes ou por um otimismo gerado por uma medida considerada positiva, entre outros fatores. Sendo essa uma evidência de que a hipótese de Fischer não se sustenta, a princípio.

Perelli e Roache (2014), em estudo para a taxa de juros neutra, realizam um estudo considerando modelos de curva de juros tentando observar qual é o prêmio de maturação, isto é, quanto um título de longo prazo deveria ter sobre um título de curto prazo. Em um mercado com expectativas bem ancoradas, esse prêmio deveria ser quase constante ao longo do tempo, porém, em suas investigações encontram que

isso não é verdade, o prêmio de maturidade varia bastante, com destaque para períodos de alta volatilidade, como a crise internacional de 2008, conforme figura 1.

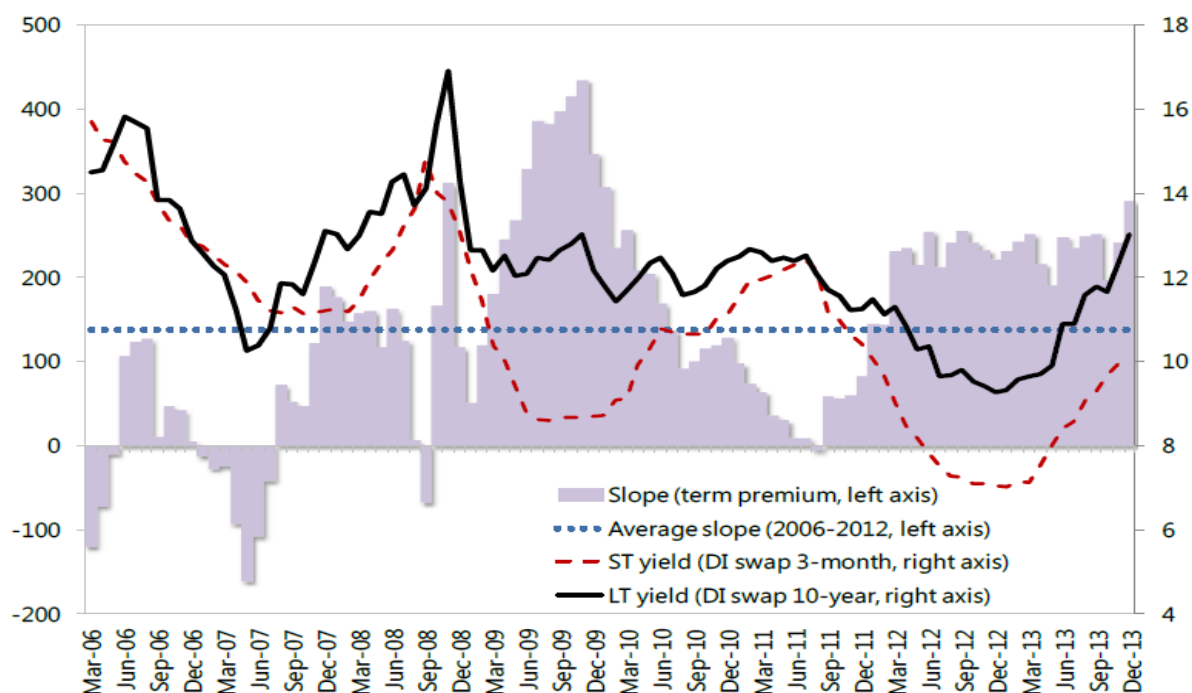


Figura 1 – Prêmio de maturidade ao longo do tempo

Fonte: PERELLI e ROACHE, 2014, p.14.

Grishchenko e Huang (2007) analisam o prêmio de risco de inflação de acordo com a curva de juros nominais, a curva de juros reais e as expectativas de inflação, testando ainda a hipótese de Fischer, de que o prêmio de risco de inflação é zero e por fim realizam uma estimativa do prêmio de risco de inflação. Para o mercado americano, baseando-se nesse estudo, a hipótese de Fischer foi rejeitada.

3.2 MERCADO DE TÍTULOS PÚBLICOS FEDERAIS

Para este estudo, os principais títulos que devem ser observados são os nominais prefixados, representados pelas NTN-Fs e LTNs, e também os títulos reais indexados ao IPCA, as NTN-Bs.

No momento inicial, a análise desses papéis se dá principalmente aos detentores desses títulos, na figura 2, grande parcela do mercado de títulos públicos federais está sob controle de agentes que possuem estratégias de longo prazo, como previdência e seguradoras. Por focarem no longo prazo esses agentes tendem a realizar poucas

negociações no mercado secundário de títulos públicos, o que torna o prêmio de liquidez baixo.

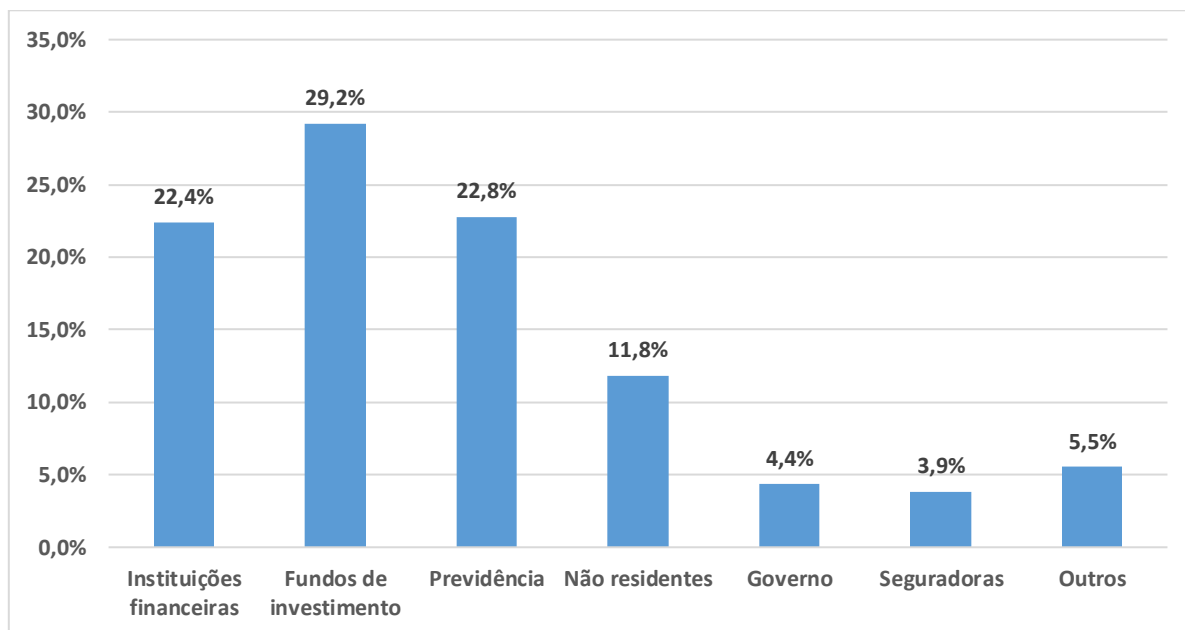


Figura 2 – Detentores de Títulos Públicos Federais em março/2018

Fonte: Boletim de Renda Fixa – ANBIMA, março/2018. Elaboração Própria.

Os títulos reais que favorecem as estratégias destes agentes são as NTN-Bs, enquanto que os títulos nominais são representados pelas NTN-Fs e LTNs. Destes títulos reais, cerca de 44% estão sob controle de entidades de previdência, enquanto que os títulos nominais para as mesmas entidades somam cerca de 28%.

Serão utilizadas as Estruturas a Termo da Taxa de Juros, curvas de juros que funcionam como uma aproximação da cesta de títulos disponíveis e seus vencimentos, destas podemos extrair um spread, ou inflação implícita e, ao descontar a expectativa de inflação daquele prazo de maturação, chegamos ao prêmio de risco de inflação, que é objeto principal do estudo.

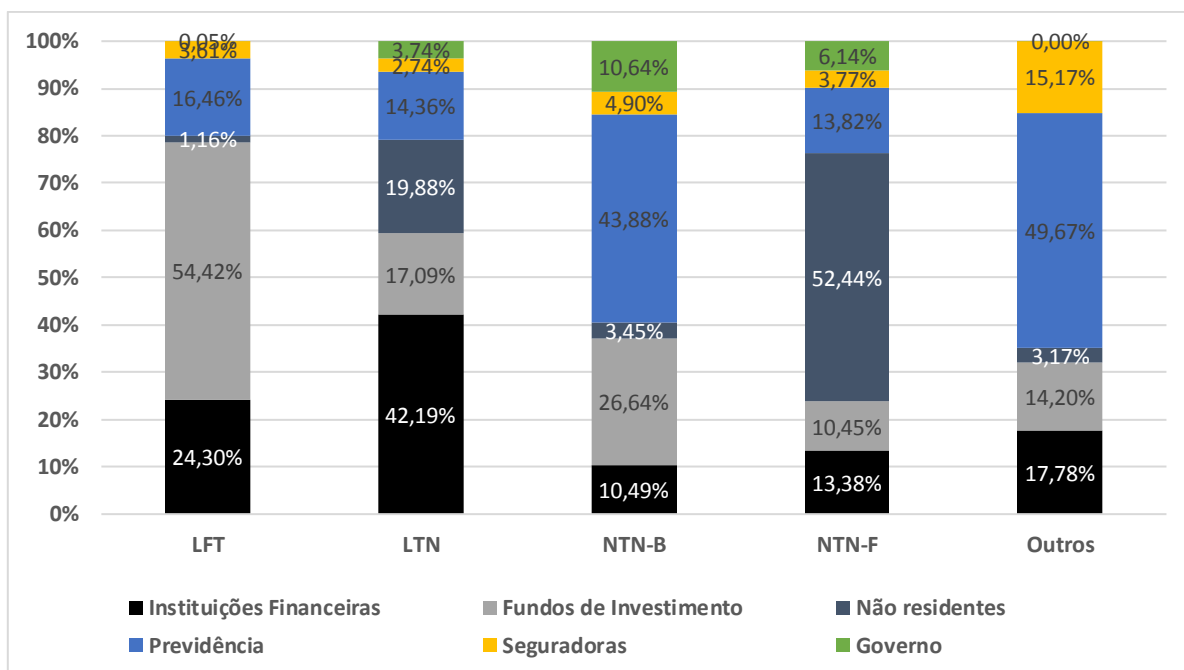


Figura 3 – Detentores de Títulos Públicos Federais por tipo de título em março/2018
 Fonte: Boletim de Renda Fixa – ANBIMA, março/2018. Elaboração Própria.

3.3 EXPECTATIVAS DE INFLAÇÃO

É importante esclarecer que o indexador a ser considerado nesse estudo é o Índice de Preços ao Consumidor – Amplo, ou IPCA, calculado pelo IBGE e, portanto, as expectativas de inflação serão desse indexador, que é utilizado pelas NTN-Bs.

Para projeções do mercado brasileiro, o principal *survey* utilizado é o Focus, organizado pelo Banco Central do Brasil, que será utilizado no estudo como fonte para as expectativas de inflação. Há uma distinção dependendo do período a ser analisado, além da projeção de IPCA para os próximos 12 meses, é possível encontrar projeções para o ano-calendário corrente e 4 anos à frente para o IPCA. Para o período de 1 ano, utilizaremos a média das projeções de IPCA esperado para os próximos 12 meses do Focus, para obter as expectativas de inflação para os períodos de 2 e 3 anos foram utilizadas as expectativas anuais com a premissa de que a inflação foi constante ao longo dos meses não observados. Isto é, foi construída a expectativa de inflação via interpolação *flat forward*, de forma similar ao apresentado em Vicente e Graminho (2014).

A principal diferença se dá para os períodos de 5 e 10 anos, que além de possuírem a premissa e metodologia utilizada para os períodos de 2 e 3 anos, possuem uma premissa adicional de que a expectativa de inflação para os períodos subsequentes aos 4 anos de projeção será igual ao último ano observado na projeção do Focus. Ainda que seja razoável considerar que no longo prazo que a equipe econômica tenha como objetivo o cumprimento da meta inflacionária, acreditamos que utilizar o último ano observado como *proxy* para uma expectativa inflacionária de longo prazo seja mais razoável, por refletir o sentimento dos agentes.

Como podemos notar na figura 4, no período entre o final de 2014 e final de 2016, a inflação acumulada em 12 meses caminhava em patamares acima do limite superior da meta de inflação definida. Os índices pareciam acompanhar o limite superior da meta por um período prolongado como esse, com a inflação longe do centro da meta, culminando por diminuir a confiança dos investidores no formulador de política monetária. Abaixo, na figura 5 e tabela 1 temos a apresentação das expectativas de inflação, aplicando a metodologia descrita nesta seção.

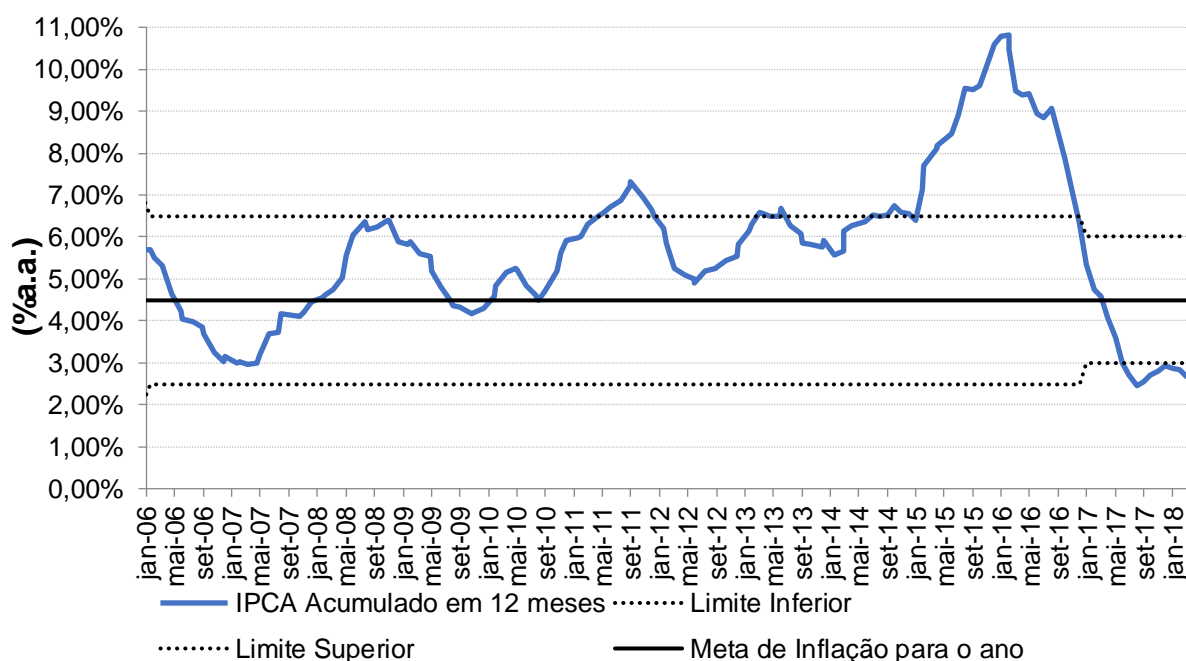


Figura 4 – IPCA Acumulado em 12 meses e Metas de Inflação

Fonte: BACEN e IBGE, Elaboração Própria

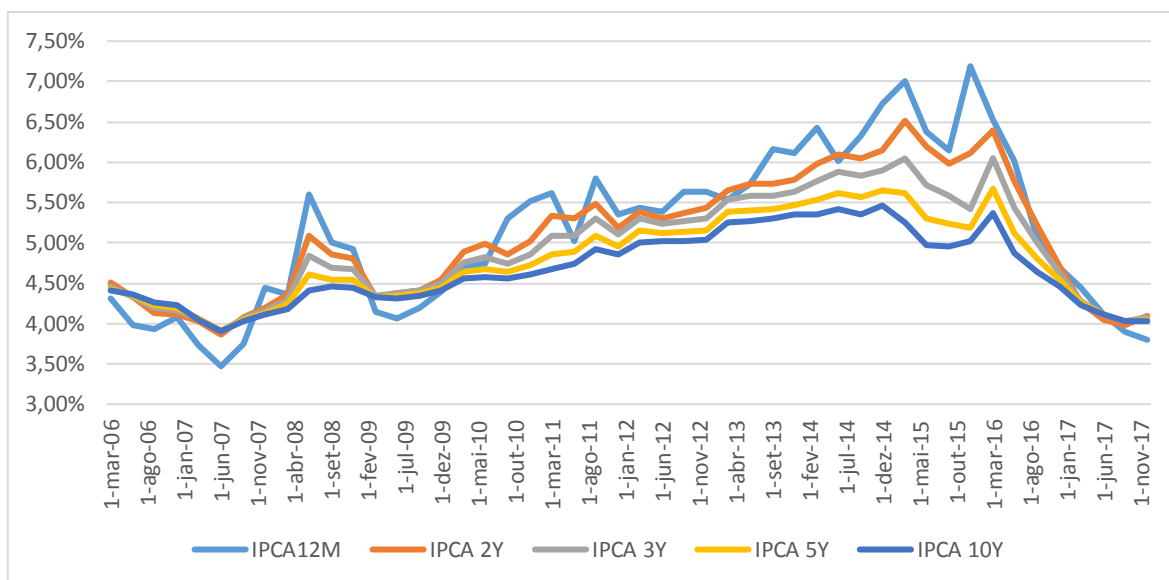


Figura 5 – Expectativas de Inflação

Fonte: FOCUS, Elaboração Própria

Tabela 1 – Expectativas de Inflação

	IPCA12M	IPCA2Y	IPCA3Y	IPCA5Y	IPCA10Y
Média	5,14%	5,06%	4,92%	4,79%	4,68%
Mediana	5,19%	5,06%	4,85%	4,70%	4,59%
Mínimo	3,47%	3,86%	3,90%	3,91%	3,91%
Máximo	7,19%	6,51%	6,05%	5,67%	5,46%
Desvio Padrão	0,98%	0,76%	0,64%	0,53%	0,46%
Variância	0,01%	0,01%	0,00%	0,00%	0,00%
Observações	48	48	48	48	48

Fonte: FOCUS, Elaboração Própria a partir dos dados de Pesquisa

A expectativa de inflação foi utilizada pois uma maior expectativa de inflação traz mais incerteza para o mercado, podendo afetar o prêmio de risco de inflação, seja por conta de uma maior busca por títulos que protejam da inflação, seja por prêmio maiores nos títulos nominais por conta da inflação.

3.4 CURVA DE JUROS NOMINAIS E REAIS

Nesta seção abordaremos os principais componentes para chegarmos ao prêmio de risco de inflação, que são os juros nominais, baseados nos títulos prefixados e também dos juros reais, baseados nos títulos públicos federais indexados à inflação. De maneira resumida, a Anbima divulga diariamente alguns parâmetros da Curva Zero para os juros nominais e reais, e com uma metodologia aplicada, somos capazes de construir uma curva de juros. Assim encontrarmos taxas para as maturidades

desejadas, facilitando o trabalho com os dados, já que a alternativa seria utilizar dados do mercado secundário de títulos públicos, que possuem diferentes vencimentos. Na figura 5 e tabela 2 apresentamos as informações de juros nominais.

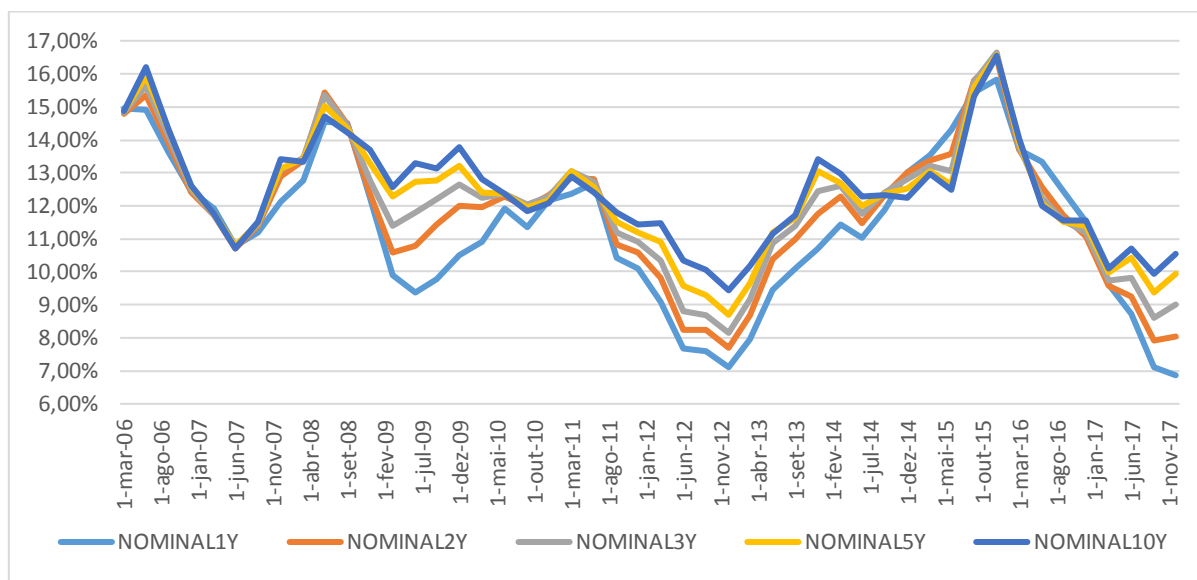


Figura 6 – Juros Nominais

Fonte: ANBIMA, Elaboração Própria

Tabela 2 – Juros Nominais

	NOMINAL1Y	NOMINAL2Y	NOMINAL3Y	NOMINAL5Y	NOMINAL10Y
Média	11,39%	11,82%	12,06%	12,27%	12,44%
Mediana	11,48%	11,97%	12,25%	12,35%	12,34%
Mínimo	6,86%	7,70%	8,15%	8,70%	9,44%
Máximo	15,83%	16,48%	16,65%	16,57%	16,55%
Desvio Padrão	2,31%	2,11%	1,93%	1,75%	1,61%
Variância	0,05%	0,04%	0,04%	0,03%	0,03%
Observações	48	48	48	48	48

Fonte: Anbima, Elaboração Própria a partir dos dados de Pesquisa

Podemos notar a alta volatilidade que o país sofreu nos últimos 12 anos no que diz respeito aos juros nominais, o que pode ser observado na tabela 2. Ao final de 2012 temos valores próximos da mínima histórica para então observamos um período de elevação considerável na curva de juros nominais, levando ao pico em 2015. O efeito nos juros nominais é dependente da expectativa de inflação e dos juros reais, que podem ser observadas nas figuras 6 e 8. Assim, avaliaremos se esse efeito em juros nominais foi decorrente da inflação ou se os juros reais apresentando na figura 8 também foram responsáveis por esse movimento de elevação observado.

É possível notar que o período de mínima ao final de 2012 é contemporâneo, tanto para os juros reais quanto para os juros nominais. Entretanto, a elevação observada no período posterior, ainda que também tenha ocorrido para os juros reais, é menos intensa, o que intuitivamente nos leva a concluir que a elevação observada nos juros nominais foi mais impactada pelas expectativas de inflação.

A relação entre as curvas de juros nominais e reais é importante ao se analisar o mercado de renda fixa brasileiro, se a curva de juros nominais for maior do que a composição entre juros reais e expectativas de inflação, temos prêmio de risco de inflação positivo. Na prática, a existência do prêmio de risco de inflação pode funcionar como um termômetro no mercado de renda fixa, caso a expectativa de inflação utilizada se realize e o prêmio de risco de inflação for positivo, haverá um ganho maior em possuir títulos nominais do que títulos reais.

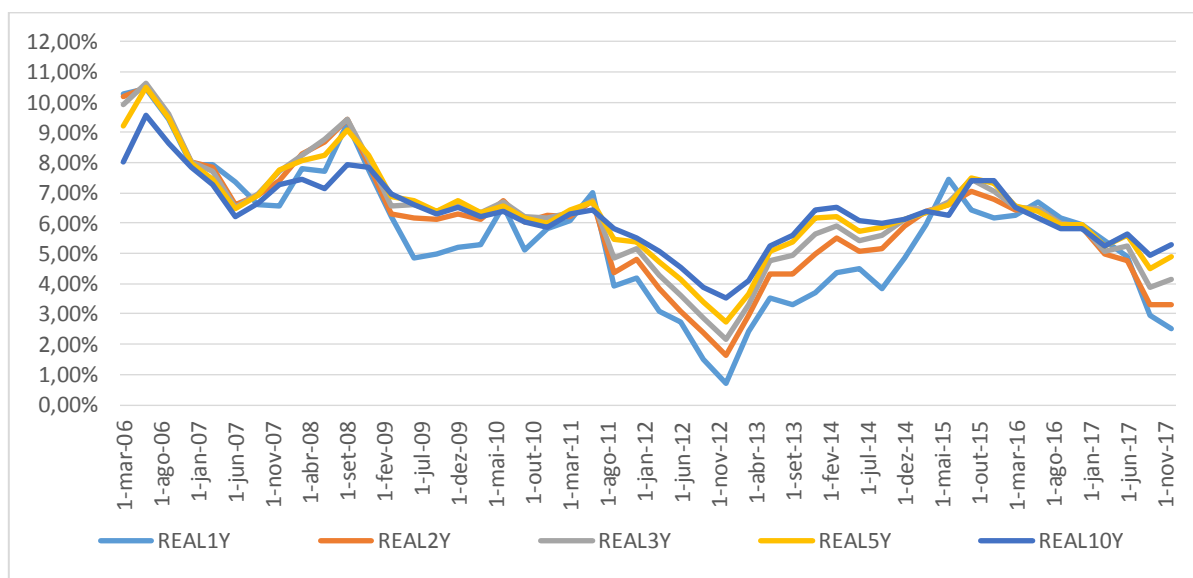


Figura 7 – Juros Reais

Fonte: ANBIMA, Elaboração Própria

Tabela 3 – Juros Reais

	REAL1Y	REAL2Y	REAL3Y	REAL5Y	REAL10Y
Média	5,62%	6,06%	6,29%	6,40%	6,31%
Mediana	5,88%	6,19%	6,36%	6,37%	6,28%
Mínimo	0,70%	1,65%	2,15%	2,75%	3,52%
Máximo	10,43%	10,51%	10,61%	10,49%	9,56%
Desvio Padrão	2,17%	1,94%	1,77%	1,54%	1,17%
Variância	0,05%	0,04%	0,03%	0,02%	0,01%
Observações	48	48	48	48	48

Fonte: Anbima, Elaboração Própria a partir dos dados de Pesquisa

3.5 INFLAÇÃO IMPLÍCITA E PRÊMIO DE RISCO DE INFLAÇÃO

A inflação implícita é resultado da diferença entre as curvas de juros nominal e real, dado por:

$$\text{Inflação Implícita} = \left(\frac{1 + ETTJ_{\text{Nominal}}}{1 + ETTJ_{\text{Real}}} \right) - 1 \quad (1)$$

Graficamente, vemos um movimento da inflação implícita muito semelhante ao que encontramos na figura 6, referente aos juros nominais, com pico ao final de 2015 quando o país passava por uma turbulência política, que gerou stress e trouxe volatilidade ao mercado, elevando juros e, conseqüentemente a inflação implícita.

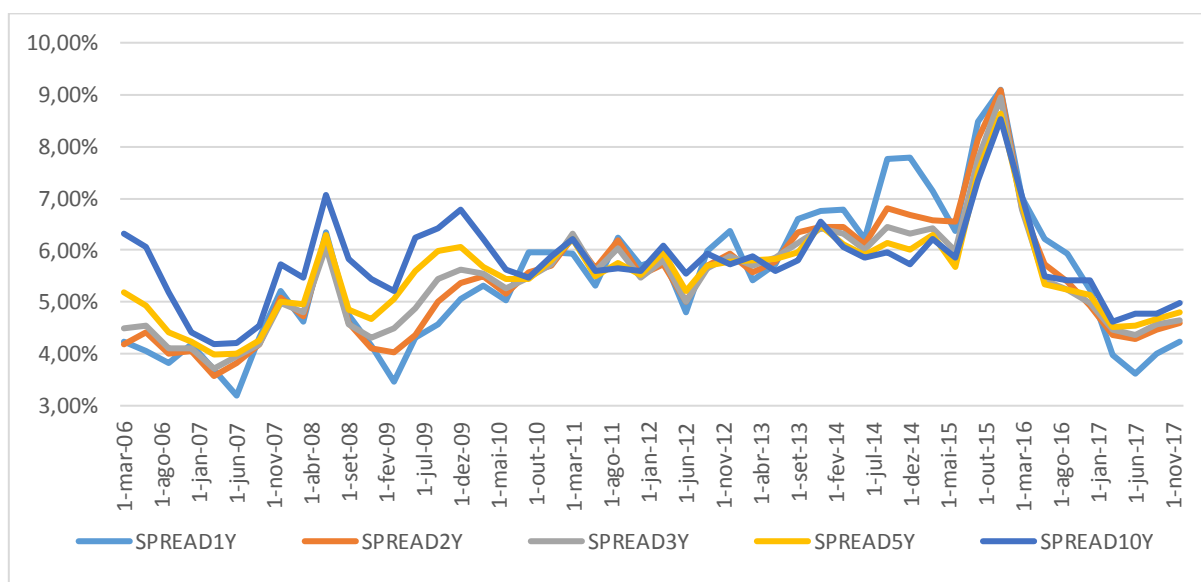


Figura 8 – Inflação Implícita

Fonte: Elaboração Própria

Tabela 4 – Inflação Implícita

	SPREAD1Y	SPREAD2Y	SPREAD3Y	SPREAD5Y	SPREAD10Y
Média	5,47%	5,43%	5,43%	5,52%	5,76%
Mediana	5,37%	5,52%	5,47%	5,55%	5,72%
Mínimo	3,20%	3,57%	3,72%	3,99%	4,19%
Máximo	9,09%	9,09%	8,95%	8,63%	8,53%
Desvio Padrão	1,35%	1,13%	1,00%	0,87%	0,81%
Variância	0,02%	0,01%	0,01%	0,01%	0,01%
Observações	48	48	48	48	48

Fonte: Elaboração Própria a partir dos dados de Pesquisa

Conforme equação 2, temos a situação de prêmio de risco de inflação ser zero, apenas caso a expectativa de inflação seja igual a inflação implícita, ou seja, a premissa para a verificação do efeito Fischer é essa igualdade. Disso, temos que:

$$\text{Prêmio de Risco de Inflação} = \left(\frac{1 + \text{Inflação Implícita}}{1 + \text{Expectativa de Inflação}} \right) - 1 \quad (2)$$

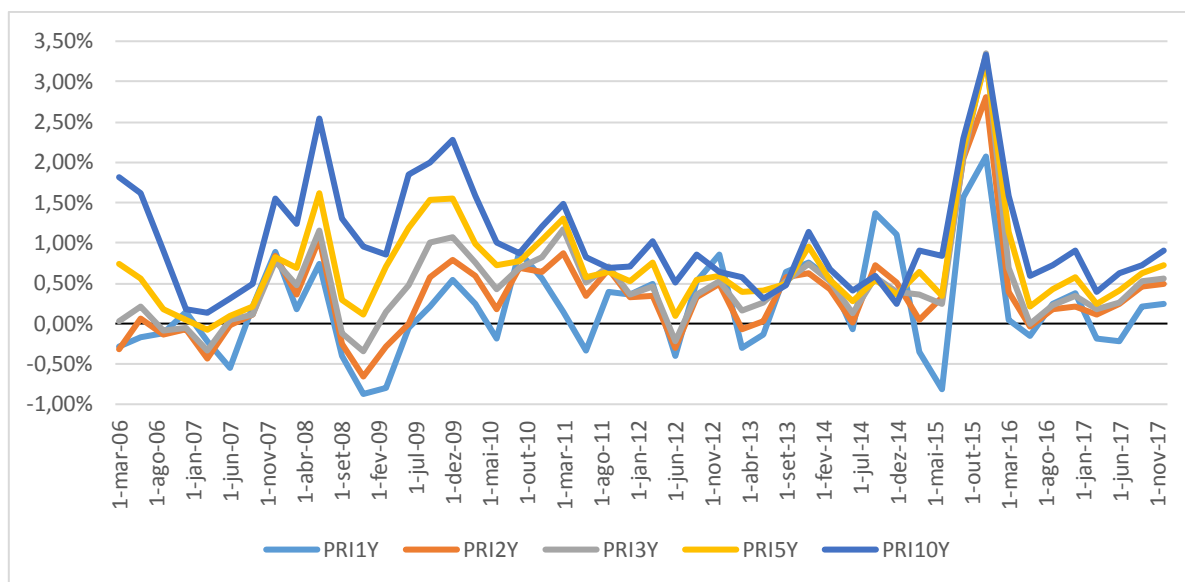


Figura 9 – Prêmio de Risco de Inflação

Fonte: Elaboração Própria

Tabela 5 – Prêmio de Risco de Inflação

	PRI1Y	PRI2Y	PRI3Y	PRI5Y	PRI10Y
Média	0,31%	0,35%	0,48%	0,70%	1,04%
Mediana	0,31%	0,33%	0,41%	0,57%	0,87%
Mínimo	-0,74%	-0,66%	-0,34%	-0,08%	0,13%
Máximo	2,20%	2,81%	3,35%	3,27%	3,33%
Desvio Padrão	0,55%	0,58%	0,60%	0,59%	0,67%
Variância	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
Observações	48	48	48	48	48

Fonte: Elaboração Própria a partir dos dados de Pesquisa

Podemos observar alguns períodos de prêmio de risco de inflação negativo, o que nos mostra que, em alguns momentos a expectativa de inflação é maior do que a inflação implícita, significando que um título real renderia mais do que um título prefixado caso as premissas de expectativa de inflação se realizassem. De qualquer forma, podemos perceber que o comportamento do prêmio de risco de inflação é bastante semelhante ao comportamento da inflação implícita, os pontos de stress e máximos e mínimos são contemporâneos entre as séries. Além disso, conforme tabela 5, notamos um

desvio-padrão maior conforme mais longos os períodos avaliados, e que as séries possuem média positiva, ambos esses fatores eram esperados.

3.6 DEMAIS VARIÁVEIS UTILIZADAS

A primeira variável apresentada nessa seção é o CDS – Credit Default Swap para o Brasil, um indicador macroeconômico que pode representar a percepção do investidor estrangeiro ao risco no país. Caracteriza-se por ser um instrumento financeiro parecido com um seguro em que o vendedor recebe um prêmio do comprador de forma trimestral e, em caso de *default* por parte do Brasil, isto é, caso não honre seus compromissos financeiros, o comprador possui o direito de receber o valor contratado do vendedor. O preço desse ativo é dado pela oferta e demanda do mercado, além de um prêmio de risco referente à probabilidade do Brasil não honrar seus compromissos no prazo utilizado. É um indicador que possui características de mostrar como a economia se encontra estável ou volátil, os valores foram extraídos de um terminal Bloomberg. Foi escolhida pois a capacidade do país em honrar seus compromissos afetaria seus juros reais e, possivelmente o prêmio de risco de inflação.

Tabela 6 – Credit Default Swap

	CDS1Y	CDS2Y	CDS3Y	CDS5Y	CDS10Y
Média	76,01	108,36	134,73	186,89	237,58
Mediana	64,18	90,92	113,33	165,81	218,72
Mínimo	21,58	35,76	46,03	75,83	108,92
Máximo	309,43	408,08	450,17	494,94	558,17
Desvio Padrão	55,48	74,45	83,42	93,77	102,44
Variância	3.077,67	5.543,01	6.959,30	8.793,55	10.494,15
Observações	48	48	48	48	48

Fonte: Terminal Bloomberg

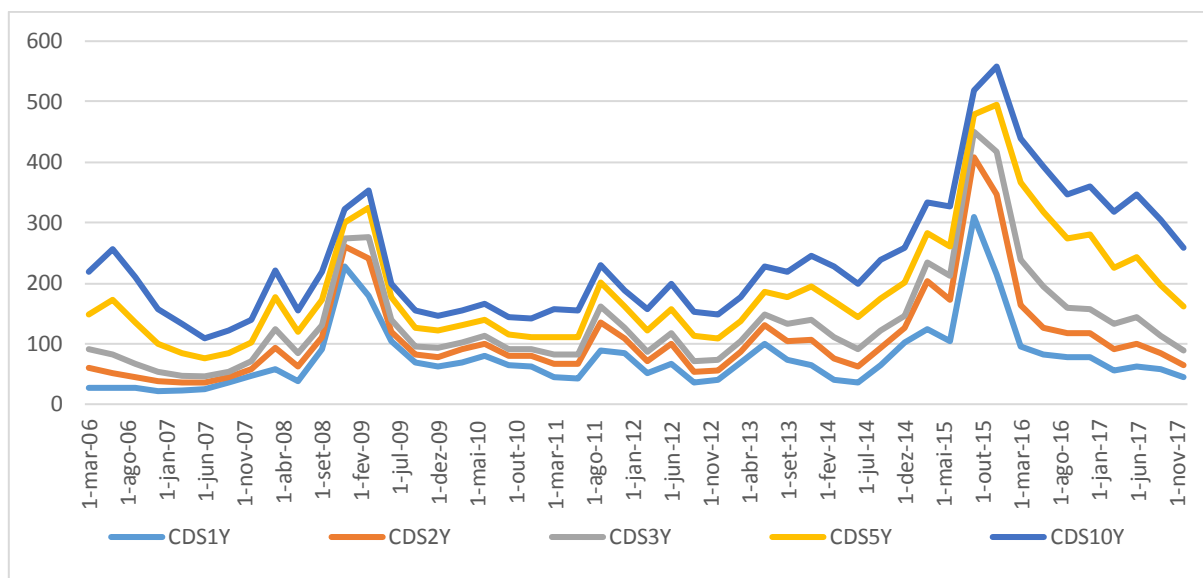


Figura 10 – Credit Default Swap

Fonte: Bloomberg, Elaboração Própria

É notável que os períodos de alta e baixa são contemporâneos aos períodos de stress para os juros, inflação implícita e prêmio de risco de inflação, isto é, a percepção do investidor estrangeiro em relação a capacidade de pagamento das obrigações financeiras do país parece impactar o mercado local. É importante utilizar o CDS para cada período semelhante ao utilizado para o prêmio de risco de inflação e inflação implícita, uma vez que a capacidade de honrar os compromissos financeiros do país é diferente de acordo com o período analisado, o que fica mais evidente ao final da série, onde a diferença entre os períodos mais curtos e mais longos fica mais evidente. É possível notar os mesmos dois períodos de alta na variação cambial em comparação com as outras variáveis, ocorridos no final de 2008 e no final de 2015, o que pode sugerir a utilização de variáveis *dummies* para esses períodos. A variação cambial tem características semelhantes ao CDS, de captar a visão dos investidores estrangeiros a respeito das condições no país, desta forma, pode ser que acabe tendo menos destaque nos resultados. Além disso, pode ser capaz de capturar uma maior demanda por títulos locais via investidor estrangeiro, por conta disso é importante avaliar a relação entre essa variável e o prêmio de risco de inflação.

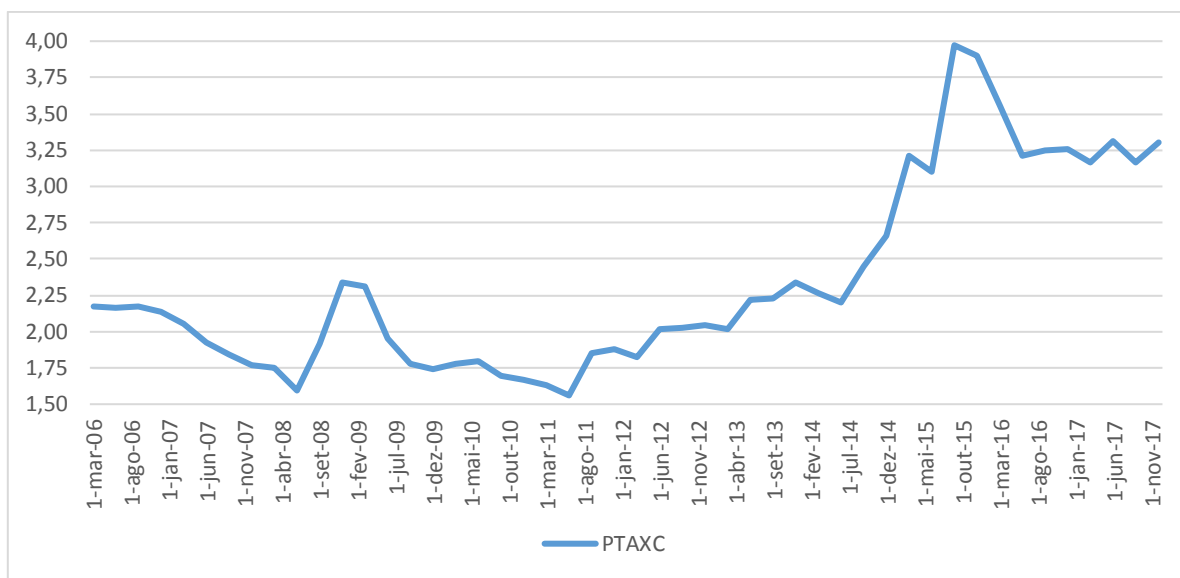


Figura 11 – Variação Cambial

Fonte: BACEN, Elaboração Própria

Por fim o hiato do produto que é a diferença entre o produto interno bruto corrente e o produto potencial. Essa variável pode funcionar como uma *proxy* para o consumo e, desta forma, se mostra relevante para entender os dados estudados. A variável pode ser importante para entender como as variáveis de estudo se comportam em relação a economia real.

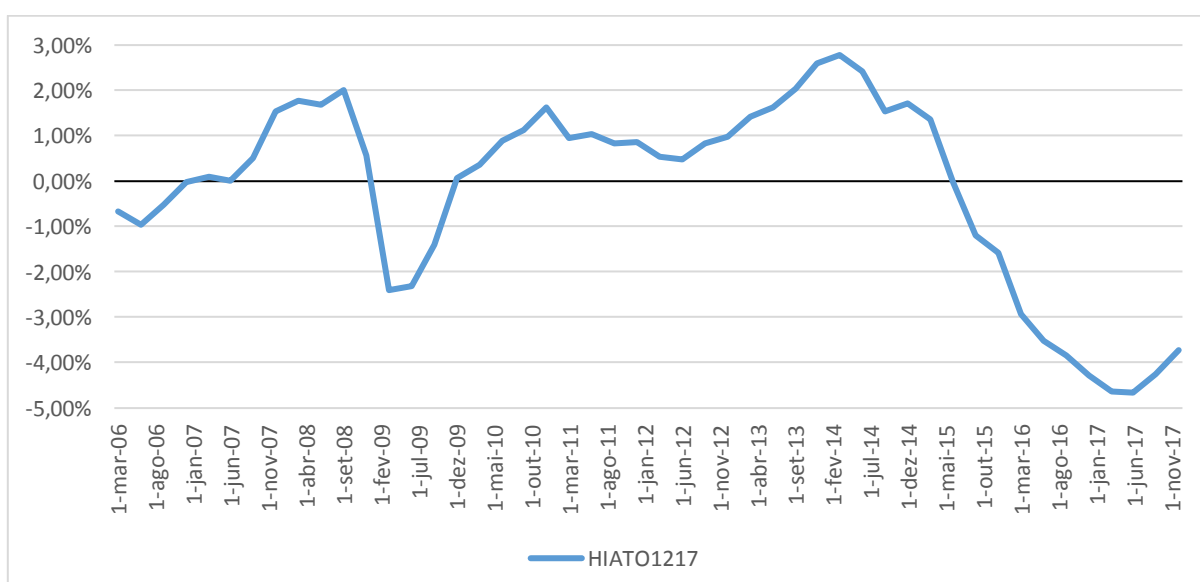


Figura 12 – Hiato do Produto

Fonte: Elaboração Própria

Foi calculado conforme Muinhos e Alves (2003), sendo uma média ponderada entre o mercado de trabalho e a utilização da capacidade produtiva da indústria.

Tabela 7 – Variação Cambial e Hiato do Produto

	PTAXC	HIATO1217
Média	2,34	-0,14%
Mediana	2,15	0,51%
Mínimo	1,56	-4,66%
Máximo	3,97	2,78%
Desvio Padrão	0,66	2,10%
Variância	0,43	0,04%
Observações	48	48

Fonte: BACEN, Elaboração Própria a partir dos dados de Pesquisa

Sobre o hiato do produto, conseguimos relacionar também os períodos de final de 2008 e final de 2015 com as variações encontradas nas outras variáveis, a única diferença é o sinal apresentado, uma vez que o hiato do produto se mostra negativo nas datas citadas.

4. METODOLOGIA

No capítulo de metodologia serão tratadas todas as especificações de modelos e conceitos que dizem respeito ao trabalho, incluindo breve apresentação da literatura para trabalhos com intenções similares, visando identificar e responder a questão central do trabalho, verificar se é verdadeira e quais suas implicações para o assunto. Com o auxílio da seção anterior, já são conhecidas as variáveis que serão utilizadas no estudo e sua relevância. Já neste tópico trataremos em maior parte das definições e premissas relativas a essas variáveis.

4.1 DEFINIÇÕES

Definindo o prêmio de risco de inflação de forma semelhante à Vicente e Graminho (2014):

$$\begin{aligned}
 \text{Inflação Implícita} &= \text{Taxa Nominal} - \text{Taxa Real} \\
 &= \text{Expectativa de Inflação} + \text{Prêmio de Risco de Inflação} \quad (3) \\
 &\quad - \text{Prêmio de Liquidez} + \text{Convexidade}
 \end{aligned}$$

Excluindo o prêmio de liquidez, a convexidade e reorganizando os termos, temos que:

Prêmio de Risco de Inflação

$$= Taxa Nominal - Taxa Real - Expectativa de Inflação \quad (4)$$

Na equação 4 optamos por retirar a convexidade, que é o termo representativo da diferença entre inflação implícita e a expectativa de inflação em um ambiente de neutralidade ao risco. Foram encontrados valores pouco relevantes, próximos de 1 pontos-base em Vicente e Graminho (2014), além disso, na literatura estrangeira do tema como em Ang, Bekaert e Wei (2008) também foram encontrados valores pouco substanciais, abaixo de um ponto base para o mercado americano.

De forma semelhante, foi desconsiderado o prêmio de liquidez, um prêmio teórico demandado pelos investidores por possuírem em suas carteiras um título real, que geralmente possui menor liquidez, em detrimento de um título nominal. As regressões encontraram coeficientes não significativos para o prêmio de liquidez. Os motivos que melhor explicam a ausência do prêmio de liquidez nesse caso são as próprias características do mercado de títulos públicos federais brasileiro, que podem ser observadas na figura 2. Ainda sobre o mercado de títulos públicos brasileiro, Carvalho e Moraes (2009) comentam dos títulos reais com vencimentos distantes, normalmente demandados por investidores que aplicam nesses ativos até o seu vencimento, negociando pouco no mercado secundário, assim, o prêmio exigido para compensar o risco em relação a liquidez se apresenta pouco relevante, uma vez que não há a preocupação em se desfazer antecipadamente no mercado secundário.

4.2 CARACTERÍSTICAS DE TÍTULOS PÚBLICOS FEDERAIS

Os dados utilizados para a construção das curvas de juros que derivam o prêmio de risco de inflação possuem relação com o mercado de títulos públicos federais. Tendo como base as definições encontradas em Vicente e Graminho (2014), seja $P^N(t, T) = P^N(t, t + \pi)$ o preço t de um título sem cupons que paga R\$ 1,00 em $T = t + \pi$. Seja I_t o valor de um índice de preços em t (como o IPCA, indexador das NTN-Bs). Seja ainda $P^R(t, T) = P^R(t, t + \pi)$ o preço t de um título sem cupons que paga $\frac{I_\pi}{I_t}$ em $T = t + \pi$. As taxas de juros nominais (y^N) e reais (y^R) continuamente compostas em t no vencimento T são definidas como:

$$y^N(t, T) = y^N(t, t + \pi) = - \frac{\ln(P^N(t, T))}{T - t} \quad (5)$$

E

$$y^R(t, T) = y^R(t, t + \pi) = - \frac{\ln(P^R(t, T))}{T - t} \quad (6)$$

Para cada t a Estrutura a Termo da Taxa de Juros Nominal (ETTJN) ou simplesmente curva de juros nominal é a função que associa a cada $\pi \in [0, +\infty)$ o número real $y^N(t, t + \pi)$. A Estrutura a Termo da Taxa de Juros Real (ETTJR) é definida analogamente.

No mercado brasileiro, as Letras do Tesouro Nacional (LTN) e as Notas do Tesouro Nacional série F (NTN-F) são os títulos públicos que permitem aos investidores negociar a taxa nominal. A LTN é um título sem cupons com valor de face igual a R\$ 1.000,00. Logo a relação entre seu preço (P^{LTN}) e a taxa nominal se dá por

$$P^{LTN}(t, T) = 1000e^{-y^N(t, T)(T-t)} \quad (7)$$

Já a NTN-F tem valor de face igual a R\$ 1.000,00 e paga cupons semestrais da ordem de 10% a.a., ou seja R\$ 1.000,00 $\times (1,10^{1/2} - 1) \approx$ R\$ 48,81. A relação entre o preço da NTN-F (P^{NTN-F}) e a curva de juros nominal é

$$P^{NTN-F}(t, T) = 48,81[e^{-y^N(t, t_1)(t_1-t)} + \dots + e^{-y^N(t, t_k)(t_k-t)}] + 1000e^{-y^N(t, T)(T-t)} \quad (8)$$

onde $t_1, \dots, t_k = T$ são as datas de pagamentos dos cupons valendo $t_{k-1} = t_{k-0,5 \text{ ano}}$. O principal título indexado a inflação é a Nota do Tesouro Nacional série B (NTN-B), que podem ser tanto principais, que não pagam cupons semestrais ou a NTN-B com cupons anuais de 6% a.a. Sobre a NTN-B principal, seu VNA foi fixado em R\$ 1.000,00 em 15/07/2000 e é atualizado mensalmente pelo IPCA, que é divulgado até o dia 15 do mês subsequente. Desta forma, o VNA do mês n é:

$$VNA_n = R\$ 1.000 \times \frac{IPCA_{n-1}}{IPCA_{junho/2000}} \quad (9)$$

Por exemplo, a NTN-B principal vencendo em 15/05/2019 pagará em 15/05/2019

$$VNA_{maio/2019} = R\$ 1.000 \times \frac{IPCA_{abril/2019}}{IPCA_{junho/2000}} \quad (9)$$

Repare que o VNA da NTN-B não é uma variável observável diariamente. Esse valor é conhecido junto com a divulgação do IPCA. Entretanto, é possível estimar o VNA

em qualquer dia do mês com razoável precisão, corrigindo o último valor observado por uma projeção do IPCA.

Seja $P^{Bprincipal}(t, T)$ o preço de uma NTN-B principal em t com maturação em T . Em cada t , podemos definir a Estrutura a Termo da Taxa de Juros da NTN-B (ETTJB) como a função que associa a cada $\pi \in [0, +\infty)$ a taxa $y^{Bprincipal}(t, t + \pi)$ dada por:

$$y^{Bprincipal}(t, t + \pi) = -\frac{1}{T - t} \ln \left(\frac{P^{Bprincipal}(t, T)}{VNA_t} \right) \quad (10)$$

Desta forma, a NTN-B não coincide perfeitamente com a curva de juros real do IPCA, o descasamento de indexação é o responsável por essa diferença. Assim, a taxa da NTN-B é composta pela taxa real do IPCA mais um componente de remuneração por esses 15 dias de defasagem. Essa defasagem ocorre em todos os mercados de títulos reais, porém, é considerada pequena para o caso brasileiro. Grishchenko e Huang (2007) encontraram uma defasagem de 3 meses para o mercado de TIPS americanos e para corrigir tal descasamento, propõem uma metodologia de correção dessa defasagem antes de derivarem uma ETTJR.

Por fim, o Tesouro Nacional emite também NTN-Bs com pagamento de cupons semestrais, dados por $R\$ (1,06^{1/2} - 1) \times VNA_u \approx 2,96\% \times VNA_u$, onde u é a data de pagamento dos cupons. Os cupons e vencimentos desses títulos ocorrem sempre no dia 15. Seja $P^B(t, T)$ o preço de uma NTN-B principal em t com maturação em T . A relação entre o preço dessa NTN-B e a curva de juros real é

$$\begin{aligned} P^B(t, T) &= 2,96\% \left[VNA_t e^{-y^{Bprincipal}(t, t_1)(t_1-t)} + \dots \right. \\ &\quad \left. + VNA_t e^{-y^{Bprincipal}(t, t_k)(t_k-t)} \right] + VNA_t e^{-y^{Bprincipal}(t, T)(T-t)} \\ &= 2,96\% \left[VNA_t e^{-y^R(t, t_1)(t_1-t)} + \dots + VNA_t e^{-y^R(t, t_k)(t_k-t)} \right] \\ &\quad + VNA_t e^{-y^R(t, T)(T-t)} \end{aligned} \quad (11)$$

onde $t_1, \dots, t_k = T$ são as datas de pagamentos dos cupons valendo $t_{k-1} = t_{k-0,5 \text{ ano}}$.

4.3 ESTRUTURA A TERMO DA TAXA DE JUROS

Ao se trabalhar com Estrutura a Termo da Taxa de Juros (ETTJ), temos vantagens práticas em detrimento a trabalhar com taxas indicativas de títulos públicos federais. A mais evidente destas é a possibilidade de calcular a curva de juros tanto nominal quanto real de forma relativamente simples para prazos semelhantes.

A premissa básica da estimação das curvas de juros é de que o preço de um título de renda fixa é igual ao fluxo de caixa futuro prometido pelo emissor à valor presente, utilizando de uma função desconto, a premissa básica é dada pela equação 12, onde:

$F_{i,j,t}$: j-ésimo pagamento (cupom e/ou amortização) do i-ésimo título na data t;

$T_{i,j}$: prazo, em anos (dias úteis/252), em que ocorre o pagamento j do i-ésimo título;

K_i : número de pagamentos do título i;

$P_{i,t}$: preço do i-ésimo título na data t;

ε : erro cometido pelo modelo para o título i na data t;

$b_t(T_{i,j})$: função desconto discreta, definida pela equação 13.

$$P_{i,t} = \sum_{j=1}^{K_i} F_{i,j,t} b_t(T_{i,j}) + \varepsilon_{i,t}, \forall i, t \quad (12)$$

$$b_t(T_{i,j}) = \frac{1}{(1 + r_t(T_{i,j}))^{T_{i,j}}} \quad (13)$$

A ANBIMA divulga diariamente os parâmetros das curvas zero necessários para realizar o cálculo definido no modelo proposto por Svensson (1994), onde a taxa de juros na data t para o prazo τ , em anos (base dias úteis/252), dada pela equação 14. Essa metodologia possibilita o cálculo das curvas de juros para qualquer maturação.

$$r_t(\tau) = \beta_{1t} + \beta_{2t} \left(\frac{1 - e^{-\lambda_{1t}\tau}}{\lambda_{1t}\tau} \right) + \beta_{3t} \left(\frac{1 - e^{-\lambda_{1t}\tau}}{\lambda_{1t}\tau} - e^{-\lambda_{1t}\tau} \right) + \beta_{4t} \left(\frac{1 - e^{-\lambda_{2t}\tau}}{\lambda_{2t}\tau} - e^{-\lambda_{2t}\tau} \right) \quad (14)$$

Na estrutura da ETTJ há um parâmetro de nível definido por β_1 , um parâmetro de inclinação dado por β_2 e dois parâmetros de curvatura, dados por β_3 e β_4 . Já os parâmetros definidos por λ_1 e λ_2 são os de decaimento, determinando os pontos de máximo dos parâmetros da curvatura β_3 e β_4 .

Esses parâmetros são obtidos através da minimização do somatório dos erros quadráticos, ou seja, o quadrado da diferença entre o preço indicativo e o preço resultante do modelo, de todos os títulos ponderados pelo inverso da *duration*:

$$\text{Min} \sum_{i=1}^N W_i \left(P_i - \sum_{j=1}^{K_i} F_{i,j} b_t(T_{i,j}) \right)^2 \quad (15)$$

β_{1t} e β_{2t} são, de forma respectiva, os componentes de longo e curto prazo da ETTJ. Já β_3 e β_4 seriam os componentes de médio prazo, uma vez que o fator que multiplica ambos, $\frac{1-e^{-\lambda_{1t}\tau}}{\lambda_{1t}\tau} - e^{-\lambda_{1t}\tau}$, inicia-se em zero e tende para zero quando $\tau \rightarrow \infty$.

4.4 MODELO ECONOMETRICO

Será utilizada uma regressão múltipla que, de forma generalizada é, respectivamente para o prêmio de risco de inflação e inflação implícita:

$$\begin{aligned} \text{Prêmio de Risco de Inflação}_t \\ = \beta_0 + \beta_1 CDS_t + \beta_2 IPCA_t + \beta_3 \text{Hiato do Produto} \end{aligned} \quad (16)$$

$$\begin{aligned} + \beta_4 \text{Dummies temporais} + \beta_5 \text{Câmbio} + \mu \\ \log(\text{Inflação Implícita}_t) \\ = \beta_0 + \beta_1 CDS_t + \beta_2 \text{Hiato do Produto} \end{aligned} \quad (17)$$

$$+ \beta_3 \text{Dummies temporais} + \beta_4 \text{Câmbio} + \mu$$

Onde t = prazo utilizado em anos.

Entretanto, algumas regressões possuem uma especificação um pouco diferente. A depender dos prazos utilizados, estas serão mais evidentes ao apresentarmos os resultados, a equação para cada uma das estimações será escrita próxima aos resultados, visando um entendimento mais rápido do que está sendo apresentado. Por conta de possíveis problemas de correlação serial, foi utilizado um estimador Newey-West.

5. RESULTADOS

Neste tópico serão apresentadas as regressões estimadas, com seus resultados e principais diagnósticos. Este tópico será seccionado em três, num primeiro momento será avaliado a presença ou não do Efeito Fischer, apresentando de forma mais descritiva os dados que possam corroborar a verificação ou não deste fator nos dados do estudo. Num segundo momento serão apresentados os resultados tanto para o prêmio de risco, principal objeto de estudo, quanto para a inflação implícita, ou *spread* entre as curvas de juros nominais e reais.

Ambos os resultados incluem 5 períodos temporais semelhantes, sendo estes 1 ano, 2 anos, 3 anos, 5 anos e 10 anos. Foi utilizado um modelo de mínimos quadrados

ordinários (MQO) com estimador Newey-West e a variável explicativa desses modelos é tanto o prêmio de risco de inflação quanto a inflação implícita para esses períodos. Desta forma, serão apresentadas no total 10 regressões, seus resultados e diagnósticos, 5 regressões em cada seção deste tópico de resultados. Ao final, serão feitos comentários pertinentes à análise dos resultados e seus resíduos.

5.1 EFEITO FISCHER

Em suma, o Efeito Fischer se caracteriza caso a diferença entre a curva nominal de juros e a curva real de juros for igual apenas à expectativa de inflação, ou seja, caso a inflação implícita seja igual à expectativa de inflação, considerando o prêmio de risco de inflação igual à zero. Para verificar esses dois aspectos, tanto a igualdade entre expectativa de inflação com inflação implícita e um prêmio de risco de inflação inexistente, usaremos a ferramenta gráfica e também as estatísticas descritivas dos dados.

Observando as tabelas 1, 4 e 5, apresentadas em um capítulo anterior, podemos notar ao comparar as médias das séries de dados que, o prêmio de risco de inflação, ainda que não seja muito elevado, entre 28 e 59 pontos-base, é positivo e diferente de zero. Já ao compararmos a inflação implícita com os dados de expectativa de inflação, é possível perceber que esses dados diferem, mas em valores muito próximos aos do prêmio de risco de inflação, uma primeira evidência de que o Efeito Fischer não é verificável com os dados utilizados no estudo. Para tal, reproduzimos novamente a figura 9, apresentada em um capítulo anterior, que é capaz de nos mostrar que o prêmio de risco de inflação é diferente de zero para todos os períodos analisados, o que pode ser verificado ao observar suas estatísticas descritivas na tabela 5.

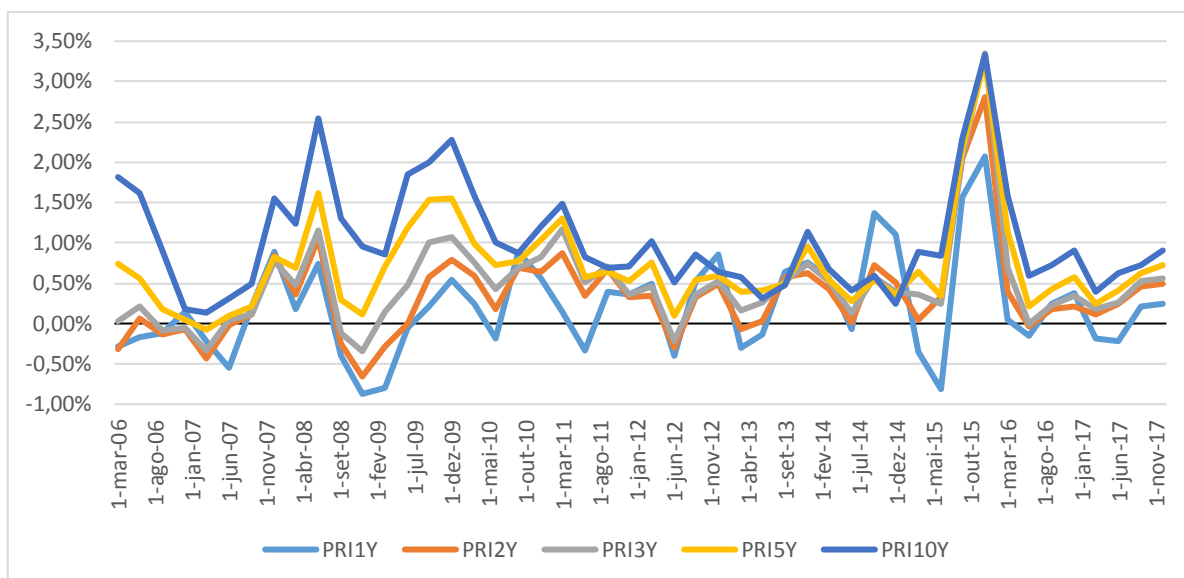


Figura 13 – Prêmio de Risco de Inflação

Fonte: Elaboração Própria

Tabela 8 – Correlação entre Expectativa de Inflação e Inflação Implícita

	SPREAD1Y	SPREAD2Y	SPREAD3Y	SPREAD5Y	SPREAD10Y
IPCA12M	92,32%	-	-	-	-
IPCA2Y	-	85,95%	-	-	-
IPCA3Y	-	-	78,69%	-	-
IPCA5Y	-	-	-	71,02%	-
IPCA10Y	-	-	-	-	50,01%

Fonte: Elaboração Própria a partir dos dados de Pesquisa

Sendo a expectativa de inflação um dos componentes da inflação implícita, a informação sobre a alta correlação entre essas variáveis parece óbvia. Ainda assim, apesar da elevada correlação entre essas variáveis, é possível perceber graficamente que elas nunca se igualam, isto é, há um prêmio de risco de inflação embutido na inflação implícita. Desta forma, encontramos mais evidências de que o Efeito Fischer não pode ser verificado para o Brasil.

Assim como observado na figura 13, onde apresentamos novamente o prêmio de risco de inflação para os períodos que serão estudados, é notável que o prêmio de risco de inflação é diferente de zero, em grande parte da série esse prêmio se mostra positivo e suas estatísticas corroboram esses comentários realizados.

O fato do prêmio de risco de inflação ser maior do que zero pode ser atribuído a diversos motivos, entre eles a aversão dos agentes ao risco de inflação e uma taxa básica de juros acima da taxa de juros de equilíbrio. Não possuir proteção à inflação

faz com que os títulos prefixados tenham rentabilidade superior à dos títulos reais somados com a expectativa de inflação. Eventos passados de turbulência que geraram um movimento inflacionário, como o ocorrido entre o final de 2014 e início de 2016, que pode ser observado na figura 6, podem ser justificativas plausíveis para essa aversão à inflação que gera um prêmio de risco de inflação positivo. Para conter esses movimentos inflacionários, é uma política monetária usual elevar juros, as vezes acima do patamar considerado de equilíbrio, o que faz com que os títulos prefixados tenham uma rentabilidade acima do retorno de juros reais somado à inflação.

5.2 PRÊMIO DE RISCO DE INFLAÇÃO

As regressões utilizadas são as apresentadas no tópico do modelo econométrico, onde o prêmio de risco de inflação é a variável de estudo, após os resultados serão apresentados os comentários e análises de resíduo.

Tabela 9 – Resultados Prêmio de Risco de Inflação (Curto Prazo)

	P.R.I. 1ano		P.R.I. 2anos		P.R.I. 3anos	
	Coeficiente	P-Valor	Coeficiente	P-Valor	Coeficiente	P-Valor
C	0,020150	0,2816	-0,073109	0,1447	-0,126712	0,0967
PRI 1ano (-1)	0,180490	0,0793	-	-	-	-
PRI 1ano (-2)	-0,429480	0,0003	-	-	-	-
PRI 2anos (-1)	-	-	0,284406	0,0205	-	-
PRI 3anos (-1)	-	-	-	-	0,341348	0,0051
log(CDS 1ano)	0,003173	0,1676	-	-	-	-
log(CDS 2anos)	-	-	0,007725	0,0762	-	-
log(CDS 3anos)	-	-	-	-	0,010419	0,0571
log(IPCA12m)	0,009629	0,0332	-	-	-	-
log(IPCA 2anos)	-	-	-0,013955	0,1819	-	-
log(IPCA 3anos)	-	-	-	-	-0,026982	0,1135
Hiato do Produto	0,000344	0,9929	0,084776	0,0876	0,140330	0,0714
Dummy 3° tri 2008	-0,008413	0,0000	-0,012638	0,0000	-0,014617	0,0001
Dummy 3° tri 2008 (-1)	-0,012299	0,0019	-0,018610	0,0017	-0,018234	0,0054
Dummy 3° tri 2008 (-2)	-0,012106	0,0026	-0,011958	0,0193	-0,010507	0,0547
R²	0,552562		0,478205		0,514927	
Estatística F	5,711637		4,975069		5,762679	
Prob. (Estat. F)	0,000095		0,000459		0,000135	
Durbin-Watson	1,761731		2,196795		2,128961	

Fonte: Elaboração Própria a partir dos dados de Pesquisa

Tabela 10 – Resultados Prêmio de Risco de Inflação (Longo Prazo)

	P.R.I. 5anos		P.R.I. 10anos	
	Coeficiente	P-Valor	Coeficiente	P-Valor
C	0,033805	0,2825	-0,014872	0,6442
PRI 5anos (-1)	0,332033	0,0034	-	-
PRI 5anos (-2)	-0,189976	0,0117	-	-
PRI 10anos (-1)	-	-	0,487700	0,0000
log(CDS 5anos)	0,002443	0,2201	-	-
log(CDS 10anos)	-	-	-0,001972	0,5330
log(IPCA 5anos)	0,00983	0,2570	-	-
log(IPCA 10anos)	-	-	-0,009735	0,2336
Hiato do Produto	-0,103928	0,0752	0,017272	0,7460
Dummy 3° tri 2015	0,019951	0,0000	0,016968	0,0000
Dummy 3° tri 2015 (-1)	0,023847	0,0000	0,020643	0,0000
log (PTAX)	-0,014083	0,0102	-	-
R²	0,744538		0,603505	
Estatística F	13,47943		10,14735	
Prob. (Estat. F)	0,000000		0,000001	
Durbin-Watson	1,961439		1,809316	

Fonte: Elaboração Própria a partir dos dados de Pesquisa

No geral, tivemos coeficientes de determinação (R^2) mais elevados para os períodos mais longos e um pouco menores para os períodos mais curtos, o que, segundo este critério, implica dizer que o modelo preditivo do comportamento do prêmio de risco de inflação tem maior poder de explicação para os períodos longos.

Os interceptos, apesar de não se mostrarem significativos para todos os períodos exceto 3 anos, podem ser interpretados como o prêmio de risco de inflação exógeno da economia, isto é, o que não pode ser explicado por outras variáveis macroeconômicas, mais dependentes da aversão ao risco de inflação dos agentes.

A relação das variáveis explicadas e suas contrapartidas defasadas mostrou-se significativa para todos os períodos analisados no estudo.

A primeira variável explicativa que merece destaque ao analisarmos os resultados obtidos nas estimações é o CDS, que salvo para o período de 1, 5 e 10 anos, se mostrou significativo e com o sinal esperado exceto para os períodos de 10 anos, isto é, afetando positivamente o prêmio de risco de inflação. Quando o CDS se eleva, o impacto é positivo no prêmio de risco de inflação, o que nos parece corroborar a intuição, quando uma medida de risco para a dívida pública do país se elevar, o prêmio

de risco de inflação faz com que agentes tenham em sua carteira títulos prefixados exijam um prêmio maior para possuírem títulos sem proteção à inflação em detrimento a títulos reais, com hedge inflacionário. Essa variável pode ainda funcionar como um termômetro de como os investidores estrangeiros enxergam as condições no país.

A expectativa de inflação se mostrou significativa somente para o período de 1 ano, e não significativa para os demais períodos. Coeficientes negativos, exceto para o período de 1 ano e 5 anos. A intuição para os coeficientes negativos pode ser que um aumento na expectativa inflacionária reduza o prêmio de risco de inflação caso essa elevação na inflação seja explicada por uma percepção dos investidores de elevação na inflação, sem piora nas condições fiscais ou econômicas do país que impactassem nas curvas de juros.

O Hiato do produto se mostrou significativo apenas para os períodos de 2, 3 e 5 anos. Essa variável representa o quanto o país está longe de seu potencial de crescimento e para o prêmio de risco de inflação o sentido esperado era coeficientes positivos, isto é, caso o hiato do produto se eleve, o prêmio de risco de inflação se elevaria, uma vez que o país estaria crescendo mais do que poderia, indicando risco de inflação a frente, apenas o período de 5 anos não mostrou o sinal esperado.

As *dummies* se mostraram significativas para todos os períodos, os períodos de 1, 2 e 3 anos mostraram aderência à *dummy* referente ao 3º trimestre de 2008, os períodos mais longos, de 5 e 10 anos mostraram aderência à *dummy* que representa o 3º trimestre de 2015. Esses períodos são contemporâneos, respectivamente com a crise mundial ocorrida em 2008 e com o movimento de julgamento e impeachment da presidente Dilma Rousseff, períodos quando a volatilidade se elevou e as variáveis tiveram comportamento atípico, o que traz sentido à utilização dessas variáveis *dummies*. Durante a crise de 2008, na qual o mercado americano sofreu uma grande crise que acabou se alastrando mundialmente e afetando todo o mercado financeiro mundial, fazendo ainda com que os investidores tivessem um movimento de *flight to quality*, quando buscam ativos menos arriscados, ainda que estes tenham retornos menores, o que gerou certa fuga de capital da economia brasileira e afetou a curva de juros. Já o movimento de 2015, deve-se à mudança realizada na equipe econômica da então presidente Dilma Rousseff, após uma inflação acumulada em 12 meses em patamares bastante elevados, com uma economia produzindo pouco e com quase nenhum sinal de perspectiva futura de melhora. Em seguida foi trocada a equipe econômica em meio a uma grande turbulência política, quando a presidente ainda era

acusada de crime de responsabilidade fiscal, o que trouxe volatilidade ao período trazendo sentido a utilização da variável *dummy*.

Já o câmbio mostrou aderência e de forma significativa apenas para o período de 5 anos, entretanto o sinal parece invertido, uma vez que um aumento na taxa de câmbio nos leva a intuir que o prêmio de risco de inflação também se elevaria, dado que a taxa cambial é mais um dos indicadores de risco no país. Geralmente situações de depreciação mais acentuada sugerem evidências de uma economia mais fragilizada. No que diz respeito aos diagnósticos do modelo, serão apresentados os testes de correlação serial e também o teste de heterocedasticidade e os respectivos comentários que se fazem necessários para a análise desses testes.

Tabela 11 – Teste de correlação serial Multiplicador de Lagrange de Breusch-Pagan-Godfrey (Curto Prazo)

	P.R.I. 1ano		P.R.I. 2anos		P.R.I. 3anos	
	Coeficiente	Prob.	Coeficiente	Prob.	Coeficiente	Prob.
Estatística F	0,963569	0,3914	5,253308	0,0100	3,711536	0,0342
Obs*R²	2,400629	0,3011	10,39216	0,0055	7,863592	0,0196

Fonte: Elaboração Própria a partir dos dados de Pesquisa

Tabela 12 – Teste de correlação serial Multiplicador de Lagrange de Breusch-Pagan-Godfrey (Longo Prazo)

	P.R.I. 5anos		P.R.I. 10anos	
	Coeficiente	Prob.	Coeficiente	Prob.
Estatística F	0,858154	0,4227	0,969766	0,3884
Obs*R²	2,150275	0,3413	2,282401	0,3194

Fonte: Elaboração Própria a partir dos dados de Pesquisa

Pelo teste, aceitamos a hipótese nula de que não há correlação serial para os períodos de 1 ano, 5 anos e 10 anos, a um nível de 1%, 5% e 10% de significância. No mais rejeitamos a hipótese nula para o período de 2 e 3 anos a 5% e 10% de significância. Prosseguindo com a apresentação dos diagnósticos, apresentamos o teste de heterocedasticidade.

Tabela 13 – Teste de heterocedasticidade de White (Curto Prazo)

	PRI 1ano		PRI 2anos		PRI 3anos	
	Coeficiente	Prob.	Coeficiente	Prob.	Coeficiente	Prob.
Estatística F	0,933482	0,5654	4,154034	0,0004	8,260985	0,0000
Obs*R²	22,71963	0,4772	32,93958	0,0115	38,35321	0,0022
Scaled explained SS	24,33063	0,3857	29,76371	0,0281	40,78959	0,0010

Fonte: Elaboração Própria a partir dos dados de Pesquisa

Tabela 14 – Teste de heterocedasticidade de White (Longo Prazo)

	PRI 5anos		PRI 10anos	
	Coeficiente	Prob.	Coeficiente	Prob.
Estatística F	0,351002	0,9931	0,827490	0,6475
Obs*R²	17,88594	0,9466	14,39118	0,5696
Scaled explained SS	14,83287	0,9863	16,73071	0,4032

Fonte: Elaboração Própria a partir dos dados de Pesquisa

Para os períodos de 2 e 3 anos, o teste mostra rejeição da hipótese nula, e como indicado na literatura, esses períodos são homocedásticos em níveis de significância de até 1%. Já para os demais períodos, 1, 5 e 10 anos, não foi possível rejeitar a hipótese nula, o que evidencia heterocedasticidade para esses períodos. Ainda que não tenha sido rejeitada a hipótese nula de não termos heterocedasticidade, os coeficientes estimados podem ser considerados consistentes mesmo com esse problema, apenas seus desvios-padrão não podem ser considerados consistentes.

Para o prêmio de risco de inflação, um dos estudos encontrados na literatura para o Brasil, que permite realizar algumas inferências e comparações, é o de Vicente e Graminho (2014), que seccionaram a inflação implícita e tentaram identificar cada um de seus componentes. Para o caso do prêmio de risco de inflação foi escolhido rodar um modelo de regressão com um vetor de variáveis arbitrariamente escolhidas, tal como no estudo aqui realizado. Entretanto, ainda que o modelo tenha sido semelhante, as variáveis escolhidas possuem muitas diferenças. Os autores utilizaram a covariância entre consumo e inflação, enquanto que em nosso estudo foi utilizado a expectativa de inflação e o hiato do produto, sendo que essa última variável pode funcionar como uma *proxy* da situação da economia dentro do ciclo de negócios. Já como a segunda variável da regressão desses autores, que tinha como objetivo capturar a incerteza observada no país, foi utilizada a volatilidade dos retornos diários do Ibovespa em um dado mês. Já no estudo aqui elaborado não foram utilizadas variáveis que representassem a renda variável local, entretanto, o CDS é uma variável que consegue representar a incerteza contida em uma economia. Utilizar o CDS parece mais razoável, uma vez que os retornos da bolsa podem sofrer variações por conta de fatores esporádicos, como legislação ou algum efeito e uma das ações do índice que pouco afetariam o risco-país como um tempo. Desta forma, ainda que as variáveis utilizadas sejam diferentes, a intuição econômica para a escolha arbitrária dessas variáveis foi bem semelhante. Os autores utilizaram os períodos de 1, 2, 3 e 4

anos na análise. Os períodos mais curtos apresentaram um R^2 menor e também não houve significância dos coeficientes utilizados pelos autores, tanto o referente ao consumo quanto à volatilidade presente na economia, para os períodos de 1 e 2 anos. Os resultados foram semelhantes, havendo uma relação negativa entre o primeiro termo, representativo da situação da economia com o prêmio de risco de inflação e uma relação positiva entre o termo que evidencia a percepção de riscos da economia com o prêmio de risco de inflação.

Kadobayashi (2017) por meio de um VAR obteve resultados semelhantes para o prêmio de risco de inflação, ainda que suas análises e conclusões tenham focado mais nas funções impulso-resposta. A principal diferença observada é a relação do CDS com a inflação implícita, que se mostra negativa nesse estudo, mesmo que apenas o CDS de 5 anos. Uma possível justificativa para esse resultado, segundo o autor, é que um impacto positivo no CDS sinalizaria um aumento na taxa básica de juros no Brasil e consequente redução na inflação implícita e prêmio de risco de inflação. A relação com a variação cambial também se mostrou positiva, principalmente para os prazos mais longos.

Destaca-se neste trabalho aqui realizado, os resultados para os períodos mais longos, de 5 anos e 10 anos, que não foi estimado nos estudos encontrados na literatura. Outro ponto importante, é ter utilizado o CDS de período semelhante ao analisado para o prêmio de risco de inflação, algo que não foi realizado pelos outros autores, a utilização de períodos contemporâneos permite uma estimação mais robusta, uma vez que a capacidade de honrar os compromissos financeiros difere de acordo com o período analisado. As discussões a respeito do prêmio de risco de inflação são importantes na tomada de decisão do mercado de renda fixa, escolher entre um título pré-fixado e um título real, e encontrar variáveis que podem prever o prêmio de risco de inflação, como feito em nosso estudo, pode trazer uma vantagem comparativa à análise.

5.3 INFLAÇÃO IMPLÍCITA

Assim como na seção anterior, foi utilizada a regressão apresentada na seção de modelo econométrico e após os resultados, serão apresentados os resíduos e conclusões:

Tabela 15 – Resultados Inflação Implícita (Curto Prazo)

	Implícita 1ano		Implícita 2anos		Implícita 3anos	
	Coeficiente	P-Valor	Coeficiente	P-Valor	Coeficiente	P-Valor
C	-1,935629	0,0000	-2,082353	0,0000	-2,180008	0,00050
log(Implícita 1ano) (-1)	0,428292	0,0019	-	-	-	-
log(Implícita 1ano) (-2)	0,127079	0,3371	-	-	-	-
log(Implícita 2anos) (-1)	-	-	0,515267	0,0000	-	-
log(Implícita 3anos) (-1)	-	-	-	-	0,556139	0,0005
log(Implícita 3anos) (-2)	-	-	-	-	0,052525	0,8543
log(Implícita 3anos) (-3)	-	-	-	-	-0,131742	0,4701
log(CDS 1ano)	0,159466	0,0010	-	-	-	-
log(CDS 2anos)	-	-	0,151740	0,0053	-	-
log(CDS 3anos)	-	-	-	-	0,140473	0,0224
Hiato do Produto	3,731058	0,0000	2,816295	0,0000	2,569945	0,0004
Dummy 3° tri 2008	-0,333271	0,0000	-0,335695	0,0000	-0,319714	0,0000
Dummy 3° tri 2008 (-1)	-0,475779	0,0000	-0,380211	0,0000	-0,302605	0,0001
Dummy 3° tri 2008 (-2)	-0,412119	0,0000	-0,247661	0,0003	-	-
R²	0,813218		0,841343		0,805962	
Estatística F	23,63507		3446887		21,954860	
Prob. (Estat. F)	0,000000		0,000000		0,000000	
Durbin-Watson	2,275457		2,437592		2,271662	

Fonte: Elaboração Própria a partir dos dados de Pesquisa

Tabela 16 – Resultados Inflação Implícita (Longo Prazo)

	Implícita 5anos		Implícita 10anos	
	Coeficiente	P-Valor	Coeficiente	P-Valor
C	-1,989246	0,0084	-1,31085	0,0000
log(Implícita 5anos) (-1)	0,813293	0,0000	-	-
log(Implícita 5anos) (-2)	-0,287543	0,0678	-	-
log(Implícita 10anos) (-1)	-	-	0,616682	0,0000
log(CDS 5anos)	0,121089	0,0835	-	-
log(CDS 10anos)	-	-	0,038288	0,5882
Hiato do Produto	2,285715	0,0087	1,512735	0,1285
Dummy 3° tri 2008	-0,32226	0,0000	-	-
Dummy 3° tri 2015	-	-	0,22964	0,0000
R²	0,725676		0,570642	
Estatística F	21,16259		13,9551	
Prob. (Estat. F)	0,000000		0,000000	
Durbin-Watson	2,285178		1,981398	

Fonte: Elaboração Própria a partir dos dados de Pesquisa

Contrário ao encontrado para o prêmio de risco de inflação, para a inflação implícita temos um coeficiente de determinação (R^2) mais elevado para os períodos de tempo

mais curtos. Isto é, a capacidade de explicação do modelo é maior para o curto prazo, e um dos motivos prováveis é que a inflação implícita possui uma relação maior com a expectativa de inflação do que o prêmio de risco de inflação.

O primeiro comentário referente aos resultados das estimações diz respeito ao intercepto que se mostrou significativo para todos os períodos, com sinal negativo. A relação das variáveis dependente defasadas se mostrou significativa para todos os períodos.

Assim como para o prêmio de risco de inflação, o CDS apresentou sinal positivo nas estimações, e coeficientes significativos, exceto para o período de 10 anos, o que nos leva à mesma intuição comentada na seção anterior, de que o CDS funcionaria como um termômetro da visão do investidor estrangeiro e local à capacidade de honrar os compromissos financeiros do país. Desta forma, um aumento nessa variável representaria um aumento no risco local, assim, espera-se um sinal positivo, isto é, um aumento no CDS aumentaria a Inflação Implícita do país. Apenas o período de 10 anos não se mostrou significativo.

O hiato do produto se mostrou significativo para todos os períodos, exceto o de 10 anos e possui o sinal positivo esperado para essa variável. A intuição é semelhante à descrita na seção a respeito do prêmio de risco de inflação, quanto maior o hiato do produto, ou seja, o quanto um país está produzindo acima do seu potencial, maior será a inflação implícita.

As *dummies* temporais se mostraram significativas, enquanto que apenas o período de 10 anos aderiu à *dummy* do 3º trimestre de 2015, todos os outros períodos aderiram à *dummy* de 3º trimestre de 2008. Esses períodos, como comentamos na seção anterior, remetem à crise mundial de 2008 e ao processo de impeachment e alteração da equipe econômica da presidente Dilma Rousseff, a inflação implícita é mais impactada por períodos de stress nos mercados, uma vez que um de seus componentes é a expectativa de inflação, que se eleva com qualquer percepção de aumento de risco para o lado fiscal e econômico de um país. Além disso, a crise de 2008 ainda provocou um efeito global de *flight to quality*, onde investidores tem um aumento de sua aversão ao risco e procuram sair de investimentos em países emergentes ou que possuam algum risco interno se elevando.

Tal como na seção anterior, após os resultados iniciais das regressões, serão apresentados os testes de diagnósticos, compostos pelo teste de correlação serial e pelo teste de heterocedasticidade de White.

Tabela 17 – Teste de correlação serial Multiplicador de Lagrange de Breusch-Pagan-Godfrey (Curto Prazo)

	Implícita 1ano		Implícita 2anos		Implícita 3anos	
	Coeficiente	Prob.	Coeficiente	Prob.	Coeficiente	Prob.
Estatística F	4,749729	0,0136	2,356371	0,1088	6,766509	0,0033
Obs*R²	9,763246	0,0076	5,197120	0,0744	12,54787	0,0019

Fonte: Elaboração Própria a partir dos dados de Pesquisa

Tabela 18 – Teste de correlação serial Multiplicador de Lagrange de Breusch-Pagan-Godfrey (Longo Prazo)

	Implícita 5anos		Implícita 10anos	
	Coeficiente	Prob.	Coeficiente	Prob.
Estatística F	2,197150	0,1250	0,003974	0,9960
Obs*R²	4,768042	0,0922	0,009338	0,9953

Fonte: Elaboração Própria a partir dos dados de Pesquisa

Pelo teste, rejeitamos a hipótese nula de que não há correlação serial para os níveis de significância de 1%, 5% e 10% para todos os períodos, exceto 1 ano e 3 anos. Para o período de 1 ano, não rejeitamos a hipótese nula a níveis de 5% e 10% já para o período de 3 anos não rejeitamos nenhum nível de significância.

Tabela 19 – Teste de heterocedasticidade de White (Curto Prazo)

	Implícita 1ano		Implícita 2anos		Implícita 3anos	
	Coeficiente	Prob.	Coeficiente	Prob.	Coeficiente	Prob.
Estatística F	0,78336	0,6962	0,679385	0,7584	2,269575	0,0304
Obs*R²	14,82642	0,6080	9,112917	0,6933	31,23674	0,0914
Scaled explained SS	7,81210	0,9704	6,467891	0,8907	17,01152	0,7627

Fonte: Elaboração Própria a partir dos dados de Pesquisa

Tabela 20 – Teste de heterocedasticidade de White (Longo Prazo)

	Implícita 5anos		Implícita 10anos	
	Coeficiente	Prob.	Coeficiente	Prob.
Estatística F	1,59228	0,1355	1,44841	0,1994
Obs*R²	20,38952	0,1575	13,48449	0,1978
Scaled explained SS	15,84422	0,3925	13,82488	0,1811

Fonte: Elaboração Própria a partir dos dados de Pesquisa

Já no teste de heterocedasticidade, apenas para o período de 3 anos rejeitamos a hipótese nula de não haver heterocedasticidade para os níveis de significância de 5% e 10%. Para o todos os outros períodos, não é possível rejeitar a hipótese nula para nenhum nível de significância.

Para os resultados de inflação implícita, além do modelo de Vicente e Graminho (2014) que realizaram estimações também para o prêmio de risco de inflação, podemos citar também o trabalho de Thiele e Fernandes (2014), que utilizando de um modelo de três fatores, realizaram algumas estimações para a inflação implícita. O estudo de Vicente e Graminho (2014) possui mais variáveis, por se tratar de um estudo mais focado em investigar em maiores detalhes todos os componentes da inflação implícita, e acabam por montar um modelo que contem medidas representativas do prêmio de liquidez e de convexidade, que foi desconsiderado em nosso estudo. Apenas as variáveis que foram utilizadas também para a estimação do prêmio de risco de inflação se mostraram significativas para alguns períodos semelhante ao nosso resultado.

Já acerca do trabalho de Thiele e Fernandes (2014) a principal diferença está no modelo utilizado, já que optaram por utilizar um modelo de três fatores, sendo eles nível, inclinação e curvatura. Desta forma, a comparação entre os resultados não se faz de forma tão direta, porque existem ainda algumas diferenças no que diz respeito à escolha das variáveis. Nesse caso foi utilizado apenas o CDS de 5 anos, além de uma variável representativa do preço de commodities, o CRB. Já a taxa de câmbio também foi utilizada para todos os períodos utilizados e os sinais encontrados são corroborados pela intuição econômica, isto é, coeficientes positivos para a variação cambial, CDS, CRB e IPC-Fipe, ou seja, uma variação positiva nesses indicadores afetaria positivamente a inflação implícita.

Kadobayashi (2017), por ter utilizado um VAR, obteve resultados semelhantes aos que encontramos, tanto para a inflação implícita quanto para o prêmio de risco de inflação. Foi observada uma relação positiva entre a taxa de câmbio e a inflação implícita, principalmente para períodos mais longos. A principal diferença entre os resultados certamente reside no resultado referente ao CDS, o autor encontra uma relação negativa entre o CDS de 5 anos e a inflação implícita, diferente do encontrado em nosso estudo. A justificativa dada é que um aumento no CDS sinalizaria um aumento de Taxa Selic, reduzindo assim a expectativa de inflação implícita e prêmios de risco de inflação por parte dos investidores.

Destaca-se neste trabalho, os resultados para os períodos mais longos, de 5 anos e 10 anos, que não é encontrado na literatura existente. Além disso, ter utilizado o CDS de período semelhante ao analisado para a inflação implícita é algo que não foi

realizado pelos outros autores, a utilização de períodos contemporâneos permite uma estimação mais robusta.

6. CONCLUSÕES

A contribuição esperada deste trabalho é levantar pontos referentes ao mercado de títulos de renda fixa brasileiro em um ambiente de queda acentuada de taxa de juros e inflação sob controle, tentando encontrar variáveis que tenham capacidade preditiva do prêmio de risco de inflação e que possa auxiliar investidores em suas tomadas de decisão. Foi possível encontrar resultados significativos e a relação entre algumas variáveis com o prêmio de risco de inflação e inflação implícita. Tendo construído as curvas de juros por meio da metodologia proposta por Svensson (1994), foi possível calcular a inflação implícita e com informações do FOCUS, chegamos ao prêmio de risco de inflação, objeto de estudo.

Foi possível encontrar uma relação positiva, assim como esperado pela intuição econômica, entre o CDS e tanto com o prêmio de risco de inflação quanto com a inflação implícita. Já que um aumento na percepção de risco do país por parte dos investidores estrangeiros deve gerar impacto positivo na inflação implícita e no prêmio de risco de inflação, como esperado. Já o hiato do produto obteve menos coeficientes significativos do que o esperado inicialmente. Entretanto, o sinal apresentado nas estimações parece correto para a maioria dos resultados, isto é, afetando positivamente tanto o prêmio de risco de inflação quanto a inflação implícita.

A variação cambial, representada pelo PTAX acabou sendo incluída em poucas estimações, pois mostrava-se pouco significativa e também por ser uma variável que de alguma forma capta a volatilidade de maneira parecida ao CDS.

A expectativa de inflação foi construída de forma a possuímos dados para períodos mais longínquos do que a literatura costuma tratar, como 5 e 10 anos, o que possibilitou tentar verificar a relação entre o longo prazo e as variáveis macroeconômicas utilizadas, de forma semelhante aos outros estudos, observando uma janela de tempo mais longa. Ainda que as relações entre as variáveis e diagnósticos dos resultados sejam mais expressivas para os períodos usuais de até 4 anos, foi possível encontrar relações entre as variáveis, e significância também para o longo prazo, como relação com a expectativa de inflação e o CDS para os períodos analisados.

A literatura específica para prêmio de risco de inflação no Brasil pode avançar de algumas maneiras diferentes, seja pela utilização de um modelo econométrico diferente, a utilização de dados em outra forma temporal, uma vez que utilizamos os

dados de forma trimestral, os resultados poderiam ser diferentes caso tivéssemos optado por utilizar séries mensais ou diárias, por exemplo. Outra maneira que pode ajudar o desenvolvimento deste tema é a utilização de diferentes variáveis macroeconômicas que possam auxiliar na explicação do comportamento dos objetos desse estudo.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ANBIMA. *Estrutura a Termo das Taxas de Juros Estimada e Inflação Implícita Metodologia*. Abril, 2010. Disponível em: <http://www.anbima.com.br/data/files/18/42/65/50/4169E510222775E5A8A80AC2/es-t-termo_metodologia.pdf>. Acesso em: 14 maio. 2018.
- ANG, Andrew; BEKAERT, Geert; WEI, Min. *The term structure of real rates and expected inflation*. The Journal of Finance, Vol. 63, No. 2, 2008, 797-849 p.
- ARAUJO, Gustavo S.; VICENTE, José Valentim M. *Estimação da Inflação Implícita de Curto Prazo*. Banco Central do Brasil. Working Paper Series 460, 2017.
- BEKAERT, Geert; WANG, Xiazozheng. *Inflation Risk and the Inflation Risk Premium*. Economic Policy, Vol. 25, No. 64, 2010, 757-806 p.
- CARVALHO, Lena O.; MORAIS, José Franco M. De. *Dívida Pública: A experiência brasileira*. Tesouro Nacional. Mercado primário da dívida pública federal, 2009.
- DURHAM, J. Benson. *An Estimate of the Inflation Risk Premium Using a Three-Factor Affine Term Structure Model*. Federal Reserve Board Finance and Economics Discussion Series 42, 2006.
- EVANS, Martin D.D. *Real Rates, Expected Inflation and Inflation Risk Premia*. The Journal of Finance, Vol.53, No.1, 1998, 187-218 p.
- GAGLIANONE, Wagner P. *Empirical Findings on Inflation Expectations in Brasil: A survey*. Banco Central do Brasil Working Paper Series 464, 2017.
- GOLDFAJN, Ilan; BICALHO, Aurélio. *A longa travessia para a normalidade: Os juros reais no Brasil*. Itaú Unibanco. Textos para Discussão No. 02, 2011.
- GRISHCHENKO, Olesya V.; HUANG, Jing-zhi. *Inflation Risk Premium: Evidence from the TIPS Market*. Working Paper, 2007. Disponível em: <https://www.researchgate.net/publication/318888214_The_Inflation_risk_premium_Evidence_from_the_TIPS_market>. Acesso em: 28 novembro. 2017.
- KADOBAYASHI, Thiago Y. *Análise dos determinantes macroeconômicos da relação entre inflação implícita e prêmio de inflação no Brasil*. 2017. 77f. Dissertação (Mestrado Profissional em Economia) - Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas, 2017.
- MUINHOS, Marcelo K.; ALVES, Sergio A. L. *Medium-Size Macroeconomic Model for the Brazilian Economy*. Banco Central do Brasil. Working Paper Series 64, 2003.
- MUINHOS, Marcelo K; MIRANDA, Pedro C. de.. *A Taxa de Juros de Equilíbrio: Uma Abordagem Múltipla*. Banco Central do Brasil. Working Paper Series 66, 2003.

MUINHOS, Marcelo K.; NAKANE, Marcio I. *Comparing Equilibrium Real Interest Rates: Different Approaches to Measure Brazilian Rates*. Banco Central do Brasil. Working Paper Series 101, 2006.

PERELLI, Roberto; ROACHE, Shaun K. *Time-Varying Neutral Interest Rate – The Case of Brazil*. IMF Working Paper 14/84, 2014.

RIBEIRO, Alessandra C. A.; TELES, Vladimir K. *A Taxa Natural de Juros no Brasil*. Textos para discussão 276. Escola de Economia de São Paulo, 2011.

RISA, Stefano. *Nominal and Inflation Indexed Yields: Separating Expected Inflation and Inflation Risk Premia*. Não identificado publicação. 2001

SVENSSON, Lars E. O. *Estimating and interpreting forward interest rates: Sweden 1992-1994*. Washington, DC: International Monetary Fund, 1994. (IMF Working Papers, n. 94/114).

THIELE, Eduardo; FERNANDES, Marcelo. *Os determinantes macroeconômicos da estrutura a termo das expectativas de inflação no Brasil*. Sao Paulo School of Economics Working Paper Series 364, 2014.

VICENTE, José Valentim M; GRAMINHO, Flávia M.. *Decompondo a Inflação Implícita*. Banco Central do Brasil Working Paper Series 359, 2014.