

**FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS
ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO**

GUSTAVO PI OKUYAMA

**CUSTO DA DÍVIDA SOBERANA — ANÁLISE DA DÍVIDA PRÉ-FIXADA DE 2006 A
2014**

São Paulo

2014

GUSTAVO PI OKUYAMA

**CUSTO DA DÍVIDA SOBERANA – ANÁLISE DA DÍVIDA PRÉ-FIXADA DE 2006 A
2014**

Dissertação apresentada à Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas, como requisito para obtenção de título de Mestre em Economia.
Campo de conhecimento: Finanças e Macroeconomia Aplicadas.

Orientadora: Prof.^a Laura Carvalho

São Paulo

2014

Okuyama, Gustavo Pi.

Custo da Dívida Soberana — Análise da Dívida Pré-Fixada de 2006 a 2014 / Gustavo Pi Okuyama – 2014..
78 f.

Orientador: Laura Carvalho.

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

1. Política monetária. 2. Dívida pública. 3. Taxa de juros. 4. Inflação. I. Carvalho, Laura Barbosa. II. Dissertação (MPFE) - Escola de Economia de São Paulo. III. Título.

CDU 336.74

GUSTAVO PI OKUYAMA

**CUSTO DA DÍVIDA SOBERANA – ANÁLISE DA DÍVIDA PRÉ-FIXADA DE 2006 A
2014**

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

Campo de conhecimento: Finanças e Macroeconomia Aplicadas

Data de aprovação: ____/____/____.

Banca examinadora:

Profa. Dra. Laura Carvalho
FGV-EAESP

Prof. Dr. Rogério Mori
FGV-EAESP

Prof. Dr. Pedro Rossi
UNICAMP

AGRADECIMENTOS

A minha mãe, minha irmã, minha tia e à Juliana, as mulheres da minha vida.

Agradeço à equipe de renda fixa do Itaú-Unibanco, em especial ao Paulo, pelos seus valorosos *insights*, ao Léo, pela generosidade de compartilhar seu conhecimento, e ao Patah, pelas oportunidades e portas abertas.

Meus sinceros agradecimentos à professora Laura, pela grande ajuda na elaboração desta dissertação.

RESUMO

Este trabalho teve como objetivo verificar como as variáveis de juros, inflação, câmbio e atividade econômica influenciam no custo de colocação da dívida pública pré-fixada nos horizontes de um semestre, um, dois e quatro anos. Com este objetivo, empregou-se a construção de variáveis de *duration* constante a partir das taxas dos títulos pré-fixados da dívida pública. Os modelos possuem como base a estimação da relação entre a taxa básica de juros, taxas de câmbio e de inflação, vendas no varejo e custo da dívida pré-fixada, utilizando como ferramenta estatística o modelo de vetores autorregressivos. Como resultado concluímos que um aumento na taxa básica de juros no presente gera uma queda no custo da dívida pré-fixada, com o mercado precificando um futuro movimento de queda nos juros. Já uma apreciação do dólar impacta negativamente a dívida, de até um ano, pela necessidade de correção da taxa de juros relativa local e estrangeira e como possível resposta a um aumento de inflação. O aumento na inflação gera a necessidade de aumento dos juros básicos em um prazo mais curto, refletindo então na diminuição das taxas pré-fixadas mais longas a partir de dois anos. A consistente resposta à variável vendas no varejo resulta da precificação de um aumento futuro na taxa básica de juros com o objetivo de desaquecer a atividade econômica.

Palavras-chave: Custo da Dívida Pública. Dívida Pré-Fixada. *Duration* Constante. Política Monetária.

ABSTRACT

This study examines how the variables of interest, inflation, exchange rates and economic activity influences the cost of issuing public debt fixed rate bonds in Brazil from 2006 to 2014, for four different maturities. To achieve this objective, variables with constant duration were created, by using the fixed rate costs of bonds in the sovereign debt. The econometric models are based on the estimation of the relation between basic interest rates, exchange rates, inflation, retail sales and the created fixed income bonds, using the autoregressive vector as the statistic model. We have concluded that, the present raise in *SELIC* implies in fixed rate debt costs decreasing, with the market pricing a future decreasing movement in *SELIC*. Also, dollar appreciation increases the debt cost in up to one (1) year, in response of a relative local and external interest rate adjusts, and as a possible expectation of a rise in inflation. The increase in inflation generates an interest rate hike in short term, causing interest rates of terms from two and four years to decrease. Retail Sales increase is a response of the market pricing; a need of an interest rate hike in the near future to control the economic activity.

Keywords: sovereign debt cost. fixed rates sovereign debt. duration constant. monetary policy.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Evolução da participação dos indexadores na dívida pública (2007-2014)	22
Figura 2 - Taxa implícita da Dívida Pública (média móvel 12 meses)	23
Figura 3 - Duration do Índice IRFM – 2007 a 2014 (média móvel de 12 meses)	26
Figura 4 - Histórico de Spread da LTN Casada de 2010 a 2014	29
Figura 5 - Histórico de Spread da NTN-F Casada de 2010 a 2014	29
Figura 6 - Rentabilidade Histórica da LTN Casada em % do CDI de 2010 a 2014	30
Figura 7 - Rentabilidade Histórica da NTN-F Casada em % do CDI de 2010 a 2014	30
Figura 8 - Taxas Interpoladas da LTN pela Metodologia de <i>Duration</i> Constante	37
Figura 9 - Taxas Interpoladas da NTN-F pela Metodologia de <i>Duration</i> Constante	38
Figura 10 - <i>Swap</i> e Variável de <i>Duration</i> Constante de um semestre	39
Figura 11 - <i>Swap</i> e Variável de <i>Duration</i> Constante de um ano	39
Figura 12 - <i>Swap</i> e Variável de <i>Duration</i> Constante de dois anos	40
Figura 13 - <i>Swap</i> e Variável de <i>Duration</i> Constante de quatro anos	41
Figura 14- Impacto dos Choques de 1% nas Variáveis Exógenas na LTN de Um Semestre	47
Figura 15 - Impacto dos Choques de 1% nas Variáveis Exógenas na LTN de Um Ano	49
Figura 16 - Impacto dos choques de 1% nas variáveis exógenas na NTN-F de Dois Anos	51
Figura 17 - Impacto dos choques de 1% nas variáveis exógenas na NTN-F de Quatro Anos	53

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Estatísticas Descritivas da Composição percentual da DPGG (2006 a 2014).....	20
Tabela 2 - Estrutura da operação casada de papel pré e contrato de DI1	28
Tabela 3 - Estatísticas Descritivas dos Swaps	33
Tabela 4 - Estatística Descritiva das Variáveis Utilizadas	34
Tabela 5 - Dados Disponíveis de Duration Constante para LTN.....	36
Tabela 6 - Dados Disponíveis de <i>Duration</i> Constante para NTN-F.....	37
Tabela 7 - Descrição das Variáveis.....	42
Tabela 8 - Variáveis Exógenas por Modelo.....	43
Tabela 9 - Teste de Raiz Unitária Dickey-Fuller Aumentado.....	44
Tabela 10 - Correlação entre as Variáveis Endógenas	44
Tabela 11 - Coeficientes e Significâncias Estatísticas dos Modelos VAR	45
Tabela 12 – Equação Modelo VAR de Um Semestre	46
Tabela 13 - Equação Modelo VAR de Um Ano	48
Tabela 14 - Equação Modelo VAR de Dois Anos.....	50
Tabela 15 - Equação Modelo VAR de Quatro Anos	52

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	11
2	REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	14
2.1	A RELAÇÃO ENTRE JUROS, INFLAÇÃO E CÂMBIO Erro! Indicador não definido.	
2.2	DETERMINANTES DO CUSTO DE FINANCIAMENTO DA DÍVIDA PÚBLICA Erro! Indicador não definido.	
3	CARACTERÍSTICAS DA DÍVIDA PÚBLICA BRASILEIRA	20
3.1	BASE DE DADOS	20
3.2	TAXA IMPLÍCITA DA DÍVIDA E COMPOSIÇÃO	21
3.2.1	Dívida Pré-Fixada – IRFM.....	24
4	METODOLOGIA.....	32
4.1	BASE DE DADOS E VARIÁVEIS	32
4.2	CONSTRUÇÃO DA VARIÁVEL DE <i>DURATION</i> CONSTANTE	35
4.3	ESTUDO ECONOMETRICO	41
4.3.1	Modelos	41
5	RESULTADOS	45
6	CONCLUSÃO.....	54
	REFERÊNCIAS.....	58
	APÊNDICE A: ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS NTN-F (2006 A 2014).....	61
	APÊNDICE B: ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS LTN (2006 A 2014)	67
	APÊNDICE C: ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DI1 (2011 a 2014)	63
	APÊNDICE D: ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS LTN (2011 A 2014)	64
	APÊNDICE E: ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS LTN (2011 a 2014)	65

APÊNDICE F: TESTE DE DEFASAGEM MODELO UM	66
APÊNDICE G: TESTE DE DEFASAGEM MODELO DOIS	67
APÊNDICE H: TESTE DE DEFASAGEM MODELO TRÊS.....	68
APÊNDICE I: TESTE DE DEFASAGEM MODELO QUATRO	69
APÊNDICE J: MODELO VAR UM	70
APÊNDICE K: MODELO VAR DOIS	76
APÊNDICE L: MODELO VAR TRÊS.....	77
APÊNDICE M: MODELO VAR QUATRO	73
APÊNDICE N: TESTE DE NORMALIDADE DOS RESÍDUOS PARA O MODELO UM	74
APÊNDICE O: TESTE DE NORMALIDADE DOS RESÍDUOS PARA O MODELO DOIS	75
APÊNDICE P: TESTE DE NORMALIDADE DOS RESÍDUOS PARA O MODELO TRÊS	76
APÊNDICE Q: TESTE DE NORMALIDADE DOS RESÍDUOS PARA O MODELO QUATRO.....	77

1 INTRODUÇÃO

Atualmente, a dívida pública doméstica brasileira é composta por ativos com taxa de remuneração atrelada à taxa básica de juros (SELIC), índices de inflação, câmbio, taxa de referência (TR) e pré-fixada. Nas grandes economias mundiais, a exemplo dos Estados Unidos, Alemanha e Japão, o indexador predominante na remuneração de suas dívidas públicas é a taxa de juros pré-fixada. No Brasil, porém, historicamente, tem-se a taxa de juros básica como o principal remunerador de seus débitos, situação que persiste até os dias atuais.

Segundo Bresser e Nakano (2002), a presença de títulos remunerados a taxa SELIC, pós-fixados, pode reduzir o custo de financiamento da dívida pública, porém, em uma situação de política monetária restritiva, seria capaz de elevar os custos fiscais, dessa maneira, gerando um ônus maior de rolagem de dívida para o governo.

Como opção para evitar um custo mais elevado em um cenário de política monetária restritiva, o Tesouro Nacional, responsável pela gestão da dívida pública, tem promovido a diminuição da parcela de dívida atrelada à SELIC com sua substituição pela parcela com remuneração pré-fixada.

A emissão de títulos pré-fixados tem sido incentivada desde a criação do primeiro ativo local com este indexador, na década de 1970. Entretanto a ocorrência de períodos de alta inflação e as crises da balança de pagamentos contribuíram para a importância dos títulos pós-fixados na composição da dívida nacional (PEDRAS, 2009 apud SILVA; CARVALHO; MEDEIROS, 2009).

Horta (2011) corrobora essa linha de política adotada pelo Tesouro, ressaltando que o mesmo tem acertado em seus esforços de aumentar o prazo médio da dívida. Já o autor Nogueira (2011) defende que uma estrutura de dívida com composição predominante pré-fixada expõe a economia a um possível risco sistêmico decorrente de uma bolha de crédito.

Em dezembro de 2013 a parcela da dívida pública pré-fixada representava um pouco mais de um terço da dívida bruta do governo, avançando significativamente nos últimos anos e aproximando-se, em participação relativa, a parcela com remuneração atrelada a taxa básica de juros.

Ao analisar especificamente as características da dívida pública pré-fixada, é possível inferir que o custo da sua emissão está relacionado diretamente à estrutura de juros futuros vigente no país. A curva futura de juros é utilizada como referência para a colocação de novas dívidas pré-fixadas pelo Tesouro Nacional, via leilões no mercado primário. Essa estrutura de juros futuros é formada majoritariamente por contratos de derivativos de juros futuros, o contrato futuro de taxa de juros (DI1), negociados na bolsa de valores brasileira (BM&FBovespa).

Os contratos futuros de juros permitem que um investidor assuma uma posição comprada ou vendida na taxa de juros futuros, de forma a auferir ganhos ou perdas de acordo com a variação do ativo objetivo negociado e da posição assumida. No Brasil, o mercado de derivativos de juros é bem desenvolvido, oferecendo diversos produtos e girando um alto volume financeiro diário.

Neste trabalho, explora-se a composição da dívida pública federal pré-fixada e tem-se como objetivo identificar como as variáveis macroeconômicas de taxa de juros, câmbio, inflação e atividade econômica influenciam em seu custo de emissão para diferentes prazos de vencimento. Utilizou-se, para tanto, como metodologia o modelo estatístico de vetor autorregressivo (VAR).

Para que fosse possível esta análise foi proposta a construção, com base nos ativos que compõem a dívida pré-fixada, de uma variável de *duration* constante, dessa maneira, objetivando estimar os impactos das variáveis citadas no custo de emissão de ativos da dívida pública pré-fixada em períodos fixos de vencimento.

O objetivo foi identificar a relação entre essas variáveis macroeconômicas e o custo da dívida pública. Propôs-se, então, a utilização das variáveis de *duration* constante, observação do horizonte fixo de um semestre, um ano, dois anos e quatro anos como as variáveis citadas impactam o custo da dívida para cada período. Desse modo, sendo possível verificar se os impactos nos prazos mais curtos diferem dos prazos mais longos e também se estes são consistentes em todos os períodos ou afetam apenas alguns períodos em específico.

O maior entendimento da relação entre o custo de colocação da dívida pré-fixada, em seus diferentes prazos de vencimento, e as variáveis macroeconômicas pode levar a uma decisão mais eficiente na gestão do custo da dívida pública, assim, compreendendo-se melhor seu custo de refinanciamento nos diferentes cenários econômicos. A compreensão da reposta do custo de emissão da dívida

pública pré-fixada à variação da taxa básica de juros, um dos objetivos propostos neste trabalho, pode levar a uma decisão mais eficiente na escolha de colocação entre uma dívida com remuneração atrelada à taxa básica de juros, na qual um movimento de aumento da SELIC gera um custo de colocação de novas dívidas e carregamento de seu estoque imediatamente maiores, e à emissão de uma dívida com remuneração pré-fixada, cujos efeitos desse aumento na taxa básica explorou-se neste trabalho.

Para contextualizar o tema dívida pública e a sua relação às variáveis macroeconômicas, no capítulo dois, discorre-se sobre estudos anteriores que trataram a respeito dos mecanismos de transmissão entre as variáveis macroeconômicas de juros, moeda, inflação e atividade. Serão expostos também trabalhos que focaram mais especificamente a variável taxa de juros básica e sua relação com a curva de juros de curto e longo prazo. Posteriormente, nesse capítulo, são levantados alguns dos motivos que levam a taxa de juros brasileira a apresentar nível elevado em relação às praticadas internacionalmente, assim como o alto nível de prêmio cambial.

No capítulo três iremos analisar a dívida pública brasileira, com a evolução de sua composição e seu custo implícito de refinanciamento, para então analisar mais especificamente as características de composição, custo e *duration* da dívida pública pré-fixada.

Expõe-se, no capítulo quatro, a metodologia da construção das variáveis de *duration* constante, baseadas nos ativos que compõem a dívida pré-fixada, e as suas respectivas curvas de juros teóricas em comparação com a curva brasileira de juros futuro. São apresentados também os modelos econométricos propostos para entender como as variáveis macroeconômicas influenciam no custo de novas colocações da dívida pública pré-fixada.

Apresentam-se, então, no capítulo cinco, os resultados econométricos obtidos utilizando a metodologia proposta. No capítulo final, discorre-se sobre as conclusões e apresentam-se sugestões para posteriores estudos.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

2.1 A RELAÇÃO ENTRE JUROS, INFLAÇÃO E CÂMBIO

Importante para entender os fatores determinantes do custo da dívida pública é a relação de seus componentes e as variáveis macroeconômicas. Essas variáveis influenciam o custo da dívida ao impactar os indexadores que remuneram os títulos emitidos pelo Tesouro Nacional, como o índice de preços, o dólar e a taxa básica de juros. Diversos autores realizaram estudos para compreender esses mecanismos com diferentes enfoques, entre eles: Minella (2003), Luporini (2008) e Diniz et al. (2013).

Em seu artigo, Minella (2003) examina a política monetária e relações entre produto, inflação, taxa de juros e moeda no Brasil, utilizando para isso um vetor autorregressivo. O resultado obtido pelo autor indica que a política monetária geralmente não responde ativa ou rapidamente frente a choques na inflação e no produto, mas responde ativamente a crises financeiras.

Luporini (2008) adiciona a seu estudo, além do produto e índices de preços, o efeito do câmbio, com o objetivo de analisar o canal de transmissão da política monetária para estas variáveis. O autor obteve resultados similares aos encontrados por Minella (2003), com um choque monetário interagindo sem defasagem com o produto e impactando a inflação e câmbio passados alguns períodos.

No trabalho desenvolvido por Diniz et al. (2013), os autores propõem projeções baseadas na estimação da relação entre a taxa básica de juros, taxa de câmbio e inflação, utilizando o modelo autorregressivo, a exemplo de Minella (2003) e Luporini (2008).

O foco desse artigo é estimar o custo fiscal de um aumento monetário da taxa básica de juros, assim como os efeitos indiretos sobre a remuneração de títulos indexados ao câmbio e à inflação e adicionalmente sobre o estoque da dívida líquida do setor público. O resultado do artigo indica que um choque de alta na taxa básica de juros gera um substancial custo fiscal, sugerindo uma maior articulação com a política fiscal e políticas ligadas ao câmbio para mitigar este efeito.

A taxa de remuneração da dívida pública pré-fixada está diretamente ligada à taxa de juros básica definida pelo Banco Central, assim como a expectativa futura de

juros. Como autores que trataram do tema, taxa de juros básica e taxa de remuneração de títulos pré-fixados, pode-se citar Cook e Hahn (1989), Rolley e Sellon (1995), que realizaram seus estudos com base no mercado norte-americano. Os autores estudaram quais os impactos que uma mudança na política monetária, via alteração na taxa básica de juros, gera sobre os diferentes instrumentos financeiros existentes, entre eles, a taxa de títulos da dívida pública norte-americana com remuneração pré-fixada.

Em geral, esses estudos procuram verificar a intensidade do impacto das decisões de política monetária nos preços dos ativos negociados localmente e de forma global, de forma a entender os efeitos destas medidas.

Segundo Cook e Hahn (1989), uma alteração da taxa de referência de juros americana (*Fed Fund Target Rate*) pelo *Federal Reserve* poderia gerar uma variação relevante nas taxas de juros de curto prazo. Eles verificaram que esse efeito é decrescente, afetando de forma mais reduzida os títulos de vencimentos mais longos. Apesar de esse efeito ser decrescente, o sinal da variação dos os títulos é a mesma.

Ao analisarem também o impacto do resultado de uma variação na taxa de juros americana, Rolley e Sellon (1995) direcionaram seu estudo nos títulos mais longos da dívida norte-americana. Como premissa, os autores consideram que as taxas de juros longas são influenciadas em parte pelos juros de curto prazo e também pela expectativa dos juros de curto prazo.

Como resultado do estudo, os autores concluem que o mercado se antecipa ao movimento de decisão de da taxa de juros básica, e, conseqüentemente, no momento em que o FED altera a taxa do *fed funds*, a taxa dos títulos de dívida mais longos mantém-se estável. Esta antecipação estaria ligada aos agentes procurarem indícios sobre este movimento de juros fazer parte de um ciclo, no qual outras alterações na taxa básica irão ocorrer, ou a uma decisão pontual. O resultado obtido, no teste com finalidade de observar se as taxas dos títulos mais longos antecipam tal movimento, foi significativo para as oscilações das taxas da *treasuries* de trinta anos, no período compreendido de 1987 até 1995.

Desse modo, pode-se inferir que os títulos de prazo mais longo são impactados de forma diferente dos títulos de prazo mais curto. Enquanto os títulos de dívida pré-fixada norte-americanos de vencimento mais longos respondem mais

ao ciclo monetário atual, os de títulos de vencimento mais curtos são impactados majoritariamente por uma decisão de alteração de juros específica.

Para o mercado local, cita-se o trabalho de Tabak (2004), o qual analisa o efeito de uma variação da taxa de juros básica local sobre a curva de juros futuro. Apesar de não obter resultados estatisticamente significantes, nesse trabalho, o autor observou que os juros de curto prazo respondem de forma mais significativa à alteração da SELIC, sendo que tal efeito torna-se menor conforme mais longo o prazo de vencimento do ativo analisado. Essa conclusão está em linha com os estudos realizados para o mercado norte-americano.

2.2 DETERMINANTES DO CUSTO DE FINANCIAMENTO DA DÍVIDA PÚBLICA

O custo de financiamento da dívida pública está intrinsecamente relacionado aos indexadores aos quais seus componentes estão relacionados. Com essa perspectiva, um nível de juros alto pode impactar negativamente no custo de colocação de novas dívidas.

Pessoa e Nakane (2011) sugerem que esse alto nível da taxa de juros brasileira é resultado do baixo nível de poupança. Nesse contexto, dois motivos impediriam que, mesmo em um mercado com mobilidade de capital, ocorra uma convergência da taxa e juros domésticos para o nível de taxas de juros praticadas no mercado internacional.

O primeiro motivo consiste na existência de um prêmio cambial elevado, que advém da possibilidade do investidor estrangeiro incorrer em perdas no momento da repatriação de seu capital investido no Brasil. A taxa de juros interna elevada seria o prêmio para que o investidor estrangeiro tenha interesse em transferir sua poupança, sendo contrapartida do risco cambial e da paridade de juros descoberta.

Para o autor, o segundo motivo tem como base a recente política oficial de acumulação de reservas em moeda estrangeira adotada pelo Banco Central. Sua lógica é de que maiores níveis de poupança externa estariam disponíveis caso ocorresse uma maior apreciação da moeda local, exigindo assim um menor prêmio pelo risco cambial. Este ajuste ocorreria via déficit na balança de transações correntes.

Os autores Carneiro e Rossi (2012) refutam a explicação de que os altos juros brasileiros sejam resultados de um alto prêmio cambial. Em seu artigo, eles apresentam dados de outros países com volatilidade cambial similar à encontrada na economia brasileira, porém com taxas de juros menores.

Como hipótese alternativa, os autores apresentam o fato dos grandes instituições, sejam bancárias ou da economia real serem investidoras líquidas em títulos de curto período de maturação e que, adicionalmente, não possuem *duration*. O fato de não possuírem *duration* significa, nesse caso, que, no cenário em que o Banco Central opte por alterar o nível da taxa básica de juros, esses títulos não sofrerão impactos positivos ou negativos de marcação a mercado, de modo a não serem diretamente impactados.

Neste contexto de prêmio por risco cambial, encontra-se a teoria da paridade descoberta de juros, cuja taxa de câmbio é um dos componentes que ajuda a entender o comportamento da taxa de juros. Em um mercado de capital aberto e funcional é impossível que investimentos de mesmo risco possuam retornos esperados distintos (CARLIN; SOSKICE, 2006), caso haja diferença nestes retornos, existe a possibilidade de arbitragem.

Esta arbitragem dos investidores implica que a taxa de juros local e externa devem ser iguais, considerando adicionalmente a taxa de depreciação esperada da moeda nacional (BLANCHARD, 2010). Desse modo, a taxa de juros externa menos a local e a expectativa de depreciação da taxa de câmbio fazem com que os ganhos locais e externos se igualem, de modo que não exista mais a possibilidade de arbitrar entre os dois mercados, o que se pode chamar de paridade descoberta da taxa de juros ou condição de paridade de juros.

$$i - i^* = \frac{e_{t+1}^E - e_t}{e_{et}} \quad (1)$$

Na equação (1), tem-se que a taxa de juros local (i) menos a taxa de juros externa (i^*) deve ser igual à variação esperada da moeda local em relação à estrangeira. Ao passar a taxa de juros externa para a direita, pode-se interpretar que a taxa de juros local deve ser igual à externa acrescida da desvalorização cambial esperada, de modo a equilibrar o retorno nos dois mercados.

Tem-se então que um investidor estrangeiro que deseja aplicar seus recursos e que esteja em um mercado de capital aberto terá o mesmo retorno se investir em títulos locais de seu país ou se investir em títulos de um país estrangeiro, ao se considerar que ele terá de vender sua moeda local e adquirir a moeda estrangeira no momento da aplicação. E então, decorrido o investimento, o mesmo deverá vender a moeda estrangeira e recomprar sua moeda local de modo a completar o ciclo do investimento.

Carneiro e Rossi (2012) fazem um contraponto sobre essa teoria, alegando em seu artigo que o equilíbrio postulado pela teoria da paridade descoberta da taxa de juros não se aplica a realidade do mercado. Os autores citam a chamada “*forward premium puzzle literature*” como a literatura que tenta entender esta disparidade entre teoria e realidade, chegando a dois motivos principais: as imperfeições do mercado e as intervenções do governo. Esta disfunção possibilita a existência de operações especulativas chamadas de *carry trade*.

Nas operações de *carry trade*, o investidor aposta contra a teoria da paridade descoberta de juros, de acordo com a seguinte equação:

$$i > i^* + \Delta e \quad (2)$$

A operação apresentará resultado positivo quando o juro doméstico for maior que o juro externo somado ao efeito da depreciação cambial esperada. Como a depreciação cambial não é conhecida *ex ante*, esta operação, que busca o ganho do diferencial de taxas local e externa, não pode ser considerada uma operação de arbitragem e sim de especulação.

De acordo com Gagnon e Chabold (2007), o *carry trade* pode ser de dois tipos: o canônico e o de derivativos. No *carry trade* canônico, o investidor se financia em uma taxa de juros mais baixa para aplicar seus recursos em um país com taxa de juros mais alta. No *carry-trade* de derivativos, a operação ocorre com a utilização de contratos futuros de moedas ou em operações a de moeda a termo.

Quanto às evidências da existência deste fluxo de capital externo resultante do diferencial de taxas local e estrangeira, pode-se citar:

[...] existem abundantes evidências empíricas de que afluxo de capital para países em desenvolvimento tem causas exógenas, tais como redução da taxa de juros nos Estados Unidos e o excesso de liquidez no mercado financeiro internacional, e que em nada têm contribuído para aumentar a taxa de investimento produtivo nesses países. O afluxo de capital, na maior parte das vezes, tem substituído a poupança interna, [...]. Além disso, o *boom* de afluxo de capital e sua súbita reversão, que em inúmeros países atinge, de um ano para outro, a magnitude de 10% do PIB, chegando a quase 20% em alguns casos (BRESSER; NAKANO, 2002, p.155).

Ambos os tipos de *carry trade* são baseados na mesma expectativa de que a moeda-alvo deprecie-se menos do que o ganho esperado com o diferencial da taxa de juros.

Carneiro e Rossi (2012) referem que as operações entre residentes e não residentes podem gerar *carry trade* financeiros e comerciais.

O modelo clássico de *carry trade*, canônico, é realizado através de fluxo financeiro ligado a títulos e a empréstimos. O autor adiciona aos *carry trades* financeiros, os de fluxos de ações e Investimento Direto Estrangeiro, como fluxos capazes de proporcionar *carry trades* disfarçados, que funcionariam atuando sobre brechas regulatórias brasileiras.

Nessa linha, um exemplo de *carry trade* disfarçado é o originário de fluxos comerciais, com a utilização indevida de antecipações de valores a receber de exportações. Este instrumento, que pode ser feito via Adiantamento sobre Contrato de Câmbio (ACC) ou Pagamento Antecipado (PA) de exportação, é destinado para financiar produção e comercialização de produtos para exportação, porém pode ser desviado para aplicações em renda fixa, de modo a gerar operações de *carry trade*.

O autor finaliza seu artigo sugerindo que o governo deve melhorar a regulamentação para evitar *carry trades* disfarçados, pois são um dos fatores que podem levar a uma apreciação artificial da moeda brasileira.

3 CARACTERÍSTICAS DA DÍVIDA PÚBLICA BRASILEIRA

3.1 BASE DE DADOS

Os dados utilizados na seção de Taxa Implícita da Dívida foram obtidos através da base de dados do Banco Central no relatório de composição da dívida pública. A periodicidade dos dados é mensal, sendo utilizado o período compreendido entre janeiro de 2006 a março de 2014.

Iremos tratar da dívida bruta do governo geral (DBGG), a qual é composta pelo passivo do governo geral, estados e municípios. Para análise da decomposição da DBGG e de seu custo, iremos agregar sua composição em sete indexadores, sendo estes os indexadores que remuneram os títulos de dívida emitidos pelo governo, pré-fixado, taxa referencial (TR), SELIC, cambio e os indexadores de índice de preço (IPCA, IGP-DI e IGP-M).

Tabela 1 - Estatísticas Descritivas da Composição percentual da DPGG (2006 a 2014).

Variável	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio-Padrão	Amostras
Cambial	6,14%	5,44%	11,85%	3,43%	1,81%	88
IGP-M	3,48%	3,28%	5,21%	2,78%	0,62%	88
IGP-DI	1,08%	1,04%	2,48%	0,10%	0,69%	88
IPCA	18,67%	18,35%	23,67%	12,48%	3,15%	88
Selic	41,69%	41,05%	50,97%	33,35%	3,87%	88
TR	1,81%	1,64%	2,43%	1,47%	0,30%	88
Pré-fixado	27,13%	27,75%	32,25%	19,86%	2,97%	88

Fonte: Elaboração própria do autor.

Para a seção de Dívida Pré-Fixada – IRFM – foram utilizados dados extraídos do site da ANBIMA, sobre a composição histórica da dívida pública pré-fixada, representada pelo Índice de Renda Fixa do Mercado (IRFM). Os dados compreendem os vencimentos, taxas e também as quantidades de cada título público pré-fixado em poder do público e disponível para negociação. O período de dados compreende janeiro de 2006 a março de 2014 e há periodicidade diária, totalizando 29.401 amostras.

Na análise dos papéis pré-fixados negociados em conjunto com o derivativo de juros, o período compreende janeiro de 2011, sendo utilizado o histórico dos

títulos públicos pré-fixados com negociação em março de 2014. A base utilizada para a coleta do contrato futuro de taxa de juros (DI1) foi a Bloomberg. Foram utilizados doze vencimentos de LTN's, com um total de 3.918 amostras, já para as NTN-F's os vencimentos utilizados totalizaram sete, com 3.837 amostras. Para os derivativos de juros utilizados foram coletados quinze vencimentos, com um total de 6.640 amostras.

Devido ao grande número de dados, as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas na seção de Dívida Pré-Fixada – IRFM serão apresentadas no apêndice.

3.2 TAXA IMPLÍCITA DA DÍVIDA E COMPOSIÇÃO

A taxa implícita da dívida pública considera todos os ativos emitidos pelo Tesouro e que estão disponíveis para negociação, sendo seu cálculo baseado na razão entre o pagamento nominal de juros no período e o estoque total da dívida no período imediatamente anterior, conforme segue:

$$r_t = \frac{R_t}{D_{t-1}} \quad (3)$$

Onde:

r_t – taxa implícita de juros da dívida;

R_t – pagamento nominal de juros no período t;

D_{t-1} – estoque total da dívida no período anterior (t-1).

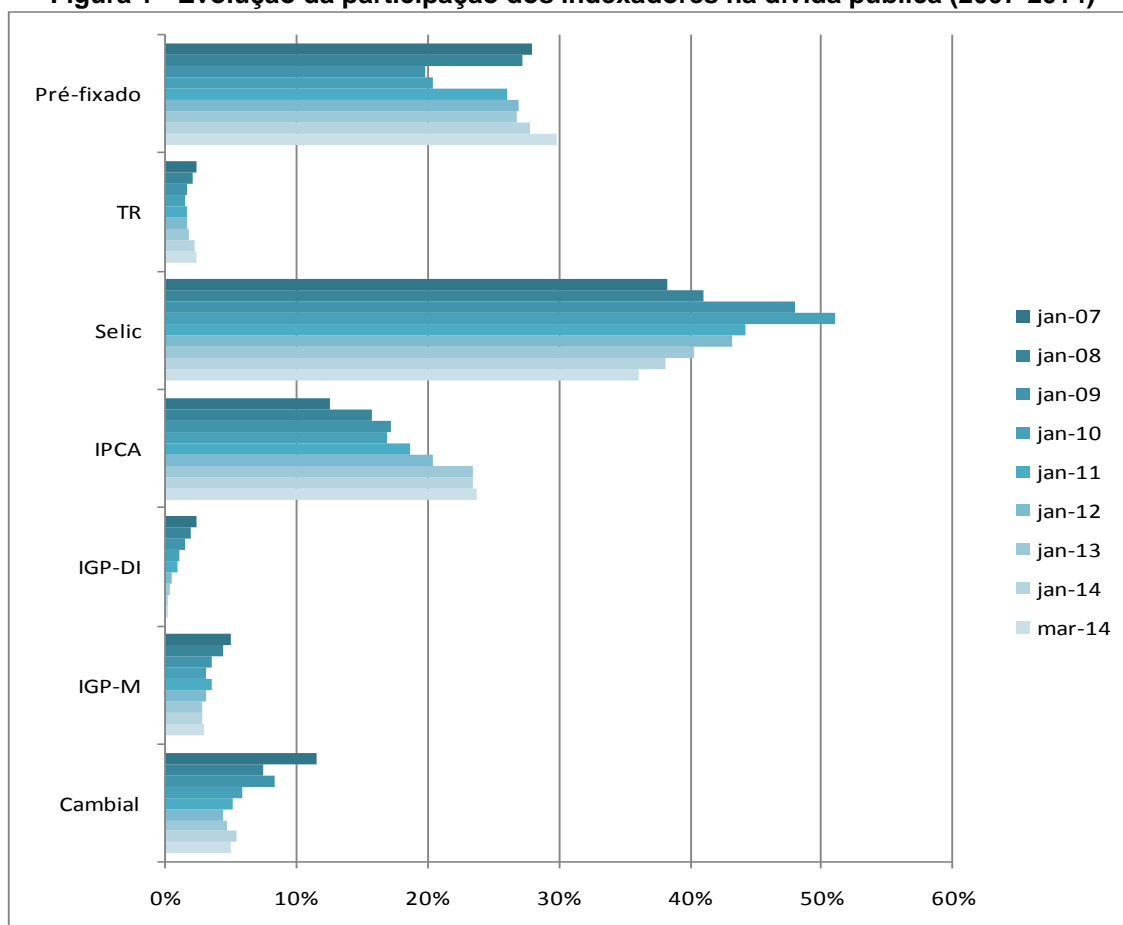
Pode-se decompor a taxa implícita da dívida como o somatório das taxas implícitas dos diversos indexadores, ponderado por sua participação no total no período anterior:

$$r_t = \sum_i \frac{R_t^i}{D_{t-1}^i} * \frac{D_{t-1}^i}{D_{t-1}} \quad (4)$$

Onde:

i – indexador

A quebra nos indexadores componentes da taxa implícita da dívida permite analisar se alterações nesta taxa são decorrentes da variação da proporção de cada indexador ou da taxa dos papéis que compõem o indexador.

Figura 1 - Evolução da participação dos indexadores na dívida pública (2007-2014)

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Bacen.

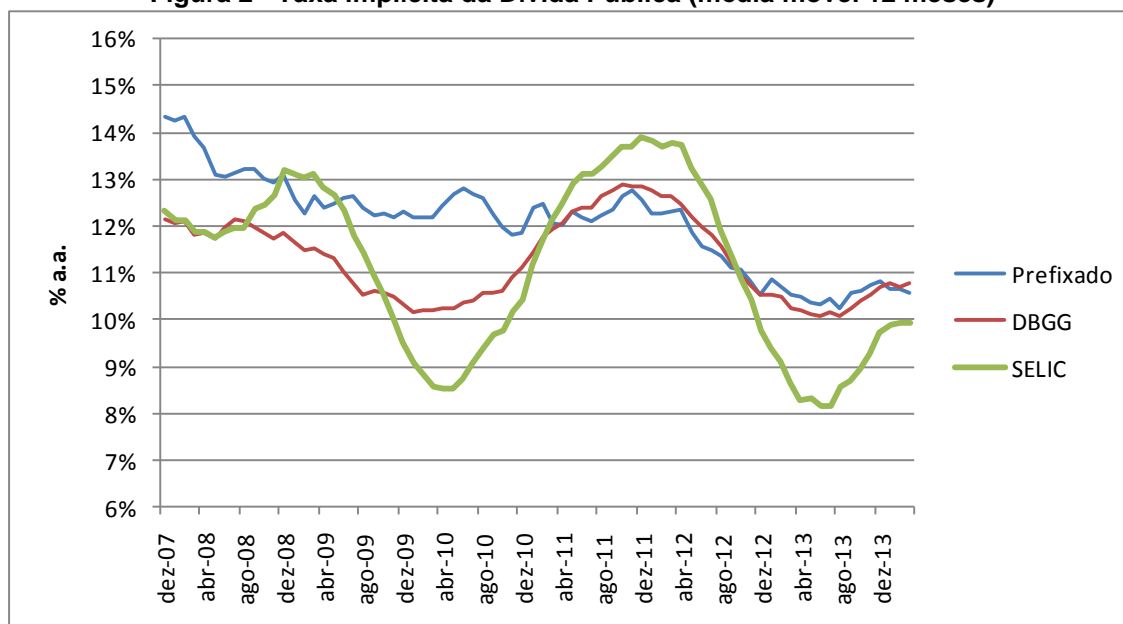
No período observado, a dívida pública com remuneração pré-fixada apresentou um aumento em relação à sua proporção no total da dívida. Apesar de esta parcela apresentar um recuo relevante nos anos posteriores à crise norte-americana ocorrida em 2008, houve uma recuperação de sua participação total, chegando, ao começo do ano de 2014, a uma participação maior do que a do inicial em 2007.

De forma contrária ao comportamento adotado pela dívida com remuneração pré-fixada, a parcela remunerada pela SELIC apresentou um sensível crescimento até o ano de 2010, ano em que atingiu um total de participação da dívida superior a 50%. No período mais recente analisado, porém, esta parcela da dívida recuou, finalizando, em 2014, com uma participação inferior ao do período inicial.

Para calcular a evolução do custo da dívida pública pelos diferentes indexadores que a compõem, foram aplicados os juros implícitos pagos na DPGG. Com este fim, utilizou-se uma parte da fórmula exposta anteriormente, empregando

o pagamento nominal de juros em t dividido pelo estoque de dívida do respectivo indexador no período de $t-1$. Obtendo-se assim a taxa implícita que cada parcela remunerou o financiador da dívida.

Figura 2 - Taxa implícita da Dívida Pública (média móvel 12 meses)



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Bacen.

Na figura 2, é possível observar que tanto o custo de rolagem da dívida pré-fixada quanto o da dívida bruta total diminuíram no período analisado.

A dívida pré-fixada apresentou um comportamento de queda mais constante, iniciando o período em 14,3% e seguindo uma trajetória de queda até chegar a 10,6% no final de 2013. Essa queda significa um barateamento na colocação dos títulos atrelados a este indicador no período. Já a taxa implícita da DBGG, que iniciou o período em 12,2%, apresenta uma maior volatilidade no período, acompanhando a taxa SELIC majoritariamente no período analisado. E isso pode em parte ser explicado pelo alto percentual de dívida IMA-S, remunerada pela SELIC.

No final do período, a taxa implícita da DBGG ficou em 10,8%, declinante ao considerar o patamar inicial, porém com um decaimento muito menor do que a da parcela pré-fixada, 1,22% de queda contra 3,26% respectivamente.

3.2.1 Dívida Pré-Fixada – IRFM

Os ativos que compõem a dívida pré-fixada são dois, as Letras do Tesouro Nacional (LTN) e as Notas do Tesouro Nacional série F (NTN-F). A LTN é um título *bullet*, ou seja, não paga cupom, e seu vencimento ocorre sempre no primeiro dia útil de cada trimestre.

Por ser um ativo sem cupom sua *duration* equivale a quantidade de dias úteis até o vencimento. Já a NTN-F é um título que possui pagamento semestral de cupom de 6% e vencimento anual no primeiro dia útil de cada ano. Os dois ativos são negociados por taxa de desconto e possuem valor de face de mil.

A metodologia de precificação dos títulos públicos, entre eles, a LTN e a NTN-F, é definida pela Associação Brasileira das Entidades dos Mercados Financeiros e de Capitais (ANBIMA), que define uma série de arredondamentos e trucagens que serve como base de padronização para a precificação dos títulos públicos em sua negociação no mercado.

Com base nas fórmulas de cálculo dos ativos, adicionaram-se algumas etapas para o cálculo das respectivas *duration*. No caso da LTN, a *duration* foi calculada diretamente como a quantidade de dias úteis até o vencimento do papel.

Para o ativo NTN-F foi necessário achar a proporção em que cada fluxo de pagamento de cupom e o valor de face, ambos em valor presente, contribuem para a formação do PU de negociação. Multiplicou-se então a proporção de cada fluxo pela quantidade de dias úteis até o pagamento de cada evento e a somatória deste resultado foi a *duration de Macaulay* do papel.

A *duration* é uma forma de cálculo do prazo médio que procura levar em conta o valor do dinheiro no tempo (SECURATO, 2005). Proposta inicialmente como forma de uniformizar fluxos futuros de caixa de títulos, equiparando, em termos de prazo, papéis com cupons e amortizações intermediárias a pré-fixados, a *duration* permite somar prazos de diferentes fluxos de caixa.

Duration de Macaulay depende de três fatores: o prazo restante para resgate do título, o fluxo de pagamento dos cupons e a taxa de remuneração do papel, expressando a vida efetiva de um título.

Para se estimar a sensibilidade, em termos percentuais, do preço do título a variações nas taxas de juros, o conceito mais comumente utilizado é o de duração

modificada, obtido através da razão entre a duração de *Macaulay* e a taxa de remuneração do título. Entretanto, por ser uma medida linear, a *duration* modificada se aplica somente a modificações bastante reduzidas nas taxas de juros, apresentando desvios na elasticidade efetivamente observada para a prevista pela fórmula tanto mais significativos quanto maiores forem às variações nas taxas de juros.

Em vista dessas imprecisões e para fins de análise macroeconômica, têm-se utilizado, no Banco Central, o conceito original de *duration* de *Macaulay*, em detrimento da duração modificada, como medida aproximada da sensibilidade, em unidades de tempo, da dívida federal emitida em oferta pública a alterações nas taxas de juros (RELATÓRIO DE INFLAÇÃO BCB, 1999).

Adotou-se nesta tese o conceito de *duration* de *Macaulay* e sobre a mesma que se referirá sempre que for citado o termo *duration*.

Cálculo de *Duration* para NTN-F:

$$D_{atual} = \sum_1^T \left(\frac{\frac{\text{Valor de Face} \cdot \text{cupom}_{aa} \frac{1}{2}}{\frac{du}{(1+taxa_{252})^{\frac{252}{du}}}}}{PU_{atual}} * du \right) + \frac{\left(\frac{\text{Valor de Face}}{(1+taxa_{252})^{\frac{T}{252}}} \right)}{PU_{atual}} * T \quad (5)$$

Onde:

D_{atual} – *duration* do papel;

PU_{atual} – preço de negociação;

Valor de Face – é o valor do ativo no vencimento;

T – é a quantidade de dias úteis até o vencimento;

$taxa_{252}$ – é a taxa de negociação do título;

$cupom_{aa}$ – é o cupom pago de 6%_{aa};

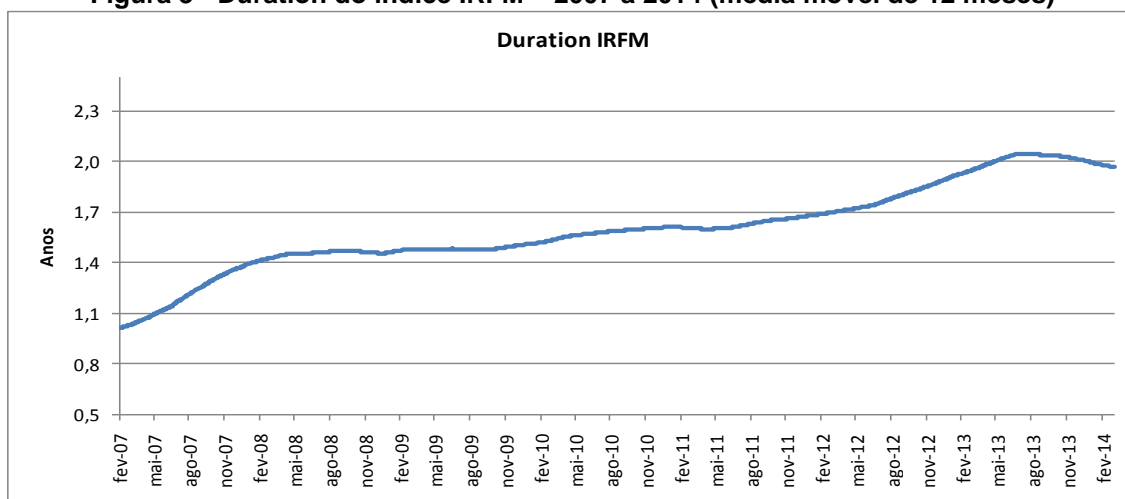
du – são os dias úteis até o pagamento de cada cupom.

A precificação da NTN-F no mercado primário ocorre de forma distinta de uma LTN, apesar dos dois serem papéis pré-fixados. A taxa na qual esses papéis são negociados é formada com base nas taxas negociadas nos contratos de juros futuros, o DI1. Como a LTN não paga cupom é possível utilizar como base a taxa do contrato de DI1 de mesmo vencimento acrescido de um prêmio para sua negociação.

Para a NTN-F que paga cupom é necessário considerar a taxa DI1 para cada um destes pagamentos de modo a chegar a uma taxa coerente acrescida também de um prêmio. Por esta particularidade de precificação a NTN-F está sujeita ao que o mercado chama de convexidade. Uma mudança na taxa de juros afeta a carteira de forma não linear e seu impacto irá depender da dispersão dos vencimentos em relação à *duration* e as diferentes taxas de juro em função dos diferentes prazos (VARGAS,1993). Como o efeito da convexidade é marginal, para simplificação do trabalho não iremos tratar deste assunto.

No quadro a seguir, ilustra-se a evolução da *duration* da dívida pré-fixada. Foi utilizada como base da dívida pública federal a composição do Índice de Renda Fixa do Mercado (IRFM) divulgado pela ANBIMA e criado para difundir e estimular a utilização dos ativos que compõem a dívida pública federal como *benchmark*.

Figura 3 - Duration do Índice IRFM – 2007 a 2014 (média móvel de 12 meses)



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do site da ANBIMA.

Podemos observar que o Tesouro vem alongando a *duration* da dívida pré-fixada conforme informado no Plano Anual de Financiamento (PAF), no qual ele divulga quais serão as diretrizes e estratégias utilizadas na gestão da dívida pública federal.

3.2.1.1 Mercado Secundário da Dívida Pré-fixada – Papel Casado e Posição Direcional de Juros

No mercado secundário, a negociação dos ativos pré-fixados ocorre no mercado organizado de balcão preponderantemente via uma estrutura conjugada de papel e o Contrato Futuro da Taxa de Juros (DI1), chamada de “papel casado”, ou apenas a negociação título público individualmente, no chamado “papel seco”.

A compra do papel seco equivale à abertura de uma operação direcional de juros, na qual o investidor irá ter um ganho com a abertura da taxa de juros do papel e uma perda com o fechamento da mesma, considerando que o papel seja marcado a mercado. A compra seca do papel ocorre sempre que o mesmo é emitido via leilão primário, sendo exceção no mercado secundário. Sua demanda no mercado secundário é preponderantemente advinda de investidores estrangeiros, interessados na taxa de juros altas pagos por este tipo de papel em relação ao praticado por ativos similares em outros países.

Já a negociação do ativo como papel casado acontece considerando um prêmio entre o título público e o derivativo de juros, sendo um *spread* (positivo ou negativo) decorrente da diferença entre as taxas do ativo e do DI1. Este *spread* recebe o nome no mercado de “pontos” sobre o DI1.

O contrato futuro de juros é um derivativo que equivale a um SWAP de pré x DI1, sendo este negociado via bolsa de valores (BM&F), e para esta negociação é usado o DI1 de mesmo vencimento do título público. Para calcular a quantidade de contratos que serão utilizados na negociação, é feita uma conta com objetivo de que a *duration* do DI1 seja igual a do papel, ficando a operação “zerada” por *duration*.

Como a LTN e o contrato de DI1 não possuem pagamento de cupom, a *duration* deles é igual e ficou convencionado que a quantidade de contratos a ser utilizado na negociação é de um contrato do derivativo para cem quantidades de papel, dado que o valor de *face* deste contrato é cem vezes maior do que a do título.

A NTN-F, que apresenta pagamento de cupom, possui uma *duration* diferente da do derivativo de modo que a quantidade calculada para a zeragem da *duration* é feita calculando-se a *modified duration* da NTN-F e fazendo a quantidade de contratos equivalentes de DI1 suficiente para zerar a operação em *duration*.

O papel casado é negociado em geral via corretoras de valores mobiliários nos chamados “*calls*”, que são horários, durante o dia, nos quais as corretoras entram em contato com diversos clientes e abrem um *spread* de compra e venda (na forma de pontos sobre o papel) de compra e venda, realizando deste modo a negociação. Um ponto nesta negociação equivale a 0,01%, que é adicionado sempre na taxa do título pré-fixado.

Tabela 2 - Estrutura da operação casada de papel pré e contrato de DI1

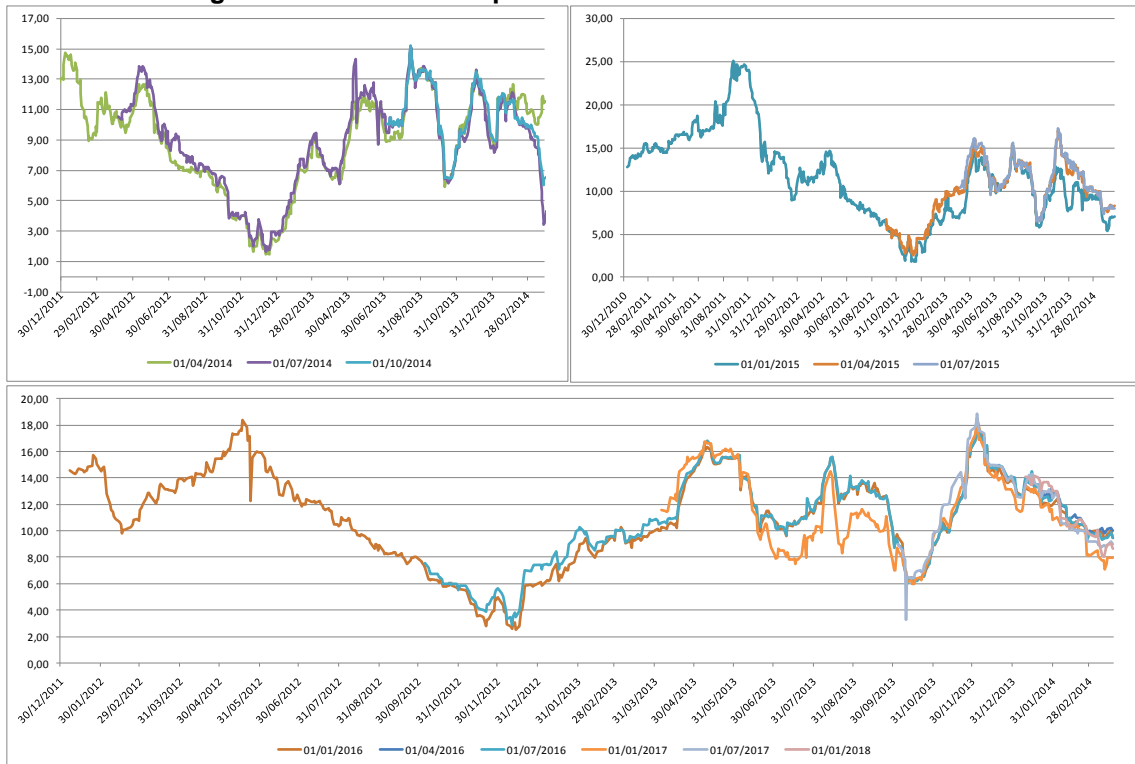
Papel			DI1			Resultante	
ATIVO	PASSIVO		ATIVO	PASSIVO		ATIVO	PASSIVO
Pré	-	+	CDI	Pré	=	CDI	-

Fonte: Elaboração própria do autor.

A rentabilidade do papel casado é definida pelo diferencial de pontos que é negociada, quanto maior o diferencial, maior a rentabilidade da estrutura, sendo esta comumente mensurada em percentual do Certificado de Depósito Interfinanceiro (CDI) de um dia (*overnight*). Apesar de simular uma operação pós-fixada o efeito de marcação, leva a ganho ou perdas adicionais, pois tanto o ativo pré-fixado quanto o DI1 possuem marcação a mercado diária, sendo o diferencial de pontos de marcação do dia calculado pela subtração das taxas de marcação do papel e do DI1.

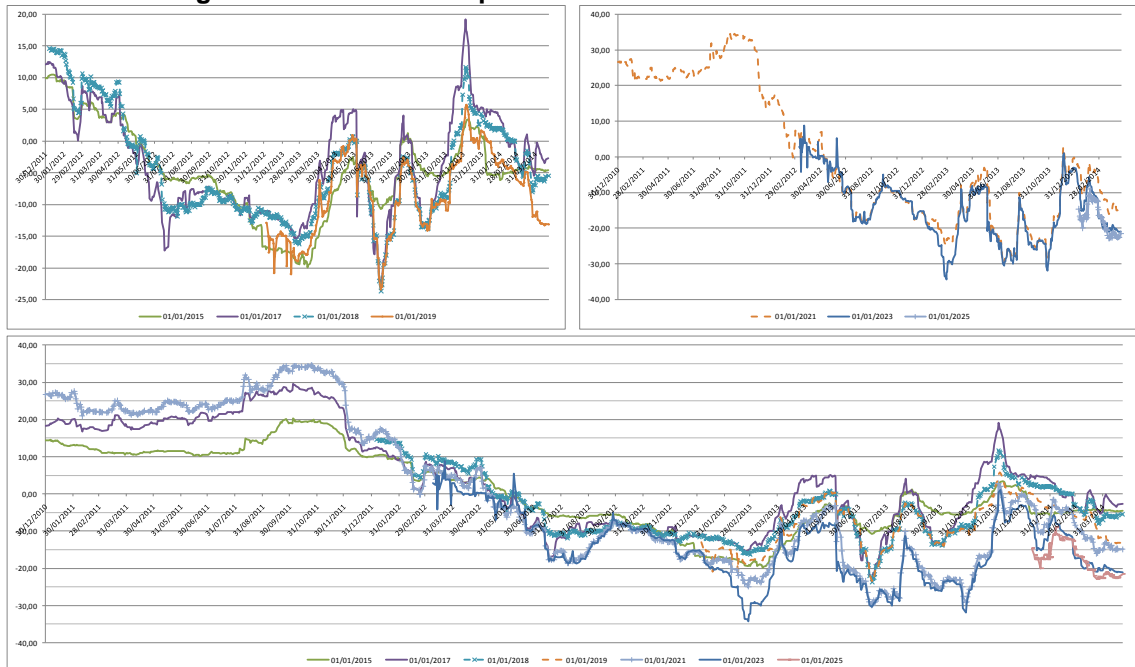
Segue o histórico do diferencial de pontos de marcação do papel casado de LTN e de NTN-F.

Figura 4 - Histórico de Spread da LTN Casada de 2010 a 2014



Fonte: Elaboração própria do autor.

Figura 5 - Histórico de Spread da NTN-F Casada de 2010 a 2014

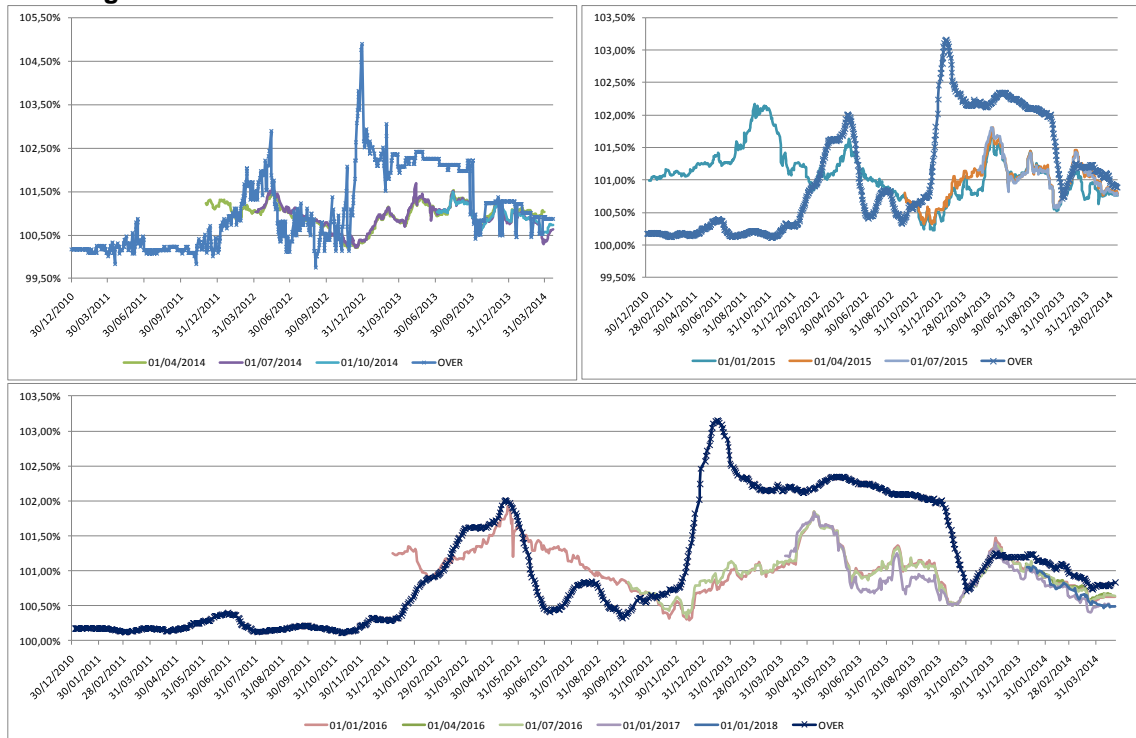


Fonte: Elaboração própria do autor.

O CDI *overnight* consiste em uma operação de vencimento em um dia e serve como *benchmark* de rentabilidade para os fundos de investimento de renda fixa e de remuneração para certificados de depósitos bancários, entre outras funções. Por ser

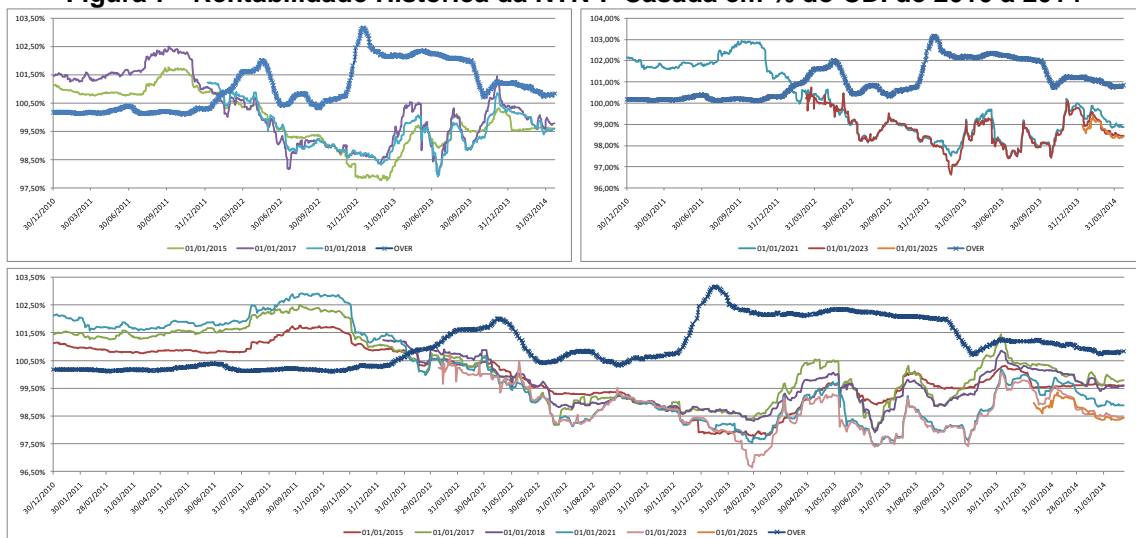
uma operação com compromisso de recompra de um dia e, por ser o *benchmark* utilizado para mensurar a rentabilidade de diversos investimentos em renda fixa, o CDI *overnight* é considerado o custo de oportunidade utilizado pelo mercado em operações casadas.

Figura 6 - Rentabilidade Histórica da LTN Casada em % do CDI de 2010 a 2014



Fonte: Elaboração própria do autor.

Figura 7 - Rentabilidade Histórica da NTN-F Casada em % do CDI de 2010 a 2014



Fonte: Elaboração própria do autor.

Do exposto, é possível observar que em diversos períodos o retorno do papel casado é inferior à remuneração do *overnight*, o que pode aparentar uma distorção, pois o retorno desta estrutura é equivalente a um ativo pós-fixado que retorna um percentual do CDI, porém como existem outros riscos envolvidos, como, por exemplo, o de marcação – abertura do diferencial de pontos – o que não ocorre no *overnight*, que não possui marcação, é esperado um retorno adicional.

Para explicar essa distorção, são apresentados dois argumentos: primeiro sobre a expectativa de abertura ou fechamento do diferencial de pontos da casada e do próprio *overnight* e segundo a presença de um aplicador final (o que carrega o papel seco, sem o DI1).

A compra desta estrutura leva sempre em consideração a perspectiva de abertura ou fechamento do diferencial de pontos entre DI1 e papel, assim como o diferencial de pontos entre SELIC e CDI *overnight*. Se existe perspectiva que o diferencial de pontos da casada venha a diminuir e ficar menor que o diferencial entre SELIC e CDI *overnight*, mesmo que momentaneamente haja uma perda contra o *overnight*, o potencial futuro de ganho faz com que o mercado realize a compra.

O segundo argumento trata da presença de um fluxo de aplicador final em taxa de juros que compra apenas o papel para carregamento ou especulação, de modo a realizar uma análise diferente do que a do diferencial entre DI1 x Papel x *overnight*, considerando em sua análise o potencial de ganho com o fechamento das taxas de juros e/ou o ganho com o carregamento do papel, lembrando que o Brasil possui taxas atrativas de juros comparativamente diversas de outros países, sendo um forte candidato a operações de *carry trade*.

Este fluxo aplicador apenas no título pode fazer com que o diferencial diminua, quando o aplicador está comprando a operação, ou aumente, na venda, alterando o preço relativo das casadas como consequência.

Empiricamente, observa-se que os grandes movimentos nos preços neste mercado são movidos principalmente pela expectativa de mudança no diferencial de pontos de *overnight* para os papéis mais curtos e por fluxo de aplicadores para os papéis mais longos.

4 METODOLOGIA

4.1 BASE DE DADOS E VARIÁVEIS

Os dados utilizados para a construção da variável de *duration* constante foram obtidos no *site* da ANBIMA, abrangendo o período de 02/01/2016 a 18/03/2014.

Foram coletados dados da taxa de marcação dos ativos LTN e NTN-F com periodicidade diária e compreendendo todos os ativos com diferentes vencimentos disponíveis durante o período de análise.

A série de dados do ativo LTN apresentou quarenta e três diferentes ativos com vencimentos diferentes, resultando num total de 16.743 amostras de taxas. Para os dados de NTN-F, o total de ativos com diferentes vencimentos foi menor, totalizando quatorze vencimentos com 13.101 amostras. Devido ao grande número de dados, as estatísticas descritivas das séries de LTN e NTN-F utilizadas estarão disponíveis no apêndice.

O derivativo de juros serve como base para o cálculo da taxa das novas emissões de títulos de dívida pré-fixados, porém não é possível utilizar o DI1 diretamente para a análise do custo de emissão da dívida pública atrelada a este indexador.

Esta impossibilidade decorre de dois motivos: primeiramente, a taxa de negociação do título público pré-fixado não é a mesma do derivativo de juros, existe um prêmio na negociação do título público, e, adicionalmente, entre os títulos que compõem a dívida pré-fixada, existe a Nota do Tesouro Nacional Série F, ativo que possui fluxos de pagamento de CUPOM, diferentemente do derivativo de juros que apresenta apenas vencimento final.

Com objetivo de comparar a curva de juros futuro local com os resultados obtidos com a variável de *duration* constante, foram coletados os *swaps* pré-fixados contra o CDI com os períodos de vencimentos de um semestre, um, dois e quatro anos. Os dados foram extraídos do banco de dados da Bloomberg com periodicidade diária.

Para o *swap* com vencimentos em semestre, um, dois e quatro anos foram obtidas 2.024, 2.028, 2.009 e 1.981 amostras, respectivamente.

Tabela 3 - Estatísticas Descritivas dos Swaps

Variável	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio-Padrão	Amostras
SWAP 1 semestre	10,89%	14,42%	16,11%	6,89%	2,17%	2.024
SWAP 1 ano	11,12%	14,49%	16,10%	6,86%	2,14%	2.028
SWAP 2 anos	11,62%	14,51%	17,39%	7,33%	2,00%	2.009
SWAP 4 anos	12,00%	14,37%	18,79%	8,27%	1,74%	1.981

Fonte: Elaboração própria do autor utilizando o Eviews.

Na construção dos modelos econométricos, os dados foram coletados na base de dados do Banco Central, no Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS), e no banco de dados do sistema de informações da Bloomberg. A frequência de dados utilizada foi mensal, com início em janeiro de 2006 e término em março de 2014. No total foram obtidos 99 dados de cada série, em um total de 15 séries coletadas.

No banco de dados do Banco Central foram coletadas as séries de SELIC efetiva diária e do Índice Nacional de Preços ao Consumidor (IPCA-15). Os dados referentes à cotação dólar real, índices ANBIMA IMAB-5 e IMAB-5+, desemprego brasileiro e americano, vendas varejo local e norte-americana, taxa *fed funds* e *treasuries* com vencimento de dois, dez e trinta anos foram coletadas na base de dados da Bloomberg.

As variáveis de volatilidade do dólar foram construídas com base na série de cotações dólar real.

Foram utilizados nos modelos propostos diversas variáveis de natureza financeiras e da economia real, sendo estas da economia local e também norte-americana. Adicionalmente, foram construídas variáveis com o intuito de capturar respostas específicas do custo de colocação dos ativos pré-fixados da dívida pública.

Tabela 4 - Estatística Descritiva das Variáveis Utilizadas

Variável	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio Padrão
Var. Dur Cons. 1 Semestre	11.00%	11.04%	16.77%	7.03%	2.28%
Var. Dur Cons. 1 Ano	11.24%	11.20%	16.32%	7.00%	2.22%
Var. Dur Cons. 2 Anos	11.63%	11.87%	16.26%	7.47%	2.34%
Var. Dur Cons. 4 Anos	12.11%	12.42%	17.56%	8.51%	2.18%
SELIC	10.99%	11.17%	17.95%	7.11%	2.45%
Dólar	1.95	1.95	2.43	1.55	0.24
IPCA	0.43%	0.44%	0.92%	-0.21%	0.22%
Vendas Varejo Brasil	7.62%	7.99%	15.68%	-0.20%	2.92%
Vendas Varejo Estados Unidos	0.21%	0.40%	2.90%	-3.60%	1.01%
Desemprego Brasil	7.33%	7.40%	10.80%	4.30%	1.77%
Desemprego Estados Unidos	7.23%	7.60%	10.00%	4.40%	1.95%
Taxa Fed Funds	1.65%	0.25%	5.25%	0.25%	2.05%
Treasury 5 anos	2.44%	2.16%	5.10%	0.62%	1.43%
Treasury 10 anos	3.31%	3.32%	5.18%	1.55%	1.06%
Treasury 30 anos	4.09%	4.28%	5.27%	2.66%	0.73%
Índice IMAB-5	2,081	1,993	3,163	1,123	639
Índice IMAB-5+	2,468	2,282	4,286	1,114	923
Volatilidade do Dólar 5 du	1.49%	1.05%	14.94%	0.17%	1.77%
Volatilidade do Dólar 21 du	2.82%	2.27%	15.82%	0.39%	2.11%

Fonte: Elaboração própria do autor utilizando o Eviews.

Como variável de juros local, foi utilizada a taxa SELIC *overnight* que remunera os recursos alocados por um dia entre os *dealers* e o Banco Central (BC) e também as operações interbancárias. Esta taxa advém da taxa SELIC meta instituída pelo Conselho de Política Monetária (COPOM), sendo historicamente um pouco menor.

Para a inflação, a variável escolhida foi o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) por ser a medida oficial de inflação brasileira, sendo este definido pelo Conselho Monetário Nacional (CMN), com uma banda aceitável de variação de dois pontos percentuais, sendo a meta de quatro e meio por cento de inflação instituída desde 2005, o que engloba todo o período analisado.

A variável de atividade econômica escolhida foi a vendas do varejo devido ao fato da economia brasileira, nos últimos anos, estar muito relacionada à política de incentivo ao consumo, principalmente depois da crise norte-americana ocorrida em 2008.

Como taxa de câmbio foi utilizada a cotação dólar real, pela grande representatividade dos Estados Unidos na economia mundial e pela importância da variável na economia brasileira.

Objetivando representar a economia real foram utilizados, além de vendas no varejo, os dados de desemprego brasileiro e do mercado norte-americano o

desemprego e as vendas varejo. Essas variáveis foram escolhidas por sua relevância na economia, sendo grandes influenciadores da atividade econômica.

As variáveis financeiras utilizadas foram as taxas de juros norte-americanas e os índices da dívida pública brasileira relacionados à inflação. Os juros escolhidos foram os *fed funds* e a taxa das *treasuries* de cinco, dez e trinta anos. Já os índices da dívida pública brasileira atrelados à inflação foram os Índices de Mercado Andima IMAB-5, composto por todos os títulos públicos com remuneração atrelada à inflação com vencimento em até cinco anos, e o IMAB-5+, composto pelos ativos da dívida pública que remuneram inflação e possuem data de vencimento acima de cinco anos.

Foram construídas duas variáveis para testar se a volatilidade do dólar afeta a variação do custo de novas colocações de dívida pré-fixada. Com este fim foi utilizado o desvio padrão de cinco e vinte e um dias úteis para a construção de duas variáveis.

Com a finalidade de captar a tendência de juros da política monetária, propôs-se, neste trabalho, a utilização de duas variáveis *dummy*, de alta e de baixa. A variável *dummy* de alta representou a expectativa de alta de juros precificada na curva de juros futuro, enquanto a variável *dummy* de baixa tentou captar os períodos nos quais o mercado possuía expectativa de queda de juros.

As variáveis *dummy* propostas foram construídas através da diferença entre a taxa do SWAP pré-fixada contra o CDI de um ano e o CDI *overnight*, o que indica qual o prêmio que está precificado na curva de juros futura. Se o valor da diferença for superior a 0,25% é um período de alta e se for inferior a -0,25% é um período de baixa de juros.

4.2 CONSTRUÇÃO DA VARIÁVEL DE *DURATION* CONSTANTE

Com o objetivo de entender a interação das variáveis macroeconômicas de juros, inflação, câmbio e atividade econômica no custo da emissão da parcela pré-fixada da dívida pública, empregou-se uma metodologia baseada em prazos de vencimentos constantes da curva de juros pré-fixada. Separando a LTN e a NTN-F, criamos uma curva de juros para cada ativo e, dentro desta curva, foram

selecionados de forma recorrente períodos fixos de *duration* no período de janeiro de 2006 a março de 2014 para esta análise, conforme descrito.

Estes vencimentos constantes fundamentam-se na análise de períodos fixos de horizonte temporal, utilizando com esta finalidade a coleta de dados com um mesmo número de dias úteis no decorrer do tempo. Assim a *duration* constante de um ano consiste em coletar diariamente a taxa de juros com vencimento em 252 dias úteis (du), formando um ativo fictício que possui vencimento fixo de um ano.

Os pontos de *duration* constante utilizados foram calculados pela interpolação dos vencimentos disponíveis de LTN e NTN-F, separadamente, ou seja, quando calculada a taxa para um prazo de um semestre (126 du), utilizou-se ou um título com este vencimento quando disponível ou, como ocorreu majoritariamente, o vencimento imediatamente mais próximo anterior e posterior, que interpolados irão fornecer a taxa equivalente de um título com vencimento de *duration* desejada.

O método de interpolação utilizado para a obtenção dos prazos desejados foi o uso de uma função do Microsoft Excel que interpola a taxa dos diferentes vencimentos disponíveis do ativo para obter a taxa equivalente na data desejada. A metodologia de interpolação utilizada foi polinomial de grau três.

Um problema para a utilização desta metodologia é encontrada tanto na utilização de pontos com vencimento mais curto, inferior a um mês, quanto para vencimentos mais longos, superiores a quatro anos e meio, pois nos dois casos em diversos períodos não há títulos com vencimento coincidente, ou que possuam vencimento imediatamente anterior e posterior. Como exemplo, o cálculo de um ponto de *duration* constante com 21 dias úteis, a maior ocorrência é a de que não haja vencimento inferior a um mês, não sendo possível encontrar a taxa de um título equivalente com este prazo.

Para a LTN que, têm como característica de maturação um prazo de vencimento mais curto, ocorreram os seguintes dados disponíveis para análise:

Tabela 5 - Dados Disponíveis de Duration Constante para LTN

	1 mês	0,5 ano	1 ano	1,5 anos	2 anos	2,5 anos	3 anos	3,5 anos
Vazios	1.398	0	0	6	485	1.218	1.260	1.593
Valores	663	2.061	2.061	2.055	1.576	843	801	468
%	32%	100%	100%	100%	76%	41%	39%	23%

Fonte: Elaboração própria do autor.

Os pontos de um semestre e de um ano possuíam a totalidade de dados disponíveis para esta análise. A *duration* de um ano e meio apresentava apenas seis valores, dos quais não foi possível gerar os dados desejados, já os outros vencimentos apresentaram pelo menos 20% de dados que não foram possíveis de serem calculados.

Figura 8 - Taxas Interpoladas da LTN pela Metodologia de *Duration* Constante



Fonte: Elaboração própria do autor.

No caso das NTN-F's que possuíam prazo de vencimento e *duration*, em geral, mais longas que as LTN's, obteve-se os seguintes pontos de *duration*:

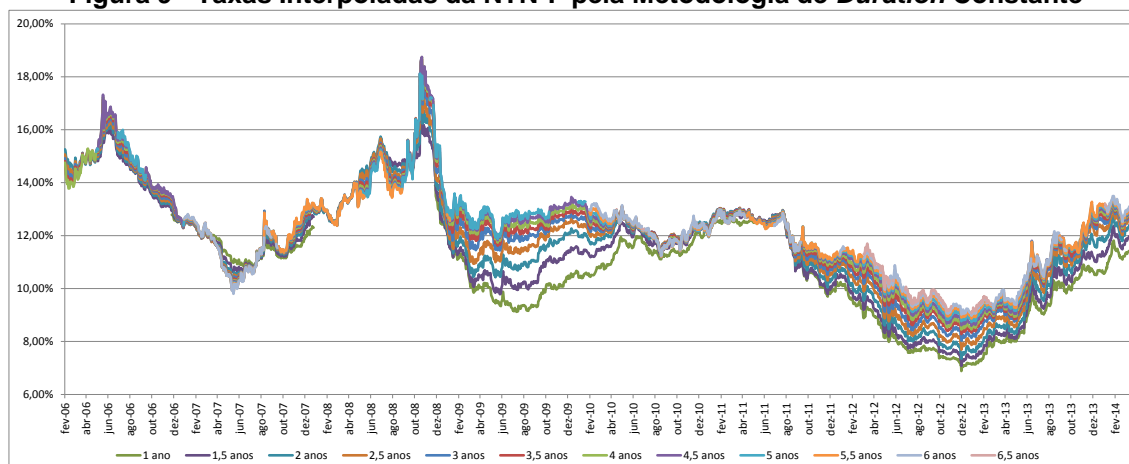
Tabela 6 - Dados Disponíveis de *Duration* Constante para NTN-F

	1 mês	0,5 anos	1 ano	1,5 anos	2 anos	2,5 anos	3 anos	3,5 anos	4 anos	4,5 anos	5 anos	5,5 anos	6 anos	6,5 anos
Vazios	1.888	1.129	437	150	0	0	0	0	0	58	238	610	1.075	1.849
Valores	147	906	1.598	1.885	2.035	2.035	2.035	2.035	2.035	1.977	1.797	1.425	960	186
%	7%	45%	79%	93%	100%	100%	100%	100%	100%	97%	88%	70%	47%	9%

Fonte: Elaboração própria do autor.

Conforme esperado, foi possível realizar uma interpolação mais longa utilizando como base as séries de NTN-F. Foi possível gerar dados para os pontos com dois, dois e meio, três e três anos e meio e quatro anos, sendo que para os vencimentos de um e meio, quatro e meio e cinco anos, deu-se mais de 88% dos dados disponíveis para a análise.

Figura 9 - Taxas Interpoladas da NTN-F pela Metodologia de *Duration* Constante



Fonte: Elaboração própria do autor.

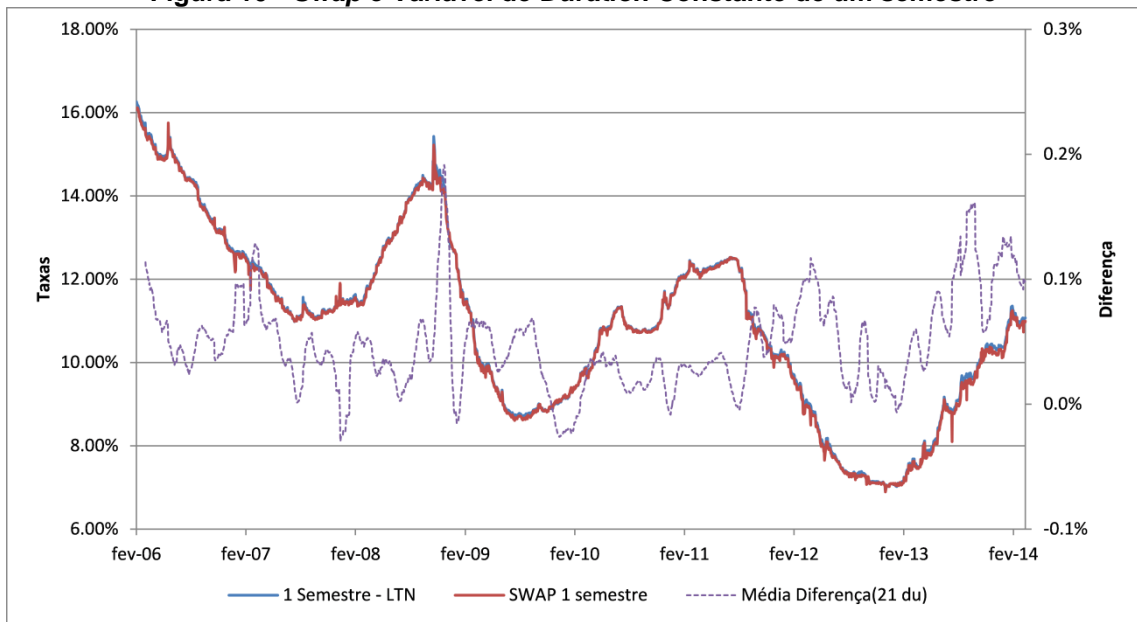
Foram determinados os vencimentos de um semestre e um ano para LTN e de dois e quatro anos para a NTN-F. Para estes prazos foi possível gerar as variáveis para todos os dias do período analisado e, ao adotá-los, obteve-se um horizonte variado com uma diferença de tempo significativa entre eles, cobrindo desde um prazo curto, de um semestre, até um prazo mais longo de dívida, de quatro anos.

Com o objetivo de verificar a validade dos resultados obtidos com as variáveis criadas, estas foram comparadas a ativos de juros negociados em mercado e que refletem a curva de juros futura no Brasil.

Os ativos escolhidos foram os *swaps* com indexadores de taxa pré-fixada e CDI. Estes ativos possuem vencimento fixo, sendo escolhidos, para fim de comparação, os *swaps* com vencimento em um semestre, um, dois e quatro anos, prazos coincidentes com os das variáveis de *duration* constante escolhidas para serem utilizadas nos modelos deste trabalho.

Aos gráficos de comparação foram adicionados a média, de vinte e um dias úteis, da diferença das taxas do *swap* e da variável de *duration* constante, com a finalidade de entender se o comportamento desta diferença apresenta um resultado similar ao encontrado no prêmio com o qual o título público é negociado na estrutura de papel casado.

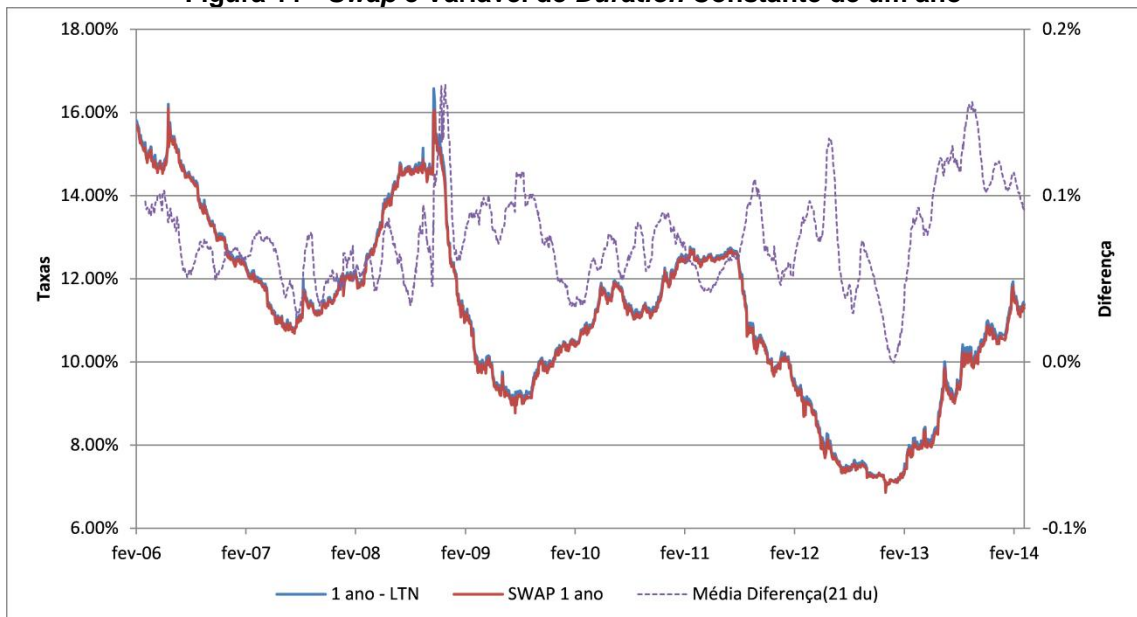
Figura 10 - Swap e Variável de *Duration* Constante de um semestre



Fonte: Elaboração própria do autor.

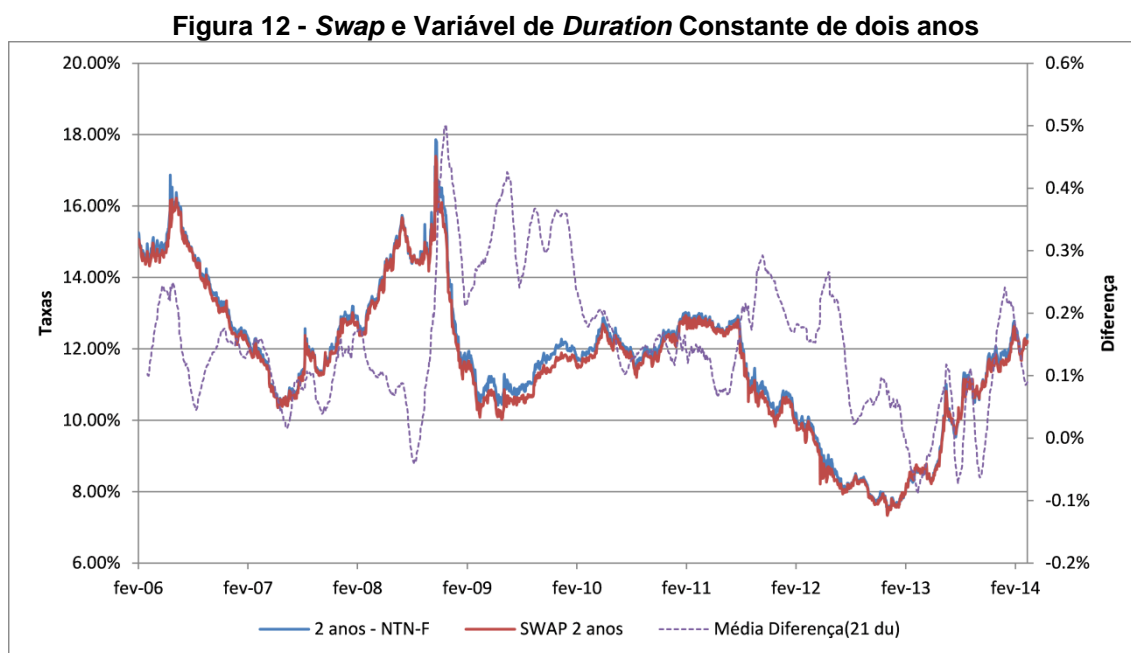
Pelo gráfico, observa-se que os dois ativos possuem uma grande proximidade e, adicionalmente, que a diferença entre suas taxas apresenta um comportamento de variação entre -0,3% a 0,20%, o que representa uma diferença aceitável se comparado ao prêmio pago no papel casado.

Figura 11 - Swap e Variável de *Duration* Constante de um ano



Fonte: Elaboração própria do autor.

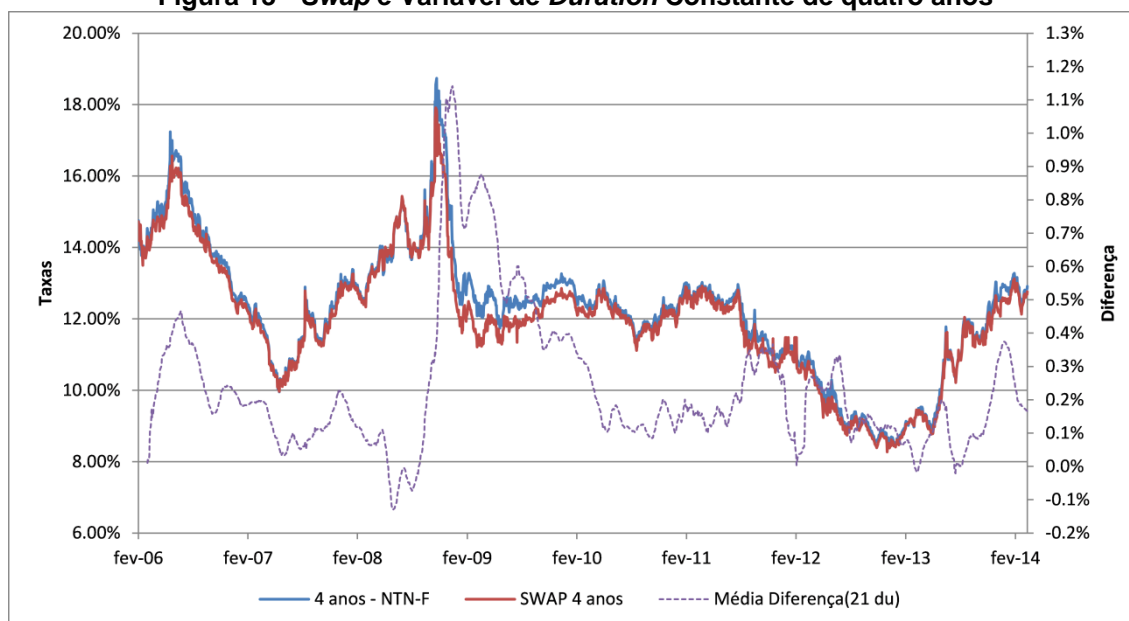
O resultado obtido na comparação do *swap* com a variável de *duration* constante demonstra uma grande similaridade na taxa dos dois ativos, sendo a diferença entre as mesmas variando entre 0% a 0,16%, variação muito similar a de um papel casado de vencimento em um ano.



Fonte: Elaboração própria do autor.

Para a comparação entre *swap* e variável de *duration* constante de dois anos, foi individuado um comportamento muito similar. O prêmio entre as taxas dos dois ativos apresenta uma variação maior do que as encontradas nos vencimentos mais curtos, o que era esperado, pois o papel casado de NTN-F com DI1 também apresenta uma maior variação do prêmio em sua negociação. A variação neste caso foi entre -0,08% e 0,50%.

Figura 13 - Swap e Variável de *Duration* Constante de quatro anos



Fonte: Elaboração própria do autor.

Novamente, o resultado encontrado na comparação entre *swap* e a variável pré-fixada construída apresenta consistência ao longo do tempo. A variação da diferença entre as taxas foi maior que nos vencimentos anteriores, entre -0,13% a 1,14%, o que pode ser explicado pelo maior prazo de vencimento dos ativos comparados.

4.3 ESTUDO ECONOMETRICO

4.3.1 Modelos

Na realização deste estudo, utilizou-se uma metodologia similar à proposta por Luporini (2008), na análise da transmissão monetária, e de Diniz et al. (2013), no trabalho sobre os impactos de um choque de juros sobre a dívida líquida do setor público. Assim adotou-se o modelo de vetores autorregressivos (VAR), o qual foi composto por variáveis macroeconômicas relacionadas à taxa de juros, inflação, atividade econômica, câmbio e, adicionalmente, as variáveis de *duration* constante dos títulos pré-fixados.

O VAR é um modelo dinâmico que possibilita analisar a relação linear entre as variáveis, levando em consideração sua interação dentro de um período de tempo, através da estrutura de defasagens proposta pelo modelo.

Considerou-se como variáveis endógenas do modelo a taxa SELIC *overnight*, o IPCA-15, a paridade de câmbio do dólar em reais e a vendas do varejo. Às equações foram adicionadas as variáveis de *duration* constante construídas, que consideradas como endógenas.

A intenção foi analisar a relação entre as variáveis endógenas e suas influências sobre variáveis de *duration* constante construídas com base nos títulos pré-fixados da dívida pública, para poder, então, comparar o resultado dos distintos modelos nos diferentes prazos propostos. Conforme citado anteriormente, diversos autores chegaram a conclusões diferentes sobre o impacto de uma mudança na política monetária para títulos de maturidade diversos, como Cook e Hahn (1989), Rolley e Sellon (1995).

Foram gerados quatro diferentes modelos, para os quais se utilizaram as variáveis citadas, sendo que para cada modelo de VAR se usou uma variável de *duration* diferente. As *duration* escolhidas foram a de um semestre e um ano para as variáveis construídas sobre a curva de taxas dos títulos LTN e de dois e quatro anos para as da NTN-F.

A cada modelo foram adicionadas variáveis exógenas de controle específicas, entre elas, as variáveis *dummy* de alta e baixa. O objetivo na adição destas *dummy* é a de capturar se a expectativa do mercado do ciclo monetário atual é de um ciclo de alta ou de queda de juros.

Tabela 7 - Descrição das Variáveis

Variável	Descrição
ALTA	DUMMIE de tendência de alta de juros
BAIXA	DUMMIE de tendência de baixa de juros
DBZRFIMB5	índice Anbima IMAB-5
DIMAB5_	índice Anbima IMAB-5+
DESEM_BZ	Desemprego Brasil
DESEM_US	Desemprego Estados Unidos
RETAIL_SALES_US	Vendas Varejo Estados Unidos
DFED_FUNDS	Taxa Fed Funds
DGT5	Treasury 5 anos
DGT10	Treasury 10 anos
DGT30	Treasury 30 anos
VOL_DOL	Volatividade do Dólar no período de 21 dias úteis
VOL_DOL_5	Volatividade do Dólar no período de 5 dias úteis

Fonte: Elaboração própria do autor.

Tabela 8 - Variáveis Exógenas por Modelo

Variáveis Exógenas				
Modelos	1	2	3	4
Variáveis	dLTN05	dLTN1	dNTNF2	dNTNF4
1	ALTA	ALTA	ALTA	DGT30
2	BAIXA	BAIXA	BAIXA	VOL_DOL_5
3	DGT5	DGT10	DGT10	RETAIL_SALES_US
4	DBZRFIMB5	DIMAB5_	DIMAB5_	DIMAB5_
5	VOL_DOL	VOL_DOL	-	-
6	DESEM_BZ	DESEM_US	-	-
7	-	DFED_FUNDS	-	-

Fonte: Elaboração própria do autor.

Na regressão proposta, usou-se uma frequência mensal de dados, tratando as variáveis pela sua primeira diferença e em logaritmo, para facilitar a interpretação dos dados.

Após a geração dos modelos, executou-se o teste de normalidade dos resíduos de modo a identificarem-se possíveis problemas de normalidade nas equações propostas.

Aos modelos propostos, foram aplicados, sobre as variáveis endógenas de SELIC, Dólar, IPCA e Vendas Varejo, um choque equivalente a uma variação positiva de 1%, de modo a gerar uma função de impacto nas outras variáveis. O objetivo era identificar qual a reação das variáveis de *duration* constante à alteração no valor de cada variável endógena e como essas respostas podem ser diferentes para os prazos de vencimento citados.

Para verificar se as variáveis utilizadas eram estacionárias, foi aplicado o teste *Dickey-Fuller* Aumentado (ADF) para verificar se as variáveis apresentavam raiz unitária. A hipótese nula era de que a série possui raiz unitária, de modo a possuir um processo não estacionário, podendo causar erros nos modelos propostos.

Tabela 9 - Teste de Raiz Unitária Dickey-Fuller Aumentado

Variável	p Valor
D0_5_LTN	1.7%
D1_LTN	0.1%
D2_NTNF	0.0%
D4_NTNF	0.0%
DSELIC	2.9%
DUSDBRL	0.0%
IPCA	0.0%
RETAIL_SALES_BZ	2.7%

Fonte: Elaboração própria do autor utilizando o Eviews.

Para as variáveis D0_5_LTN, DSELIC e RETAIL_SALES_BZ (vendas varejo), foi possível refutar a hipótese nula com uma significância abaixo de 3%; para as outras, descartou-se a hipótese com menos de 1% de significância. Esse resultado indicou que as variáveis em questão poderiam ser utilizadas na regressão.

Tabela 10 - Correlação entre as Variáveis Endógenas

Variáveis	D0_5_LTN	D1_LTN	D2_NTNF	D4_NTNF
DSELIC	0.580	0.418	0.269	0.170
DUSDBRL	0.034	-0.019	0.057	0.161
IPCA	0.249	0.217	0.148	0.120
RETAIL_SALES_BZ	0.175	0.116	0.067	0.053

Fonte: Elaboração própria do autor utilizando o Eviews.

Na tabela precedente, pode-se observar que a correlação entre SELIC e as outras variáveis é positiva, decaindo com o aumento da *duration*, o mesmo comportamento encontrado para o IPCA e Vendas Varejo, essa última com uma correlação comparativamente mais baixa que as demais.

A correlação do dólar apresentou um comportamento interessante, sendo positiva, mas pequena no período mais curto, negativa para o vencimento constante de um ano e passando a positiva para os dois vencimentos seguintes, assim, atingindo sua maior correlação para o ativo de quatro anos.

5 RESULTADOS

Foram gerados os modelos com suas respectivas defasagens e com as variáveis exógenas específicas para cada regressão. Segue o resultado das equações propostas, com os coeficientes e significância estatística.

Tabela 11 - Coeficientes e Significâncias Estatísticas dos Modelos VAR

Modelos		1	2	3	4
R-squared		0.87	0.78	0.78	0.83
Adj. R-squared		0.83	0.72	0.72	0.78
Variáveis		d0_5_LTN	d1_LTN	d2_NTNF	d4_NTNF
Endógenas	Var. Dur. Cte(-1)	0.1834*	-0.17275**	-0.13022**	-0.06167
	Var. Dur. Cte(-2)	0.17731**	0.156**	0.15282**	0.13677**
	Var. Dur. Cte(-3)	0.05419	-0.15151**	-0.18963*	-0.13673**
	DSELIC(-1)	-0.1617**	-0.14742***	-0.01291	0.2199*
	DSELIC(-2)	-0.02427	-0.28617*	-0.24032*	-0.14043***
	DSELIC(-3)	0.08096	0.08172	0.0765	-0.01468
	DUSDBRL(-1)	0.07371***	0.01272	-0.13326**	0.04743
	DUSDBRL(-2)	0.11844*	0.06822	0.00358	0.00759
	DUSDBRL(-3)	0.04054	0.14563**	-0.04971	-0.15539*
	IPCA(-1)	0.00532	0.00712	-0.0098	-0.00632
	IPCA(-2)	-0.00354	-0.03584**	-0.04487**	-0.04016**
	IPCA(-3)	0.00151	0.03105**	0.03208***	0.02943**
	RETAIL_SALES_BZ(-1)	0.00123***	0.001	0.0017	0.00195***
	RETAIL_SALES_BZ(-2)	0.0013***	0.00266**	0.0002	-0.00067
	RETAIL_SALES_BZ(-3)	-0.00174**	-0.00096	-0.00017	0.00054
Exógenas	ALTA	0.01337**	0.04834*	0.02282**	-
	BAIXA	-0.0172**	-0.02196*	-0.0176**	-
	DFED_FUNDS	-	0.07151*	-	-
	DGT5	0.03079*	-	-	-
	DGT10	-	0.1172*	0.15684*	-
	DGT30	-	-	-	0.16882*
	VOL_DOL	-0.47904*	-0.31497**	-	-
	VOL_DOL_5	-	-	-	0.32246**
	DBZRFIMB5	-1.98535*	-	-	-
	DIMAB5_	-	-0.63393*	-1.04083*	-1.31399*
	DESEM_BZ	0.00331*	-	-	-
	DESEM_US	-	-0.00362*	-	-
	RETAIL_SALES_US	-	-	-	0.01256*

* Significância - 1%

** Significância - 5%

*** Significância - 10%

Fonte: Elaboração própria do autor utilizando o Eviews.

Foi executado o teste de normalidade nos resíduos dos modelos gerados. Assim como nos modelos de Minella (2001) e Luporini (2008), encontraram-se possíveis problemas de normalidade nos resíduos dos modelos um, dois e três.

Modelo 1 – LTN de Um Semestre de *Duration* Constante

Como base utilizando o teste *Final prediction error* (FPE) e o Critério de Informação de Akaike (AIC), utilizamos neste modelo três períodos de defasagem. O critério de informação Hannan-Quinn também apontou para uma defasagem de três períodos.

Tabela 12 – Equação Modelo VAR de Um Semestre

$$\begin{aligned} \text{D0_5_LTN} = & 0.1834*\text{D0_5_LTN}(-1) + 0.1773*\text{D0_5_LTN}(-2) + 0.0542*\text{D0_5_LTN}(-3) - \\ & 0.1617*\text{DSELIC}(-1) - 0.0243*\text{DSELIC}(-2) + 0.081*\text{DSELIC}(-3) + 0.0737*\text{DUSDBRL}(-1) + \\ & 0.1184*\text{DUSDBRL}(-2) + 0.0405*\text{DUSDBRL}(-3) + 0.0053*\text{IPCA}(-1) - 0.0035*\text{IPCA}(-2) + 0.0015*\text{IPCA}(-3) \\ & + 0.00123*\text{RETAIL_SALES_BZ}(-1) + 0.0013*\text{RETAIL_SALES_BZ}(-2) - \\ & 0.0017*\text{RETAIL_SALES_BZ}(-3) - 0.0172*\text{BAIXA} + 0.0134*\text{ALTA} - 0.479*\text{VOL_DOL} - \\ & 1.9853*\text{DBZRFIMB5} + 0.00331*\text{DESEM_BZ} + 0.0308*\text{DGT5} \end{aligned}$$

Fonte: Elaboração própria do autor utilizando o Eviews.

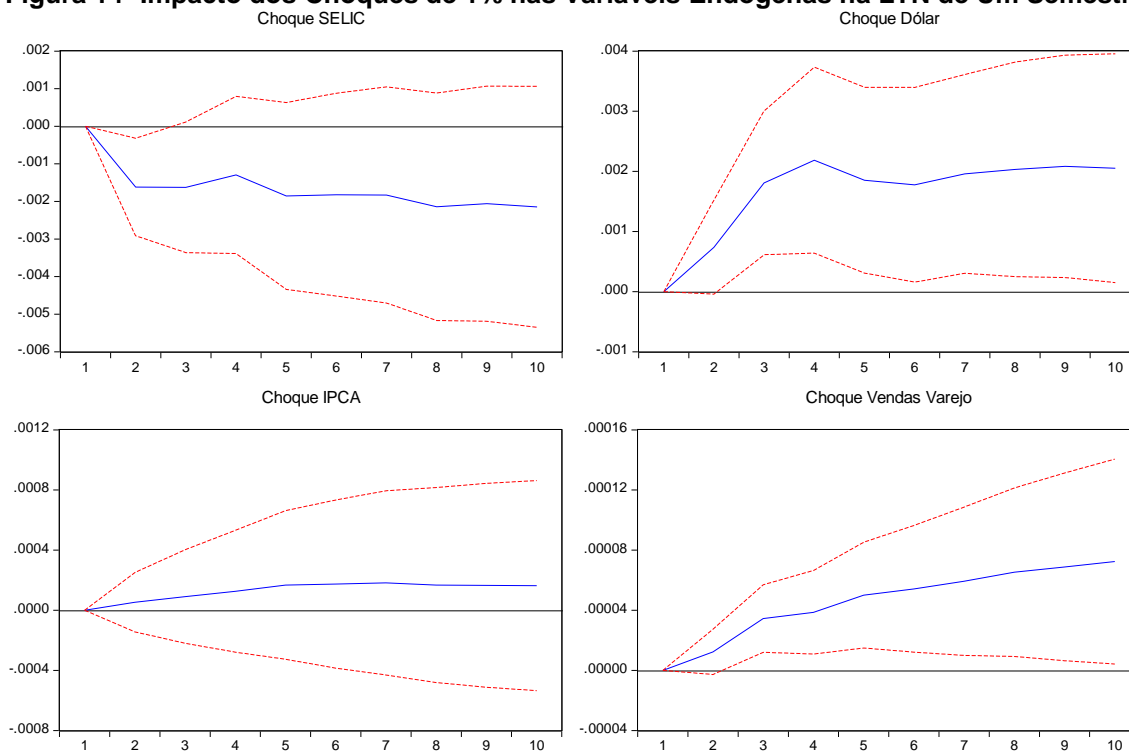
Nesse modelo, todas as variáveis endógenas apresentaram significância com exceção do IPCA, que assinalou resultado abaixo de 10% no teste realizado. Já as variáveis exógenas revelaram alta significância, não sendo indicada a utilização de constante. O resultado demonstra que a inclusão das variáveis *dummy* é válida para a estrutura proposta.

Os sinais apresentados pelas variáveis *dummy* estão corretos, adicionando ou retirando um valor constante de acordo com a expectativa do ciclo de juros do mercado. O coeficiente positivo apresentado pela *treasury* de cinco anos está em linha com o esperado, levando a um aumento na taxa da LTN e ao seu custo sempre que o ativo americano apresentar variação positiva. Já a volatilidade do dólar e o índice IMA-B 5 apresentaram um coeficiente negativo. Um aumento na taxa dos juros de curto prazo pode fazer com que as expectativas de inflação precificadas nos ativos que compõem este índice diminuam, fazendo com que ele apresente coeficiente negativo.

A variável de desemprego Brasil apresentou um coeficiente positivo, o que indica uma relação positiva com a taxa de juros de um semestre. Esse resultado é coerente, pois, uma situação de diminuição do aumento de desemprego indica

diminuição de juros para estimular a economia, assim como um movimento de aumento de juros leva a um possível aumento no desemprego.

Figura 14- Impacto dos Choques de 1% nas Variáveis Endógenas na LTN de Um Semestre



Fonte: Elaboração própria do autor utilizando o Eviews.

Os resultados obtidos através do choque apontam um resultado interessante. Um aumento na SELIC resultou em uma diminuição na taxa do título teórico de vencimento em um semestre. Esse resultado pode ser entendido como uma reação de precificação de queda futura na taxa de juros após um aumento no presente. Seu impacto foi significativo no curto prazo, pois o zero se situa fora da banda de dois desvios padrão do choque, sendo que em períodos mais longos o choque não é conclusivo.

O resultado da apreciação do dólar gerou um resultado consistente em todo o período analisado, forçando a taxa do papel pré-fixado a apresentar uma variação positiva e a manter-se em um patamar mais elevado durante todo o período. Pode-se entender o resultado como uma resposta à transmissão do custo gerado pela depreciação do real que levará a uma eventual necessidade de aumento de juros.

O mesmo resultado foi encontrado com o choque de Vendas Varejo, o que indica que se esta parcela da economia estivesse mais ativa, possivelmente, o

mercado iria precificar a necessidade de um aumento de juros nos próximos seis meses, de modo a desaquecer a economia.

A resultante do choque aplicado no IPCA levou a um aumento na taxa do título analisado, o que é uma resposta adequada na medida em que os juros são um dos principais instrumentos de controle da inflação. Como o zero encontra-se dentro da banda de variação aceitável pelo modelo, o resultado não é estatisticamente relevante.

Modelo 2 – LTN de Um ano de *Duration* constante

Para a definição da defasagem, nesta equação, utilizou-se o teste FPE, que indicou uma defasagem de três períodos.

Tabela 13 - Equação Modelo VAR de Um Ano

$$\begin{aligned} D1_LTN = & - 0.1727*D1_LTN(-1) + 0.156*D1_LTN(-2) - 0.1515*D1_LTN(-3) - 0.1474*DSELIC(-1) - \\ & 0.2862*DSELIC(-2) + 0.0817*DSELIC(-3) + 0.0127*DUSDBRL(-1) + 0.0682*DUSDBRL(-2) + \\ & 0.145*DUSDBRL(-3) + 0.0071*IPCA(-1) - 0.0358*IPCA(-2) + 0.031*IPCA(-3) + \\ & 0.001*RETAIL_SALES_BZ(-1) + 0.0026*RETAIL_SALES_BZ(-2) - 0.0009*RETAIL_SALES_BZ(-3) + \\ & 0.0483*ALTA - 0.0219*BAIXA + 0.07151*DFED_FUNDS + 0.1172*DGT10 - 0.0036*DESEM_US - \\ & 0.6339*DIMAB5_ - 0.3149*VOL_DOL \end{aligned}$$

Fonte: Elaboração própria do autor utilizando o Eviews.

Os coeficientes das variáveis *dummy* apresentaram um resultado consistente com os sinais corretos e significantes a 1%. Com relação ao modelo anterior, foi incluída a taxa do *fed funds*, com sinal positivo, e, para taxa americana mais longa, a *trasury* de dez anos mostrou-se mais significativa, substituindo a de cinco anos usada no modelo de menor *duration*, ambas as variáveis com sinal positivo.

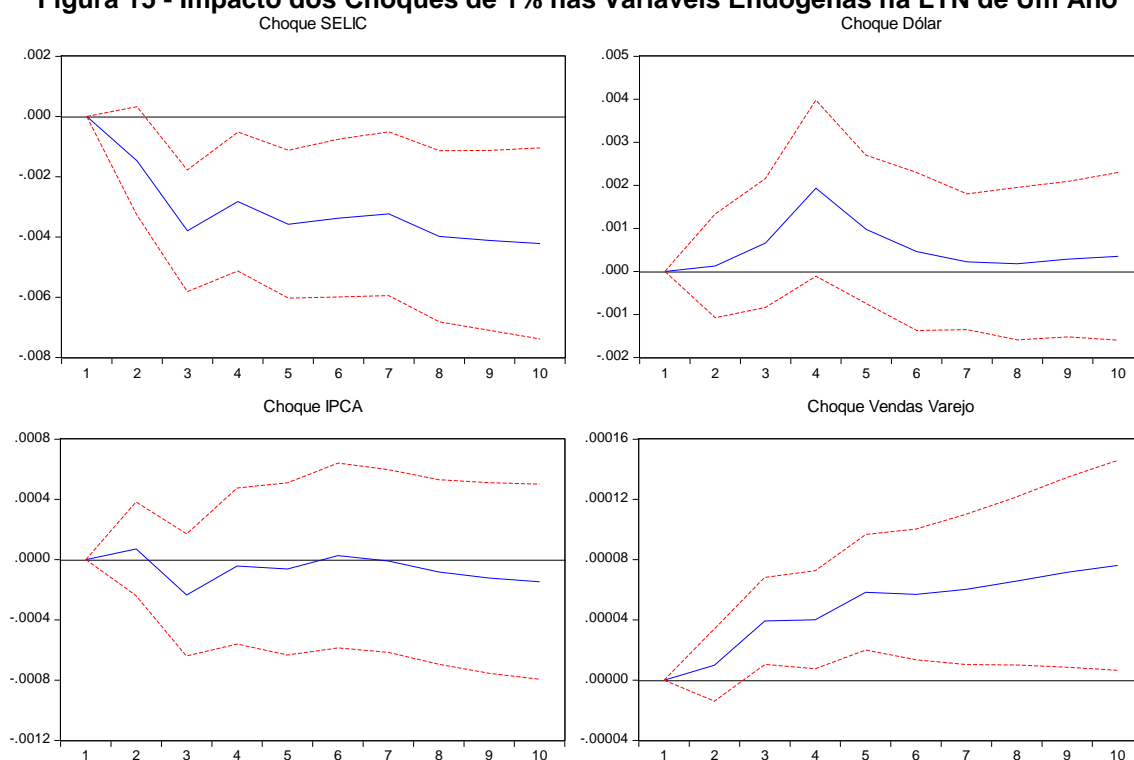
Novamente, as variáveis de volatilidade do dólar e a relacionada à parcela de inflação da dívida apresentaram coeficiente negativo. Nessa regressão foi utilizado o índice IMA-B 5+, que representa os títulos de vencimento acima de cinco anos e mostrou-se mais adequada que a usada na estrutura anterior, que refletia os títulos atrelados ao IPCA com vencimentos menores de cinco anos.

O desemprego dos Estados Unidos apresentou uma alta significância estatística nesse modelo, sendo um componente ligado à atividade econômica americana, com coeficiente negativo. Esse resultado não é intuitivo, pois implica em um aumento no desemprego americano refletir em uma diminuição no custo da dívida pré-fixada de dois anos. Esta transmissão pode ocorrer por ferramentas

específicas utilizadas pelo governo americano que impactam variáveis como juros e atividades americanas e que repassam posteriormente este impacto à economia brasileira.

Medidas como a recompra de títulos de dívida soberana pelo Tesouro americano podem pressionar artificialmente a taxa das *treasuries* e repassar esta pressão ao mercado brasileiro de juros e câmbio. Para uma resposta definitiva, seria necessário um posterior estudo sobre o tema.

Figura 15 - Impacto dos Choques de 1% nas Variáveis Endógenas na LTN de Um Ano



Fonte: Elaboração própria do autor utilizando o Eviews.

O resultado de um aumento na SELIC continua a ser o de uma queda na taxa de relativa nos juros pré-fixados mais longos. Nesse modelo, o impacto é mais significativo, com o zero fora da banda de aceitação em todo período do choque, o que indica um resultado consistindo no decorrer do tempo.

A reação ao choque do dólar mostrou-se menos significativa, apontando para uma alta nos períodos imediatamente seguintes e um posterior recuo, porém sem muita significância. Para o choque do IPCA a ao choque não foi conclusiva, apresentado o zero dentro do intervalo de aceitação. Novamente, o impacto da alta nas vendas varejo projetou um resultado de aumento consistente em todo o período na taxa de juros, resultado este significativo.

Modelo 3 – NTN-F de dois anos de *Duration* constante

A estrutura de defasagem mais indicada para o modelo VAR de *duration* constante de dois_ anos foi a de três períodos de acordo com os testes de FPE e de Akaike.

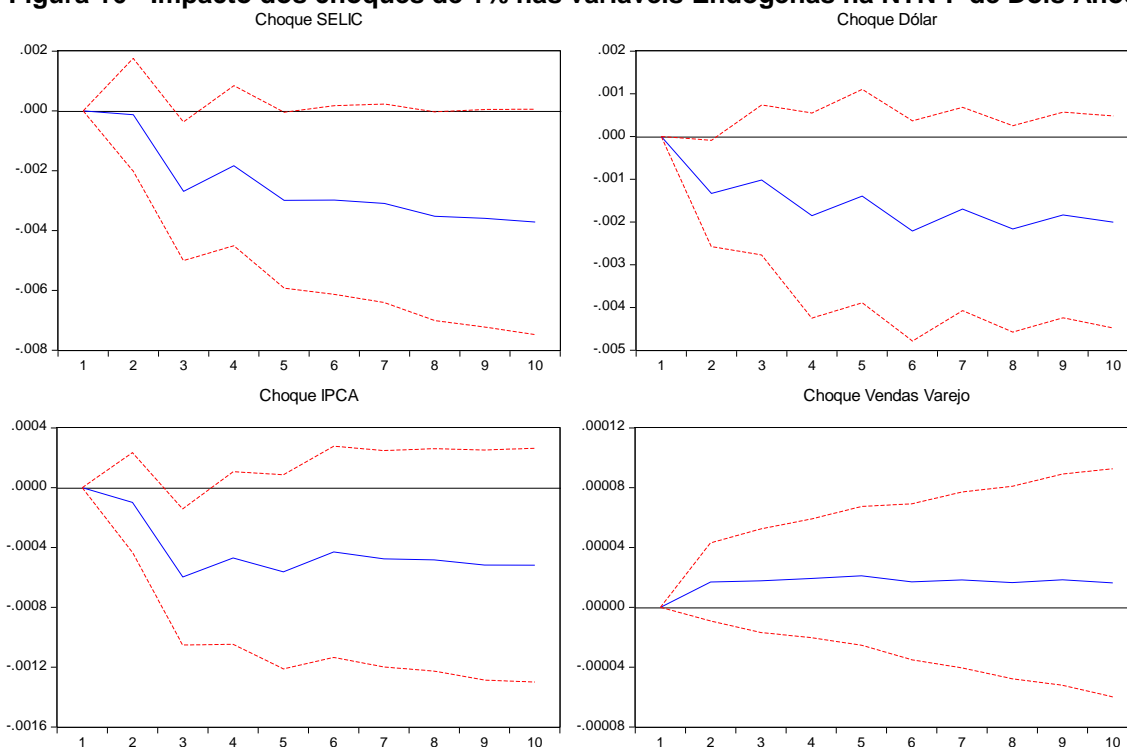
Tabela 14 - Equação Modelo VAR de Dois Anos

$$\begin{aligned} D2_NTNF = & - 0.1302*D2_NTNF(-1) + 0.1528*D2_NTNF(-2) - 0.1896*D2_NTNF(-3) - \\ & 0.0129*DSELIC(-1) - 0.2403*DSELIC(-2) + 0.0765*DSELIC(-3) - 0.1332*DUSDBRL(-1) + \\ & 0.0036*DUSDBRL(-2) - 0.0497*DUSDBRL(-3) - 0.0098*IPCA(-1) - 0.0449*IPCA(-2) + 0.0321*IPCA(-3) \\ & + 0.0017*RETAIL_SALES_BZ(-1) + 0.0002*RETAIL_SALES_BZ(-2) - \\ & 0.0002*RETAIL_SALES_BZ(-3) + 0.0228*ALTA - 0.0176*BAIXA - 1.0408*DIMAB5_ + 0.1568*DGT10 \end{aligned}$$

Fonte: Elaboração própria do autor utilizando o Eviews.

No modelo proposto, as variáveis *dummy* de alta e baixa foram incluídas com os sinais dos coeficientes em linha com o esperado. Como variável de juros internacional foi mantida a *treasury* de dez anos, que apresentou significância estatística elevada, com um coeficiente quase um terço maior do que o encontrado no modelo dois, em detrimento do coeficiente da variável *dummie* de alta, que assinalou sensível diminuição em seu coeficiente.

O índice ANBIMA IMA-B 5+ indicou uma alta significância estatística e coeficiente negativo, assim como no modelo dois. Nessa regressão, o coeficiente foi sensivelmente mais negativo que no modelo anterior.

Figura 16 - Impacto dos choques de 1% nas variáveis Endógenas na NTN-F de Dois Anos

Fonte: Elaboração própria do autor utilizando o Eviews.

O impacto da alta da SELIC apontou para uma resposta de queda na taxa da NTN-F de *duration* constante de dois anos, assim como nos dois modelos analisados anteriormente. Nesse modelo, entretanto, o choque foi menos significativo, ficando o zero dentro da banda de dois desvios padrões em alguns períodos do modelo.

Para o dólar, pôde-se notar uma inversão com os modelos anteriores, apresentando agora como resultado da apreciação do dólar uma queda na taxa do título de dois anos. Essa queda foi estatisticamente significativa nos dois primeiros períodos, podendo ser resultado da precificação, por parte do mercado, de um movimento de reversão da apreciação do dólar.

Nessa regressão, a alta no índice de inflação causa uma resposta de queda significativa no terceiro período do impacto. Pode-se interpretar essa queda como o mercado precificando que, em algum momento antes de dois anos, o Banco Central irá aumentar a taxa básica de juros, o que levará a queda da inflação e uma posterior queda nos juros.

A alta das Vendas Varejo indica uma resposta do aumento de juros, porém com o zero dentro da banda de aceitação do modelo.

Modelo 4 – NTN-F de Quatro anos de *Duration* constante.

Os testes FPE e o critério de informação de Akaike apontaram para a utilização de defasagem de três períodos como a mais adequada para o modelo.

Tabela 15 - Equação Modelo VAR de Quatro Anos

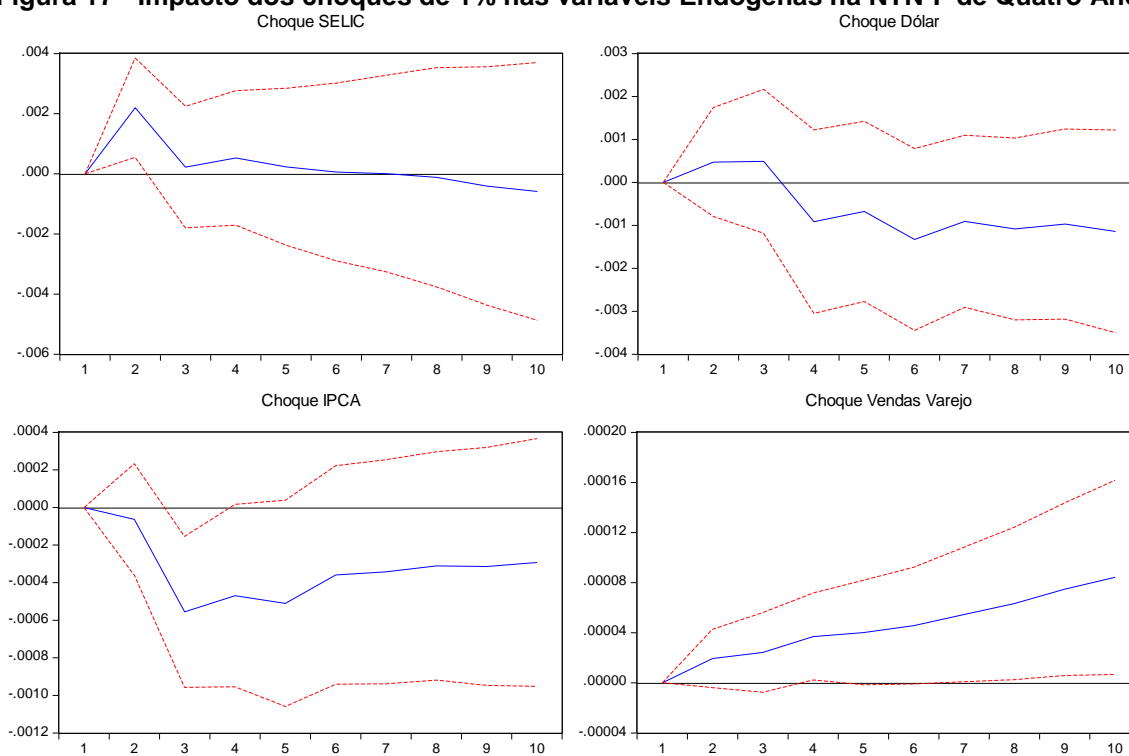
$$\begin{aligned} D4_NTNF = & - 0.0617 \cdot D4_NTNF(-1) + 0.1368 \cdot D4_NTNF(-2) - 0.1367 \cdot D4_NTNF(-3) + \\ & 0.2199 \cdot DSELIC(-1) - 0.1404 \cdot DSELIC(-2) - 0.0147 \cdot DSELIC(-3) + 0.0474 \cdot DUSDBRL(-1) + \\ & 0.0076 \cdot DUSDBRL(-2) - 0.1554 \cdot DUSDBRL(-3) - 0.0063 \cdot IPCA(-1) - 0.0401 \cdot IPCA(-2) + 0.0294 \cdot IPCA(-3) \\ & + 0.0019 \cdot RETAIL_SALES_BZ(-1) - 0.0007 \cdot RETAIL_SALES_BZ(-2) + \\ & 0.0005 \cdot RETAIL_SALES_BZ(-3) - 1.314 \cdot DIMAB5 + 0.0126 \cdot RETAIL_SALES_US + 0.1688 \cdot DGT30 + \\ & 0.3224 \cdot VOL_DOL_5 \end{aligned}$$

Fonte: Elaboração própria do autor utilizando o Eviews.

Para a equação com a variável de *duration* constante de quatro anos, as variáveis *dummy* não revelaram significância estatística, sendo, portanto, retiradas do modelo. A inclusão de uma constante também não assinalou um resultado aceitável, o que indica que não existe, nesse modelo, um prêmio constante a ser adicionado pela *duration* mais longa do ativo.

A *treasury* de trinta, nesse modelo, substituiu o de dez anos, apresentando uma significância estatística de 1%. Esse aumento no prazo do ativo incluído na regressão foi coerente com o aumento no prazo de vencimento da NTN-F, utilizada na medida em que o mercado de estrutura de juros local não possui uma estrutura de juros tão longa quanto nos mercados financeiros mais maduros e um ativo de juros nominal de quatro anos de *duration* pode ser considerado longo.

O período de volatilidade do dólar que apresentou efeito significativo nesse modelo foi o de cinco dias úteis. Essa alteração em relação aos modelos anteriores indica que os juros mais longos são mais sensíveis a mudanças de curtíssimo prazo do dólar, sendo que o coeficiente, neste caso, foi positivo, com o aumento de volatilidade gerando uma alta nos juros pré-fixados.

Figura 17 - Impacto dos choques de 1% nas variáveis Endógenas na NTN-F de Quatro Anos

Fonte: Elaboração própria do autor utilizando o Eviews.

Diferentemente dos modelos anteriores, o modelo quatro indicou uma alta na taxa da NTN-F de *duration* de quatro anos como resposta a um aumento da taxa SELIC nos períodos imediatamente subsequentes ao choque. Essa alta ocorreu até o segundo período; o zero encontra-se fora da banda aceitação de dois desvios padrão. Nos períodos subsequentes, a variável apresentou uma queda, mas já não significativa.

Apesar do choque de aumento no dólar indicar uma elevação na taxa do título e sua posterior queda, o resultado não é significativo.

O aumento do IPCA revelou resultado muito similar ao encontrado no modelo três, com uma queda estatisticamente significativa no terceiro período, seguida de uma queda menos acentuada, porém já não estatisticamente significativa nos períodos posteriores.

Assim como nos modelos um e dois, o aumento nas Vendas Varejo gerou uma alta na taxa do ativo, estatisticamente significativa no decorrer dos dez períodos da análise.

6 CONCLUSÃO

Este trabalho teve como objetivo verificar quais as variáveis que influenciam no custo de emissão da dívida pública pré-fixada em quatro horizontes distintos. Com esse objetivo, utilizou-se como base o modelo proposto por Luporini (2008) e Diniz et al. (2013), com modificação na variável de atividade econômica empregada e a adição da variável, objetivo deste estudo, do custo da dívida pública pré-fixada, além de mudanças nas variáveis exógenas dos modelos.

No modelo aqui proposto, empregou-se a construção de variáveis com base na taxa dos títulos pré-fixados que compõem a dívida pública, assim, visando obter um horizonte constante de tempo para análise. Essas variáveis mostraram-se estatisticamente significativas em todas as equações propostas, confirmando a validade de sua utilização na formulação dos modelos.

Foi proposta também a adição de variáveis *dummy* para capturar a influência da tendência da política monetária nos diferentes períodos analisados. Tais variáveis foram estatisticamente significativas em três dos quatro modelos e contribuíram de forma positiva para o resultado final deste trabalho.

A ferramenta estatística escolhida foi o modelo estatístico VAR com a proposta de especificar a relação entre as variáveis, com isso, propondo verificar a existência de impactos defasados gerados entre os componentes da equação.

Como resultado, observou-se que, nos quatro períodos analisados, a SELIC assinalou uma relação estatisticamente significativa com o custo dos ativos pré-fixados. Para as variáveis de um semestre, um e dois anos o choque na SELIC levou a uma queda da taxa dos títulos pré-fixados. Nos modelos até um ano, essa queda ocorreu no primeiro período; e, para três anos, de forma defasada. Na variável de quatro anos, individuou-se uma resposta diferente ao choque, com a SELIC levando a uma variação positiva na taxa do ativo deste prazo, assim, aumentando seu custo.

Esta relação, encontrada para os títulos de até três anos de *duration*, indica que, diferentemente do que ocorre com as LFT's, um aumento da taxa básica de juros diminui o ônus da dívida com os títulos pré-fixados, exceto o de vencimento mais longo, de quatro anos.

O resultado obtido indica que o mercado precifica um movimento que queda de juros futuro, após um movimento de aumento no presente momento da taxa básica de juros. E isso indica que um movimento de aperto monetário pode ser saudável para o custo da dívida pré-fixada, desse modo, gerando uma diminuição em seu custo de emissão, mesmo em um período de alta da taxa de juros básica.

A variável cambial, o dólar, apresentou significância estatística em todas as equações propostas. Para um semestre, o choque nesta variável levou a um impacto significativo por todo o período subsequente, aumentando de forma consistente o custo do ativo pré-fixado. No horizonte de um ano, o modelo apontou para um efeito defasado, levando a uma alta significativa apenas no quarto período de defasagem. Já para a NTN-F de *duration* constante de dois anos, o impacto de uma apreciação do dólar levou a uma queda no custo do ativo, significante apenas no primeiro período. No prazo mais longo, quatro anos, o dólar apresentou uma alta e posterior queda, porém o resultado não é conclusivo.

É possível concluir que uma apreciação do dólar leva a um aumento no custo da dívida de até um ano. Esse fato decorre da necessidade de ajuste da curva pré-fixada para compensar o movimento de depreciação e manter, assim, uma coerência entre as taxas local e externa, além de ser uma possível resposta ao aumento da inflação futura, causada pela disseminação de um aumento de preços como resultado de um dólar mais caro e, conseqüentemente, um custo maior nos produtos importados.

Na variável de um semestre, o aumento dos níveis de preços, realizado através de choque na variável IPCA, determinou uma alta constante no custo dos ativos pré-fixados, nos períodos seguintes, porém, o resultado não é significativo. Para dois e quatro anos o resultado foi de queda na taxa do ativo, sendo significante no terceiro período. Para um ano, não obtivemos resultados conclusivos.

Este resultado obtido, por um choque na inflação, pode ser entendido como um impacto que leva à necessidade de aumento dos juros básicos em um prazo mais curto, então, refletindo na diminuição das taxas pré-fixadas mais longas, a partir de dois anos. Esta leitura é coerente com os resultados obtidos no choque das outras variáveis.

O resultado encontrado quanto ao choque na variável Vendas Varejo indicou um aumento consistente na taxa dos títulos pré-fixados para todos os diferentes

horizontes temporais analisados. Com exceção da variável de dois anos, na qual o choque não apresentou significância estatística, para os outros prazos, o impacto da alta foi significativo por todo o período.

Essa relação indica que um aumento na atividade via Vendas Varejo se propaga pelos quatro anos analisados. O aumento pode ser explicado como a precificação de um aumento na taxa de juros em algum período futuro com o objetivo de diminuir o aquecimento na atividade. Como o aumento é só expectativa e ainda não se realizou, obteve-se um aumento temporário nos custos, que deve se reverter no momento em que o COPOM aumentar a taxa básica de juros e, então, dever-se-á ter uma diminuição nas taxas dos ativos pré-fixados, conforme o resultado obtido em um choque positivo da Selic, como exposto anteriormente.

As variáveis *dummy* de alta e baixa foram significativas no horizonte até dois anos, desse modo, indicando adição ou subtração constantes de um valor conforme o ciclo monetário. O prazo de um ano apresentou os maiores valores para essas variáveis, assim como o maior nível de significância estatística, revelando que o ciclo monetário afeta mais fortemente a variação do custo nesse período. O efeito observado é crível, pois as expectativas de medidas de juros a serem adotadas no período de um ano devem perder significância com o passar do tempo, pois podem ceder lugar para a expectativa de outros ciclos monetários futuros.

Uma ressalva a ser feita para este trabalho é que, em dois dos modelos propostos, uma das cinco variáveis endógenas mostrou-se não significativa. Para o prazo de um semestre, a variável não significativa foi o IPCA, já para dois anos, foi Vendas Varejo. Adicionalmente, assim como nos trabalhos de Minella (2003) e Luporine (2008), alguns modelos apresentaram problemas de normalidade em seus resíduos. Esse problema foi encontrado para os estudos de *duration* constantes de um semestre, um e dois anos. A variável IPCA poderá ser substituída por expectativas de inflação em estudo futuro.

Para trabalhos futuros, pode-se utilizar um modelo similar a proposta neste trabalho, adicionando como variável os ativos remunerados pela taxa básica de juros, com o objetivo de identificar os impactos de variações nas variáveis macroeconômicas no custo de colocação destes ativos pós-fixados e compará-los com os dos ativos pré-fixados.

Outra possibilidade a ser explorada é a criação dos ativos de *duration* constante sobre uma única curva teórica, construída sobre a interpolação das taxas das LTN's e NTN's. Os resultados obtidos podem ou não eliminar a necessidade de um tratamento diferenciado entre os instrumentos de dívida.

REFERÊNCIAS

BARBOSA-FILHO, Nelson. **Inflation Targeting in Brasil 1999-2006**. International Review of Applied Economics, v. 22, n.2, p.187-200, 2008.

BLANCHARD, Olivier. **Macroeconomia**. 5. ed. São Paulo: Pearson Prentice Hall, 2011.

CARLIN, Wendy; SOSKICE, David. **Macroeconomics: Imperfections, Institutions and Policies**. New York: Oxford University Press Inc, 2006.

CARNEIRO, R. ; ROSSI, P. The Brazilian Experience in Managing Interest-Exchange Rate Nexus. In: WORKSHOP PERSPECTIVES OF EMERGING Markets, 2012. **Anais...** Quatres Bornes. Workshop Papers and Presentations, 2012.

CARVALHO, Lena; MEDEIROS, Otavio de; SILVA, Anderson (Org.). **Dívida pública: a experiência brasileira**. Brasília: Secretaria do Tesouro Nacional; Banco Mundial, 2009.

COMPOSIÇÃO do Índice de mercado ANBIMA. Disponível em: <<http://portal.anbima.com.br/informacoes-tecnicas/indices/ima/Pages/sobre.aspx>>. Acesso em: jun. 2014.

COOK, Timothy; HAHN, Thomas. The Effect of Changes in the Federal Funds Rate Target on Market Interest Rates in the 1970s. **Journal of Monetary Economics**, v. 24, p. 331-351, 1989.

DINIZ, A.; CARVALHO, L. B.; MARTINS, I. ; ROSSI, P. Custos fiscais da política monetária: os efeitos indiretos de um choque de juros sobre a dívida líquida do setor público. In: 41º ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA DA ANPEC, 2013, **Anais...** Foz do Iguaçu: ANPEC, 2013.

GAGNON, J. E.; CHABOUD, A. P. What Can the Data Tell Us about Carry Trades in Japanese Yen? **International Finance Discussion Papers**, n. 899, Board of Governors of Federal Reserve System, July 2007.

GOBETTI, Sérgio W. Dívida Líquida e Dívida Bruta: o efeito da estrutura patrimonial sobre a taxa de juros implícita e a trajetória do endividamento. In: **XV PRÊMIO DO TESOIRO NACIONAL**, Tesouro Nacional, 2010.

HORTA, Guilherme T. L. Administração da Dívida Pública: um estudo para o caso brasileiro. In: **XVI PRÊMIO DO TESOIRO NACIONAL**, Tesouro Nacional, 2011.

LUPORINI, V. The Monetary Transmission Mechanism in Brazil: Evidence from a VAR Analysis. **Estudos Econômicos**, v. 38, n. 1, p. 7-30, 2008.

MINELLA, A. Monetary Policy and Inflation in Brazil (1975-2000): A VAR Estimation. **Revista Brasileira de Economia**, v. 57, n. 3, p. 605-35, 2003.

NOGUEIRA, F.C. Câmbio, Juros e Inflação. **Tateio**, observatório da Economia Global IE/UNICAMP, Textos Avulsos, n. 8, 2011.

PEDRAS, Guilherme Binato Villela. **História da dívida pública no Brasil: de 1964 até os dias atuais in Dívida Pública: a experiência brasileira**. Brasília: Secretaria do Tesouro Nacional; Banco Mundial, 2009.

PESSÔA, S. A.; NAKANE, M. I. A estabilização incompleta. **Valor Econômico**, 13 jun. 2011.

RESUMO das Características dos Leilões do Tesouro Nacional. Disponível em: <https://www.tesouro.fazenda.gov.br/images/arquivos/Divida_publica/Mercado_Interno/Resumo_Caractersticas_Leiles.pdf>. Acesso em: maio 2014.

ROLLEY, V. Vance; SELLON, Gordon H. Monetary Policy Actions and Long-Term Interest Rates. **Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review**, p.73-89, 1995.

SECRETARIA DO TESOIRO NACIONAL.) **Dívida Pública Federal: Plano Anual de Financiamento 2014**. Brasília: Ministério da Fazenda, Secretaria do Tesouro Nacional, fev. 2014, n. 14.

SECURATO, J.R. **Cálculo Financeiro das Tesourarias**. São Paulo: Saint Paul, 2002.

TABAK, Benjamin Miranda. Monetary Policy Surprises and the Brazilian Term Structure of Interest Rates. **Brazilian Journal of Applied Economics**, 2004.

VARGAS, Gyorgy. Duração e convexidade. **Publicado na Resenha da BM&F**, set. 1993.

APÊNDICE A – ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS NTN-F (2006 A 2014)

Variável	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio-Padrão	Amostras
jan-08	12,85%	12,45%	16,78%	11,02%	1,60%	473
jan-10	12,37%	12,47%	17,02%	8,63%	2,27%	977
jul-10	11,52%	11,31%	17,38%	8,94%	2,11%	849
jan-11	11,83%	11,07%	17,80%	9,65%	1,78%	877
jan-12	12,61%	12,20%	18,30%	10,00%	1,53%	1.479
jan-13	11,73%	12,14%	18,59%	7,04%	2,15%	1.379
jan-14	11,70%	12,25%	18,72%	6,88%	2,31%	1.925
jan-15	10,35%	10,52%	13,05%	7,27%	1,70%	889
jan-17	11,92%	12,26%	18,70%	8,21%	1,71%	1.809
jan-18	10,39%	10,23%	13,26%	8,44%	1,37%	552
jan-19	11,02%	11,31%	13,27%	8,67%	1,45%	303
jan-21	11,41%	11,61%	13,40%	8,93%	1,27%	1.034
jan-23	10,75%	10,45%	13,48%	9,11%	1,29%	509
jan-25	13,17%	13,20%	13,51%	12,65%	0,20%	46

Fonte: Elaboração própria do autor utilizando o Eviews.

APÊNDICE B - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS LTN (2006 A 2014)

Variável	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio-Padrão	Amostras
abr-06	16,94%	16,96%	17,52%	16,55%	0,31%	63
jul-06	15,85%	15,78%	17,04%	15,18%	0,56%	124
out-06	15,15%	15,05%	16,78%	14,16%	0,69%	188
jan-07	14,60%	14,66%	16,64%	13,13%	0,91%	249
abr-07	14,15%	14,38%	16,47%	12,68%	1,08%	311
jul-07	13,76%	13,61%	16,37%	11,87%	1,28%	373
out-07	13,14%	12,67%	16,71%	11,13%	1,44%	405
jan-08	12,98%	12,50%	16,78%	11,02%	1,67%	499
abr-08	11,91%	11,27%	14,70%	10,85%	1,02%	412
jul-08	12,71%	12,07%	16,81%	10,73%	1,63%	622
out-08	11,95%	11,74%	13,65%	10,65%	0,82%	334
jan-09	12,83%	12,60%	16,88%	10,54%	1,41%	669
abr-09	13,28%	13,55%	15,18%	11,06%	0,98%	300
jul-09	12,29%	12,16%	16,02%	9,13%	1,62%	561
out-09	12,08%	12,17%	16,42%	8,65%	2,09%	563
jan-10	11,79%	12,08%	17,00%	8,63%	2,42%	562
abr-10	9,29%	8,85%	11,61%	8,63%	0,84%	306
jul-10	11,38%	10,10%	17,30%	8,91%	2,47%	582
out-10	10,07%	9,87%	10,95%	9,27%	0,50%	314
jan-11	11,06%	10,66%	17,75%	9,64%	1,55%	564
abr-11	11,14%	11,05%	11,73%	10,66%	0,34%	304
jul-11	11,44%	11,34%	12,25%	10,51%	0,47%	501
out-11	11,95%	12,14%	12,55%	11,11%	0,43%	312
abr-12	11,48%	11,92%	12,80%	9,17%	1,09%	305
jul-12	11,41%	11,96%	12,90%	8,46%	1,36%	623
out-12	9,42%	9,44%	12,78%	7,38%	1,53%	311
jan-13	10,25%	10,31%	13,00%	7,04%	2,16%	584
abr-13	9,76%	9,73%	13,10%	6,97%	2,29%	583
jul-13	9,26%	8,34%	13,07%	6,91%	2,11%	581
out-13	7,80%	7,62%	8,95%	6,87%	0,59%	311
jan-14	9,10%	8,99%	12,97%	6,88%	1,42%	626
abr-14	8,93%	8,91%	10,90%	6,93%	1,11%	551
jul-14	8,87%	8,47%	11,20%	7,05%	1,07%	464
out-14	10,35%	10,45%	11,56%	9,23%	0,52%	152
jan-15	10,24%	10,38%	13,09%	7,41%	1,65%	777
abr-15	9,54%	9,61%	12,12%	7,56%	1,26%	337
jul-15	10,52%	10,83%	12,44%	8,55%	1,00%	215
jan-16	9,94%	9,67%	12,78%	7,99%	1,24%	526
abr-16	12,43%	12,42%	12,98%	12,04%	0,31%	20
jul-16	10,24%	10,31%	13,08%	8,19%	1,46%	337
jan-17	11,21%	11,38%	13,18%	8,90%	1,15%	215
jul-17	12,31%	12,45%	13,30%	11,26%	0,54%	87
jan-18	12,99%	13,02%	13,37%	12,68%	0,22%	20

Fonte: Elaboração própria do autor utilizando o Eviews.

APÊNDICE C - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DI1 (2011 A 2014)

Variável	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio-Padrão	Amostras
01/04/2014	8,65%	8,31%	10,76%	6,91%	1,01%	468
01/07/2014	8,93%	8,51%	11,08%	7,02%	1,13%	490
01/10/2014	10,39%	10,42%	11,45%	9,13%	0,56%	183
01/01/2015	10,19%	10,36%	12,94%	7,38%	1,60%	805
01/04/2015	9,63%	9,78%	12,01%	7,53%	1,31%	364
01/07/2015	10,57%	10,88%	12,32%	8,39%	1,03%	246
01/01/2016	10,60%	10,80%	12,90%	7,95%	1,47%	805
01/04/2016	12,25%	12,26%	12,85%	11,83%	0,25%	56
01/07/2016	10,35%	10,62%	12,95%	8,15%	1,52%	364
01/01/2017	10,80%	10,95%	13,07%	8,30%	1,39%	805
01/07/2017	10,47%	10,75%	13,17%	8,40%	1,28%	632
01/01/2018	10,47%	10,32%	13,24%	8,55%	1,35%	551
01/01/2019	11,15%	11,51%	13,30%	8,83%	1,42%	307
01/01/2021	10,78%	10,36%	13,42%	9,06%	1,32%	509
01/01/2025	13,31%	13,34%	13,67%	12,80%	0,20%	55

Fonte: Elaboração própria do autor utilizando o Eviews.

APÊNDICE D - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS LTN (2011 A 2014)

Variável	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio-Padrão	Amostras
01/01/2015	10,17%	10,34%	13,05%	7,27%	1,69%	805
01/01/2017	10,81%	11,02%	13,10%	8,21%	1,48%	805
01/01/2018	10,37%	10,19%	13,26%	8,44%	1,36%	548
01/01/2019	11,00%	11,26%	13,27%	8,67%	1,44%	299
01/01/2021	11,13%	11,33%	13,40%	8,93%	1,30%	805
01/01/2023	10,74%	10,45%	13,48%	9,11%	1,28%	505
01/01/2025	13,17%	13,22%	13,51%	12,65%	0,21%	42

Fonte: Elaboração própria do autor utilizando o Eviews.

APÊNDICE E- ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS LTN (2011 A 2014)

Variável	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio-Padrão	Amostras
01/04/2014	9,03%	9,04%	10,90%	6,93%	1,16%	586
01/07/2014	9,22%	9,15%	11,20%	7,05%	1,24%	560
01/10/2014	10,62%	10,78%	11,56%	9,23%	0,52%	258
01/01/2015	10,34%	10,60%	13,09%	7,41%	1,57%	883
01/04/2015	9,95%	10,49%	12,12%	7,56%	1,33%	443
01/07/2015	10,84%	11,11%	12,44%	8,55%	0,95%	321
01/01/2016	10,26%	10,51%	12,78%	7,99%	1,34%	632
01/04/2016	12,04%	12,12%	12,98%	11,28%	0,42%	126
01/07/2016	10,67%	11,26%	13,08%	8,19%	1,51%	443
01/01/2017	11,53%	11,72%	13,18%	8,90%	1,07%	321
01/07/2017	12,29%	12,39%	13,30%	11,26%	0,49%	193
01/01/2018	12,47%	12,52%	13,37%	11,68%	0,46%	126

Fonte: Elaboração própria do autor utilizando o Eviews.

APÊNDICE F: TESTE DE DEFASAGEM MODELO UM

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	384.9493	NA	2.37E-10	-7.976388	-7.137522	-7.638265
1	452.7321	118.8104	9.09E-11	-8.937801	-7.399879*	-8.317909
2	484.9866	52.91177	7.83E-11	-9.100822	-6.863845	-8.199161
3	533.3925	73.96856	4.75e-11*	-9.626797*	-6.690765	-8.443367*
4	550.5764	24.32788	5.90E-11	-9.451156	-5.816069	-7.985957
5	581.9592	40.90331*	5.46E-11	-9.594588	-5.260446	-7.84762
6	606.5978	29.3449	6.04E-11	-9.586467	-4.55327	-7.55773
7	625.9298	20.85255	7.81E-11	-9.459098	-3.726845	-7.148591
8	652.9023	26.06323	8.91E-11	-9.503422	-3.072114	-6.911146

Fonte: Elaboração própria do autor utilizando o Eviews

APÊNDICE G: TESTE DE DEFASAGEM MODELO DOIS

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	310.9606	NA	1.25E-09	-6.313721	-5.474855	-5.975598
1	373.5264	109.6659	5.39E-10	-7.157896	-5.619975*	-6.538004
2	403.3794	48.9723	4.90E-10	-7.266952	-5.029975	-6.365291
3	448.9868	69.69231*	3.16e-10*	-7.730041	-4.794009	-6.546611*
4	467.3603	26.01194	3.83E-10	-7.581131	-3.946044	-6.115932
5	496.2096	37.60129	3.75E-10	-7.667632	-3.33349	-5.920663
6	524.5845	33.7948	3.81E-10	-7.743472	-2.710274	-5.714734
7	549.9599	27.37128	4.30E-10	-7.751909*	-2.019657	-5.441403
8	569.3035	18.69156	5.83E-10	-7.624799	-1.193491	-5.032523

Fonte: Elaboração própria do autor utilizando o Eviews.

APÊNDICE H: TESTE DE DEFASAGEM MODELO TRÊS

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	279.5797	NA	1.89E-09	-5.899538	-5.336507	-5.672707
1	356.8423	138.7215	5.77E-10	-7.087325	-5.820505*	-6.576955*
2	386.1289	49.25469	5.29E-10	-7.184747	-5.214138	-6.390838
3	423.0666	57.92507*	4.12e-10*	-7.456059*	-4.781661	-6.378611
4	435.611	18.24638	5.66E-10	-7.172977	-3.79479	-5.81199
5	461.3529	34.51761	5.90E-10	-7.189839	-3.107864	-5.545314
6	475.574	17.4531	8.19E-10	-6.944863	-2.159098	-5.016798
7	498.0206	24.99741	9.77E-10	-6.886832	-1.397279	-4.675229
8	517.6989	19.67831	1.30E-09	-6.765885	-0.572543	-4.270743

Fonte: Elaboração própria do autor utilizando o Eviews.

APÊNDICE I TESTE DE DEFASAGEM MODELO QUATRO

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	197.2292	NA	1.09E-08	-4.141572	-3.719298	-3.971448
1	356.8983	290.3076	5.14E-10	-7.202235	-6.076173*	-6.748573*
2	394.0842	63.38506	3.93E-10	-7.479187	-5.649336	-6.741986
3	424.357	48.16113*	3.55e-10*	-7.599022*	-5.065382	-6.578282
4	438.8829	21.45879	4.65E-10	-7.360975	-4.123546	-6.056696
5	463.2595	33.24079	4.97E-10	-7.346806	-3.405589	-5.758989
6	482.6803	24.27599	6.10E-10	-7.220006	-2.575	-5.34865
7	498.7905	18.30702	8.34E-10	-7.017965	-1.66917	-4.86307
8	520.9479	22.66103	1.04E-09	-6.953361	-0.900777	-4.514927

Fonte: Elaboração própria do autor utilizando o Eviews.

APÊNDICE J: MODELO VAR UM

R-squared	0.866289
Adj. R-squared	0.829656

Endógenas	Coeficiente	st Erro	t
D0_5_LTN(-1)	0.1834	-0.0661	[2.77467]
D0_5_LTN(-2)	0.1773	-0.07125	[2.48859]
D0_5_LTN(-3)	0.0542	-0.07713	[0.70258]
DSELIC(-1)	-0.1617	-0.06491	[-2.49101]
DSELIC(-2)	-0.0243	-0.06229	[-0.38958]
DSELIC(-3)	0.0810	-0.05534	[1.46303]
DUSDBRL(-1)	0.0737	-0.03896	[1.89185]
DUSDBRL(-2)	0.1184	-0.04064	[2.91477]
DUSDBRL(-3)	0.0405	-0.03762	[1.07739]
IPCA(-1)	0.0053	-0.00986	[0.53945]
IPCA(-2)	-0.0035	-0.01183	[-0.29875]
IPCA(-3)	0.0015	-0.00998	[0.15145]
RETAIL_SALES_BZ(-1)	0.0012	-0.00075	[1.63492]
RETAIL_SALES_BZ(-2)	0.0013	-0.00078	[1.66705]
RETAIL_SALES_BZ(-3)	-0.0017	-0.00077	[-2.24843]

Exógenas	Coeficiente	st Erro	t
BAIXA	-0.0172	-0.00696	[-2.47266]
ALTA	0.0134	-0.00619	[2.15834]
VOL_DOL	-0.4790	-0.09474	[-5.05618]
DBZRFIMB5	-1.9853	-0.19511	[-10.1754]
DESEM_BZ	0.0033	-0.001	[3.29911]
DGT5	0.0308	-0.01129	[2.72693]

Fonte: Elaboração própria do autor utilizando o Eviews.

APÊNDICE K: MODELO VAR DOIS

R-squared	0.770396
Adj. R-squared	0.70749

Endógenas	Coeficiente	st Erro	t
D1_LTN(-1)	-0.185074	-0.07764	[-2.38369]
D1_LTN(-2)	0.160207	-0.07812	[2.05089]
D1_LTN(-3)	-0.134908	-0.0767	[-1.75885]
DSELIC(-1)	-0.11412	-0.09057	[-1.26008]
DSELIC(-2)	-0.301882	-0.08802	[-3.42983]
DSELIC(-3)	0.071897	-0.08365	[0.85947]
DUSDBRL(-1)	-0.009439	-0.06048	[-0.15608]
DUSDBRL(-2)	0.018995	-0.05778	[0.32874]
DUSDBRL(-3)	0.166856	-0.06918	[2.41207]
IPCA(-1)	0.01012	-0.01584	[0.63870]
IPCA(-2)	-0.033299	-0.01896	[-1.75636]
IPCA(-3)	0.025084	-0.01603	[1.56470]
RETAIL_SALES_BZ(-1)	0.000438	-0.00119	[0.36630]
RETAIL_SALES_BZ(-2)	0.00277	-0.00125	[2.21097]
RETAIL_SALES_BZ(-3)	-0.00072	-0.00118	[-0.61126]

Exógenas	Coeficiente	st Erro	t
ALTA	0.047478	-0.01105	[4.29734]
BAIXA	-0.025686	-0.00824	[-3.11887]
DFED_FUNDS	0.09301	-0.02328	[3.99504]
DGT10	0.120629	-0.02902	[4.15696]
DESEM_US	-0.004356	-0.00127	[-3.43334]
DIMAB5_	-0.526803	-0.1015	[-5.18997]

Fonte: Elaboração própria do autor utilizando o Eviews.

APÊNDICE L: MODELO VAR TRÊS

R-squared	0.775519
Adj. R-squared	0.720916

Endógenas	Coeficiente	st Erro	t
D2_NTNF(-1)	-0.130218	-0.0664	[-1.96121]
D2_NTNF(-2)	0.152823	-0.06791	[2.25048]
D2_NTNF(-3)	-0.189633	-0.06633	[-2.85889]
DSELIC(-1)	-0.012911	-0.09438	[-0.13680]
DSELIC(-2)	-0.240321	-0.09053	[-2.65466]
DSELIC(-3)	0.076496	-0.08806	[0.86869]
DUSDBRL(-1)	-0.133255	-0.06218	[-2.14315]
DUSDBRL(-2)	0.003584	-0.06251	[0.05733]
DUSDBRL(-3)	-0.049708	-0.06406	[-0.77601]
IPCA(-1)	-0.009798	-0.01667	[-0.58786]
IPCA(-2)	-0.044868	-0.02011	[-2.23070]
IPCA(-3)	0.032081	-0.01689	[1.89911]
RETAIL_SALES_BZ(-1)	0.001695	-0.00131	[1.29853]
RETAIL_SALES_BZ(-2)	0.000203	-0.00131	[0.15523]
RETAIL_SALES_BZ(-3)	-0.000167	-0.00129	[-0.12901]

Exógenas	Coeficiente	st Erro	t
ALTA	0.022816	-0.00984	[2.31911]
BAIXA	-0.017601	-0.00866	[-2.03282]
DIMAB5_	-1.040827	-0.10756	[-9.67630]
DGT10	0.156838	-0.03202	[4.89823]

Fonte: Elaboração própria do autor utilizando o Eviews.

APÊNDICE M: MODELO VAR QUATRO

R-squared	0.815566
Adj. R-squared	0.77376

Endógenas	Coeficiente	st Erro	t
D4_NTNF(-1)	-0.065528	-0.05606	[-1.16894]
D4_NTNF(-2)	0.104926	-0.05524	[1.89932]
D4_NTNF(-3)	-0.106983	-0.05665	[-1.88846]
DSELIC(-1)	0.158579	-0.08051	[1.96972]
DSELIC(-2)	-0.118382	-0.07727	[-1.53201]
DSELIC(-3)	0.024724	-0.07836	[0.31551]
DUSDBRL(-1)	0.060745	-0.06453	[0.94131]
DUSDBRL(-2)	0.007823	-0.05541	[0.14120]
DUSDBRL(-3)	-0.16111	-0.05829	[-2.76391]
IPCA(-1)	-0.013572	-0.01505	[-0.90183]
IPCA(-2)	-0.034712	-0.01808	[-1.91972]
IPCA(-3)	0.034009	-0.01485	[2.28995]
RETAIL_SALES_BZ(-1)	0.001941	-0.00118	[1.65169]
RETAIL_SALES_BZ(-2)	-0.000304	-0.00118	[-0.25738]
RETAIL_SALES_BZ(-3)	0.000663	-0.00119	[0.55612]

Exógenas	Coeficiente	st Erro	t
DGT10	0.100448	-0.03116	[3.22369]
DIMAB5_	-1.301048	-0.09329	[-13.9460]
RETAIL_SALES_US	0.010916	-0.00345	[3.16029]

Fonte: Elaboração própria do autor utilizando o Eviews.

**APÊNDICE N: TESTE DE NORMALIDADE DOS RESÍDUOS PARA O MODELO
UM**

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.103177	0.189408	1	0.6634
2	0.750926	8.379376	1	0.0038
3	-0.382301	2.471537	1	0.1159
4	-0.380796	2.45312	1	0.1173
5	-0.351989	2.111927	1	0.1462
Joint		15.60537	5	0.0081

Fonte: Elaboração própria do autor utilizando o Eviews.

APÊNDICE O: TESTE DE NORMALIDADE DOS RESÍDUOS PARA O MODELO DOIS

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.083591	0.124504	1	0.7242
2	0.641867	6.391972	1	0.0115
3	0.204488	0.73497	1	0.3913
4	-0.348561	2.072789	1	0.1499
5	-0.027085	0.013104	1	0.9089
Joint		9.337339	5	0.0963

Fonte: Elaboração própria do autor utilizando o Eviews.

APÊNDICE P: TESTE DE NORMALIDADE DOS RESÍDUOS PARA O MODELO TRÊS

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.039638	0.02779	1	0.8676
2	0.387871	2.51646	1	0.1127
3	1.373797	21.1587	1	0
4	-0.314533	1.685827	1	0.1942
5	-0.062253	0.068484	1	0.7936
Joint		25.45726	5	0.0001

Fonte: Elaboração própria do autor utilizando o Eviews.

APÊNDICE Q: TESTE DE NORMALIDADE DOS RESÍDUOS PARA O MODELO QUATRO

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.186958	0.610183	1	0.4347
2	0.128396	0.289872	1	0.5903
3	-0.076118	0.102308	1	0.7491
4	-0.157324	0.433798	1	0.5101
5	-0.118395	0.246714	1	0.6194
Joint		1.682875	5	0.8911

Fonte: Elaboração própria do autor utilizando o Eviews.