

Inspere – Instituto de Ensino e Pesquisa
Mestrado Profissional em Economia

Eduardo Minatel Tinós

**Retorno nos futuros de juros de DI1 e previsibilidade das
decisões de política monetária**

São Paulo

2019

Eduardo Minatel Tinós

Retorno nos futuros de juros de DI1 e previsibilidade das decisões de política monetária

Dissertação apresentada ao programa de Mestrado Profissional em Economia como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Área de concentração: Finanças

Orientador: Prof. Dr. Gustavo Barbosa Soares

São Paulo

2019

Minatel Tinós, Eduardo.

Retorno nos futuros de juros de DI1 e previsibilidade das decisões de política monetária./

Eduardo Minatel Tinós. – São Paulo, 2019.

63 f.

Dissertação (Mestrado Profissional em Economia) – Insper, 2019

Orientador: Prof. Dr. Gustavo Barbosa Soares

1. Excesso de retorno. 2. Futuro de taxa de juros. 3. Prêmio de risco. 4. Política monetária.

Eduardo Minatel Tinós

Retorno nos futuros de juros de DI1 e previsibilidade das decisões de política monetária

Dissertação apresentado ao programa de Mestrado Profissional em Economia como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Área de concentração: Finanças

Orientador: Prof. Dr. Gustavo Barbosa Soares

Banca Examinadora

Prof. Dr. Gustavo Barbosa Soares

Inspere

Prof. Dr. Diogo Abry Guillen

Inspere

Prof. Dr. Walter Gonçalves Júnior

FGV – Banco Central do Brasil

Agradecimentos

Aos meus pais, pelo apoio, incentivo aos estudos e por terem me proporcionado condições de chegar até aqui.

A minha companheira Patricia, pela paciência, suporte e por entender minhas constantes ausências.

Ao meu orientador Gustavo Soares, pelo tempo dedicado e pelas valiosas contribuições a este trabalho.

Aos meus amigos e colegas do mercado financeiro e do Citi, pelas discussões, ensinamentos e apoio aos meus estudos. Um agradecimento especial a Paulo Freitas e Leandro Kojima, pelas inúmeras discussões e por terem gentilmente revisado esse estudo antes de sua versão final.

Resumo

Baseado no trabalho de Piazzesi & Swanson (2008), este trabalho tem como objetivo verificar a existência de excesso de retorno nos futuros de DI1 em relação ao CDI realizado, encontrar variáveis que possam prever o prêmio de risco com informações disponíveis no momento da estimativa, avaliar qual seria o retorno acumulado de uma estratégia que tentasse coletar o excesso de retorno. Por fim, pretende-se verificar, a partir dos contratos de futuros de juros, a surpresa decorrente das decisões de política monetária e como esse choque influencia as taxas dos contratos até 6 meses.

Averiguou-se que o prêmio de risco é significativo, variável no tempo, contra cíclico e possível de ser previsto, através do método de mínimos quadrados utilizando-se variáveis macroeconômicas e financeiras, como o IPCA e o índice EMBI+BR. Um participante do mercado pode reduzir os erros de previsões do rumo da política monetária ao ajustar as taxas dos contratos futuros pelo prêmio de risco estimado ou pela regra do delta desenvolvida neste trabalho. Uma estratégia do tipo *long-short* para coletar esse prêmio de risco entre os vértices de 6 e 1 mês se mostrou vencedora na teoria, mas se torna perdedora ao se incorporar os custos de corretagem. Os choques de política monetária são estimados pelos modelos de Rudebusch (1998) e Kuttner (2001) e observou-se que estes choques, na média, são próximos a zero e influenciam as taxas dos contratos futuros de curto prazo (até 4 meses).

Palavras-chave: excesso de retorno; futuro de taxa de juros; prêmio de risco; política monetária

Abstract

Based on the article from Piazzesi & Swanson (2008), this article has as objective to verify the existence of excess returns on DI1 futures over the realized CDI rate, find variables that could predict the risk premium using available information at the trade time, assess the cumulative return of a strategy to collect the excess returns. Finally, this paper has the intention to verify monetary policy surprises using interest rate future contracts and to quantify the impact of these shocks on future contracts with up to 6 month maturity.

The results show that excess returns are statistically significant, time varying, countercyclical and it's feasible for it to be predicted through the ordinary least squares method and using macro and financial variables, e.g. IPCA (Brazilian CPI rate) and EMBI+BR index. A market player will be able to reduce the prediction errors for the monetary policy path performing estimated risk premium adjustments to the future rate contracts or by use of the rule-of-delta developed in this article. A long-short strategy can be used to collect the risk premium between the 6 month and 1 month tenors in order to achieve a theoretical winner result, but the inclusion of brokerage costs lead to a loser strategy in the long term. The monetary policy shocks are estimated with Rudebusch (1998) and Kuttner (2001) models and these shocks are, on average, close to zero and cause impacts on the short term rates of the future contracts (up to 4 month maturity).

Keywords: excess return; interest rate future; risk premium; monetary policy

Sumário Executivo

A estrutura a termo de taxas de juros (ETTJ) pode ser decomposta em dois termos: uma parcela referente à expectativa dos agentes e uma parcela referente ao prêmio de risco. Diversos trabalhos na literatura internacional tentaram quantificar esses dois elementos, assim como utilizar os títulos de dívida pública e os futuros de taxas de juros para prever os próximos passos da política monetária e seu impacto sobre outras classes de ativos.

A determinação do prêmio de risco na curva de juros é de fundamental importância para que os agentes de mercado possam identificar o nível de expectativa embutido e o grau de incerteza sobre cada prazo, para assim precificar corretamente os ativos de renda fixa e decidir sobre estratégias de tomada de risco.

Este trabalho propõe utilizar o artigo de Piazzesi & Swanson (2008) aplicado a Brasil, tendo como ativo base os futuros de juros de DI1 negociados na B3 para se obter os excessos de retorno em cada vencimento a partir do método de regressão de mínimos quadrados. Além disso, encontra-se fatores macroeconômicos e financeiros capazes de prever os excessos de retorno. Verificou-se também o resultado de uma estratégia do tipo *long-short* neutra ao risco, com o intuito de coletar o prêmio de risco entre vencimento mais longo em comparação ao mais curto. Por fim, estima-se contratos futuros ajustados pelos prêmios de risco como uma melhor medida para o rumo da política monetária no Brasil. Por fim, utiliza-se os contratos futuros de DI1 para determinar o nível de choque em cada decisão feita pelo COPOM na amostra.

Os resultados obtidos mostram que o excesso de retorno nos futuros de DI1 em relação ao CDI realizado é significativo, variável no tempo, contra cíclico e possível de ser previsto. Uma estratégia long-short com DV01 neutro para coletar o prêmio de risco maior de um vencimento mais longo em relação ao vencimento mais curto é vencedora no longo prazo. Futuros ajustados pelo modelo encontrado nesse trabalho permitem que os agentes de mercado cometam menores erros de previsão para o rumo da política monetária futura. Conseguiu-se estimar o choque de política monetária com significativa precisão e essas surpresas são, em média, próximas de zero ao longo do tempo.

Lista de ilustrações

Figura 1: Excesso de retorno por vencimento de contrato futuro, para vencimentos de 1, 2, 3, 4 e 6 meses em basis points (bp).....	17
Figura 2: Retorno acumulado para estratégia comprada no DI1 de 6m e vendida no de 1m com DV01 neutro	36
Figura 3: Retorno acumulado para estratégia comprada no DI1 de 6m e vendida no de 1m com duration neutro.....	37
Figura 4: Estratégia long-short DV01 neutro e CDI realizado.....	38
Figura 5: Retorno acumulado para estratégia comprada no DI1 de 6m e vendida no de 1m com DV01 neutro incluindo custos de corretagem	39
Figura 6: Retorno acumulado para estratégia comprada no DI1 de 6m e vendida no de 1m com DV01 neutro a partir de Jan/2004.....	42
Figura 7: Retorno acumulado para estratégia comprada no DI1 de 6m e vendida no de 1m com DV01 neutro a partir de Jan/2004 incluindo custos de corretagem	43
Figura 8: Modelos de expectativa de CDI referente a Jan/2003.....	45
Figura 9: Modelos de expectativa de CDI referente a Jan/2007.....	46
Figura 10: Modelos de expectativa de CDI referente a Jan/2015.....	46
Figura 11: Modelos de expectativa de CDI referente a Jan/2017.....	47

Lista de tabelas

Tabela 1: Excesso de retorno condicional e incondicional	31
Tabela 2: Métricas da estratégia long-short com DV01 neutro.....	38
Tabela 3: Métricas da estratégia long-short com duration neutro.....	38
Tabela 4: Métricas da estratégia long-short com DV01 neutro incluindo custos de corretagem	39
Tabela 5: Métricas da estratégia long-short com DV01 neutro iniciando em Jan/2004	42
Tabela 6: Métricas da estratégia long-short com DV01 neutro iniciando em Jan/2004 incluindo custos de corretagem.....	43
Tabela 7: Expectativas de política monetária por cinco metodologias (erro e RMSE em bp)	49
Tabela 8: Comparação da previsão entre a pesquisa Focus e outras metodologias (erro e RMSE em bp)	51
Tabela 9: Resumo da estatística dos choques de política monetária por modelo e as alterações do COPOM como referência.....	53
Tabela 10: Regressão das variações das taxas dos contratos futuros de DI1 em função das surpresas de política monetária nas datas de reunião do COPOM	56

Lista de siglas e abreviaturas

BCB: Banco Central do Brasil

CDI: Certificado de Depósito Interbancário ou Interfinanceiro

Cetip: Central de Custódia e de Liquidação Financeira de Títulos Privados

CODACE: Comitê de Datação de Ciclos Econômicos

COPOM: Comitê de Política Monetária

DI: Depósitos Interfinanceiros de um dia

DV01: *Dollar Value*

EMBI+: Emerging Markets Bond Index Plus

ETTJ: Estrutura a termo de taxas de juros

Fed: Federal Reserve (Banco Central dos EUA)

Gerin: Departamento de Relacionamento com Investidores e Estudos Especiais

IPEA: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

IPCA: Índice Nacional De Preços Ao Consumidor Amplo

MDD: *Maximum drawdown*

PU: Preço unitário

P&L: *Profit and loss*

RD: Regra do delta

RMSE: *Root mean square error* (raiz do erro quadrático médio)

RP: Regra do percentual

SELIC: Sistema Especial de Liquidação e de Custódia

Sumário

1. INTRODUÇÃO	9
2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	13
3. METODOLOGIA	15
3.1. CDI e Futuro de DI1	15
3.2. Excesso de retorno	16
3.3. Significância e previsibilidade.....	18
3.4. Estratégia <i>long-short</i>	20
3.5. Expectativas de política monetária ajustadas pelo risco.....	23
3.6. Choques na política monetária.....	25
4. RESULTADOS	31
4.1. Regressões explicativas e preditivas	31
4.2. Resultado da estratégia <i>long-short</i>	35
4.3. Expectativas de política monetária ajustadas pelo risco.....	43
4.4. Surpresa da política monetária verificada e sua influência em outros ativos	53
5. CONCLUSÃO	58
6. REFERÊNCIAS	60
7. APÊNDICE	64
7.1. Duration.....	64
7.2. DV01	64

1. INTRODUÇÃO

O mercado de juros brasileiro é conhecido por suas diversas peculiaridades e conceitos raramente vistos em outros países. Além disso, os derivativos de futuros de juros no Brasil só começaram a ser operados em bolsa de valores em 1995, sendo poucos os vencimentos disponibilizados para negócio nos primeiros anos de operação, além de reduzida liquidez. Em comparação ao mercado americano, os futuros de Fed funds (taxa básica de juros nos Estados Unidos e utilizada no mercado de empréstimo interbancário de um dia e para composição da reserva monetária obrigatória) já eram negociados desde 1989. Ao passar dos anos, o mercado brasileiro foi evoluindo, tanto pelo amadurecimento do mercado financeiro nacional como também pela entrada de grandes bancos e fundos estrangeiros no país, ainda hoje responsáveis por grande volume movimentado na bolsa de valores.

A estrutura a termo de taxas de juros (ETTJ) pode ser decomposta em dois termos: uma parcela referente à expectativa dos agentes e uma parcela referente ao prêmio de risco. Diversos trabalhos na literatura internacional tentaram quantificar esses dois elementos, como Kim & Wright (2005) e Adrian *et al.* (2013). Outros trabalhos focaram em utilizar os títulos de dívida do governo americano e os futuros de Fed funds para prever os próximos passos da política monetária e como esta impacta outras classes de ativos americanos e globais, como Krueger & Kuttner (1996) e Kuttner (2001).

A determinação do prêmio de risco na curva de juros é de fundamental importância para que os agentes de mercado possam identificar o nível de expectativa embutido e o grau de incerteza sobre cada prazo, para assim precificar corretamente os ativos de renda fixa e decidir sobre estratégias de tomada de risco.

Dentre o conjunto de trabalhos publicados referentes ao estudo das taxas de juros e o prêmio de risco, destaca-se o de Piazzesi & Swanson (2008), que focou na utilização dos futuros de Fed funds com vencimento de 1 a 6 meses para prever o excesso de retorno médio que estes apresentavam ao longo do tempo em relação à taxa de Fed funds realizada. A partir desses excessos de retorno, focaram em como estes poderiam ser previstos com variáveis macroeconômicas e financeiras disponíveis em tempo real aos agentes do mercado e como apresentar uma melhor estimativa do rumo da política monetária utilizando futuros ajustados pelo risco. Por

último, quantificaram o efeito de surpresa da política monetária nos futuros e seu impacto nas treasuries (títulos de dívida pública americana emitidos pelo Departamento do Tesouro dos Estados Unidos) e como ajustes poderiam reduzir o efeito de surpresa decorrente das decisões do FOMC (Federal Open Market Committee, Comitê Federal de Mercado Aberto em português), comitê do Federal Reserve (Fed), no qual especifica o objetivo de curto prazo para as operações de mercado aberto através da taxa de Fed funds.

Logo, este trabalho propõe utilizar o artigo de Piazzesi & Swanson (2008) aplicado a Brasil, tendo como ativo base os futuros de juros de DI1 negociados na B3 para assim se obter os excessos de retorno em cada vencimento a partir do método dos mínimos quadrados. A partir dos prêmios de risco encontrados e a mesma metodologia, pretende-se verificar quais fatores macroeconômicos e financeiros são capazes de prever os excessos de retorno e com qual confiabilidade. Em um próximo momento, testa-se uma estratégia do tipo *long-short* neutra ao risco, com o intuito de coletar o prêmio de risco entre o contrato de vencimento mais longo em comparação ao mais curto. Em seguida, se faz uso de estimativas dos contratos futuros ajustados pelos prêmios de risco como uma melhor medida para o rumo da política monetária no Brasil, comparando com outras métricas de mercado e métricas desenvolvidas nesse trabalho em relação ao relatório da pesquisa Focus do Banco Central do Brasil e o próprio CDI realizado. Por fim, utiliza-se os contratos futuros de DI1 para determinar as surpresas de política monetária em cada reunião do COPOM, ou seja, o quanto da mudança da taxa Selic decidida nas reuniões não era esperada pelos agentes de mercado. A partir dos choques estimados e o método de regressões de mínimos quadrados, determina-se qual o impacto dos choques nas taxas dos contratos futuros de 2 a 6 meses.

Com resultados em linha com os obtidos por Piazzesi & Swanson (2008), este estudo mostra que a hipótese das expectativas também não é válida para o caso brasileiro utilizando os futuros de DI de um dia, já que os excessos de retorno para estes contratos são, em média, positivos, crescentes com o tempo de vencimento e previsíveis. Adicionalmente, há evidências de que os prêmios de risco são contra cíclicos, ou seja, são na média maiores em períodos de recessão. Observou-se um R^2 variando entre 12% para o contrato de 1 mês e um de 66% para o contrato de 6 meses nas análises de previsão, os principais fatores que influenciam nesse quesito

são o tempo de maturidade e quais variáveis são utilizadas para se fazer a previsão. Variáveis macroeconômicas como inflação e seus deltas e variáveis financeiras como o índice EMBI Brasil de risco país possuem elevado poder preditivo, inclusive apresentando valores de R^2 superiores ao trabalho original.

Sabendo da existência desses prêmios de risco, é verificado que um agente no mercado poderia fazer uso de uma estratégia do tipo long-short neutra ao risco e ela ser vencedora, obtendo retornos positivos ao longo do tempo. Entretanto, esses retornos foram inferiores a 2% em 18,5 anos de amostra. Uma vez considerados os custos transacionais, a estratégia se torna perdedora e inviável de ser aplicada no cenário prático.

A partir dos excessos de retorno, esse trabalho propõe três novas estimativas de política monetária, sendo a principal os próprios contratos futuros ajustados pelo risco enquanto que as outras duas foram desenvolvidas neste estudo e baseadas na rule-of-thumb do Fed. Os contratos futuros sem ajuste algum levam a grandes erros médios e erros quadráticos médios, o que pode ocasionar em estimativas muito incorretas por parte dos agentes, já que em muitos dos casos analisados, eles sobrestimaram o que seria efetivado via taxa Selic e CDI, assim como boa parte das outras estimativas analisadas. Além disso, uma previsão via VAR apresentou pouca aderência ao CDI realizado e à pesquisa Focus do Banco Central do Brasil. Já a mediana de mercado do relatório Focus subestimou o que seria realizado como a política monetária, assim como as outras métricas observadas. A regra do delta desenvolvida aqui, exibiu boa aderência ao que foi apresentado no Focus e pode ser utilizada como uma previsão das próximas métricas a serem divulgadas no relatório.

Por último, as surpresas de política monetária foram, em média, próximas a zero nas duas metodologias utilizadas, sendo o modelo de Kuttner (2001) adaptado por Gonçalves Junior & Eid Junior (2011) o que apresentou maior precisão e identificou menor variação desses choques. As surpresas apresentaram forte poder de influência sobre a parte curta da curva de juros analisada, principalmente nos contratos futuros de DI1 de 2 a 4 meses.

Essa dissertação contribui para a literatura atual, pois é o primeiro trabalho no Brasil a abordar tais temas sobre excesso de retorno para os contratos de futuro de DI1, além de estender os estudos sobre outros temas contemplados para um período maior da amostra estudada, tendo viés mais prático e passível de aplicação em uma

tesouraria ou fundo de investimento. Além disso, contribui para a literatura internacional complementando os resultados averiguados até então para Estados Unidos e Europa.

Este estudo está dividido em cinco seções. Esta seção de “Introdução” é a primeira das cinco. A segunda seção de “Revisão Bibliográfica” é dedicada à análise de trabalhos previamente publicados na literatura internacional e nacional referente à temas correlatos deste estudo. A terceira seção de “Metodologia” foca no esclarecimento de conceitos básicos sobre taxas de juros e o mercado de juros brasileiro e avança para temas mais avançados referentes à modelagem teórica aplicada nos estudos e estratégias de trading utilizadas. A seção “Resultados”, quarta desta lista, corresponde à quantificação numérica e gráfica das análises propostas na seção três citada previamente. Por fim, a quinta seção “Conclusão” apresenta as considerações finais deste trabalho.

2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Ao se analisar a literatura que cita o artigo alvo, grande parte dos trabalhos tem como base discussões sobre como os futuros de Fed funds atuam como preditores e ajudam a identificar os próximos passos da política monetária (Krueger & Kuttner (1996), Middeldorp (2011), Fontaine (2016), Hamilton (2009)) e como surpresas na política monetária devido a ações e comunicações do FOMC geram reações nos mercados globais para várias classes de ativos, como o câmbio, ações e juros (Gürkaynak (2005), Kuttner (2001), Hausman & Wongswan (2011)).

A partir de um olhar focado nos excessos de retorno (prêmios de risco), alguns trabalhos se destacaram por utilizar metodologias parecidas de análise e obter resultados próximos para cestas de moedas e títulos públicos americanos (Lustig *et al.* (2014) e Greenwood & Vayanos (2014)).

Uma reprodução do estudo de Piazzesi & Swanson (2008) para a União Europeia por Ferrero & Nobili (2009) obteve resultados semelhantes nos quais os autores verificaram grandes retornos em excesso variante no tempo para os futuros de 3 meses. Entretanto, os excessos de retorno realizados nos futuros não são relacionados a indicadores de ciclo econômico, mas são contra cíclicos e próximos aos averiguados com os futuros de Fed funds. Concluem que é melhor usar os futuros ajustados apenas pelo prêmio de risco como previsão das ações futuras da política monetária, uma vez que os erros sistemáticos de previsão são parte das expectativas dos agentes.

A literatura aplicada a Brasil referente ao excesso de retorno em futuros e previsibilidade de política monetária é relativamente dispersa e escassa. Dentre os trabalhos mais relevantes, pode-se dividi-los em quatro grupos. O primeiro é focado em estimação do prêmio de risco através de diferentes modelos, como o polinomial sem arbitragem dinâmico de Almeida & Gasman (2012). O segundo engloba a previsão da estrutura a termo de taxa de juros: modelo de Diebold-Li com filtro de Kalman em Caldeira *et al.* (2010), modelo FAVAR em Vieira *et al.* (2017), Brito *et al.* (2003). O terceiro grupo refere-se à reação do mercado à comunicação do Banco Central do Brasil e impactos das surpresas pelas alterações da taxa Selic pelo COPOM: Tabata & Tabak (2004) e Oliveira & Ramos (2011) estudaram a resposta da estrutura a termo de taxa de juros a alterações da meta da taxa Selic, e verificaram

que a parte da curva de juros de curto prazo antecipa os movimentos decorrentes do choque de política monetária, enquanto que a parte mais longa da curva se move mais lentamente. Costa Filho & Rocha (2010) verificaram como o mercado de juros reage aos comunicados do COPOM e como o conteúdo da ata não causa reações no mercado e sua sensibilidade a fatores de surpresa da inflação, produção industrial e o índice VIX; Zobot *et al.* (2013) analisaram a reação aos choques não esperados a partir de fatores macroeconômicos em diversas maturidades de contratos de DI1. Outros autores investigaram o impacto das surpresas da política monetária em outras classes de ativos e variáveis macro e de mercado. Entre estes trabalhos, Gonçalves Junior & Eid Junior (2011) investigaram como a surpresa no mercado de futuros de DI influencia o nível do Índice Bovespa utilizando o modelo de Kuttner (2001). Enquanto que Vieira & Gonçalves (2008) averiguaram o efeito dos choques de política monetária em variáveis macroeconômicas, como desemprego e produção industrial.

O último grupo envolve testes da hipótese das expectativas para os futuros de DI e swap pré-DI: duas metodologias de regressão com equação simples para swap pré-DI de 1, 2, 3, 6 e 12 meses em Tabak & Andrade (2003), análise multivariada utilizando a técnica de Auto-Regressão Vetorial (VAR) para swap pré-DI de 6 e 12 meses em Lima & Issler (2003), modelo de Campbell & Shiller (1991) para DI de 1 dia a 1 ano em Brito *et al.* (2003) e Marçal & Pereira (2007).

Desse modo, pode-se concluir que não há trabalhos similares ao executado por Piazzesi & Swanson (2008) na literatura nacional, apesar de alguns testes serem parecidos ao de alguns dos artigos acima citados. Diferentemente da literatura para Europa, em que o trabalho de Ferrero & Nobili (2009) é uma reprodução mais próxima daquele artigo.

3. METODOLOGIA

3.1. CDI e Futuro de DI1

CDI é a sigla para Certificado de Depósito Interbancário ou Interfinanceiro. Ele é um título negociado entre os bancos, como uma espécie de contrato de empréstimo, com taxa definida pelas contrapartes, prazo de geralmente um dia e utilizado como instrumento de gerenciamento de liquidez pelas tesourarias de bancos. Todas essas transações são registradas na Cetip/B3 (Central de Custódia e de Liquidação Financeira), que é a responsável pelo cálculo e divulgação da taxa DI ou taxa CDI, que é função das taxas negociadas nos títulos de 1 dia no mercado interbancário. A metodologia de cálculo da taxa DI é, simplificada, uma média ponderada das taxas negociadas pelos volumes dos contratos, dado que ao menos uma das condições de número de operações e montante financeiro tenham sido cumpridas, caso contrário a taxa DI do dia será igual à taxa Selic Over que, por sua vez, é a média ponderada das operações de compromissadas de prazo de 1 dia, feitas no mercado interbancário para gestão de liquidez, e são lastreadas por títulos públicos brasileiros. Essas operações são registradas no sistema SELIC (Sistema Especial de Liquidação e de Custódia) do Banco Central do Brasil (BCB), sendo a sigla deste sistema a origem do nome da taxa.

O contrato futuro DI1 é um instrumento disponibilizado e negociado na B3 (fruto da fusão entre a BM&F Bovespa e a Cetip em 2017), cujo ativo objeto é a taxa média dos Depósitos Interfinanceiros de um dia (DI), obtida através da composição das taxas diárias de DI no período vigente do contrato entre a data de negociação (inclusive) e o vencimento do contrato (exclusive), sendo a maturidade sempre no primeiro dia útil do mês de vencimento. Diferentemente do mercado americano, no Brasil, o contrato é negociado pela taxa e não pelo PU (preço unitário), que é o valor nominal (R\$ 100.000) descontado a valor presente pela taxa do contrato, expressa em taxa efetiva anual e base 252 dias úteis (BUS/252). O contrato futuro possui liquidação financeira diária, chamada de ajuste, a qual é obtida através da diferença entre o PU do dia e o PU do dia anterior atualizado pelo fator de correção da taxa DI. Assim, a soma dos ajustes diários, para o investidor que segura a posição até o vencimento, é equivalente à diferença entre a taxa de juro do contrato no momento da compra e a taxa DI realizada no período, sobre o valor nominal do contrato.

A taxa do contrato de futuro DI1 com vencimento em $t + m$ e cotado no primeiro dia do mês t é expressa por $f_t^{(m)}$; a taxa anual DI média, r_{t+m} , realizada no período entre t e $t + m$ é demonstrada pelo *accrual* do DI diário em (1):

$$r_{t+m} = \left[\prod_t^{t+m-1} (1 + DI_t)^{1/252} - 1 \right]^{252/m} \quad (1)$$

3.2. Excesso de retorno

O ganho obtido pelo investidor que possui posição comprada no contrato pode ser nomeado como excesso de retorno, $rx_{t+m}^{(m)}$, e que aqui será definido como o diferencial entre a taxa contratada do futuro e a taxa DI realizada no período e matematicamente expresso pela equação (2). Por simplificação, foi considerado que os futuros serão tratados como contratos do tipo *forward*, ou seja, o efeito da marcação a mercado diária através dos ajustes diários será desconsiderado.

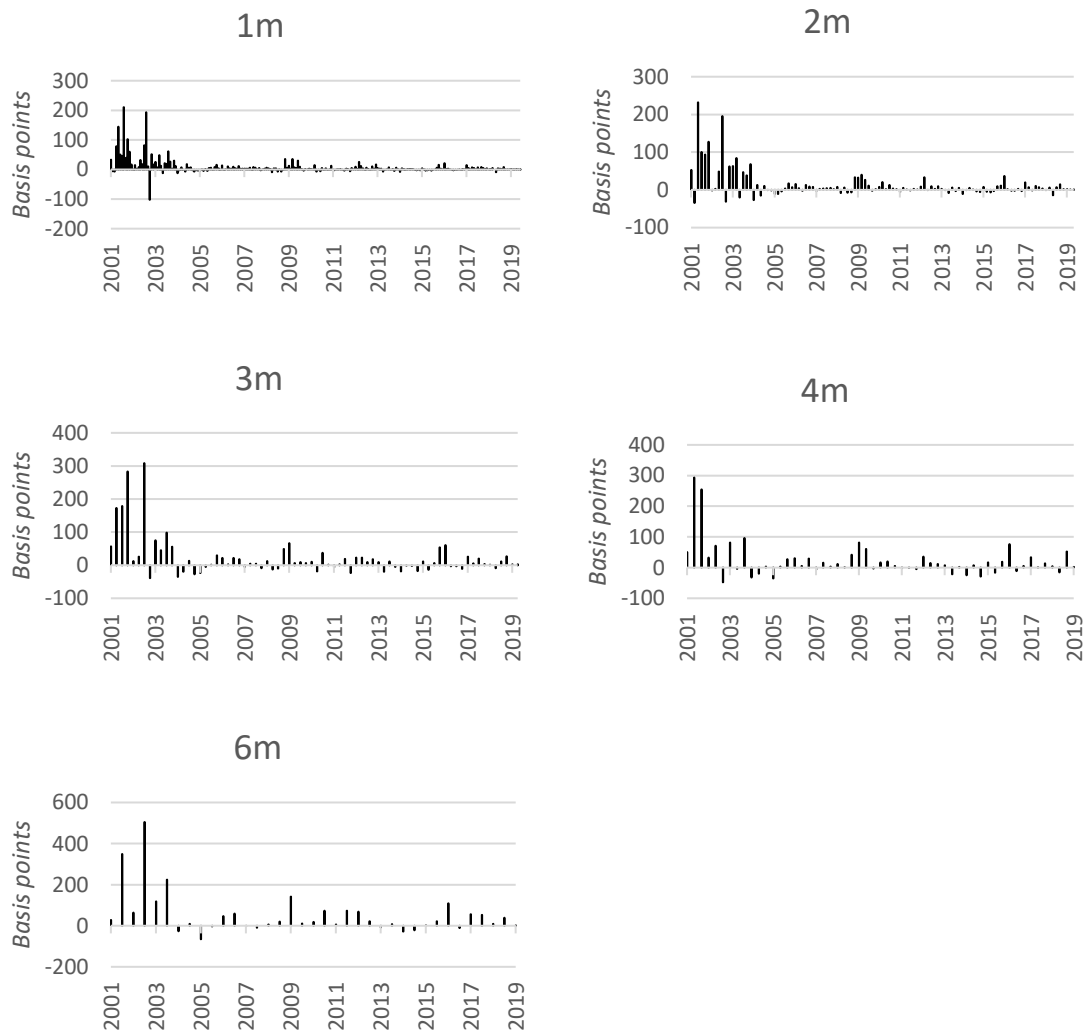
$$rx_{t+m}^{(m)} = f_t^{(m)} - r_{t+m} \quad (2)$$

A análise dos excessos de retorno será aplicada aos contratos de DI1 da B3/BM&F com vencimentos $m = 1, 2, 3, 4$ e 6 meses para uma base amostral diária entre Jan/2001 e Jul/2019, obtida diretamente do portal da B3. O vencimento de 5 meses não foi considerado no estudo devido a uma questão de falta de disponibilização de contratos por parte da bolsa em diversos meses até 2013, não permitindo que a rolagem de contratos pudesse ser feita, o que reduziria drasticamente o tamanho da amostra como um todo. Para as taxas diárias de DI, a amostra de igual período foi obtida diretamente do portal da Cetip. A escolha dos vencimentos mencionados e do período adotado ocorreu devido a uma questão de disponibilização dos contratos para negociação por parte da bolsa e por serem vencimentos com maior liquidez, sendo frequentemente utilizados pelos participantes do mercado com o intuito de *hedge* e tomada de risco.

O excesso de retorno para cada um dos vencimentos de contrato se baseia na retenção até o vencimento do mesmo e sua rolagem (mudança da posição comprada para o contrato do próximo vencimento em questão) só ocorrerá na data de

vencimento do contrato anterior (primeiro dia útil do mês de vencimento). Serão estimados em forma anualizada de maneira a simplificar a comparação entre os resultados obtidos para os diferentes vencimentos em estudo.

Figura 1: Excesso de retorno por vencimento de contrato futuro, para vencimentos de 1, 2, 3, 4 e 6 meses em *basis points* (bp)



Fonte: Elaborado pelo autor

As séries temporais dos excessos de retornos são mostrados na figura 1. Verifica-se que para todos os vencimentos, os níveis observados foram mais elevados entre 2001 e 2003, quando após esse ano os prêmios de risco oscilaram próximo a zero, com exceção de alguns períodos que serão abordados posteriormente.

3.3. Significância e previsibilidade

Uma vez obtida a série de excessos de retorno, deseja-se verificar se eles são diferentes de zero e prevê-los a partir de variáveis macroeconômicas e financeiras de conhecimento do mercado até o momento da transação e que poderiam ter sido usados na prática ao longo do tempo.

A hipótese das expectativas da estrutura a termo de taxa de juros propõe que as taxas de longo prazo são determinadas por uma média das taxas de juros de curto prazo futuras mais um prêmio de risco, que não varia no tempo. Ou seja, sob a hipótese das expectativas, os excessos de retorno em futuros de juros são assumidos constantes ao longo do tempo. Para se testar a hipótese nula se os prêmios de risco em média são significativos e diferentes de zero, a regressão expressa pela equação (3) será performada para cada um dos contratos com vencimentos m , em que α representa o excesso de retorno médio para cada série de vencimentos obtida.

$$rx_{t+m}^{(m)} = \alpha^{(m)} + \varepsilon_{t+m}^{(m)} \quad (3)$$

Primeiramente, observa-se da figura 1 que houve momentos ao longo da série nos quais os níveis de prêmio de risco foram mais elevados do que no restante da amostra. Piazzesi & Swanson (2008) notaram que há períodos de tempo em que os excessos de retornos eram superiores à média e que coincidiam com períodos de recessão ou de baixo crescimento econômico nos Estados Unidos. No período entre 2001 e 2019, o Brasil passou por diversos momentos de desaceleração econômica que impactaram diretamente os mercados de juros. O CODACE (Comitê de Datação de Ciclos Econômicos) da Fundação Getulio Vargas, que tem como objetivo classificar cronologicamente os ciclos econômicos brasileiros, classificou os seguintes intervalos como períodos de recessão: Abr/2001-Dez/2001, Jan/2003-Jun/2003, Out/2008-Mar/2009 e Abr/2014-Dez/2016. Esses períodos coincidem com alguns dos picos observados na figura 1. A última publicação desse comitê ocorreu em Outubro de 2017, sendo assim, uma vez que os dados de PIB entre 2017 a Jul/2019 apontaram crescimento, assumiu-se que neste referido período não houve recessão.

Assim, de maneira similar ao estudo citado feito para o mercado americano, pretende-se averiguar se durante os intervalos de recessão no período de estudo

também foram observados no Brasil valores superiores de excesso de retorno através de uma regressão explicitada pela equação (4), em que D_t representa uma variável *dummy* de recessão, assumindo valor igual a 1 nos intervalos citados anteriormente e valor igual a zero nos demais.

$$rx_{t+m}^{(m)} = \alpha^{(m)} + \beta^{(m)}D_t + \varepsilon_{t+m}^{(m)} \quad (4)$$

Como as classificações de ciclo econômico são dependentes dos valores do PIB, que é divulgado trimestralmente, elas ainda são publicadas com um atraso de meses em relação ao realizado, impossibilitando que um participante de mercado fosse capaz de prever esse excesso de retorno dadas estas limitações. Portanto, essa variável *dummy* não é o instrumento mais apropriado para se prever retornos. Deste modo, pretende-se averiguar se outras variáveis macroeconômicas e financeiras, de frequência mensal, são possíveis melhores escolhas para essa previsão.

O Banco Central do Brasil possui um único mandato de garantir a estabilidade dos preços e do poder de compra da moeda através de mudanças na taxa Selic. Logo, pode-se assumir que a maior parte das decisões de política monetária são baseadas nos cenários inflacionários futuros. Como mudanças na política monetária causam efeitos na economia e conseqüentemente, nos índices de inflação com algum atraso, espera-se que as variações mensais dos índices de inflação, em especial o IPCA (Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo), possuem poder preditivo em relação ao excesso de retorno. Portanto, a partir da regressão representada na equação (5), será avaliado se a partir dos índices acumulados de inflação conhecidos por um participante de mercado no tempo t e a própria taxa do contrato futuro possuem poder preditivo de excesso de retorno.

$$rx_{t+m}^{(m)} = \alpha^{(m)} + \beta_1^{(m)}X_t + \beta_2^{(m)}f_t^{(m)} + \varepsilon_{t+n}^{(n)} \quad (5)$$

Após diversos testes, escolheu-se para a variável X_t o logaritmo da razão entre os índice IPCA e o do mês anterior ao numerador, sendo o índice de referência defasado em 2 meses, uma vez que no primeiro dia útil de cada mês, o IPCA do mês anterior ainda não é conhecido e só será divulgado na segunda semana do mês. Além

disso, $f_t^{(m)}$ representa a própria taxa do contrato futuro. Os dados da série histórica do IPCA foram obtidos a partir do portal do IBGE.

Utilizando-se agora de indicadores financeiros de ciclo de negócio (disponíveis em frequência diária) para verificar se esses também são previsores de excesso de retorno, optou-se por testar se o índice EMBI+BR (Emerging Markets Bond Index Plus para Brasil) possui poder preditivo. Nessa segunda regressão a partir da equação (5), a variável X_t representa o diferencial entre o último índice publicado conhecido até a data t e o publicado 2 meses antes. O EMBI+ é um índice baseado nos títulos de dívida emitidos por países emergentes, sendo medido em pontos-base. Foi criado para qualificar os países cujas classificações nas agências de *rating* fossem de alto risco e que tivessem emitido títulos a partir de 500 milhões de dólares com prazo mínimo de 2,5 anos. É uma medida de referência no mercado financeiro e é calculado e divulgado diariamente pelo banco J.P. Morgan.

Assim, o índice mede o *spread* soberano, que consiste na diferença entre a taxa de retorno dos títulos de dívida dos países emergentes e as *treasuries* americanas. Sendo publicado para Brasil desde 1994, o EMBI+BR (também conhecido como “Risco Brasil”) é capaz de refletir o aumento no risco país e nos prêmios de risco dos ativos brasileiros, podendo assim ser um bom preditor de excesso de retorno. A série histórica do índice EMBI+BR foi obtida do portal do IPEA (Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada).

3.4. Estratégia *long-short*

A partir do painel A da tabela 1 na seção 4, observa-se que os excessos de retorno são crescentes com o aumento do tempo de contrato, apesar de a significância estatística dos prêmios ser decrescente, ou seja, o contrato com vencimento em 6 meses apresenta o maior excesso de retorno médio, entretanto exibiu o segundo maior valor-p entre os outros vencimentos, sendo apenas inferior ao valor-p do contrato de 4 meses. Já o contrato de 1 mês é o que apresenta o menor excesso de retorno médio e o menor valor-p. De maneira análoga, o índice de Sharpe segue modelo parecido ao t estatístico, no qual o maior índice é o de contrato de 1 mês e há a redução deste com o aumento do tempo do contrato.

Essa análise abre possibilidade para implementação de uma estratégia do tipo *long-short*, também conhecida como “trava”, na qual se compra um ativo A e se vende um ativo B, podendo se ter como objetivo zerar o custo financeiro inicial da operação ou neutralizar a exposição a algum risco, mesmo tendo custo inicial diferente de zero, ao contrário do primeiro caso mencionado. Assim, essa estratégia se torna vencedora quando o ativo A tiver um aumento de preço acompanhado de uma queda de preço do ativo B ou quando a performance do ativo A é superior a do ativo B. Uma possível vantagem dessa estratégia em relação a uma estratégia pura de apenas compra (*long-only*) ou de apenas venda (*short-only*), é que ela pode oferecer menor volatilidade e maior diversificação, apesar de possíveis retornos menores. Entretanto caso ambas as estratégias de compra e venda falhem, haverá retornos negativos e, possivelmente, maior nível de volatilidade do que no caso de *long-only* ou *short-only*.

Assim, verificou-se a possibilidade de testar estratégia parecida para os futuros de DI1, sendo composta por uma posição comprada e alavancada no DI1 de 6 meses e uma posição vendida no DI1 de 1 mês. A escolha foi feita por serem os opostos da amostra, apesar de não serem o maior e menor retorno médio mensal, sendo este de 8 bp para o contrato de 1 mês e 8,1 bp para o contrato de 6 meses, como será avaliado na seção 4. Pretende-se que a estratégia seja neutra ao risco, portanto o ajuste pelo risco será feito pelo DV01 e pelo duration (métricas de risco comumente utilizadas para ativos de renda fixa), sempre na posição referente ao contrato de 1 mês. Duration ou duration modificada, é uma medida da sensibilidade de um título a variações paralelas na estrutura a termo de taxas de juros. Ou seja, é a sensibilidade percentual do preço do título em relação a uma variação de 1 bp na taxa do título. O DV01, também conhecido como *Dollar Value*, é definido como a sensibilidade do preço do título dada uma variação de 1 bp na taxa do mesmo. As definições em detalhes e formulações matemáticas referentes ao DV01 e ao duration estão contidas nas seções 7.1. e 7.2. do capítulo de Apêndice.

A estratégia será avaliada numa frequência diária, em que cada um dos contratos será segurado até o vencimento, sendo rolado para o próximo contrato nesta data, quando também serão recalculados o ajuste pelo risco e as quantidades de cada contrato. Serão avaliados os resultados (P&L – *profit and loss*) de cada posição individualmente, em que o P&L total da estratégia é representado pela diferença entre o P&L da posição comprada e o P&L da posição vendida. Cada um dos resultados

calculados é multiplicado pela quantidade de contratos ajustada pelo risco, conforme mostrado nas equações (6)-(10), em que PU_t^{Xm} é o preço unitário do contrato de vencimento de X meses na data t, e Q_t^{Xm} é o número de contratos do DI1 de X meses definido na data t. Por simplificação, inicialmente todos os custos transacionais e manutenção da posição não serão considerados, logo, o P&L é neutro de efeitos de corretagem, despesas e emolumentos.

Analogamente, $DV01^{Xm}$ é a sensibilidade do preço do contrato de X meses dada uma variação de 1 bp na taxa do mesmo. Para o caso do ajuste pelo risco utilizando-se a duration do contrato, substitui-se a equação (10) pela (11), em que Dur^{Xm} é a sensibilidade percentual do preço do contrato de X meses dada uma variação de 1 bp na sua taxa.

$$PnL_t^{1m} = PU_t^{1m} - PU_{t-1}^{1m} \times (1 + CDI_{t-1})^{1/252} \quad (6)$$

$$PnL_t^{6m} = PU_t^{6m} - PU_{t-1}^{6m} \times (1 + CDI_{t-1})^{1/252} \quad (7)$$

$$PnL_t^{Est} = PnL_t^{6m} \times Q_t^{6m} - PnL_t^{1m} \times Q_t^{1m} \quad (8)$$

$$Q_t^{6m} = \frac{PnL_t^{6m}}{PU_t^{6m}} \quad (9)$$

$$Q_t^{1m} = \frac{Q_t^{6m}}{\left(\frac{DV01^{1m}}{DV01^{6m}} \right)} \quad (10)$$

$$Q_t^{1m} = \frac{Q_t^{6m}}{\left(\frac{Dur^{1m}}{Dur^{6m}} \right)} \quad (11)$$

Por fim, com essa estratégia baseada apenas nos excessos de retorno, deseja-se verificar que coletar o prêmio de risco existente ajustado pelo DV01/duration é uma estratégia vencedora no longo prazo.

Em um segundo momento, será avaliado o impacto do custo de corretagem sobre o retorno da estratégia. Devido a dificuldade de se estimar ou obter custos transacionais históricos, será adotado, por simplificação, um impacto equivalente a 2 bp nas taxas dos contratos no momento de compra ou venda de qualquer um dos futuros negociados, ou seja, ao contrato de vencimento de 6 meses será acrescido 2 bp a sua taxa enquanto que a ao de vencimento de 1 mês será subtraído 2 bp da sua taxa. Assim, com relação à marcação a mercado diária para a avaliação do P&L em

períodos em que não há compra e venda de contratos, serão considerados os preços de ajuste divulgados pela BM&F/B3.

3.5. Expectativas de política monetária ajustadas pelo risco

Dada a existência de um prêmio de risco para cada um dos vencimentos dos contratos futuros, seria incorreto ignorá-lo ao se formar expectativas de política monetária para o futuro. Assim como foi verificado no painel A da tabela 1, o excesso de retorno é, em média, significativo e positivo. Portanto, pode-se chamar o negativo do excesso de retorno como o erro de previsão entre o CDI realizado no período entre t e $t+m$ e a taxa do contrato futuro com vencimento de m meses na data t , como mostrado pela equação (12).

$$r_{t+m} - f_t^{(m)} = -r_{t+m}^{(m)} \quad (12)$$

Conforme será evidenciado na seção 4 de resultados, os excessos de retorno podem ser previstos razoavelmente e, portanto, um erro sistemático seria cometido ao se considerar a taxa do contrato futuro como uma estimativa do CDI a ser realizado sabendo que o prêmio de risco pode ser previsto. A partir das equações (5) e (12), obtém-se a equação (13), a qual pode ser definida como a estimativa do CDI realizado ($E_t[r_{t+m}]$), ou seja, de maneira indireta, o caminho percorrido pela taxa básica de juros, a taxa Selic. Apesar de a taxa Selic ser o mecanismo de controle da política monetária pelo Banco Central do Brasil, ela é a taxa de referência para todas as outras taxas de juros no país, entretanto, é a taxa DI de um dia que tem seus futuros negociados na bolsa de valores e é observada diariamente, refletindo em sua curva todos os movimentos que ocorrem no nível da taxa Selic. Sendo assim, o enfoque desta seção em termos de expectativas de política monetária será baseado na taxa DI de um dia e não, na taxa Selic definida pelo Banco Central do Brasil.

$$E_t[r_{t+m}] = f_t^{(m)} - (\alpha^{(m)} + \beta^{(m)}X_t) \quad (13)$$

Assim, o erro de previsão será definido como a estimativa do CDI a ser realizado, explicitada pela equação (13), menos o CDI realizado efetivamente durante

o período determinado. A fim de ser obter esse erro, pretende-se usar 6 métricas para se auferir a taxa de previsão a partir da taxa do contrato futuro para assim comparar com a taxa DI realizada:

1. Futuros ajustados pelo risco: os coeficientes $\alpha^{(m)}$ e $\beta^{(m)}$ são os mesmos da regressão múltipla do painel E da tabela 1.
2. Futuros não ajustados: as taxas originais dos contratos futuros de DI1 e, portanto, com os coeficientes $\alpha^{(m)} = 0$ e $\beta^{(m)} = 0$.
3. Regra do delta (RD): é uma regra baseada na *rule-of-thumb* utilizada pelo Federal Reserve Board para esse fim, em que se usa um ajuste de risco constante de 1 bp por mês, ou seja, $\alpha^{(m)} = m$. Na regra do delta desenvolvida, encontrou-se um fator k , o qual multiplica o $\alpha^{(m)}$ de todos os vencimentos de contrato, obtido através da minimização da soma dos quadrados das médias dos erros de previsão para cada vencimento de contrato, ou seja, $\alpha^{(m)} = k \times m$. Como resultado da otimização, obteve-se um fator k igual a 7,77 bp.
4. Regra do percentual (RP): de maneira semelhante à métrica 3 e também inspirada pela *rule-of-thumb* do Fed, encontrou-se um fator p , o qual representa um valor percentual e definido através da minimização da soma dos quadrados das médias dos erros de previsão para cada vencimento de contrato. Essa nova taxa que é um percentual da taxa do contrato futuro é obtida de maneira análoga ao caso do “percentual do CDI”, usualmente utilizado no mercado financeiro brasileiro, e mostrado na equação (14). Assim, o fator p encontrado foi de 98,29%.
5. Futuros estimados pelo modelo de vetores autorregressivos (VAR): através de uma regressão VAR para toda a amostra, obteve-se a previsão da taxa DI para o período através dos coeficientes obtidos desta regressão.
6. Focus: o Relatório de Mercado Focus, uma pesquisa semanal realizada pelo Departamento de Relacionamento com Investidores e Estudos Especiais (Gerin) do Banco Central do Brasil no qual contém um resumo das expectativas e projeções de mercado em relação a índices e indicadores de mercado e da economia brasileira, sendo seu conteúdo formado a partir da contribuição de bancos, gestoras de recursos, corretoras, consultorias econômicas entre outras instituições do ramo. Considerou-se a mediana das projeções das taxas Selic Meta e, dado que o relatório coleta informações para o final de um período,

considerou-se que a estimativa da taxa DI do relatório para o final do mês m , seria considerada como equivalente a estimativa da taxa Selic meta com referência ao primeiro dia útil do mês $m+1$, sempre descontado do valor de 10 bp, pois deseja-se comparar ao CDI e não a Selic Meta.

$$f_{t,RP}^{(m)} = \left\{ \left[\left(1 + f_t^{(m)} \right)^{1/252} - 1 \right] \times p + 1 \right\}^{252} - 1 \quad (14)$$

O modelo VAR utilizado para se obter o item 5 citado anteriormente, foi feito através da diferença do CDI no período e as outras variáveis explicativas utilizadas na regressão múltipla do painel E da tabela 1: o delta do logaritmo do IPCA mensal e o índice do mês anterior, o delta do logaritmo de 1 mês do IPCA-15 mensal, o delta de 2 meses do índice EMBI+BR e o delta de 2 meses da taxa spot reais-dólares americanos (USDBRL). Além disso, foi utilizada uma defasagem igual a 4 períodos.

Com as previsões do delta do CDI obtidas através do modelo VAR, foi possível obter a previsão para o período de referência estudado nos outros quatro métodos citados e assim comparar com a taxa DI efetivamente realizada durante estes períodos.

Uma vez comparadas as métricas em relação ao CDI realizado do período, em um segundo momento, o índice de referência será a própria projeção da taxa Selic ajustada do relatório Focus. Uma vez que a pesquisa é alimentada com as projeções fornecidas pelo mercado, ela serve também como base de referência para as estimativas do mercado todas as segundas-feiras, quando o relatório é publicado.

3.6. Choques na política monetária

Diversos trabalhos na literatura focaram em tentar quantificar as mudanças na política monetária: as antecipadas e as que foram consideradas como surpresas pelo mercado, ou seja, os “choques” na política monetária. As aplicações advindas da descoberta desses choques permitem que se avalie sobre a credibilidade do Banco Central, a precisão temporal na decisão do COPOM (Comitê de Política Monetária – órgão do Banco Central do Brasil responsável pela decisão da taxa Selic), impacto em

diversas classes de ativos, assimetria de informação do BCB em relação ao mercado, efeitos sobre a estrutura a termo de taxas de juros.

Nesta seção, deseja-se determinar, em todas as ocasiões de reunião do COPOM, qual foi o nível de surpresa, ou seja, o quanto da mudança na taxa básica de juros brasileira não estava precificada pelo mercado, a partir da utilização exclusiva dos contratos de DI1. Dentre as diversas metodologias empregadas na literatura, serão utilizados como parâmetros os dois modelos que serviram como base para uma variedade de estudos posteriores sobre o tema e que também foram usados por Piazzesi & Swanson (2008).

O primeiro modelo é o de Rudebusch (1998), sendo avaliado em uma frequência mensal, ele determina que o choque na política monetária é definido como a diferença entre a taxa do Fed funds realizado menos a taxa oriunda do contrato futuro de Fed funds. Para adaptar esse modelo para Brasil e os produtos utilizados até então, o choque na política monetária (Δx_{t+1m}^u) será estimado como o diferencial entre a taxa contratada do futuro de DI1 de 1 mês e a taxa DI realizada no período, sempre auferido no primeiro dia útil de cada mês, conforme equação (15). De maneira similar ao que foi definido previamente, o choque na política monetária é equivalente ao excesso de retorno dos contratos futuros de DI1 multiplicado por -1.

$$\Delta x_{t+1m}^u = r_{t+1m} - f_t^{(1m)} \quad (15)$$

Como a taxa de juro efetiva do futuro de DI1 até o vencimento do contrato é obtida através da acumulação das taxas diárias de DI no período vigente, o choque calculado pode ser influenciado por outros elementos exógenos, como fatores macroeconômicos, políticos e estimativas em relação a reuniões seguintes do COPOM. Outro problema relatado por Piazzesi & Swanson (2008) é que nesse modelo, os contratos futuros são contaminados pelo prêmio de risco, mesmo quando esses prêmios de risco são constantes.

O segundo modelo que servirá como base é que foi desenvolvido por Kuttner (2001), que tendo como base o trabalho de Cook & Hahn (1989), formulou uma metodologia para solucionar os problemas técnicos observados no modelo de Rudebusch (1998). A resolução ocorre através da proposição de cálculo através da diferença entre as taxas do contrato futuro de Fed funds mais curto na data de anúncio

do FOMC e na data exatamente posterior ao referido anúncio, sendo esse delta ponderado pelo número de dias corridos restantes ao vencimento do contrato em relação ao número de dias no mês em que ocorreu o anúncio. Essa metodologia utilizando dados de contratos futuros diários permite reduzir o intervalo de tempo analisado para dois dias e assumir a premissa de que o prêmio de risco é constante neste intervalo, não sendo influenciado pela decisão de política monetária.

Gonçalves Junior & Eid Junior (2011) previamente adaptaram o modelo de Kuttner (2001) para Brasil e as especificidades do mercado futuro de juros com o intuito de estimar o impacto de mudanças imprevistas pelo COPOM no mercado acionário brasileiro entre 1996 e 2006, conforme citado na seção 2. Inicialmente, os autores definiram que o preço unitário de um contrato de DI1 pode ser redefinido como seu valor nominal descontado pela taxa média (i_m) esperada para todo o período vigente do contrato até sua liquidação, matematicamente explicitado pela equação (16).

$$PU_t = \frac{100.000}{(1 + \bar{i}_m)^t} \quad (16)$$

Supondo que até o dia “d-1”, data em que ocorre a reunião do COPOM, a taxa média diária seja i_a e que no dia “d” (próximo dia útil), quando o mercado tem sua abertura com a incorporação do novo nível de juros, a taxa média diária passa a ser i_m até sua liquidação. Entretanto, a mudança da taxa Selic pelo COPOM nem sempre ocorre de acordo com as expectativas do mercado, ocorrendo algum nível de surpresa (Δx^u), que passa a ser incorporado à taxa média diária.

Aplicando esses conceitos à equação (16), pode-se definir as equações (17) e (18), que representam as expectativas de taxas médias durante os contratos futuros de DI1 com vencimento de 1 mês para os dias “d-1” e “d”, respectivamente. Neste caso, D representa o número de dias até o vencimento do contrato.

$$\frac{100.000}{PU_{t-1}} = (1 + \bar{i}_a) \cdot (1 + \bar{i}_m)^D \quad (17)$$

$$\frac{100.000}{PU_t} = (1 + \bar{i}_m)^D \cdot (1 + \Delta x^u)^{D/252} \quad (18)$$

A partir das equações (17) e (18), pode-se obter a relação entre a surpresa da política monetária, os PUs de “d” e “d-1” e taxa média diária, como mostrado na equação (19).

$$(1 + \Delta x^u) = \left[(1 + \bar{i}_a) \frac{PU_{t-1}}{PU_t} \right]^{\frac{252}{D}} \quad (19)$$

Para se obter uma estimativa para a taxa média diária até “d-1” (i_a), os autores assumem a premissa de que as expectativas em relação às taxas médias são constantes em “d-1” e “d-2” (um dia antes do anúncio da nova taxa pelo COPOM), ou seja, $E_{d-2}(i_m) \cong E_{d-1}(i_m) = \bar{i}_m$ e $E_{d-2}(i_a) \cong E_{d-1}(i_a) = \bar{i}_a$. Logo, define-se a equação (20) como o PU em “d-2” do contrato futuro de DI1.

$$\frac{100.000}{PU_{d-2}} = (1 + i_a)^2 \cdot (1 + i_m)^{D/252} \quad (20)$$

Combinando-se as equações (17), (19) e (20), auferese a estimativa em base anualizada do choque de política monetária que não foi antecipada pelo mercado, conforme equação (21).

$$\Delta x^u = \left(\frac{PU_{t-1}^2}{PU_{t-2} \cdot PU_t} \right)^{\frac{252}{D}} - 1 \quad (21)$$

Esse modelo possui uma deficiência, pois como necessita de PUs referentes a três dias de negociação consecutivos, sempre que o dia em que a nova taxa Selic entra em vigor ocorrer entre o primeiro ou segundo dia útil de cada mês, não será possível utilizar o contrato do primeiro futuro de DI1, dado que o mesmo tem vencimento no primeiro dia útil do mês seguinte. Do total das 169 reuniões do COPOM analisadas no intervalo da amostra selecionada, apenas 9 observações são afetadas por esse problema. Sendo assim, para esses casos excepcionais, serão utilizados os contratos com vencimento em 2 meses com base na data de “d-2”, ou seja, o segundo futuro de DI1. Apesar do segundo contrato futuro conter estimativas para um período mais longo de tempo, abranger mais do que uma reunião do COPOM, além de

incorporar outras incertezas em seu preço e possuir menor liquidez do que o primeiro futuro, o contrato futuro de 2 meses é a melhor opção e mais próxima em termos de vencimento do contrato futuro com vencimento em 1 mês à disposição pelo mercado. Assim, assume-se que as expectativas em relação a outras incertezas não sofrem variação significativa durante o intervalo de 3 dias analisado, por mais que se saiba que informações sobre as decisões das próximas reuniões podem ser fornecidas nos comunicados e atas do COPOM. Como apenas aproximadamente 5% das amostras serão sensibilizadas por essa aproximação, pode-se afirmar que os resultados finais não serão significativamente impactados.

A partir dos modelos desenvolvidos nesta seção, pretende-se comparar como os dois modelos quantificam o nível de surpresa não previsto pelo mercado através dos futuros de DI1 para todo o período da amostra. Além disso, foi incluída como referência uma análise similar de todos os ajustes de política monetária feitos pelo COPOM na taxa Selic meta realizados no mesmo período. Como o foco deste estudo são as surpresas, ou seja, os deltas, assume-se que as surpresas na Selic meta sejam equivalentes aos choques na taxa DI. Além disso, adota-se a premissa utilizada por Cook & Hahn (1989) e Gonçalves Junior & Eid Junior (2011) de que as mudanças na taxa básica de juros causam movimentações nas taxas dos contratos futuros de DI1 e nos preços de outros ativos de renda fixa e outras classes e não que o inverso ocorra.

Alguns trabalhos da literatura focaram em avaliar o impacto das surpresas da política monetária na estrutura a termo de taxas de juros e outras classes de ativos como o mercado acionário e o de câmbio. O próximo passo deste trabalho é verificar como o choque de política monetária influencia as taxas dos contratos futuros de DI1 de m meses ($f_t^{(m)}$) de vencimentos de 2, 3, 4 e 6 meses, sendo que alguns destes ainda não foram analisados e o período da amostra selecionado é maior que o já abordado previamente. Através de uma regressão de mínimos quadrados ordinários, evidenciada pela equação (22), e utilizando o estimador de Newey-West (HAC) para se obter erros padrões robustos devido aos problemas de autocorrelação e heterocedasticidade, a diferença entre as taxas dos contratos futuros citados na data da reunião e a data seguinte em que o mercado inicia sabendo do novo nível da taxa básica de juros é regredida em função das surpresas de política monetária apurada nestas datas através da equação (21).

$$\left(f_t^{(m)} - f_{t-1}^{(m)}\right) = \alpha + \Delta x_t^u + \varepsilon_t^{(m)} \quad (22)$$

A partir dos resultados das regressões, será possível quantificar quanto uma surpresa de política monetária avaliada pela mudança das taxas dos contratos futuros de DI1 de 1 mês se propaga e afeta as expectativas para os contratos de vencimento até 6 meses, na parte curta da curva de juros brasileira. Esses resultados serão comparados aos existentes na literatura nacional.

Em todas as 169 datas de reunião do COPOM na amostra, os contratos de DI1 de 2 a 4 meses estão disponíveis, sendo assim possível estimar as variações nas taxas destes contratos. Entretanto, o contrato de 6 meses só está disponível em 94 do total de datas, principalmente pelo fato de não haver contratos com vencimento de 6 meses listados na bolsa em vários momentos no período entre 2001 e 2014. Portanto, todas as regressões referentes ao contrato de 6 meses serão feitas com uma amostra menor do que a utilizada para os outros contratos.

4. RESULTADOS

4.1. Regressões explicativas e preditivas

Em todas as regressões foram utilizadas o estimador de Newey-West (HAC) para se obter erros padrões robustos devido aos problemas de autocorrelação e heterocedasticidade.

Tabela 1: Excesso de retorno condicional e incondicional

	m	1	2	3	4	6
Painel A: Excesso de retorno médio						
α (anualizado) (<i>basis points</i>)	8,29	13,68	22,07	23,06	23,06	53,10
(T Estatístico)	(3,99)	(3,59)	(2,86)	(2,53)	(2,53)	(2,88)
Valor-p	0,000	0,000	0,004	0,012	0,012	0,004
Índice de Sharpe	1,067	0,887	0,731	0,670	0,670	0,711
Painel B: Dummy de Recessão						
Constante	5,12	8,14	12,20	11,72	11,72	43,37
(T Estatístico)	(2,99)	(2,88)	(2,03)	(2,96)	(2,96)	(2,27)
Valor-p	0,003	0,004	0,042	0,003	0,003	0,023
Dummy de Recessão	13,05	23,67	40,57	47,96	47,96	45,00
(T Estatístico)	(1,98)	(1,75)	(1,68)	(1,44)	(1,44)	(0,98)
Valor-p	0,047	0,080	0,094	0,149	0,149	0,327
R ²	0,044	0,074	0,088	0,125	0,125	0,031
Painel C: Inflação						
Constante	-15,13	-28,18	-52,06	-41,49	-41,49	-117,24
(T Estatístico)	(-2,80)	(-2,80)	(-2,78)	(-1,36)	(-1,36)	(-2,42)
Valor-p	0,005	0,005	0,005	0,173	0,173	0,016
Taxa do Contrato	2,14	3,60	6,88	5,27	5,27	15,54
(T Estatístico)	(3,21)	(2,84)	(2,95)	(1,60)	(1,60)	(2,93)
Valor-p	0,001	0,004	0,003	0,109	0,109	0,003
$\Delta \ln(\text{IPCA}_{t-2})$	-877,43	-1.018,96	-3.343,87	-1.038,06	-1.038,06	-7.535,54
(T Estatístico)	(-1,97)	(-0,85)	(-1,72)	(-0,56)	(-0,56)	(-2,20)
Valor-p	0,049	0,398	0,086	0,578	0,578	0,028
R ²	0,120	0,180	0,252	0,151	0,151	0,427
Painel D: Risco país						
Constante	-19,06	-34,13	-59,24	-57,20	-57,20	-112,04
(T Estatístico)	(-3,63)	(-3,52)	(-3,23)	(-1,69)	(-1,69)	(-3,49)
Valor-p	0,000	0,000	0,001	0,090	0,090	0,000
Taxa do Contrato	2,11	3,73	6,14	6,52	6,52	12,24
(T Estatístico)	(4,21)	(4,21)	(3,65)	(2,03)	(2,03)	(4,48)
Valor-p	0,000	0,000	0,000	0,042	0,042	0,000
$\Delta \text{EMBI} + \text{BR}_{2m}$	0,09	0,18	0,24	0,25	0,25	0,42
(T Estatístico)	(3,71)	(4,98)	(3,37)	(1,81)	(1,81)	(10,86)
Valor-p	0,000	0,000	0,001	0,071	0,071	0,000
R ²	0,318	0,414	0,454	0,276	0,276	0,659

Tabela 1: Excesso de retorno condicional e incondicional (cont.)

	m	1	2	3	4	6
Painel E: Regressão múltipla						
Constante	-19,40	-36,27	-58,23	-60,18	-122,56	
(T Estatístico)	(-3,72)	(-3,68)	(-3,23)	(-1,76)	(-3,76)	
Valor-p	0,000	0,000	0,001	0,078	0,000	
Taxa do Contrato	2,07	3,63	6,25	6,51	12,73	
(T Estatístico)	(4,08)	(3,68)	(3,56)	(1,91)	(3,29)	
Valor-p	0,000	0,000	0,000	0,056	0,001	
$\Delta \ln(\text{IPCA}_{t-2})$	-2.076,46	-1.466,34	-901,55	-1.607,40	9.333,34	
(T Estatístico)	(-1,66)	(-0,77)	(-0,38)	(-0,33)	(1,52)	
Valor-p	0,098	0,439	0,707	0,741	0,129	
$\Delta \ln(\text{IPCA}-15_{t-1})$	2.266,10	2.052,64	679,00	1.761,62	-10.210,00	
(T Estatístico)	(1,80)	(1,38)	(0,26)	(0,39)	(-2,16)	
Valor-p	0,073	0,166	0,794	0,696	0,031	
$\Delta \text{EMBI} + \text{BR}_{2m}$	0,10	0,18	0,25	0,19	0,29	
(T Estatístico)	(4,39)	(4,62)	(3,80)	(1,43)	(3,02)	
Valor-p	0,000	0,000	0,000	0,153	0,003	
ΔSpot_{2m}	-6,55	2,70	-22,17	43,81	207,49	
(T Estatístico)	(-0,58)	(0,17)	(-0,47)	(1,18)	(2,43)	
Valor-p	0,560	0,864	0,641	0,239	0,015	
R ²	0,339	0,425	0,457	0,290	0,711	
Painel F: Regressão múltipla						
Constante	-19,47	-34,13	-59,24	-57,20	-112,04	
(T Estatístico)	(-3,75)	(-3,52)	(-3,23)	(-1,69)	(-3,49)	
Valor-p	0,000	0,000	0,001	0,090	0,000	
Taxa do Contrato	2,08	3,73	6,14	6,52	12,24	
(T Estatístico)	(4,13)	(4,21)	(3,65)	(2,03)	(4,48)	
Valor-p	0,000	0,000	0,000	0,042	0,000	
$\Delta \ln(\text{IPCA}_{t-2})$	-2.017,70					
(T Estatístico)	(-1,65)					
Valor-p	0,098					
$\Delta \ln(\text{IPCA}-15_{t-1})$	2.168,34					
(T Estatístico)	(1,80)					
Valor-p	0,072					
$\Delta \text{EMBI} + \text{BR}_{2m}$	0,09	0,18	0,24	0,25	0,42	
(T Estatístico)	(3,94)	(4,98)	(3,37)	(1,81)	(10,86)	
Valor-p	0,000	0,000	0,001	0,071	0,000	
R ²	0,338	0,414	0,454	0,276	0,659	

Fonte: Elaborado pelo autor

Todas as regressões mencionadas na seção 3 tiveram seus resultados apresentados na tabela 1. A partir do painel A, verificou-se que os excessos de retornos em cada um dos vencimentos foram positivos, estatisticamente significativos e crescentes com o tempo de vencimento do contrato, variando entre 8 e 53 bp anualizados. Apesar do resultado estar alinhado ao encontrado na literatura, ao se analisar o excesso de retorno equivalente mensal, este não aumenta acompanhando o tempo de vencimento, apresentando 8 bp, 7 bp, 7,33 bp, 5,75 bp e 8,1 bp para os contratos de 1, 2, 3, 4 e 6 meses, respectivamente. O menor excesso de retorno mensal no contrato de 4 meses pode ser provavelmente explicado por questões de liquidez, já que não é um tenor muito utilizado no mercado brasileiro. Ao se avaliar o índice de Sharpe de cada um dos vencimentos de contratos, obtém-se resultados alinhados à estatística t observada, verificando-se valores de índice de Sharpe decrescentes com o aumento do tempo de contrato, sendo 1,067 para o contrato de 1 mês e 0,711 para o contrato de 4 meses.

Diferentemente do que foi relatado em Piazzesi & Swanson (2008), o painel B mostra que a variável *dummy* de recessão contribuiu para explicar os excessos de retorno apenas dos contratos com vencimento de 1 a 4 meses, considerando um nível de significância de 15%, sendo que no trabalho relatado, o vencimento de 1 mês foi o único não explicativo, enquanto que nos resultados obtidos, foi o de maior poder explicativo. Assim, de maneira análoga ao estudo comparado, pode-se afirmar também que os excessos de retorno são contra cíclicos.

Outro ponto de oposição em relação ao trabalho de Piazzesi & Swanson (2008) é que o valor-p da variável cresceu com a progressão de vencimentos, o que indica a perda de poder explicativo com o aumento no tempo de vencimento do contrato, uma vez que se esperava que o prêmio de risco fosse maior em períodos de desaceleração econômica e aumento de incerteza. Entretanto, como a classificação dos ciclos econômicos feita pelo CODACE acontece geralmente mais de 6 meses depois do fim de um referido trimestre, isso pode justificar que a visão negativa sobre a economia em dado mês não foi totalmente incorporada aos preços.

O painel C mostra os resultados da regressão dos excessos de retorno pela taxa do contrato futuro e pela razão do índice IPCA defasado, de maneira a refletir o que era conhecido pelo mercado na data de compra do contrato. A taxa do contrato

apresentou elevado poder preditivo, sendo relevante a um nível de significância de 1% para todos os contratos, exceto para o de 4 meses, significativa a um nível de 15%.

O delta do logaritmo dos índices de inflação se mostrou eficaz em prever os excessos de retorno para os contratos de 1, 3 e 6 meses a um nível de significância de 10%, enquanto que para os contratos de 2 e 4 meses essa variável foi pouco explicativa. A combinação do alto poder preditivo da taxa do contrato e do delta do logaritmo do IPCA permitiu prever os excessos de retorno do contrato com vencimento de 6m com um R^2 de 43% e de 25% para o contrato de 3 meses. Este valor de R^2 obtido para o contrato de 6 meses nesta regressão é superior ao maior R^2 obtido em Piazzesi & Swanson (2008) de 39% para previsão de excesso de retorno, também para um contrato de mesmo vencimento, numa regressão similar em que o delta do logaritmo do IPCA foi substituído pelo delta do logaritmo do *non-farm payroll*. O delta do logaritmo do IPCA defasado 2 meses se mostrou a variável explicativa relacionada à inflação de melhores resultados preditivos quando comparada à extensa análise feita com outras variáveis anuais, mensais e variação entre anos, podendo-se afirmar que variações no IPCA de curto prazos são maiores responsáveis por variações nos prêmios de risco do que o IPCA anual, dada a utilização do regime de metas de inflação utilizado pelo Banco Central do Brasil desde 1999.

A variação do índice EMBI+BR de 2 meses, medida de risco país publicada pelo banco J.P. Morgan, utilizada como variável explicativa no painel D, foi estatisticamente significativa a um nível de 1% para todos os vencimentos de contrato, exceto apenas para o contrato de vencimento de 4 meses, significativa para um nível de confiança de 90%. A taxa do contrato também foi estatisticamente significativa para todos os vencimentos a um nível de significância de 5%.

O elevado poder preditivo da combinação destas duas variáveis explicativas permitiu obter R^2 superiores para todos os contratos comparativamente aos obtidos no painel C e chegando até a 66% e 45% para os contratos de 6 e 4 meses, respectivamente. Isso reflete que a variação do risco país precificado pelo mercado internacional é um fator mais relevante para previsão de variações nos prêmios de risco no mercado de juros do que as variações nos índices de inflação e o risco de o índice anual superar o intervalo da meta de inflação.

Outro ponto relevante é que a constante das regressões dos painéis C e D teve uma inversão de sinal, apresentando agora um valor negativo ao invés do positivo inicialmente obtido nos painéis A e B.

O painel E consolida o resultado da regressão múltipla incluindo todas as variáveis preditivas utilizadas nos painéis C e D com a inclusão do delta de 1 mês do logaritmo do IPCA-15 e do delta de 2 meses do spot. Verifica-se que a taxa do contrato e o delta do índice EMBI+BR permaneceram significativos a um nível de confiança de 99% para todos os vencimentos, exceto o de 4 meses, enquanto as outras variáveis apresentaram baixo poder preditivo, incluindo o delta do logaritmo do IPCA.

Ao se remover as variáveis explicativas da regressão múltipla não significantes a um nível de 10%, obtém-se os resultados ilustrados no painel F. Para os contratos com vencimento entre 2 e 6 meses, os resultados foram exatamente iguais ao do painel D, em congruência com os resultados preliminares do painel E. Para o contrato de 1 mês, apenas o delta de 2 meses do spot não foi significativo enquanto que a constante, a taxa do contrato e o delta do índice EMBI+BR foram significativos a um nível de 1% para todos os vencimentos, com exceção do contrato de 4 meses.

4.2. Resultado da estratégia *long-short*

Primeiramente testou-se a estratégia *long-short* com ajuste pelo risco por DV01 neutro e em seguida com o ajuste por duration neutro. O retorno acumulado das estratégias ao longo do tempo para o período da amostra é evidenciado nas figuras 2 e 3.

Ao comparar-se a mesma estratégia para diferentes ajustes pelo risco, nota-se que a com DV01 neutro apresentou resultados ligeiramente superiores a por duration neutro ao longo de toda a amostra. Apesar da diferença gráfica sutil, a superioridade da estratégia com DV01 neutro é comprovada comparando o retorno acumulado de 1,17% contra 0,85% do ajuste por duration. Apesar das diferenças de resultado acumulado, ambas estratégias apresentaram uma volatilidade de aproximadamente 0,60%.

Conforme esperado pelos excessos de retorno avaliados no painel A da tabela 1, a estratégia *long-short*, comprada no contrato de 6 meses e vendida no de 1 mês, se mostrou vencedora no longo prazo, evidenciando que a coleta do prêmio de risco dos contratos de maior prazo traz retornos positivos, mesmo com o seu risco reduzido

pelo contrato de 1 mês na posição contrária. Entretanto, no melhor dos cenários analisados, no qual se aplica DV01 neutro, o retorno acumulado no período de 18,5 anos da amostra foi pouco material. Assim, sua aplicabilidade prática seria pouco viável dado o baixo retorno acumulado.

Figura 2: Retorno acumulado para estratégia comprada no DI1 de 6m e vendida no de 1m com DV01 neutro



Fonte: Elaborado pelo autor

Ao se comparar o retorno acumulado da estratégia com a trajetória realizada pelo CDI no período da amostra, verifica-se um comportamento negativamente correlacionado. Isto é evidenciado pela correlação de -0,58 entre ambas estratégias e o CDI diário, ainda mais acentuado em alguns períodos específicos, principalmente desde 2015, conforme ilustrado na figura 4.

As tabelas 2 e 3 apresentam outras métricas que ajudam a avaliar as estratégias com DV01 e duration neutro, respectivamente. Além da volatilidade igual de 0,60% para ambas conforme citado anteriormente, o maior retorno acumulado da primeira é comprovado pelos maiores índices de Sharpe de 9,57% e Sortino de 10,01% em relação aos índices de Sharpe de 6,77% e Sortino de 7,08% para a segunda estratégia com duration neutro. Assim verifica-se uma superioridade de performance da primeira estratégia em 280 bp para o índice de Sharpe e em 294 bp

para o índice Sortino. Ambos os índices de Sharpe e Sortino são medidas de rentabilidade ponderada pelo risco, sendo que o que difere as duas métricas é que o índice de Sharpe é calculado através da razão entre o excesso de retorno pela volatilidade dos retornos, enquanto que o índice de Sortino é complementar ao índice de Sharpe, pois o Sortino é obtido através da razão dos excessos de retorno pela volatilidade dos retornos negativos apenas, onde teoricamente se esperaria maiores variações. Mas dado o fato de que os índices de Sortino foram superiores ao de Sharpe para ambas as estratégias, verifica-se que a volatilidade apenas dos retornos negativos foi inferior ao da amostra como um todo e conseqüentemente dos retornos positivos.

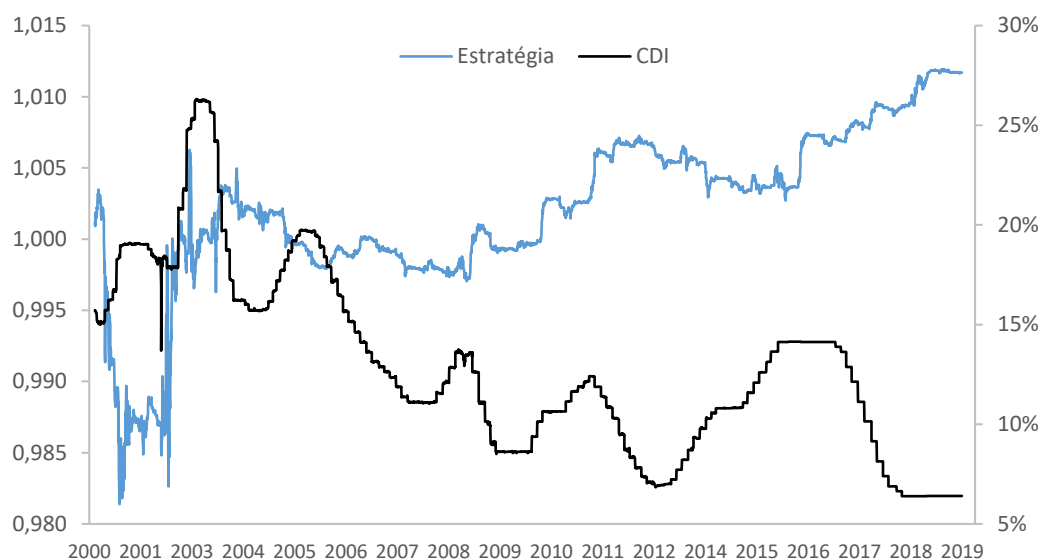
Figura 3: Retorno acumulado para estratégia comprada no DI1 de 6m e vendida no de 1m com duration neutro



Fonte: Elaborado pelo autor

A métrica de *maximum drawdown* (MDD), também conhecido como perda máxima, é um indicador da maior perda ocorrida desde um pico de alta até um vale de mínima da série histórica antes que um novo pico de alta seja atingido, representando assim a maior perda de valor percentual dentro de um determinado intervalo de tempo. Esse indicador é obtido através da diferença entre o valor de vale e o de pico, sendo este resultado dividido pelo valor de pico.

Figura 4: Estratégia long-short DV01 neutro e CDI realizado



Fonte: Elaborado pelo autor

Tabela 2: Métricas da estratégia *long-short* com DV01 neutro

Volatilidade	0,60%
Sharpe	9,57%
Sortino	10,01%
<i>Max Drawdown</i>	-2,20%
<i>Max Drawdown</i> (ajuste pela vol.)	-366,09%

Fonte: Elaborado pelo autor

Tabela 3: Métricas da estratégia *long-short* com duration neutro

Volatilidade	0,60%
Sharpe	6,77%
Sortino	7,08%
<i>Max Drawdown</i>	-2,22%
<i>Max Drawdown</i> (ajuste pela vol.)	-372,23%

Fonte: Elaborado pelo autor

Em linha com os demais resultados obtidos e citados anteriormente, o *maximum drawdown* e o *maximum drawdown* ajustado pela volatilidade da estratégia para a com DV01 neutro foram de -2,20% e de -366,09%, respectivamente e, portanto, melhores e menores em módulo em relação à estratégia com duration neutro que apresentou MDD de -2,22% e MDD ajustado pela volatilidade de -372,23%, o que

corroborar a refletir a melhor performance da estratégia com DV01 neutro em relação a de duration neutro.

Figura 5: Retorno acumulado para estratégia comprada no DI1 de 6m e vendida no de 1m com DV01 neutro incluindo custos de corretagem



Fonte: Elaborado pelo autor

Neste momento, ao incorporar os custos de corretagem nas transações de compra e venda de contratos da estratégia ajustada pelo DV01, de maneira a tornar a operação mais próxima de condições reais, a estratégia não só se torna perdedora no longo prazo, como evidenciado na figura 5, mas também apresenta piora significativa em quase todas as métricas de performance.

Tabela 4: Métricas da estratégia *long-short* com DV01 neutro incluindo custos de corretagem

Volatilidade	0,60%
Sharpe	-16,39%
Sortino	-17,41%
<i>Max Drawdown</i>	-2,30%
<i>Max Drawdown</i> (ajuste pela vol.)	-381,29%

Fonte: Elaborado pelo autor

Com um retorno acumulado de -1,68% em 18,5 anos de amostra, este resultado foi de aproximadamente 285 bp inferior à estratégia idealizada que não incluía os custos transacionais, o que mais uma vez comprova que na prática essa operação não seria viável, já que as despesas envolvidas na execução dela acabam sendo maiores do que os ganhos obtidos na coleta do prêmio de risco ajustado pelo DV01. Apesar disso, a volatilidade dos retornos não sofreu mudanças significativas.

Além dos indicadores de performance citados, a tabela 4 mostra que os índices de Sharpe e Sortino são as métricas em que se notam as maiores variações negativas, resultados dos retornos negativos elevados ao longo da amostra, por mais que a volatilidade tenha permanecido constante. Com um valor de -16,39%, o índice de Sharpe apresentou uma variação de -2.596 bp em relação à estratégia sem custos transacionais. Esse delta foi ainda maior ao se comparar o índice de Sortino de ambas análises, no qual o índice observado foi de -17,41%, -2.742 bp inferior a primeira abordagem estudada.

Apesar de o retorno acumulado da estratégia ao longo do tempo ser negativamente inclinado, o *maximum drawdown* e o *maximum drawdown* ajustado pela volatilidade foram próximos aos observados na estratégia sem corretagem, principalmente pela grande queda de retorno entre 2001 e 2003, observadas nas duas abordagens. Com as despesas de corretagem, o *maximum drawdown* observado foi de -2,30%, cerca de 10 bp inferior ao primeiro caso enquanto que o *maximum drawdown* ajustado pela volatilidade observado foi de -381%, -1.520 bp abaixo do caso padrão sem corretagem.

Durante o período entre 2001 e 2003, a estratégia teve uma performance muito inferior quando comparada ao resto da amostra, perdendo valor em relação ao seu início e influenciando negativamente nos resultados acumulados e métricas de performance de todo a vida da operação. Assim, esse período será removido da amostra para que a estratégia possa ser analisada com maiores detalhes a partir de janeiro de 2004 considerando um período de volatilidade menos acentuada do que a vista durante os eventos dos primeiros 3 anos da década de 2000. O foco será apenas na estratégia com DV01 neutro, pois foi a que apresentou melhor performance.

Observa-se pela figura 6 que a estratégia é vencedora, apresentando retorno acumulado de 0,9075% em 15,5 anos de amostra, mas ainda inferior ao resultado acumulado de toda a amostra, uma vez que a recuperação do período de performance

negativa e performance positiva acontecem no final do período entre 2001 a 2003 que foi removido da amostra. Entretanto, o nível de oscilação reduzido na performance permitiu obter métricas de performance muito superiores as obtidas na tabela 2.

Analisando as métricas de performance da nova estratégia na tabela 5, inicialmente verifica-se que a volatilidade do movimento foi reduzida de 0,60% para 0,18%, ou seja, uma redução de 42 bp que é aproximadamente 3,3 vezes inferior ao valor inicial. Essa grande redução é explicada devido ao menor nível de oscilação de performance ao longo do tempo, uma vez que na estratégia com toda a amostra, os resultados foram muito voláteis nos primeiros 3 anos da amostra, o que propagou a todas as métricas da mesma.

Como consequência do menor nível de volatilidade, o índice de Sharpe apresentado pela estratégia foi de 31,83%, cerca 2.226 bp superior e de 3,3 vezes o índice apresentado pela estratégia para toda a amostra. De maneira similar, o índice Sortino nesta operação a partir de 2004 foi superior a um nível de 37,42%, 2.741 bp acima e cerca de 3,74 vezes o valor do índice da estratégia para o período completo. Como novamente os índices de Sortino foram superiores ao de Sharpe para ambas as estratégias, constata-se que a volatilidade apenas dos retornos negativos foi inferior ao da amostra como um todo e consequentemente dos retornos positivos.

De maneira similar ao que foi observado na estratégia *long-short* para toda a amostra incluindo custos de corretagem, os resultados e indicadores da estratégia iniciando em 2004 e incluindo custos transacionais obteve métricas muito inferiores ao benchmark em que tais despesas não foram consideradas. Novamente a inclinação média do retorno acumulado no tempo foi negativa, conforme figura 7, entretanto, sem grandes oscilações dos retornos como as vistas durante o período entre 2001 e 2003, mantendo o nível da volatilidade mais baixo em 0,19%, apenas 1 bp acima em relação à estratégia iniciada em 2004 sem custos de corretagem apresentada na tabela 5.

O retorno acumulado ao final da amostra foi de -1,52%, 243 bp abaixo da mesma estratégia sem custos. Mesmo desconsiderando o período de grande volatilidade e retornos negativos, os custos de corretagem inviabilizam a execução da estratégia no longo prazo, fazendo com que ela seja perdedora.

Figura 6: Retorno acumulado para estratégia comprada no DI1 de 6m e vendida no de 1m com DV01 neutro a partir de Jan/2004



Fonte: Elaborado pelo autor

Tabela 5: Métricas da estratégia *long-short* com DV01 neutro iniciando em Jan/2004

Volatilidade	0,18%
Sharpe	31,83%
Sortino	37,42%
<i>Max Drawdown</i>	-0,79%
<i>Max Drawdown (ajuste pela vol.)</i>	-433,78%

Fonte: Elaborado pelo autor

A tabela 6 mostra as outras métricas de performance analisadas para a estratégia sem corretagem embutida. Como consequência dos menores níveis de volatilidade combinado a retornos negativos, os índices de Sharpe e Sortino tiveram reduções consideráveis quando comparadas ao caso sem os custos transacionais. O índice de Sharpe obtido de -54,72%, valor -8.655 bp inferior ao verificado na tabela 5, enquanto que o índice de Sortino apresentou uma variação ainda maior, apresentando uma redução de 10.172 bp e valor de -64,30%. As variações desses dois índices entre as tabelas 5 e 6 representando as estratégias sem e com custos de corretagem a partir de 2004, respectivamente, foram muito superiores às variações encontradas entre as estratégias para todo o período da amostra desde 2001.

Figura 7: Retorno acumulado para estratégia comprada no DI1 de 6m e vendida no de 1m com DV01 neutro a partir de Jan/2004 incluindo custos de corretagem



Fonte: Elaborado pelo autor

Em linha na piora das métricas de performance, o *maximum drawdown* verificado foi de -2,03%, apresentando uma variação de -124 bp em relação ao apresentado na tabela 5. Entretanto, o MDD ajustado pela volatilidade observado foi de -1094,98%, amplificado pelo baixo valor da volatilidade dos retornos, e que variou -66.121 bp em relação à estratégia sem custos transacionais.

Tabela 6: Métricas da estratégia long-short com DV01 neutro iniciando em Jan/2004 incluindo custos de corretagem

Volatilidade	0,19%
Sharpe	-54,72%
Sortino	-64,30%
<i>Max Drawdown</i>	-2,03%
<i>Max Drawdown (ajuste pela vol.)</i>	-1094,98%

Fonte: Elaborado pelo autor

4.3. Expectativas de política monetária ajustadas pelo risco

De maneira a melhor compreender como cada uma das 5 métricas listadas se comporta em termos preditivos, foram compilados em gráficos 4 momentos diferentes da série histórica da taxa DI realizada e as 5 cinco ferramentas de previsão utilizadas, sendo em 2 momentos em que os participantes do mercado esperavam uma subida

na taxa básica de juros e 2 momentos em que o mercado precificava uma queda na taxa básica de juros.

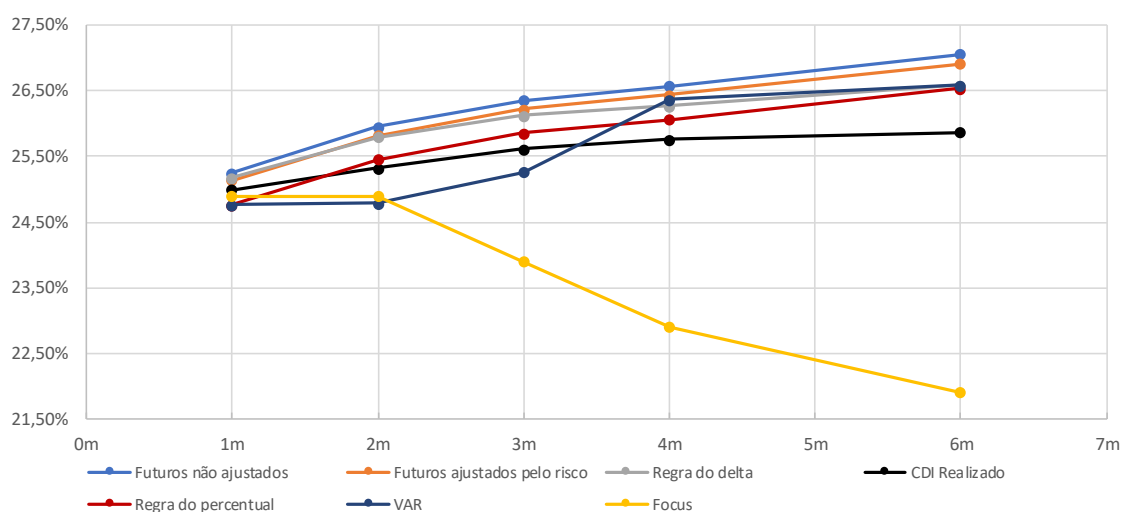
No primeiro cenário referente a Janeiro de 2003 (figura 8), em que o mercado precificava uma alta de juros, o CDI realizado foi inferior ao precificado pelo mercado naquele momento como a curva de futuros não ajustados mostra, sendo que esta apresentou um grande erro de previsão. A curva de futuros ajustada derivada do modelo desenvolvido neste trabalho a partir da regressão múltipla obteve menores erros de previsão, mas ainda esteve próxima das taxas não ajustadas dos contratos futuros. A regra do delta produziu resultados superiores às duas métricas citadas até então, principalmente para os vencimentos mais longos de 4 e 6 meses, devido ao maior ajuste proporcional ao tempo de vencimento. Entretanto, a curva obtida através da regra do percentual foi que apresentou melhores resultados no intervalo entre 2 e 6 meses, apresentando os menores erros de previsão, principalmente devido à grande defasagem entre o precificado pelo mercado e o realizado, permitindo que um percentual da taxa, deslocasse a curva em nível e se aproximasse do realizado. Os valores previstos pelo modelo do VAR apresentaram resultados que não se aproximaram à curvatura e nível da curva realizada em seu maior intervalo de tempo (entre 1 e 4 meses), resultando em erros de previsão negativos entre 1 e 3 meses e positivos no intervalo remanescente.

Em direção oposta a maior parte das métricas, as estimativas oriundas da pesquisa Focus previam um corte nos juros futuros, sendo todos os seus vértices subestimando o que a curva de juros, os futuros ajustados pelo risco, as regras do delta e do percentual precificaram e que efetivamente se realizou a partir do CDI. As divergências entre todas as métricas e o CDI realizado se tornaram ainda maiores a partir do vértice de 4 meses, chegando a mais de 450 bp em 6 meses. Dado que os dados da pesquisa são uma mediana, pode-se afirmar que provavelmente havia muita divergência em relação ao rumo da política monetária, sendo a discordância crescente conforme os vértices se tornavam mais longos.

No segundo cenário referente a Janeiro de 2007, o mercado esperava uma queda das taxas de juros, o que de fato se concretizou conforme figura 9, sendo o CDI realizado muito próximo ao que a curva de futuros não ajustados mostrava naquela ocasião, sendo esta a que apresentou menores erros de previsão. O modelo de futuros ajustados pelo risco apresentou uma performance muito próxima da primeira

citada e conseqüentemente resultou em pequenos erros de previsão. Ambas as regras do delta e do percentual apresentaram erros de previsão maiores justamente por possuírem um viés, justamente derivado do histórico, de sempre projetarem uma previsão de taxa DI abaixo da precificada pelo mercado na curva de futuros. Como nesse cenário o CDI realizado ficou muito próximo, a regra do delta se destaca negativamente dado o fato de o ajuste feito nos vértices mais longos serem proporcionalmente maiores aos feitos nos vértices mais curtos. Neste caso, a estimativa pelo VAR gerou erros de previsão positivos em toda a curva, próximos aos erros cometidos, em valores absolutos, pelos modelos da regra do percentual e do delta até o vértice de 4 meses. O vértice de 6 meses apresentou um erro de previsão de mais de aproximadamente 250 bp que destoa de todos os outros modelos de previsão.

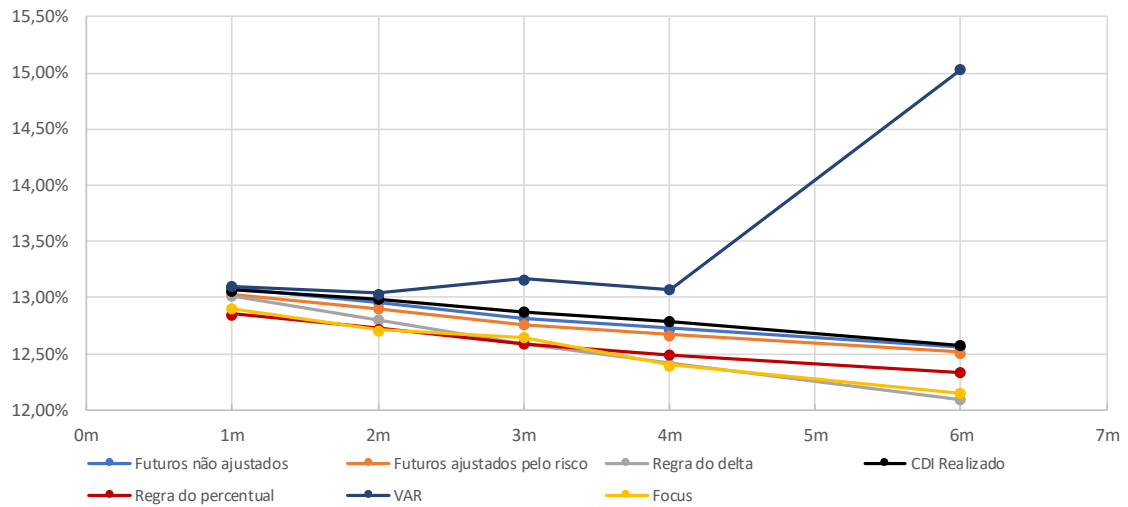
Figura 8: Modelos de expectativa de CDI referente a Jan/2003



Fonte: Elaborado pelo autor

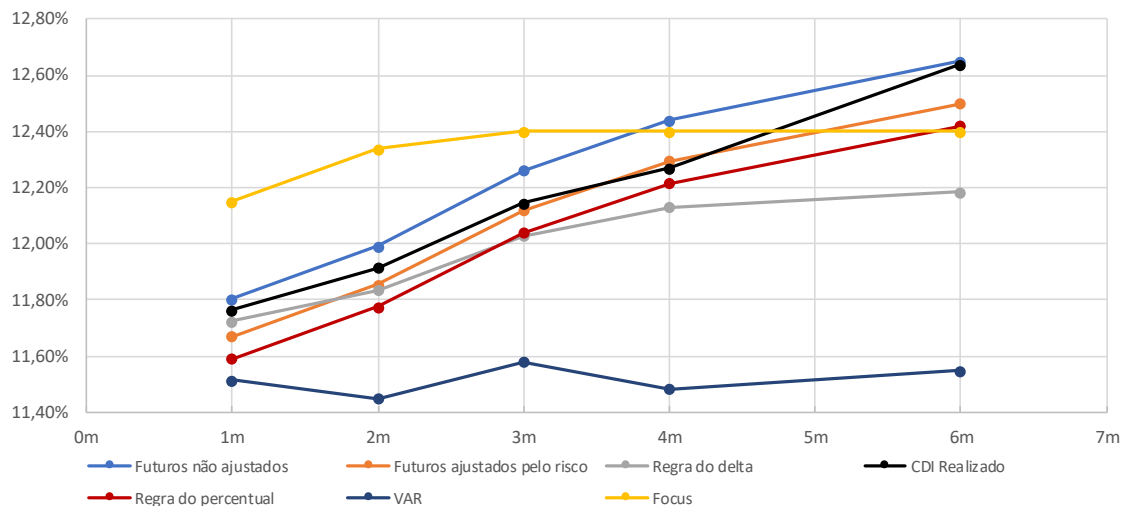
Neste cenário, a pesquisa Focus esteve bem mais próxima das estimativas das outras métricas quando comparada ao caso de 2003 previamente analisado. Entretanto, novamente a mediana do mercado subestimava o que seria realizado principalmente quando comparado ao aos futuros não ajustados e o próprio CDI realizado, assumindo que o nível da redução dos juros seria maior que a precificada por todas as métricas e que de fato foi verificado pela taxa DI realizada.

Figura 9: Modelos de expectativa de CDI referente a Jan/2007



Fonte: Elaborado pelo autor

Figura 10: Modelos de expectativa de CDI referente a Jan/2015

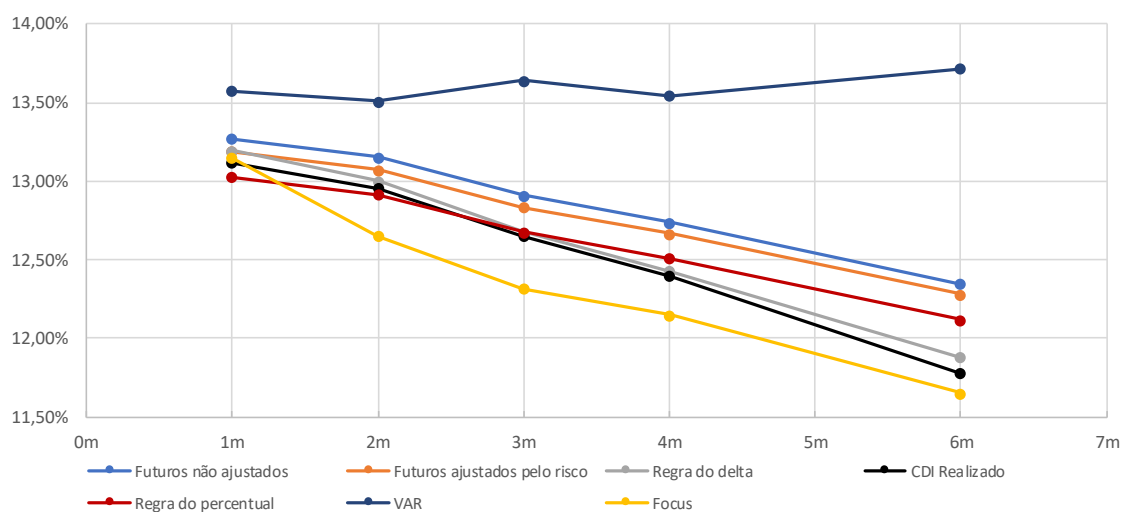


Fonte: Elaborado pelo autor

O terceiro cenário referente a janeiro de 2015 (figura 10), o mercado novamente precificava um aumento nas taxas de juros, mas diferentemente do ocorrido em 2003, o CDI realizado não se distanciou tanto das expectativas de mercado. A curva de juros derivada dos futuros não ajustados gerou erros de previsão positivos em todo o período. O modelo dos futuros ajustados pelo risco apresentou bons resultados e baixos erros de previsão na média, apenas se distanciando do realizado no vencimento de 6 meses. O modelo utilizando a regra do delta apresentou baixos erros de previsão nos primeiros dois vencimentos, mas por concepção, os erros de previsão acabaram aumentando sua magnitude, principalmente pelo fato da curva realizada ter

vido próxima a prevista pelos futuros não ajustados. Os valores estimados pelo modelo da regra do percentual apresentaram os menores erros de previsão quando a curva de futuros não ajustados se distanciou mais do realizado, entre os vencimentos de 2 e 4 meses. Já os valores estimados pelo modelo do VAR divergiram em nível, inclinação e curvatura em quase todos os vencimentos, tendo apresentando maiores erros de previsão nos vértices mais longos.

Figura 11: Modelos de expectativa de CDI referente a Jan/2017



Fonte: Elaborado pelo autor

Na visão de 2015, o mercado estimava via pesquisa Focus que o nível da taxa DI ficaria estável próximo de 12,40% entre 3 e 6 meses e crescente a partir de próximo de 12,20% para 1 mês. Enquanto todas outras métricas previam um crescimento das taxas de juros futuros com inclinação positiva, abaixo da mediana da pesquisa, exceto para o vértice de 6 meses no qual quase todas as métricas previam um nível maior que a pesquisa. O CDI realizado seguiu o nível e inclinação muito próximos das métricas analisadas, sendo o resultado do Focus mais uma vez equivocado quanto ao caminho da política monetária.

O quarto cenário analisado, referente ao período de janeiro de 2017, também era previstos cortes nos juros, conforme evidenciado pela curva negativamente inclinada dos futuros não ajustados na figura 11. Mais uma vez, o CDI realizado foi inferior ao previsto naquele momento, sendo o erro de previsão para os futuros não ajustados crescente em módulo com o aumento do tempo de vencimento dos contratos. O modelo dos futuros ajustados pelo risco obteve resultados melhores do

que o primeiro mencionado, com erros de previsão menores, sendo esta curva quase uma representação da primeira deslocada quase que de maneira paralela para baixo. O modelo derivado da regra do delta foi o que apresentou os menores erros médios de previsão, sendo que quase coincidente com a curva realizada. O modelo a partir da regra do percentual, apesar de ser praticamente uma curva de futuros não ajustados deslocada para baixo, apresentou erros maiores (em módulo) de previsão para o vértice de 6 meses, entretanto apresentou erros menores do que os dois primeiros modelos previamente citados. Novamente o modelo utilizando VAR divergiu do CDI realizado e da curva de futuros, uma vez que previu que seria realizada uma curva *flat* próxima do nível de 13,50%. Conseqüentemente, dada a inclinação da curva realizada, os erros de previsão foram crescentes com o aumento do tempo de vencimento dos contratos futuros.

Na perspectiva analisada de 2017, mais uma vez a mediana do mercado obtida através da pesquisa Focus apresentou dados abaixo das precificações das outras métricas, sendo mais de 50 bp inferior a estimativa embutida na curva de juros não ajustada. Entretanto dessa vez, quase todas as métricas previram com sucesso a direção e nível de corte que a taxa básica de juros seria reduzida, enquanto elas estimaram um nível final maior do que o CDI realizado, a pesquisa Focus previu um nível de taxa que foi inferior ao que foi observado como realizado pela taxa DI no período do primeiro semestre de 2017.

Todas essas observações podem ser sumarizadas na tabela 7, na qual cada uma das métricas utilizadas para se prever a taxa DI realizada tem compiladas os erros de previsão médio por vértice de contrato além da raiz do erro quadrático médio (RMSE), medida de erro comumente utilizada para analisar o nível de ajuste de um modelo.

Observa-se que o modelo dos futuros ajustados pelo risco obteve o menor erro de previsão (em módulo) e raiz do erro quadrático médio entre todos os modelos analisados para o vencimento de 1 mês. Além disso, apresentou os menores RMSE para os vencimentos de 2, 3 e 6 meses, o que mostra que o modelo apresenta menores desvios do que os outros. Entretanto, os erros de previsão médio desse modelo aumentam com o tempo de vencimento contrato, comportamento similar ao apresentado pelo modelo dos futuros não ajustados, no qual se nota um erro de

previsão cerca de pelo menos 8 bp maior em relação ao dos futuros ajustados pelo risco.

Tabela 7: Expectativas de política monetária por cinco metodologias (erro e RMSE em bp)

	Futuros não ajustados		Futuros ajustados pelo risco		Regra do delta	
	Erro de previsão médio	RMSE	Erro de previsão médio	RMSE	Erro de previsão médio	RMSE
1m	8,29	27,80	0,00	21,57	0,52	26,54
2m	13,68	39,21	5,22	30,56	-1,85	36,79
3m	22,07	62,69	14,17	52,41	-1,23	58,69
4m	23,06	62,02	16,15	55,46	-8,01	58,13
6m	53,10	117,78	43,67	102,77	6,49	105,33

	Regra do percentual		VAR		Focus	
	Erro de previsão médio	RMSE	Erro de previsão médio	RMSE	Erro de previsão médio	RMSE
1m	-15,61	29,51	-3,94	29,18	-0,25	24,92
2m	-10,32	35,50	-4,09	43,58	-5,84	38,52
3m	-2,10	54,99	22,29	80,23	-14,19	65,88
4m	-1,24	54,70	12,35	75,04	-21,12	83,33
6m	28,32	103,52	58,62	181,34	-23,84	105,87

Fonte: Elaborado pelo autor

O modelo que utiliza a regra do delta foi o que apresentou os menores níveis, em valores absolutos, dos erros médios de previsão conforme verificado nas figuras 8 a 11, em que o modelo se ajustou bem ao realizado. Porém, a raiz do erro quadrático médio foi a terceira menor em todos os vencimentos, com exceção do vencimento em 1 mês no qual ele apresentou o segundo menor RMSE. Apesar disso, considerando os valores de RMSE do modelo de futuros ajustados pelo risco, observa-se que a maior diferença entre ambos é de apenas 6 bp. Portanto pode-se dizer que o modelo que utiliza a regra do delta possui maior precisão, mas maior dispersão que o de futuros ajustados pelo risco. Entende-se que a regra do delta poderia apresentar resultados ainda melhores caso considerasse intervalos de tempo menores ao da amostra aqui estudada para considerar o nível de ajuste, pois dado os alto níveis de taxas de juros ocorridos no Brasil nos últimos 19 anos, sua volatilidade e o baixo nível recorde atingido em 2019, o ajuste proposto de 7,77 bp por mês se torna muito mais material a um nível de juros de 5,5% do que quando o CDI atingiu valores superiores a 20%.

O modelo de previsão utilizando a regra do percentual apresentou baixos erros de previsão para os contratos de vencimento de 3 e 4 meses, sendo que para este último o erro médio de previsão foi o menor de todos os modelos. O erro médio para o contrato de 6 meses foi o segundo menor entre os modelos, apesar de que em

valores absolutos não ter sido tão desprezível. O pior resultado deste modelo foi o erro de previsão para o contrato de 1 mês, sendo este o maior erro para este vencimento para todas as métricas analisadas. A raiz do erro quadrático médio para o prazo de 2 meses é a segunda menor observada, apenas maior do que o RMSE dos futuros ajustados pelo risco, entretanto este vencimento apresenta o segundo maior erro médio de previsão. Apesar dos bons resultados médios, este modelo não seria a melhor escolha para se estimar o CDI de 1 mês, dada melhor performance dos outros modelos.

O modelo baseado no VAR, com exceção dos erros de previsão para os contratos de 1 e 2 meses, que foram baixos, em valores absolutos, os outros erros foram, em sua maioria, mais altos que os outros modelos, além de apresentar os maiores RMSE entre os analisados para todos os vencimentos (menos para o vencimento de 1 mês). Corroborando o fato de que esse modelo teve o pior ajuste à curva realizada como visto nas figuras 8 a 11, esta metodologia seria a menos recomendável entre todas as estudadas.

O relatório Focus apresentou, em média, valores absolutos de erro de previsão intermediários comparados aos modelos analisados. Para os vencimentos de 1 e 6 meses, apresentou o segundo menor erro de previsão e segundo e terceiro menor RMSE. Para os outros prazos, o Focus não conseguiu prever com elevada precisão e baixa dispersão, apresentando resultados inferiores aos outros modelos. Uma possível explicação é que se utilizou a mediana da pesquisa e, em geral, há uma grande dispersão nas opiniões em relação ao rumo da política monetária, crescente com o aumento dos prazos.

Ao considerar a pesquisa Focus como o parâmetro a ser comparado, a tabela 8 contém os erros de previsão médio e a raiz do erro quadrático médio das outras metodologias de previsão avaliadas até então. De maneira geral, nota-se que para os vértices entre 3 e 6 meses, todas as metodologias cometem erros de previsão positivos, ou seja, estimam valores de taxas de juros superiores ao que a mediana da pesquisa demonstra. Já para o vértice de 1 mês, todas as metodologias estimam, na média, taxas de juros abaixo da previsão do Focus, com exceção dos futuros não ajustados. Finalmente para o vencimento de 2 meses, os futuros não ajustados e os futuros ajustados pelo risco são as únicas duas metodologias que fornecem previsões

acima do consenso de mercado via Focus, enquanto todas as outras apresentam previsões abaixo da pesquisa.

Tabela 8: Comparação da previsão entre a pesquisa Focus e outras metodologias (erro e RMSE em bp)

	Futuros não ajustados		Futuros ajustados pelo risco	
	Erro de previsão médio	RMSE	Erro de previsão médio	RMSE
1m	5,40	29,50	-2,03	26,35
2m	14,86	49,08	7,42	44,12
3m	27,65	78,36	20,85	69,19
4m	33,98	89,48	28,30	86,16
6m	69,22	171,34	60,60	156,83

	Regra do delta		Regra do percentual	
	Erro de previsão médio	RMSE	Erro de previsão médio	RMSE
1m	-2,37	29,10	-18,01	32,44
2m	-0,68	46,78	-8,57	43,78
3m	4,34	73,45	4,14	68,53
4m	2,90	82,83	10,37	78,04
6m	22,61	158,36	45,08	156,17

Fonte: Elaborado pelo autor

No vencimento de 1 mês, o menor erro médio e raiz do erro quadrático médio são observados ao se utilizar o modelo com os futuros ajustados pelo risco. No vértice de 2 meses, o menor erro médio foi encontrado no modelo apresentado pela regra do delta, enquanto que a menor variação do RMSE foi encontrada em relação à regra do percentual. Já no vencimento de 3 meses, o menor erro foi resultado do modelo da regra do percentual enquanto que o menor RMSE para esse tenor foi encontrado ao se utilizar os futuros ajustados pelo risco. Para os vértices de 4 e 6 meses, os menores erros de previsão foram notados ao se empregar a regra do delta e os menores RMSE ao se usar a regra do percentual.

O modelo com futuros não ajustados foi o que apresentou os maiores erros médios de previsão em módulo para todos os vértices, com exceção do vencimento de 1 mês. De maneira similar, o mesmo comportamento é observado para a raiz do erro quadrático médio. Conforme esperado, esse resultado não diverge das expectativas iniciais, dado que as taxas dos contratos futuros estão contaminadas pelo prêmio de risco e nem sempre vão representar o que é a mediana das estimativas

do mercado, dado que o preço desses ativos será muito mais volátil do que a opinião dos agentes.

A utilização dos futuros ajustados pelo risco exibe baixos erros de previsão em valores absolutos para os primeiros dois vértices, apresentando o menor erro médio de previsão para o vencimento de 1 mês e o segundo menor para o de 2 meses. Para os vencimentos seguintes, apresenta o terceiro menor erro de previsão médio, sendo melhor apenas que os futuros não ajustados, assim como observado para o erro quadrático médio. Esse resultado permite observar que, considerando todos os dados macroeconômicos e financeiros utilizados para a obtenção do prêmio de risco utilizado no ajuste das taxas dos futuros, uma parcela dos agentes de mercado considera outros indicadores da economia ou utiliza de outros mecanismos de análise, como a análise técnica, para formação das expectativas e decisões de operação.

A regra do delta desenvolvida neste trabalho apresentou os menores erros de previsão médio para os vértices de 2, 4 e 6 meses, enquanto que para os vencimentos de 1 e 3 meses foi o segundo menor. Já a raiz do erro quadrático médio se coloca apenas como o segundo ou terceiro menor entre todos os comparados.

Já a regra do percentual, exibe o pior erro de previsão para o vértice de 1 mês e o segundo pior no de 2 meses. A partir do vencimento de 3 meses, nota-se uma melhora e este modelo apresenta o segundo menor erro de previsão médio.

De modo geral, pode-se afirmar que a regra do delta é a metodologia que melhor representa as expectativas do mercado representadas pela mediana da pesquisa Focus, sendo ela uma versão da curva de juros deslocada em nível, sendo o nível de deslocamento proporcional ao tempo de vencimento do vértice e determinado baseado no histórico dos futuros de DI1. Além disso, essa afirmação se torna factível dado que a maior parte das movimentações das curvas de juros são devido a deslocamentos no nível das mesmas, conforme previamente constatado inicialmente por Litterman & Scheinkman (1991) e confirmado para Brasil por Silveira & Bessada (2003). A utilização da regra do delta como aproximação para a pesquisa Focus, fornece uma possibilidade para que os agentes de mercado façam estimativas antecipadas dos resultados do relatório e antecipem tendências a serem precificadas pelo mercado.

4.4. Surpresa da política monetária verificada e sua influência em outros ativos

Uma vez calculados os choques de política monetária pelos modelos de Rudebusch (1998) e o de Kuttner (2001) adaptado por Gonçalves Junior & Eid Junior (2011), os resultados com as principais métricas estatísticas obtidas são mostradas na tabela 9.

Tabela 9: Resumo da estatística dos choques de política monetária por modelo e as alterações do COPOM como referência

	Variação Diária Kuttner (2001)	Variação Mensal Rudebusch (1998)	COPOM
Média (bp)	1	-8	-5
Mediana (bp)	1	-2	0
DP (bp)	17	27	64
Max (bp)	84	102	300
Min (bp)	-70	-210	-250
Curtose	9	28	7
Assimetria	1	-4	1

Fonte: Elaborado pelo autor

O modelo de Rudebusch (1998) foi o que apresentou um valor médio de surpresa de -8 bp, maior em módulo do que o outro modelo avaliado, inclusive maior que a média de todas as movimentações do COPOM, mesmo considerando que este último não avalia somente o nível de surpresa, mas todas as variações em total. Esse resultado era esperado, uma vez que considera a diferença numa granularidade mensal entre o CDI realizado e a taxa do contrato futuro, ou seja, abrange um intervalo de tempo muito superior ao período entre a reunião do COPOM e abertura do mercado no dia seguinte, sendo esse valor encontrado influenciado por outros fatores macroeconômicos e expectativas para mais de uma reunião do Comitê de Política Monetária. Além disso, como previamente afirmado na seção 3, esse modelo é contaminado pelo prêmio de risco existente no mercado futuro de DI1. A média dos choques pelo modelo de Rudebusch (1998) também é pouco maior que a média de todas as variações das reuniões do COPOM, de -5 bp. Essa diferença pode ser justificada uma vez que em diversas reuniões não houve nenhuma modificação da

taxa básica de juros, mas houve surpresa em algum nível nas expectativas do mercado.

Comparativamente aos resultados obtidos para o mesmo modelo por Piazzesi & Swanson (2008), estes autores encontraram um valor médio de -3 bp, o que é uma diferença pouco material, dado que o prêmio de risco encontrado para o contrato futuro de 1 mês de Fed funds era de 35 bp, enquanto que o prêmio para esse mesmo vencimento para o contrato DI1 é somente 8,29 bp.

O desvio padrão encontrado no modelo de Rudebusch (1998) foi de 27 bp, foi superior em cerca de 10 bp ao encontrado no modelo de variação das taxas dos contratos nas datas de reunião. Esse resultado também vem em linha com o esperado, tanto por abranger um período maior e ser contaminado pelo prêmio de risco, como os resultados encontrado no trabalho citado de 2008. Naturalmente, o desvio padrão das decisões do COPOM, com um valor médio de 64 bp, é maior que o dobro em relação ao da variação mensal.

O modelo de Kuttner (2001) adaptado por Gonçalves Junior & Eid Junior (2011) apresentou um valor de choque médio de 1 bp, o que indica que no longo prazo, o nível de surpresa médio de acordo com as estimativas do mercado de futuros em relação às decisões do Banco Central é próximo de zero, uma vez que uma parcela das variações realizadas pelo COPOM já estavam incorporadas nos preços dos contratos futuros de 1 mês e que os choques oscilam entre positivos e negativos ao longo do tempo.

Com a apuração dos choques num intervalo de tempo mais preciso, isso reflete-se em um desvio padrão de apenas 17 bp, inferior aos outros dois parâmetros analisados previamente. Entretanto, ao se comparar com os resultados obtidos pelos dois modelos em Piazzesi & Swanson (2008), tanto o modelo de Rudebusch (1998) quanto o de Kuttner (2001), além de apresentarem valores médios superiores em módulo, também apresentaram desvio padrão superiores, sendo este igual 11 bp e 8,2 bp, respectivamente. Isso pode ser explicado pelo nível de juros de Brasil e Estados Unidos, enquanto no primeiro foram observados níveis de juros elevados superiores a 26% para o CDI, o segundo apresentou valor máximo de 5,98% para a taxa de Fed funds no mesmo período da amostra analisada. Sendo assim, um nível de surpresa maior era esperado para Brasil, uma vez que o nível de juros é superior ao americano, fazendo com que o choque seja de alguma maneira proporcional ao

nível de juros. Uma outra possível explicação para essa desigualdade nos valores da volatilidade dos choques médios seria uma diferença na qualidade da comunicação dos bancos centrais de ambos os países, o que causaria maior variação do nível de surpresa. Entretanto, não é o foco deste trabalho avaliar essa questão, uma vez que outros trabalhos da literatura abrangem este tema em maior detalhe.

Ademais, o modelo de Kuttner (2001) adaptado a Brasil apresentou valores de máximo e mínimo, 84 bp e -70 bp, inferiores (em módulo) ao modelo de Rudebusch (1998), com 102 bp e -210 bp, respectivamente. Os valores de curtose confirmam os níveis desses picos e vales para ambos os modelos, sendo igual a 9 para o primeiro e de 28 para o segundo que apresentou uma distribuição muito mais concentrada em torno da média e com caudas longas em relação ao primeiro modelo, além de estar deslocada para a esquerda, conforme evidenciado pela assimetria negativa. Este resultado, pelas mesmas razões citadas nesta seção, corroboram as expectativas iniciais acerca de ambos os modelos, no qual o modelo para variação diária apresenta menor volatilidade e maior precisão em relação ao de variação mensal. Como ambos os modelos propõem a quantificação dos choques inesperados de política monetária, observa-se que esses picos de máximo e mínimo observados são inferiores, como esperado, aos obtidos nas alterações propostas pelo COPOM, que representam a mudança integral da taxa Selic meta; no qual foram observados máximo e mínimo iguais a 300bp e -250bp, respectivamente. As observações de pico e vale entre o modelo de Kuttner (2001) e as alterações do COPOM não coincidem, o que indica que os maiores choques acontecem em momentos que as mudanças da taxa básica de juros esperadas pelo mercado não ocorreram na intensidade prevista, não ocorreram ou ocorreram no sentido contrário, intensificando a divergência entre expectativa e realizado.

Posto que o modelo de Kuttner (2001) adaptado por Gonçalves Junior & Eid Junior (2011) apresentou estimativas mais precisas, os resultados deste modelo serão utilizados para se performar as regressões propostas na seção 3.6. Os coeficientes obtidos a partir das regressões da variação diária das taxas dos contratos futuros de DI1 na data da reunião do COPOM e no dia seguinte em função dos choques de política monetária são exibidos na tabela 10.

Tabela 10: Regressão das variações das taxas dos contratos futuros de DI1 em função das surpresas de política monetária nas datas de reunião do COPOM

	2m	3m	4m	6m
Constante	0,70	1,18	1,71	1,85
(T Estatístico)	(0,33)	(0,51)	(0,68)	(0,88)
Valor-p	0,740	0,610	0,498	0,380
Δx_t^u	0,84	0,93	1,00	0,40
(T Estatístico)	(1,90)	(2,00)	(2,00)	(0,89)
Valor-p	0,058	0,046	0,045	0,372
R ²	0,20	0,21	0,21	0,04

Fonte: Elaborado pelo autor

A partir da tabela 10, pode-se verificar que para os quatro vencimentos analisados, a constante da regressão não foi estatisticamente significativa em nenhum dos casos. Em contrapartida, o fator de choque de política monetária para explicar as variações nas taxas dos contratos futuros foi significativo a um nível de 10% para o vencimento de 2 meses e de 5% para os vencimentos de 3 e 4 meses. Uma surpresa na política monetária de 1 bp causa, na média, uma variação de aproximadamente 0,84 bp, 0,93 bp e 1,00 bp nas taxas dos contratos futuros de DI1 com vencimentos de 2, 3 e 4 meses, respectivamente.

O R² para as três primeiras maturidades analisadas se manteve praticamente constante, apresentando o valor de 20% para os contratos de 2 meses e de 21% para os vencimentos de 3 e 4 meses. Nesse ponto, há uma divergência em relação a literatura, pois apesar de não haver estudo similar para os contratos de 2 e 4 meses, se esperava que a significância do fator de choque de política monetária se tornasse menos relevante conforme o aumento do tempo de contrato e uma redução gradual do valor do R². Entretanto, observa-se que o contrato de 4 meses foi o que apresentou o menor valor-p para a variável explicativa de surpresa entre todos os vencimentos e valor equivalente de R² com o vencimento de 3 meses, que conseqüentemente apresentou o segundo menor valor-p da tabela 10. O vencimento de 2 meses, que deveria ser o mais sensível aos choques de política monetária, não foi o que apresentou métricas estatísticas que justificassem a tese inicial. Apesar disso, os resultados estão em linha com as conclusões apresentadas por Zobot *et al.* (2013) nas quais afirma que as surpresas monetárias são relevantes para explicar o movimento das taxas de juros de mercado, principalmente as de curto prazo.

A regressão para a variação da taxa do contrato futuro de 6 meses foi a que apresentou o pior poder explicativo, sendo nem a constante nem o fator de choque estatisticamente significantes, além de apresentar um R^2 de apenas 4%.

Com base em todos os resultados obtidos nesta seção, pode-se afirmar que os choques de política monetária são, na média, próximos de zero ao longo do tempo, sendo em geral inferiores (em módulo) ao movimento total efetuado pelo COPOM, o que mostra que o mercado é capaz de antecipar, ao menos que parcialmente, as mudanças da taxa básica de juros a serem decididas pelo COPOM. Além disso, há evidências de que os choques conseguem influenciar as taxas dos contratos da parte curta da curva de juros. Esses resultados também estão em linha com as conclusões apresentadas por trabalhos precursores no tema como Tabata & Tabak (2004) e Oliveira & Ramos (2011).

5. CONCLUSÃO

Este estudo verificou a existência de excesso de retorno nos futuros de DI1 em relação ao CDI realizado, sendo este excesso de retorno significativo, variável no tempo e possível de ser previsto. Além disso confirmou-se que esse prêmio de risco é contra cíclico, ou seja, é mais elevado nos períodos de recessão econômica. Um participante de mercado teria sido capaz de prever esse excesso de retorno com um R² de aproximadamente 66% utilizando somente variáveis significativas financeiras e macroeconômicas, sendo as variáveis mais relevantes encontradas o delta de 2 meses do IPCA mensal e o delta de 2 meses do índice EMBI+BR.

O prêmio de risco crescente com o tempo de vencimento do contrato permite que um participante do mercado realize uma estratégia vencedora no longo prazo do tipo *long-short* (comprada no contrato de 6 meses e vendida no de 1 mês) e com DV01 neutro para coletar o prêmio de risco maior de um vencimento mais longo em relação ao menor prêmio do vencimento mais curto. Entretanto, essa estratégia teve retorno acumulado de apenas 1,17% em 18,5 anos de amostra com uma volatilidade de 0,60% e um índice de Sharpe de 9,57%. Ao se considerar os custos de corretagem essa estratégia se torna perdedora e inviável na prática, com um retorno acumulado de aproximadamente -1,68% em todo o período.

Sabendo-se da existência dos excessos de retorno, um agente do mercado cometeria um erro sistemático caso os desconsiderasse ao fazer suas previsões para o rumo da política monetária quando analisa a curva de juros derivada do mercado futuro de DI1. Ao se ajustar os futuros de DI1 pelo prêmio de risco encontrado numa regressão múltipla com diversas variáveis financeiras e macroeconômicas, os erros médios de previsão e a raiz do erro quadrático médio reduziram substancialmente. Entre as duas regras sugeridas neste trabalho, a regra do delta foi a que obteve melhor performance, com menores erros de previsão. Entretanto, essa metodologia deve ser recalibrada em intervalos de tempo menores do que o estudado aqui, pois o ajuste feito às taxas dos contratos futuros pode se tornar mais significativos à medida que o nível da curva decresce. Observou-se, na média, que a mediana da estimativa da taxa Selic ajustada do relatório Focus subestima a taxa realizada e que a regra do delta pode ser considerada como uma *proxy* razoável para prever as estimativas do Focus.

Utilizando-se os contratos futuros de DI1 para estimar as surpresas de política monetária decorrente das decisões do COPOM, o modelo de Kuttner (2001) adaptado por Gonçalves Junior & Eid Junior (2011) apresentou maior precisão e menor variação para identificar esses choques. As surpresas possuem forte poder de influência sobre a parte curta da curva de juros analisada, em que se observou que um choque (conforme definido neste trabalho) de 1 bp em relação esperado acarreta em um aumento de aproximadamente 1 bp nas taxas dos contratos futuros de DI1 de 4 meses.

Como sugestões para publicações futuras, possíveis adições a esse trabalho seriam a avaliação dos excessos de retorno na parte longa da curva com inclusão de vencimentos dos futuros de DI1 superiores a 6 meses nas análises, teste de novas variáveis financeiras e macroeconômicas, inclusão de outros custos transacionais e de custódia e obtenção de seus valores históricos para o teste da estratégia, desenvolvimento de uma nova regra capaz de prever o rumo da política monetária de maneira simplificada para uso em tesourarias e fundos do mercado financeiro. Outras contribuições possíveis incluem a adição de novas metodologias de teste para identificar os choques de política monetária, extensão da análise do impacto dos choques a outras classes de ativos ainda não estudadas na literatura, averiguação do nível e variância dos choques por período com estilo de gestão e comunicação de cada presidente do Banco Central do Brasil.

6. REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, C. I. R.; GLASMAN, D. K. What is the Price of Interest Risk in the Brazilian Swap Market? XII Brazilian Meeting of Finance, 2012, São Paulo.
- B3. Base de futuros de DI1. Disponível em: <http://www2.bmf.com.br/pages/portal/bmfbovespa/lumis/lum-sistema-pregao-enUS.asp>. Acesso em: 07 jul. 2019.
- B3. Índice DI. Disponível em: http://www.b3.com.br/pt_br/market-data-e-indices/indices/indices-de-segmentos-e-setoriais/serie-historica-do-di.htm. Acesso em: 07 jul. 2019.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. Focus - Relatório de Mercado. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/publicacoes/focus>. Acesso em: 14 ago. 2019.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. Taxas de juros básicas – Histórico. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/controleinflacao/historicotaxasjuros>. Acesso em: 14 ago. 2019.
- BLOOMBERG. Bloomberg Terminal. Acesso em: 07 jul. 2019.
- BRITO, R. D.; DUARTE, A. J. M. A.; GUILLÉN, O. T. C. O Prêmio pela Maturidade na Estrutura a Termo das Taxas de Juros Brasileiras. Working Paper Series, n. 72, Banco Central do Brasil, 2003.
- CAMPBELL, J. Y.; SHILLER, R. J. Yield spreads and interest rate movements: a bird's eye view. *Review of Economic Studies*, n. 58, p. 495–514, 1991.
- COCHRANE, J. Y.; PIAZZESI, M. Bond risk premia. *American Economic Review*, v. 95, n. 1, p. 138–160, 2005.
- CODACE - Comitê de Datação de Ciclos Econômicos. Comunicado de Datação de Ciclos Mensais Brasileiros. 30 de outubro de 2017. Disponível em: <https://portalibre.fgv.br/estudos-e-pesquisas/codace/>. Acesso em: 08 jul. 2019.
- COOK, T.; HAHN, T. The effect of changes in the federal funds rate target on market interest. *Journal of Monetary Economics*, n. 24, p. 331-351, 1989.
- rates in the 1970s”, *Journal of Monetary Economics*, 24: 331-352.
- COSTA FILHO, A. E.; ROCHA, F. Como o mercado de juros futuros reage à comunicação do Banco Central? *Economia Aplicada*, v. 14, n. 3, p. 265-292, 2010.
- FAMA, E. F.; BLISS, R. R. The information in long-maturity forward rates. *American Economic Review*, n. 77, p. 680–692, 1987.

FERRERO, G.; NOBILI, A. Futures Contract Rates as Monetary Policy Forecasts. *International Journal of Central Banking*, v. 5, n. 2, p. 109-145, 2009.

FONTAINE, J. S. What Fed Funds Futures Tell Us About Monetary Policy Uncertainty. *Staff Working Paper*, n. 61, Bank of Canada, 2016.

FRAZZINI, A.; PEDERSEN, L. H. Betting against beta. *Journal of Financial Economics*, v. 111, n. 1, p. 1-25, 2014.

GONÇALVES JUNIOR, W.; EID JUNIOR, W. Surpresas com relação à política monetária e o mercado de capitais: evidências do caso brasileiro. *Revista de Economia Política*, v. 31, n. 3, p. 435-454, 2011.

GREENWOOD, R.; VAYANOS, D. Bond Supply and Excess Bond Returns. *The Review of Financial Studies*, v. 27, n. 3, p. 663–713, 2014.

GÜRKAYNAK, R. S.; SACK, B.; SWANSON, E. Market Based Measures of Monetary Policy Expectations. *Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper*, n. 4, 2006.

HANSEN, L. P.; HODRICK, R. J. Forward exchange rates as optimal predictors of future spot rates: an econometric analysis. *Journal of Political Economy*, n. 88, p. 829–853, 1988.

HAUSMAN, J.; WONGSWAN, J. Global asset prices and FOMC announcements. *Journal of International Money and Finance*, v. 30, n. 3, p. 547-571, 2011.

HODRICK, R. J. Dividend yields and expected stock returns: alternative procedures for inference and measurement. *Review of Financial Studies*, n. 5, p. 357–386, 1992.

HOROWITZ, J. L. The bootstrap. In: Heckman, J. J., Leamer, E. (Eds.), *Handbook of Econometrics*, v. 5., p. 3160–3228, Elsevier, New York, 2004.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo - IPCA. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/precos-e-custos/9256-indice-nacional-de-precos-ao-consumidor-amplo.html?=&t=series-historicas>. Acesso em: 15 ago. 2019.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo 15 - IPCA-15. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/precos-e-custos/9260-indice-nacional-de-precos-ao-consumidor-amplo-15.html?=&t=series-historicas>. Acesso em: 15 ago. 2019

IPEA - IPEA – INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. EMBI+ Risco-Brasil. Disponível em:

<http://www.ipeadata.gov.br/ExibeSerie.aspx?serid=40940&module=M>. Acesso em: 14 ago. 2019.

KRUEGER, J. T., KUTTNER, K. N., 1996. The fed funds futures rate as a predictor of Federal Reserve policy. *Journal of Futures Markets*, n. 16, p. 865–879, 1996.

KUTTNER, K. N. Monetary policy surprises and interest rates: evidence from the federal funds futures market. *Journal of Monetary Economics*, n. 47, p. 523–544, 2001.

LIMA, A. M. C.; ISSLER, J. V. A Hipótese das Expectativas na Estrutura a Termo de Juros no Brasil: Uma Aplicação de Modelos de Valor Presente. *Revista Brasileira de Economia*, v. 57, n. 4, p. 873-898, 2003.

LITTERMAN, R.; SCHEINKMAN, J. Common Factors Affecting Bond Returns. *The Journal of Fixed Income*, v. 1, n. 1, p. 54-61, 1991.

LUSTIG, H.; ROUSSANOV, N.; VERDELHAN, A. Countercyclical currency risk premia. *Journal of Financial Economics*, v. 111, n. 3, p. 527-553, 2014.

MARÇAL, E. F.; PEREIRA, P. L. V. A Estrutura a Termo das Taxas de Juros no Brasil: Testando a Hipótese de Expectativas Racionais. *Pesquisa E Planejamento Econômico*, v. 37, n. 1, 2007.

MIDDELDORP, M. FOMC Communication Policy and the Accuracy of Fed Funds Futures. *Staff Reports*, n. 461, Federal Reserve Bank of New York, 2011.

OLIVEIRA, F. N.; RAMOS, L. Choques Não Antecipados de Política Monetária e a Estrutura a Termo das Taxas de Juros no Brasil. *Working Paper Series*, n. 238, Banco Central do Brasil, 2011.

PIAZZESI, M.; SWANSON, E. Futures prices as risk-adjusted forecasts of monetary policy. *Working Paper*, n. 23, Federal Reserve Bank of San Francisco, 2006.

PIAZZESI, M.; SWANSON, E. Futures prices as risk adjusted forecasts of monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, n. 55, p. 677–691, 2008.

RUDEBUSCH, G. Do measures of monetary policy in a VAR make sense? *International Economic Review*, n. 39, p. 907–931, 1998.

SACK, B. Extracting the expected path of monetary policy from futures rates. *Journal of Futures Markets*, v. 24, n. 8, p. 733–754, 2004.

- SILVEIRA, G.; BESSADA, O. Análise de componentes principais de dados funcionais: uma aplicação às estruturas a termo de taxas de juros. *Trabalhos para Discussão*, n. 73, Banco Central do Brasil, 2003.
- TABAK, B. M. A note on the effects of monetary policy surprises on the Brazilian term structure of interest rates. *Journal of Policy Modeling*, v. 26, n. 3, p. 283–287, 2004.
- TABAK, B. M.; ANDRADE, S. C. Testing the Expectations Hypothesis in the Brazilian Term Structure of Interest Rates. *Revista Brasileira de Finanças*, v. 1, n. 1, p. 19–43, 2003.
- TABATA, A.; TABAK, B. M. Testando o conteúdo informacional das decisões de política monetária. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 34, n. 2, 207–250, 2004.
- VICENTE, J.; TABAK, B. M. Forecasting bond yields in the Brazilian fixed income market. *International Journal of Forecasting*, v. 24, n. 3, p. 490–497, 2008.
- VIEIRA, F.; FERNANDES, M.; CHAGUE, F. Forecasting the Brazilian Yield Curve Using Forward-Looking Variables. *International Journal of Forecasting*, v. 33, n. 1, p. 121-131, 2017
- ZABOT, U. C; CAETANO, S. M.; CALDEIRA, J. F. Antecipação e Surpresa Monetária e Seus Efeitos nas Taxas de Juros de Mercado. *Economia Aplicada*, v. 17, n. 2, p. 227-249, 2013.

7. APÊNDICE

7.1. Duration

Duration ou duration modificada, é uma medida da sensibilidade de um título a variações paralelas na estrutura a termo de taxas de juros. Ou seja, é a sensibilidade percentual do preço do título em relação a uma variação de 1 bp na taxa do título.

A duration pode ser estimada a partir da duration de Macaulay, que é uma medida da maturidade média de um título. É calculada através da média das datas dos fluxos de caixa ponderada pelo valor presente de cada fluxo. Ela está representada na equação (7.1), em que FC_t é o fluxo de caixa no período t e y é a taxa do título.

$$D_{Macaulay} = \frac{\sum_{t=1}^n t \frac{FC_t}{(1+y)^t}}{\sum_{t=1}^n \frac{FC_t}{(1+y)^t}} \quad (7.1)$$

Logo, a duration pode ser obtida a partir da equação (7.1) e representada como na equação (7.2).

$$D_{Modificada} = \frac{D_{Macaulay}}{(1+y)} \quad (7.2)$$

7.2. DV01

O DV01, também conhecido como *Dollar Value*, é uma medida de risco em renda fixa e é definido como a sensibilidade do preço do título dada uma variação de 1 bp na taxa do mesmo.

É matematicamente obtido através do preço do título e da sua duration modificada, conforme equação (7.3).

$$DV01 = \frac{PU \cdot D_{Modificada}}{10^4} \quad (7.3)$$