

Determinantes da Volatilidade Implícita das Opções de Juros (IDI): a Influência do COPOM

Autoria: Ricardo Ratner Rochman, Paulo Guitti Fernandes Oliveira

RESUMO

Este trabalho investiga quais divulgações econômicas - dentre elas, as alterações das taxas de juros da economia brasileira pelo COPOM, a divulgação de seus documentos oficiais, e as surpresas de dados macroeconômicos - alteram de forma significativa a variável de estudo. Considerando-se o período de agosto de 2007 a maio de 2012, e analisando as opções com vencimento em 126, 189 e 252 dias úteis, possuindo deltas de 25%, 50% e 75%. De todas as variáveis analisadas, a principal variável de destaque é a decisão do COPOM, que altera de forma significativa a volatilidade implícita dessas opções de juros.

1 INTRODUÇÃO

Atualmente, a bolsa de valores brasileira (BM&FBovespa) possui uma vasta gama de produtos derivativos que são oferecidos a seus clientes, dentre os quais os contratos futuros de juros, contratos agrícolas, contratos de opções, entre outros. Tais produtos podem ser divididos em cinco grandes grupos, conforme a classificação da própria bolsa: Futuros, Opções, Opções Flexíveis, Swaps e Contratos a Termo. Dentre os diversos tipos de contratos, Futuros e Opções representavam aproximadamente 90%, em outubro de 2012, do total de contratos em aberto, concentrando a liquidez a poucos derivativos, como os futuros de moedas, de bolsa e de juros, assim como as opções desses três derivativos. Desses três grupos de ativos-objeto, o maior destaque é dado aos contratos de juros (Futuro DI1) e de opções de juros (Opções DI1 e Opções IDI), pois esses três produtos específicos representam cerca de 85% do total. Somente como ilustração do tamanho do mercado das opções IDI, que foram o foco do estudo, o volume negociado no mês de outubro de 2012 foi de 20.413.690 contratos.

Existem, portanto, dois tipos de opções de juros no mercado Brasileiro, sendo a primeira delas as opções sobre as *Forward Rates Agreement* (Opções DI1), cujo ativo objeto é exatamente a taxa *forward* em questão. Essa taxa é denominada como sendo a de juros média de um período específico entre duas datas futuras. No contrato de opções de FRA, o vencimento dessa opção ocorre na data mais curta que forma essa taxa *forward*, sempre no início de cada trimestre. Porém, essas opções não serão alvo do presente estudo.

Uma segunda forma de opção criada pela BM&FBovespa são as opções sobre o índice IDI (opções IDI). Tal derivativo é uma opção asiática, já que o mesmo depende do caminho intertemporal da taxa de juros (SELIC) fixada pelo Banco Central do Brasil (BC). Esse índice é calculado pelo acúmulo diário da taxa de juros interbancária efetiva válida para um dia, conhecida como “CDI over”. Para se calcular o valor futuro desse índice, que será insumo para o cálculo do preço dessa opção, é necessário estimar qual caminho será utilizado pelo BC para efetivar o seu mandato. Sendo assim, o índice depende diretamente das decisões de política monetária brasileira, uma vez que a taxa do CDI segue de forma muito próxima à taxa SELIC efetiva. A estreita relação entre essas duas taxas se dá por arbitragem no mercado interbancário. A taxa CDI é definida como sendo a taxa média ponderada por volume na qual os bancos trocam empréstimos entre si, por um dia, sem a existência de garantias. Já a taxa SELIC efetiva é definida como sendo a taxa pela qual o BC toma emprestada a liquidez excedente do mercado, remunerando esse capital por um dia, tendo títulos do governo como colateral. Sendo assim, referidas taxas não poderiam ser muito divergentes, pois seria possível aplicar o excedente de capital na taxa mais alta, ou tomar capital na taxa mais baixa e aplicar na taxa mais alta, proporcionando uma arbitragem, levando em conta somente o risco de crédito de um dia para tal operação.

Este trabalho tem como principal objetivo definir quais são os eventos que alteram a volatilidade implícita das opções de juros, buscando analisar desde o efeito das reuniões de política monetária e os meios oficiais de comunicação do BC até a divulgação dos principais

dados econômicos brasileiros e estrangeiros.

Sendo assim, o presente estudo está dividido em cinco seções. A segunda parte busca detalhar outros trabalhos que estudaram a relação entre as divulgações das decisões de política monetária ou de outros dados macroeconômicos com diversos outros ativos, explicitando suas motivações e resultados. Na terceira parte, é detalhado como se trabalhou o banco de dados utilizado e qual a metodologia escolhida para a análise. Na seção quatro, são apresentados os resultados obtidos. Na quinta e última seção, é efetuada uma conclusão sobre o trabalho proposto.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Diversos autores, tais como Cook e Hahn (1989), Kuttner (2001), Balduzzi, Elton e Green (2001), entre outros, propuseram-se a estudar quais seriam os efeitos causados pelas alterações nas taxas básicas de juros de um país sobre diversos instrumentos financeiros existentes, dentre os quais: taxas dos títulos de curto prazo, taxas dos títulos de longo prazo, índice sobre a bolsa de valores, futuros de câmbio, volatilidade de tais ativos, entre outros.

Dois dos primeiros autores que efetuaram tal tipo de estudo foram Cook e Hahn (1989). Segundo eles, a alteração da taxa de referência do *Fed Fund* (conhecida por *Fed Funds Target Rate*) pelo *Federal Reserve* poderia gerar uma oscilação de forma significativa nas taxas de juros de curto prazo (nesse caso, os títulos *Treasury Bills* norte-americanos). Eles verificaram, porém, que esse efeito é decrescente quanto mais longo for o vencimento do título. Isto é, quanto mais distante estiver o vencimento do contrato, menor a influência sofrida por tal mudança. Entretanto, em todos os casos, a direção dessa oscilação é a mesma.

Os autores utilizaram o modelo abaixo para a regressão:

$$\Delta R_t = \alpha + \beta \Delta RFF_t + \varepsilon_t \quad (\text{Equação 1})$$

Onde ΔRFF_t é a variação dos *Fed Funds Target Rate* e ΔR_t é a variação da taxa do título de estudo (nesse caso *Treasury Bill* ou *Treasury Bonds*), ε_t se refere ao resíduo e as variáveis α e β são os coeficientes da regressão.

No estudo em questão, os autores obtêm um resultado significativo para todos os vértices analisados utilizando 1% de significância, sendo que, para um título curto (*Treasury Bill*) com vencimento em três meses, o resultado obtido para o coeficiente β é de 0,554. Isto é, para cada 1% de alteração nos *Fed Funds Target Rate*, um título *Treasury Bill* reage 0,554% na mesma direção. Já um título mais longo (*Treasury Bond*), de vencimento em 20 anos nessa análise, apresenta somente uma resposta de 0,098% para o coeficiente, para uma mesma magnitude de alteração dos *Fed Funds*. Em sua análise, os autores utilizaram uma base de dados que contempla o período de setembro de 1974 a setembro de 1979.

Partindo para o estudo de evolução da parte mais longa da curva de juros, Rolley e Sellon (1995) focaram seu estudo nos títulos mais longos da curva norte-americana, dado o resultado da decisão do FED. Para a base dessa análise, os autores partem da premissa de que as taxas de juros longas são formadas em parte pelos juros de curto prazo e, adicionalmente, por uma expectativa dos juros de curto prazo que estarão vigentes no futuro. No resultado do estudo, os autores concluem que as taxas de juros mais longas, analisadas através das taxas *forward*, não se alteram posteriormente ao anúncio da decisão do FED, mas sim o mercado se antecipa a esse movimento. Tal movimento antecipado estaria ligado ao fato de que os agentes procuram indicações sobre a persistência ou transitoriedade desse movimento. A partir de tal premissa, efetuam as suas movimentações para o possível novo ciclo de juros. Nesse estudo, os autores alcançam um resultado significativo para as oscilações das taxas da *Treasury* de 30 anos, de 0,2793 no período de 1987 até 1995, para o teste em que os títulos mais longos antecipam tal movimento. Para o dia da decisão ou após o seu resultado, esses efeitos são menores que o resultado acima citado.

Seguindo um mesmo caminho de estudo, Reinhart e Simin (1997) efetuaram um

trabalho baseado na política econômica americana de 1989 até 1992. Nesse período, o FED efetuou seguidos cortes na taxa básica de juros norte-americana, que partiu de um patamar de 9,50% para atingir 3% ao final do ciclo. Utilizando esses dados, os autores buscaram quantificar os efeitos de tais decisões do FED na curva de juros americana, tanto com os títulos mais curtos quanto com os mais longos, e, não surpreendentemente, chegaram à mesma conclusão de Cook e Hahn (1989): os títulos mais curtos sofrem uma alteração maior quando comparado aos títulos mais longos. Eles justificam tal fenômeno pelo fato de que uma decisão de juros no curto prazo pode ser lida pelo mercado como algo duradouro - uma política de juros, e não apenas uma decisão apartada das outras -, que, dessa forma, levará os juros para um patamar mais baixo ou mais alto.

Procurando outra abordagem ao tema, Rolley e Sellon (1998) testaram se poderia haver diferença de respostas de alguns ativos, caso o resultado da reunião do FED não viesse como o esperado. Como exemplo, pode ser citada a situação em que o comitê não altera sua taxa, embora o mercado esperasse alguma alteração. A fim de estabelecer um modelo para as expectativas de decisões do FED, os autores utilizam como *proxy* as taxas futuras de juros dos *FED funds*. Dessa forma, é possível verificar qual a resposta que os agentes do mercado esperam para a decisão do comitê. Caso o FED seguisse essa expectativa, os preços dos *Bonds* não deveriam se alterar, tomando-se por base a Teoria de Mercados Eficientes.

Os resultados para esses testes mostram que, para os casos nos quais o mercado tem uma expectativa de alteração da taxa básica, expectativa frustrada pelo FED, os títulos de curto prazo sofrem alteração de preço, contendo nessa amostra os *Treasury Bills* de 6 meses até 1 ano. Já para os títulos com vencimentos mais longos, não há resultado significativo, assim como para a bolsa de valores norte-americana. Porém, analisando os resultados da ponta curta de juros, é possível dizer que tal decisão do FED, perante o mercado, é de apenas uma postergação da decisão em alterar os juros, e não mudança de perspectiva para seu rumo.

Ampliando o leque das informações que podem causar alterações nos títulos norte-americanos, Balduzzi, Elton e Green (2001) propõem uma análise com diversas divulgações de dados da economia norte-americana, que podem alterar de forma significativa a curva de juros local, sendo isso visualizado através das *T-Bills*, passando pelas *T-Notes* até os *T-Bonds*. Esses autores também verificaram que, logo após a divulgação desses dados, a volatilidade dos ativos analisados aumenta de forma acentuada, considerando-se a volatilidade dentro do mesmo dia. Com o objetivo de analisar como as surpresas de tais divulgações poderiam interferir nos preços de mercado, o estudo traz um modelo que compara o dado econômico divulgado, sem revisões passadas, com a expectativa do mercado para o mesmo, na data de sua divulgação, e normaliza os dados para que todos possam ser analisados em uma mesma base de comparação. É importante destacar também que no caso norte-americano o *FED* possui um mandato duplo para condução de política econômica, buscando maximizar o emprego e ao mesmo tempo manter a inflação sob controle.

Entre os seus principais resultados, os que se destacaram foram as três variáveis que interferem na *T-Bill* de três meses, sendo estas: o dado de pedidos de bens duráveis, os novos pedidos de seguro desemprego e o número de novas vagas do mercado de trabalho norte-americano (com exceção dos empregos rurais). Já para os títulos com vencimento mais longos, dois *T-Notes* e um *T-Bond* (sendo um título de dois anos, outro de dez e o último de trinta anos para o vencimento), os dados econômicos que, quando divulgados, afetam o seu preço são: índice de preço ao consumidor, as ordens de bens duráveis, o número de novas casas construídas, os novos pedidos de seguro desemprego, o número de novas vagas do mercado de trabalho norte-americano (com exceção dos empregos rurais), o índice de preços para o produtor, a confiança do consumidor, o índice NAPM, a vendas de novas casas americanas e a mediana do M2. Outro foco de análise dos autores é estudar como a volatilidade dos referidos ativos reage a tais divulgações. Nesse caso, notou-se uma grande

volatilidade nos preços desses títulos pré-fixados quando ocorre alguma alteração das taxas dos *Fed Funds*. Finalizando o estudo, os autores concluem que, mesmo tendo diversas variáveis que alteram as taxas de uma forma estatisticamente significativa, a magnitude dessas alterações nas taxas não é alta para os títulos como a *T-Bill* de três meses.

Outro estudo sobre este tema é o trabalho de Kuttner (2001), em que se advoga que as decisões que foram totalmente antecipadas pelo mercado financeiro alteram em muito pouco as taxas dos títulos norte-americanos. Porém, as decisões do comitê de política monetária americana, que não são esperadas pelo mercado financeiro, alteram de forma muito mais significativa. O autor utilizou um modelo de regressão utilizando duas variáveis, sendo uma primeira para analisar a resposta dos títulos em estudo às decisões que vieram conforme o consenso, e outra, para capturar as alterações quando as decisões foram contrárias à expectativa comum. O modelo está descrito abaixo:

$$\Delta R_t = \alpha + \beta_1 \Delta RFF_t^e + \beta_2 \Delta RFF_t^u + \varepsilon_t \quad \text{Equação 2}$$

O que difere esse modelo do utilizado por Cook e Hahn (1989), descrito pela equação 1, é o desmembramento dos eventos analisados (no caso, as decisões do FED) em duas variáveis, sendo que ΔRFF_t^e traz a informação sobre as alterações que eram esperadas pelo mercado, e a variável ΔRFF_t^u traz a informação das alterações das taxas não esperadas. ΔR_t é a variação da taxa do título analisado, ε_t é o resíduo da regressão e α , β_1 e β_2 são os coeficientes da regressão. O resultado obtido nas regressões mostra que, para as reuniões com resultados esperados, não há grandes alterações para os preços dos títulos, sendo apenas significativo para as *T-Bills* de três meses para o vencimento. Porém, mesmo para esse título, a resposta retorna coeficientes muito baixos. Já para os títulos longos, além de um coeficiente baixo, não é estatisticamente significativo.

Quando se trata o modelo com as reuniões que trazem um resultado que surpreende o mercado, a reação obtida pelo coeficiente β_2 é alta e relevante. Também é possível validar a relação obtida por Cook e Hahn (1989), de que essa alteração é mais sensível quanto mais curto for o título em análise. A relação encontrada nesse estudo é de 80 pontos base de oscilação para cada ponto percentual de alteração nas *Fed Fund Rates*, resultado maior quando comparado com o obtido por Cook e Hahn (1989). Já Bomfim (2003) buscou uma relação do mercado de ações norte-americano com os dias ao redor das reuniões regulares do FOMC (comitê de decisão de política monetária norte-americana) também buscando relações com os dias em que as taxas de juros americanas, as *Fed Fund Rates*, foram alteradas. Outro foco desse mesmo estudo foi verificar se ocorria alguma alteração mais relevante da volatilidade desse mesmo mercado. Nesse trabalho, o autor verifica que uma surpresa *hawkish* nas taxas de juros americana, isto é, uma alteração que leve a taxa de juros americana a um patamar maior que o esperado pelo mercado, gera um aumento na volatilidade maior do que se comparado com uma surpresa negativa, ou seja, uma decisão mais *dovish*. Tal resultado também está em linha com a Teoria de Mercados Eficientes, de que somente uma informação nova poderia gerar movimentação nos preços dos ativos, sendo, dessa forma, capturado no teste em análise. É interessante notar, também, que, nos resultados obtidos, é possível verificar um aumento da volatilidade, tanto nos dias anteriores como nos dias posteriores ao das decisões do FOMC.

Dessa forma, o autor conclui que, quando se quer efetuar o estudo de um evento econômico sobre algum ativo financeiro, é importante obter de tais eventos qual o nível de surpresa daquele dado para o mercado, uma vez que este último somente deverá reagir a novas informações, e, portanto, uma decisão totalmente dentro do consenso de mercado não deveria alterar nem os preços, nem a volatilidade desse ativo. Ainda buscando entender quais são as respostas que o mercado financeiro obtém de uma eventual alteração na taxa básica de juros, Bernanke e Kuttner (2005) desenvolveram um estudo no qual investigam uma relação entre as alterações nas taxas de juros norte-americanas e a oscilação de uma carteira de ações.

Os autores utilizam um estudo de eventos a fim de observar qual seria a reação dessa carteira quando o FED efetua uma alteração nas suas taxas. Para tanto, os autores procuram diferenciar as que já foram antecipadas pelos agentes daquelas que os surpreenderam, e, por último, das que mantiveram as taxas de juros inalteradas.

Tabak (2004) efetuou um trabalho sobre a oscilação do mercado de juros brasileiro em relação às decisões do COPOM. O modelo utilizado pelo autor segue a mesma base do proposto por Cook e Hahn (1989), já mostrado pela Equação 1. Os resultados obtidos para o mercado Brasileiro são muito próximos dos obtidos para o mercado norte-americano. As maiores respostas dos juros para as alterações da taxa SELIC se dão nos vértices mais curtos e com magnitudes decrescentes, conforme aumenta o prazo de vencimento do ativo em estudo. Entretanto, nenhum resultado é estatisticamente significativo. Porém, buscando auferir se o mercado antecipa os movimentos desse comitê, o autor executou dois outros testes, analisando as respostas para dois e cinco dias antes do COPOM. Nessa ocasião, o autor verificou que as respostas para cinco dias são significativas para todos os vértices estudados, (um a doze meses). Dessa forma, fica claro que o mercado procura se antecipar às decisões do COPOM, tal como propõe a Teoria de Mercados Eficientes. Por fim, Tabak (2004) busca mostrar que a curva de taxas *forwards* de juros não responde de forma significativa às alterações da taxa de juros fixada pelo COPOM um dia após o seu anúncio, assim como analisado para as taxas simples. Para isso, ele utilizou o diferencial de uma taxa de juros mais longa contra a taxa com um mês para o vencimento. Entretanto, o autor encontrou um resultado significativo para o estudo com cinco dias anteriores ao anúncio. Sendo assim, o estudo sugere que o mercado futuro de juros procura antecipar as decisões desse comitê.

3. METODOLOGIA

Para a realização deste estudo, procurou-se por um modelo que pudesse capturar as oscilações da variável explicada, a volatilidade implícita das opções de juros (IDI). Foi utilizado um modelo base já amplamente empregado por outros autores para estudos de evento, procurando estimar se as divulgações de dados macroeconômicos nacionais e internacionais influenciam a volatilidade esperada pelo mercado para os juros futuros brasileiros. Foi utilizado como base inicial o modelo proposto pelos autores Cook e Hahn (1989), também empregado por diversos outros autores em estudos semelhantes, como TABAK (2004). Tal modelo foi a base para efetuar uma análise de evento sobre a alteração da volatilidade implícita das opções de juros em relação às datas ou surpresas de divulgações de dados econômicos, sendo os principais as reuniões do COPOM e suas comunicações oficiais.

O modelo aqui proposto procura medir qual a intensidade da alteração da volatilidade implícita na data de divulgação dos dados acima mencionados. Essa análise tem como motivação uma percepção de que a volatilidade implícita das opções de IDI com vencimento em até um ano, se comporta de uma maneira típica, principalmente nas divulgações das novas taxas SELIC, tendo, normalmente, um comportamento de queda, independente do nível em que se encontra a volatilidade implícita. O modelo proposto tomou a seguinte forma:

$$\Delta \text{LOG}(V_{\text{impl}})_t = \alpha + \beta_1 \Delta \text{LOG}(Vol_{\text{hist}})_t + \beta_2 \Delta \text{LOG}(VIX)_t + \beta_3 \text{COPOM}_t^{C-1} + \beta_4 \text{COPOM}_t^{C+1} + \beta_5 \text{COPOM}_t^u + \beta_6 \text{ATA}_t^u + \beta_7 \text{ATA}_t^e + \beta_8 RI_t + \beta_9 FED_t + \sum_{i=10}^n \beta_i \Delta D_i^t + \varepsilon_t$$

Equação 3

Sendo Vol_{hist}_t a volatilidade histórica do ativo objeto, nesse caso o *Swap* PróxDI com prazo equivalente a opção analisada, e VIX_t , o índice de volatilidade implícita da bolsa norte-americana. A primeira variável foi utilizada baseando-se no estudo de Balduzzi, Elton e Green (2001), dado que esses autores relataram uma relação entre a volatilidade do ativo objeto dessas opções, as taxas de juros, com as divulgações das novas taxas de juros da

economia. Já o estudo de Bomfim (2003) relaciona as alterações das taxas de juros básica norte-americanas, definida pelo FOMC, com a volatilidade da bolsa local, dessa forma embasando a utilização do índice VIX. Já a variável $COPOM_t^{C-1}$ refere-se aos dias em que é subtraída do período de análise uma reunião do COPOM, dado que isso ocorre no dia subsequente a essa reunião. O termo $COPOM_t^{C+1}$ é outra *dummy* que captura o aumento de número de reuniões desse comitê no período de análise. Essas variáveis controlam o efeito de aumento ou diminuição da quantidade de reuniões no período analisado, sendo isso necessário dado o uso de uma superfície fixa de 126, 189 e 252 dias úteis. A variável $COPOM_t^u$ refere-se à situação em que a decisão do COPOM não sancionou o que os agentes econômicos esperavam, sendo essas três últimas variáveis do tipo *dummy* - tais variáveis detêm valor 1(um) quando ativas, e 0 (zero) quando inativas. As variáveis ATA seguem nomenclatura parecida, sendo um termo, ATA_t^u , correspondente as atas das reuniões em que os agentes do mercado foram surpreendidos com uma decisão não esperada, e ATA_t^e referentes aquelas atas das reuniões nas quais as decisões vieram conforme o esperado. As duas últimas variáveis do tipo *dummy* são: RI, referentes às datas de divulgações do Relatório Trimestral de Inflação, e FED, que faz referência à divulgação da taxa de juros norte-americanas, decidida pelo FOMC. Essa divisão entre as variáveis de estudos que surpreenderam o mercado e as que seguiram suas estimativas veio do estudo de Kuttner (2001), que verificou que é possível obter resultados distintos para a variável que compõe o ativo objeto da opção deste estudo, e portanto, possibilita alterar de forma distinta também as volatilidades implícitas.

Já o termo $\sum_{i=10}^n \beta_i \Delta D_i^t$ se refere às variáveis macroeconômicas que serão testadas em conjunto (dentre as quais estão a produção industrial mensal, vendas no varejo, índice de inflação, taxa de desemprego, taxa de crescimento do PIB, entre outras que serão descritas no próximo capítulo), buscando verificar quais poderiam ser as demais variáveis que oferecem alguma influência no objeto de estudo. É possível utilizar o estudo de Balduzzi, Elton e Green (2001) como base para tais variáveis, pois o mesmo testou diversos dados macroeconômicos e suas implicações na curva de juros norte-americana. Na análise dos dados, serão descritas todas as variáveis macroeconômicas que foram utilizadas neste trabalho. A Tabela 1 apresenta os sinais esperados para as variáveis analisadas na regressão, baseando-se nos estudos citados.

Tabela 1 – Sinais esperados para as variáveis analisadas

Variável Analisada	Resultado esperado na Volatilidade implícita	Fonte
Volatilidade Histórica	Positivo	Balduzzi, Elton e Green (2001)
VIX	Positivo	Bomfim (2003)
COPOM Não Esperado	Positivo	Kuttner (2001)
COPOM C+1	Positivo	Kuttner (2001)
COPOM C-1	Negativo	Kuttner (2001)
Ata Não Esperada	Positivo	Kuttner (2001)
Ata Esperada	Negativo	Kuttner (2001)
RI	Negativo	Kuttner (2001)
FED	Negativo	Kuttner (2001)
Supresa das demais variáveis	Positivo	Balduzzi, Elton e Green (2001)

$\Delta LOG(Vimplit_t)$ é a variável de estudo, que se refere à diferença entre os Logs das volatilidades implícitas descritos no sub item anterior. α e β descrevem os coeficientes desta regressão. Todos os dados que não foram normalizados entraram no modelo em forma logarítmica ou em forma de *dummy*, para que fosse capturada apenas a sua variação nas datas analisadas, seguindo o modelo de avaliação de evento. Os dados em forma logarítmica foram: a própria volatilidade implícita, a volatilidade histórica do *Swap* PróxDI correspondente ao vértice analisado e o índice VIX. Já as variáveis *dummy* correspondem às divulgações da nova

taxa SELIC, à publicação da sua ata e dos relatórios trimestrais de inflação e à decisão de política monetária do FED. Adicionalmente, será realizado o teste Dick-Fuller Aumentado, para verificar a estacionariedade das variáveis analisadas. Também será aplicado o teste de Durbin-Watson, para verificar se não existe autocorrelação dos resíduos, assim como o teste de White para existência de heterocedasticidade. Dessa forma, será empregado um modelo de mínimos quadrados ordinários para estimar tal modelo, utilizando-se também a correção de Newey-West para corrigir uma eventual heterocedasticidade dos resíduos.

Como variáveis de controle, foram escolhidas: a diferença do *log* da volatilidade histórica do *swap* e o índice VIX, pois essas duas variáveis deveriam possuir um bom poder explicativo. A primeira por levar em consideração a diferença de volatilidade passada do ativo objeto, que, de alguma forma, é utilizada pelos agentes para se balizarem para o futuro; e o índice VIX, de volatilidade da bolsa norte-americana, já que uma alteração de tal índice poderia capturar uma mudança brusca de comportamento dos preços externos, o que, de certa forma, poderia alterar os preços dos ativos locais, como, por exemplo, no caso de uma crise externa. Para embasar a utilização dessas variáveis, é possível citar o estudo de Balduzzi, Elton e Green (2001), o qual mostra, em um dos seus resultados obtidos, que a volatilidade dos juros norte-americanos aumenta com a divulgação dos dados econômicos testados. Esse aumento de volatilidade do ativo objeto das opções - os juros - será capturado através da sua volatilidade passada, pelo desvio-padrão do contrato de *Swap* PróxDI de juros. Para capturar o efeito da ação do FED será utilizado o índice VIX.

Proposto um modelo base, parte-se para o estudo de quais variáveis, entre todas as estudadas, modificam de forma significativa a volatilidade implícita dessas opções, em qual magnitude e em qual direção. Por último, serão testados os efeitos defasados que poderiam explicar o movimento das volatilidades implícitas. Todas as componentes serão testadas com defasagens de 1 até 3 dias, buscando verificar se o mercado absorve toda a informação já no primeiro dia de negociação, ou se ela se dissipa entre os dias posteriores à sua divulgação. Para efetuar o estudo proposto foi necessário obter e trabalhar em diversas frentes de conjuntos de dados, sendo eles compostos por uma superfície de volatilidade implícita, a volatilidade histórica dos *Swaps* de PróxDI referentes ao vencimentos analisados (126, 189 e 252 dias úteis), a volatilidade referente ao mercado externo, capturada através do índice VIX, a série de decisões do COPOM, que serão tratadas através de três variáveis do tipo *dummy*, e a respectiva expectativa do mercado, capturada pelo relatório FOCUS do Banco Central do Brasil. Além dessas variáveis, ainda serão utilizadas *dummies* referentes às datas de divulgação das atas das respectivas reuniões e também do Relatório Trimestral de Inflação, divulgado pelo referido banco central, além de uma última, para a decisão do Federal Reserve.

Para complementar o estudo, foram incluídos outros dados macroeconômicos que poderiam de alguma forma alterar a volatilidade implícita de tais opções de juros, sendo os principais: a variação da produção industrial mensal, a variação das vendas no varejo, a variação do índice de inflação, a taxa de desemprego, a taxa de crescimento do PIB, sendo tais dados capturados para a economia local e internacional. Para todos os dados acima mencionados, o período utilizado para análise foi de 01/08/2007 até 14/05/2012.

A Tabela 2 mostra as estatísticas descritivas dos dados sobre as volatilidades de delta 50%, que serão analisados no modelo proposto pela Equação 3 (os dados para os demais deltas não foram exibidos, por serem de menor importância, porém eles também foram insumos para o modelo). A Tabela 3, por sua vez, descreve as *dummies* utilizadas. Por fim, a Tabela 4 descreve as variáveis macroeconômicas.

Tabela 2 – Descrição das principais variáveis sobre volatilidade.

Nome da Série	Descrição	Qtd Dados	Média (%aa)	Mediana (%aa)	Mínimo (%aa)	Máximo (%aa)	Desvio Padrão
Volatilidade Implícita 126/50% Delta	Vol. Implícita do Vértice 126 dias para opções com Delta de 50%	1174	0,22	0,19	0,07	0,94	0,12
Volatilidade Implícita 189/50% Delta	Vol. Implícita do Vértice 189 dias para opções com Delta de 50%	1174	0,41	0,36	0,14	1,43	0,19
Volatilidade Implícita 252/50% Delta	Vol. Implícita do Vértice 252 dias para opções com Delta de 50%	1174	0,65	0,59	0,23	1,94	0,26
Swap 126	Desvio padrão de 21 dias úteis para o Preço Unitário	1174	0,35	0,29	0,07	1,75	0,25
Swap 189	Desvio padrão de 21 dias úteis para o Preço Unitário	1174	0,67	0,56	0,15	3,80	0,49
Swap 252	Desvio padrão de 21 dias úteis para o Preço Unitário	1174	1,05	0,86	0,23	6,06	0,77
VIX	Índice VIX de Volatilidade	1174	26,59	23,41	14,26	80,06	10,87

Fonte: Dados trabalhados pelo autor.

Tabela 3 – Descrição das principais variáveis do tipo *dummy*.

Nome da Série	Descrição	Qtd Dados
COPOMC-1	Variável Dummy para diminuição do número de reuniões do COPOM no período de vencimento de cada opção, válida no dia seguinte da decisão.	38
COPOMC+1	Variável Dummy para aumento do número de reuniões do COPOM no período de vencimento de cada opção, válida no dia seguinte da decisão.	34
COPOM_Surpresa	Variável Dummy para COPOM em que decisão surpreendeu o mercado, válida no dia seguinte da decisão	11
Ata_N_Surpresa	Variável Dummy para ATA da reunião com resultado esperado, válida para o dia da sua divulgação.	27
Ata_Surpresa	Variável Dummy para ATA da reunião com decisão não esperada, válida para o dia da sua divulgação.	11
RI	Variável Dummy para Relatório de Inflação, válida para o dia da sua divulgação	19
FED	Variável Dummy para as reuniões do FED	40

Fonte: Dados trabalhados pelo autor.

Tabela 4 – Descrição das principais variáveis macroeconômicas.

Nome da Série	Descrição	Qtd Dados	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	Desvio Padrão
Prod_Ind_M_BZ	Z-Score para a variação da Produção Industrial Nacional	45	-0,39	-0,23	-4,68	0,99	-
IPCA_M_BZ	Z-Score para a variação do índice IPCA	51	0,07	0,18	-2,81	2,46	-
Vendas_Varejo_A_BZ	Z-Score para a variação das Vendas no Varejo Nacional	57	0,22	0,36	-1,67	3,44	-
Desemprego_BZ	Z-Score para a taxa de desemprego Nacional	49	-0,48	-0,77	-3,97	1,55	-
IGPM_M_BZ	Z-Score para a variação do índice IGPM	55	0,07	0,28	-3,58	2,39	-
PIB_BZ	Z-Score para a variação do PIB Brasileiro	16	0,10	0,22	-2,62	2,22	-
Payrolls_US	Z-Score para a geração de emprego norte-americana	53	-0,18	-0,21	-2,87	2,48	-
PPI_US	Z-Score para a variação do índice de inflação ao produtor norte-americano	52	0,09	0,19	-2,32	3,29	-
Retail_Sales_Less_Autos_US	Z-Score para a variação das vendas no varejo norte-americana	45	-0,07	0,19	-3,23	2,47	-
Housing_Starts_US	Z-Score para o início de novas construções norte-americana	54	-0,09	-0,28	-2,79	2,50	-
Durable_Goods_Orders_US	Z-Score para a variação das novas ordens de bens duráveis norte-americana	52	-0,15	-0,34	-1,95	2,88	-
ISM_US	Z-Score para o índice ISM Americano	52	0,09	0,23	-3,40	1,77	-

Fonte: Dados trabalhados pelo autor.

Para a geração da superfície de volatilidade das opções de juros, primeiramente foram obtidos da BM&FBovespa uma série contendo os preços de fechamento de todas as opções que detinham contratos em aberto. De posse destes dados, foram também obtidas da *Bloomberg* as taxas dos ajustes dos contratos de DI futuro para os mesmos vencimentos das

opções citadas acima, vencimentos esses que ocorrem a cada início de trimestre (Janeiro, Abril, Julho e Outubro), que foram transformadas em Preço Unitário (PU), através da fórmula abaixo, para que fosse possível utilizar a formulação desenvolvida por Black (1976) para o cálculo da volatilidade implícita.

$$PU = \frac{100.000}{(1+Taxa)^{\frac{n}{252}}} \quad \text{Equação 4}$$

Onde *Taxa* é o valor dos juros apurado na curva para o dia em questão, *n* é a quantidade de dias úteis para o vencimento desse contrato, e *PU* é o preço unitário desse contrato futuro.

Desta forma, foi possível calcular numericamente, utilizando a formulação proposta por Black (1976) para o cálculo dos preços das opções, uma volatilidade implícita. Essa metodologia para a extração da volatilidade implícita foi escolhida pelo fato de a BM&FBovespa utilizar a metodologia proposta por Black (1976) para calcular os prêmios divulgados, utilizando uma volatilidade implícita computada por uma média de todas as corretoras participantes que enviam essas informações para a bolsa. Outra formulação para o cálculo dessas opções é proposta por Gluckstern (2001), que busca modelar essas opções por um modelo trinomial. O modelo proposto para o cálculo de uma *call* para esse tipo de opção está descrito na Equação 5 abaixo.

$$C = e^{-rT} * [F(N(d_1)) - K * N(d_2)] \quad \text{Equação 5}$$

Onde:

$$d_1 = \frac{\ln(F/K) + (\sigma^2/2)*T}{\sigma*\sqrt{T}} \quad \text{Equação 6}$$

$$d_2 = \frac{\ln(F/K) - (\sigma^2/2)*T}{\sigma*\sqrt{T}} = d_1 - \sigma * \sqrt{T} \quad \text{Equação 7}$$

As variáveis utilizadas acima se compõem de: *r* (taxa de juros nominal contínua); *F* (preço futuro do ativo objeto), *K* (*Strike* da opção); *T* (tempo para o vencimento em dias úteis); σ (volatilidade futura do ativo) e *N(d)* (função distribuição cumulativa normal).

Utilizando a modelagem acima, um procedimento de cálculo numérico iterativo de dicotomia - ASANO e COLLI (2009) - foi empregado para computar a volatilidade implícita contida em cada prêmio divulgado pela BM&FBovespa. Para que isso fosse possível, utilizou-se como banda superior uma volatilidade de 1% e uma volatilidade inferior de 0% ao dia, e com o processo iterativo, obteve-se esse parâmetro. Tendo em mãos os dados da volatilidade implícita para diversos vencimentos e *strikes*, para um mesmo dia de negociação, foi possível formar uma superfície de volatilidade, ou *smile* de volatilidade, para o pregão analisado através da interpolação destes dados, utilizando a metodologia *cubic spline*, e dessa forma, se obtiveram as volatilidades implícitas das opções para os *deltas* analisados neste estudo, que foram os seguintes: 25%, 50% e 75%. Utilizando os dados das superfícies calculadas para todos os dias de pregão analisados, partiu-se para a criação de outra superfície de volatilidade com vencimento constante, para cada um dos *deltas* analisados, a fim de se retirar um viés de queda que essas volatilidades implícitas detêm, devido ao fato de essas opções serem asiáticas, efetuando um primeiro tratamento para tornar essa série estacionária. Os vértices padrões utilizados para essa segunda interpolação foram 126, 189 e 252 dias úteis, para que fosse possível efetuar uma comparação com os vencimentos padrões do *Swap* PróxDI. Além desse tratamento, a utilização de duas variáveis *dummies*, $COPOM_t^{C-1}$ e $COPOM_t^{C+1}$, completam esse tratamento para corrigir essa eventual não estacionariedade. Foram utilizados nessa interpolação os cinco primeiros vencimentos a partir da data de análise dos referidos dados. A segunda parte dos dados é o cálculo da volatilidade histórica dos *Swaps* para os vértices estudados. As taxas de fechamento desses *swaps* foram capturados da

Bloomberg (para os vértices de 126, 189 e 252 dias úteis), transformados em PU pela

Equação 4, para depois se calcular o retorno linear diário de cada ativo, e então extrair a volatilidade de tais ativos através do desvio-padrão para um período de 21 dias úteis. O retorno linear é dado por:

$$Ret = \ln\left(\frac{PU_t}{PU_{t-1}}\right) \quad \text{Equação 8}$$

Posteriormente, esse dado foi anualizado, multiplicando o mesmo pela raiz de 252 dias úteis. Tal procedimento foi efetuado para todos os vértices analisados. Os dados do índice VIX foram capturados diretamente da *Bloomberg*, não sendo necessário efetuar nenhum tratamento numérico, pois o mesmo já representa a volatilidade implícita das opções sobre as ações do índice S&P 500 norte-americano. Essa variável é utilizada como *proxy* da volatilidade sobre o mercado externo, e é uma variável de controle para capturar uma possível mudança no humor externo.

Além das variáveis supracitadas, que foram utilizadas como variáveis de controle nessa análise, também foram capturadas, através do *site* do Banco Central do Brasil, as datas e as decisões do COPOM, sendo essas divididas em três variáveis. Na primeira, encontram-se as decisões que surpreenderam os agentes do mercado ($COPOM_t^u$), e, dessa forma, assumiram o valor unitário na sua *dummy* no caso de uma surpresa, e 0 (zero) nos demais eventos. Para analisar se tal decisão surpreendeu o mercado, foi comparado o resultado da reunião do COPOM com a expectativa dos agentes financeiros, observada através do Relatório Focus Semanal, divulgado também pelo BC. As outras duas variáveis utilizadas para controlar as reuniões do COPOM, que são $COPOM_t^{c-1}$ e $COPOM_t^{c+1}$, verificam a saída e a entrada de uma nova reunião do COPOM no período de análise para cada vencimento (126, 189 e 252 dias úteis). Portanto, quando ocorre uma reunião e uma decisão sobre política monetária é tomada, a primeira variável apresenta o valor 1, e nos demais dias subsequentes o valor 0. Já a segunda variável obtém o valor 1 quando em algum momento na análise, o período analisado abrange mais uma nova reunião do COPOM. Dessa forma, é possível dividir as decisões do COPOM em três variáveis *dummies*, sendo uma a que detém o valor unitário quando o mercado foi surpreendido pelo comitê, na sua decisão sobre os juros, as outras duas para controlar o número de reuniões do COPOM que ainda existem no período de análise para cada curva de volatilidade implícita (126, 189 e 252 dias úteis).

As variáveis relativas as divulgações das Atas foram divididas em apenas duas, sendo elas as que se referem as reuniões que surpreenderam o mercado das decisões que vieram em consenso. Ainda seguindo o mercado local, foi criada uma variável para analisar o efeito de quando ocorre a divulgação do relatório trimestral de inflação. Uma última variável *dummy* que foi introduzida no modelo diz respeito às reuniões de política monetária do FED. Conforme proposto por Balduzzi, Elton e Green (2001), também foram foco desse estudo os dados macroeconômicos. Para tanto, foi utilizada como metodologia a normalização desses dados, proposta pelos autores acima citados, para que fosse possível efetuar uma comparação entre os mesmos. A forma de padronização segue a seguinte fórmula:

$$Z_{obs} = (D_{Ef} - D_{Expec}) / \sigma \quad \text{Equação 9}$$

Onde: Z_{obs} se refere ao desvio ocorrido já padronizado, D_{Ef} corresponde ao dado efetivo divulgado no mercado sem revisão, D_{Expec} corresponde à expectativa do mercado na data de sua divulgação, nesse caso sendo essa a mediana apurada pela *Bloomberg*, e σ corresponde ao desvio padrão da amostra utilizada, sendo que tal técnica foi utilizada por Balduzzi, Elton e Green (2001), Lembrando que, para todos os dados, foi utilizado o período de 01/08/2007 até 14/05/2012.

A lista de dados macroeconômicos utilizados neste estudo abrange, no caso de dados nacionais: a produção industrial, o índice IPCA e IGPM de inflação, as vendas no varejo

restrita, a taxa de desemprego e o PIB. Já em relação aos dados americanos, foram utilizados: número de novas vagas criadas exceto no setor agrário, índice de preços ao produtor, vendas no varejo, exceto automóveis, início de novas construções de casas, ordens de novos bens duráveis, e o índice ISM. Todos esses dados foram calculados a partir da Equação 9 e somente adquirem o valor da fórmula na data de sua divulgação, sendo, nos demais dias, uma constante de valor 0 (zero). Quanto à superfície de volatilidade, somente foram escolhidas as séries de delta 25% para os vértices 126 e 189, assim como para o delta 75%. Já para as superfícies para o delta 50%, todos os vértices analisados continham dados consistentes.

6 RESULTADOS

De posse de todos os dados para a análise, a primeira etapa a ser executada é verificar se os dados possuem as características necessárias para que a sua análise seja possível, a fim de gerar resultados considerados fortes estatisticamente. Dessa forma, partiu-se para a análise das variáveis de estudo para verificar se as mesmas são estacionárias, o que proporcionaria efetuar o estudo proposto. Sendo assim, as séries de volatilidade implícita já tratadas para a forma de diferenças de logaritmos foram verificadas com um teste de Dick-Fuller Aumentado, para averiguar se a mesma correspondia a tal característica. Os resultados sugerem que é possível rejeitar a hipótese nula de tal teste, que verifica se essas séries possuem uma raiz unitária. Sendo assim, é possível efetuar uma análise com essa série utilizando a metodologia proposta. É plausível afirmar tal conclusão para níveis de 1% de significância estatística. Partindo, então, para análise dos resultados dos modelos propostos, tem-se a Tabela 5, que mostra quais as variáveis mais significativas para a alteração na volatilidade implícita de delta 50% para todos os vértices estudados, para o primeiro modelo proposto.

Tabela 5 – Resultados obtidos para delta 50% de todas as variáveis analisadas.

Nomes Variáveis	Sinal Esperado	Vértice 126 dias / 50% Delta Coeficientes	Significância	Vértice 189 dias / 50% Delta Coeficientes	Significância	Vértice 252 dias / 50% Delta Coeficientes	Significância
Constante	-	0,62 *	5%	0,45 **	2%	0,34 *	6%
Swap (LOG)	Positivo	10,04 **	0%	10,87 **	0%	9,17 **	0%
VIX (LOG)	Positivo	9,81 **	0%	1,24	62%	-4,04	13%
COPOM C+1	Positivo	0,64	53%	0,29	75%	-0,76	35%
COPOM C-1	Negativo	-13,38 **	0%	-7,74 **	0%	-5,19 **	0%
COPOM Não Esperado (Dummy)	Positivo	-13,79 **	0%	-11,08 **	0%	-9,15 **	0%
ATA Esperada (Dummy)	Negativo	-1,99 *	5%	-2,26 **	1%	-2,00 **	1%
ATA Não Esperada (Dummy)	Positivo	-0,36	86%	1,45	37%	-1,00	89%
RI (Dummy)	Negativo	-0,19	82%	0,54	54%	1,66 **	3%
Desemprego Brasil (z-score)	Positivo	0,08	93%	0,17	79%	1,20 **	3%
IGPM Brasil (z-score)	Positivo	1,28 *	7%	0,53	35%	0,47	41%
IPCA Brasil (z-score)	Positivo	1,29	32%	0,53	48%	0,50	63%
PIB Brasil (z-score)	Positivo	2,47 **	3%	1,15 **	5%	0,94	12%
Produção Industrial Brasil (z-score)	Positivo	1,04	34%	1,77 **	1%	2,04 **	1%
Vendas no Varejo Brasil (z-score)	Positivo	-0,51	75%	-0,87	34%	-1,07 *	7%
Durable Goods EUA (z-score)	Positivo	-0,29	72%	1,03	11%	1,26 *	5%
Housing Starts EUA (z-score)	Positivo	-0,16	87%	-0,40	46%	-0,57	29%
ISM EUA (z-score)	Positivo	1,63 **	2%	-0,40	40%	-0,28	58%
Payrolls EUA (z-score)	Positivo	0,93	19%	0,93 *	8%	0,46	46%
PPI US (z-score)	Positivo	0,15	85%	0,75	12%	0,83	20%
Retail Sales less autos EUA (z-score)	Positivo	1,90 **	0%	1,7 **	1%	1,06	17%
FED EUA (Dummy)	Negativo	0,64	62%	0,29	72%	0,05	94%

Notas: Nessa tabela estão apresentados os resultados da regressão da equação 3. As variáveis assinaladas com ** são aquelas que obtiveram resultados com 5% de significância estatística, e as com * são aquelas que apresentaram 10% de significância estatística. Os coeficientes foram multiplicados por 100 para facilitar a análise.

Para todas as regressões analisadas somente é possível dizer que a volatilidade passada (*Swap Log*), a passagem por uma reunião do COPOM ($(COPOM_t^{C-1})$) e o efeito de surpresa para advinda de um resultado não esperado pelos agentes do mercado ($(COPOM_t^u)$), alteram a variável analisada com coeficiente β acima de 5%. Ainda é possível afirmar que o índice de volatilidade implícita da bolsa norte-americana, o VIX, pode dizer algo relevante sobre o objeto de estudo, embora ele não obtenha coeficiente muito alto para as opções de vencimentos mais longos (189 e 252 dias úteis), para o vértice de 126 dias úteis o coeficiente

β apresenta valor de 9,81 e uma alta significância estatística.

Para as variáveis que tiveram um resultado significativo até 10%, os sinais das mesmas vieram em linha com o esperado, com exceção da variável *Copom Não Esperado*. Dessa forma, quando se passa por uma reunião do COPOM, a volatilidade implícita sofre uma queda, constatada pelo sinal negativo do coeficiente. Tal fato pode ser explicado pois se trata de uma opção asiática e, portanto, depende diretamente do caminho que os juros seguirão até o vencimento dessa opção. Quando ocorre uma reunião do COPOM, tomando-se mais uma decisão de política monetária, há menos incerteza à frente, o que implica para uma volatilidade implícita menor. Entretanto, tal queda de volatilidade proporcionada pela decisão do COPOM pode ser diminuída pelo aumento da volatilidade do ativo objeto, já que o mesmo pode ter um comportamento de *gap* no dia posterior à decisão. Uma reunião com uma decisão não esperada, pode ainda aumentar a volatilidade no período entre as próximas reuniões do COPOM, dado um maior nível de incerteza quanto a condução de política monetária. Outro resultado observado mostra que nas reuniões em que o mercado é surpreendido pela decisão oriunda do BC, a volatilidade implícita diminui de forma mais intensa, se comparada à mesma variável em reuniões onde o COPOM sanciona a expectativa do mercado. Esse comportamento não era esperado inicialmente, pois uma surpresa deveria aumentar a incerteza, elevando a volatilidade implícita. Tal fenômeno pode ocorrer devido a uma maior incerteza do mercado nos momentos que antecedem a reunião, o que poderia levar a um nível superior da volatilidade implícita, fazendo com que a mesma caísse um pouco mais, comparativamente. Mais um ponto que merece destaque é que o efeito das reuniões do COPOM na variável de estudo não é uniforme para todos os vencimentos. É possível verificar que existe uma maior magnitude desse efeito nas opções mais curtas, magnitude essa que vai perdendo força nos vértices mais longos, como é possível verificar na Tabela 6. Tal efeito também pode ser atribuído ao fato de que nas opções mais longas existem mais decisões a ocorrer, se comparadas às mais curtas, sendo, dessa forma, menos atingidas por tais eventos. Se olharmos para os mesmos vértices, agora para as opções com delta 25% e 75%, é possível obter os mesmos resultados conforme a Tabela 6 para o vértice de 126 dias úteis e a Tabela 7 para o vértice de 189 dias úteis.

Tabela 6 – Resultados complementares para os demais deltas do vértice 126 dias.

Nomes Variáveis	Vértice 126 dias / 25% Delta		Vértice 126 dias / 75% Delta	
	Coeficientes	Significância	Coeficientes	Significância
Constante	0,56 **	1%	0,62 **	1%
Swap (LOG)	9,06 **	0%	10,93 **	0%
VIX (LOG)	6,10 *	8%	10,22 **	1%
COPOM C+1	0,24	77%	0,82	40%
COPOM C-1	-11,37 **	0%	-13,53 **	0%
COPOM Surpresa (Dummy)	-11,64 **	0%	-15,63 **	0%
ATA Não Surpresa (Dummy)	-1,22	18%	-0,28	81%
ATA Surpresa (Dummy)	-0,17	96%	-2,02	24%
RI (Dummy)	0,48	63%	-0,66	40%
Desemprego Brasil (z-score)	0,74	32%	-1,47 *	10%
IGPM Brasil (z-score)	0,54	61%	1,50	11%
IPCA Brasil (z-score)	1,51	26%	0,37	80%
PIB Brasil (z-score)	-1,91 *	5%	5,36 **	0%
Produção Industrial Brasil (z-score)	1,09	33%	0,75	58%
Vendas no Varejo Brasil (z-score)	-1,22	36%	1,27	42%
Durable Goods EUA (z-score)	-0,65	37%	-1,13	23%
Housing Starts EUA (z-score)	-0,05	94%	-0,65	63%
ISM EUA (z-score)	1,75 **	0%	1,65 **	2%
Payrolls EUA (z-score)	1,62 **	2%	1,34	17%
PPI US (z-score)	0,00	99%	-0,61	44%
Retail Sales less autos EUA (z-score)	1,54 *	9%	3,06 **	0%
FED EUA (Dummy)	0,14	89%	-0,36	83%

Notas: Nessa tabela estão apresentados os resultados da regressão da equação 3. As variáveis assinaladas com ** são aquelas que obtiveram resultados com 5% de significância estatística,

e as com * são aquelas que apresentaram 10% de significância estatística. Os coeficientes foram multiplicados por 100 para facilitar a análise.

Tabela 7— Resultados complementares para os demais deltas do vértice 189 dias.

Nomes Variáveis	Vértice 189 dias / 25% Delta		Vértice 189 dias / 75% Delta	
	Coeficientes	Significância	Coeficientes	Significância
Constante	0,41 **	3%	0,45 **	2%
Swap (LOG)	9,51 **	0%	11,13 **	0%
VIX (LOG)	-1,55	57%	1,66	50%
COPOM C+1	-0,02	98%	0,14	88%
COPOM C-1	-7,26 **	0%	-7,89 **	0%
COPOM Surpresa (Dummy)	-8,84 **	0%	-12,52 **	0%
ATA Não Surpresa (Dummy)	-1,26 *	8%	-1,8 **	2%
ATA Surpresa (Dummy)	-2,58	11%	0,92	66%
RI (Dummy)	0,39	66%	0,84	34%
Desemprego Brasil (z-score)	0,54	26%	0,04	95%
IGPM Brasil (z-score)	0,78	26%	0,52	47%
IPCA Brasil (z-score)	0,93	27%	0,24	79%
PIB Brasil (z-score)	0,13	87%	1,85 **	0%
Produção Industrial Brasil (z-score)	1,58 **	2%	0,90	23%
Vendas no Varejo Brasil (z-score)	-1,17	16%	0,17	87%
Durable Goods EUA (z-score)	0,90	10%	0,46	51%
Housing Starts EUA (z-score)	-0,10	86%	-0,92	12%
ISM EUA (z-score)	0,12	77%	-0,69	12%
Payrolls EUA (z-score)	0,41	58%	1,05 *	6%
PPI US (z-score)	0,92	34%	0,26	69%
Retail Sales less autos EUA (z-score)	1,41 *	8%	2,56 **	0%
FED EUA (Dummy)	0,46	54%	-0,20	83%

Notas: Nessa tabela estão apresentados os resultados da regressão da equação 3. As variáveis assinaladas com ** são aquelas que obtiveram resultados com 5% de significância estatística, e as com * são aquelas que apresentaram 10% de significância estatística. Os coeficientes foram multiplicados por 100 para facilitar a análise.

Partindo para a análise do modelo que trata os mesmos dados, porém adiciona as variáveis com defasagem, é possível verificar que os resultados são muito parecidos, com exceção de que algumas variáveis são capturadas de forma defasadas também para o vértice de 126 dias úteis. É possível verificar que, para tal variável, é possível obter uma variação residual da volatilidade implícita no dia subsequente à decisão do COPOM, quando a mesma surpreende o mercado. Esse fato pode decorrer de uma possível má interpretação de parte dos participantes do mercado sobre a decisão do BC, e, dessa forma, o mesmo demora um tempo maior para capturar e processar todas as informações que possam vir em conjunto com a decisão do Banco Central. Para os vértices mais longos, não é possível afirmar que ocorra tal processo, até mesmo por se tratar de um tempo maior de vida dessas opções, embora essa nova informação não interfira de forma tão imediata.

Analizando os resultados obtidos neste trabalho com os demais já publicados, é possível afirmar que as reuniões do Comitê de Política Monetária também causam alterações na volatilidade implícita, assim como a mesma causa variações em alguns vértices da curva de juros para diversos outros países, como mostrado em estudos de Cook e Hahn (1989) e Tabak (2004), entre outros autores. Uma análise que merece destaque é o resultado díspar que a decisão da reunião do COPOM promove na volatilidade implícita e na volatilidade decorrida no ativo objeto. Conforme Margueron (2006) as volatilidades sofrem alterações na sua magnitude, normalmente para cima em tais datas. Porém, é interessante notar que a volatilidade implícita tem o efeito contrário, sofrendo uma queda. Isso é proveniente de dois fatores distintos. De um lado, a volatilidade decorrida pode sofrer um aumento, caso haja um *gap* ocorrido por alguma decisão que surpreenda o mercado de algum modo. Já na volatilidade implícita, o efeito que predomina é o fato de possuir menos incertezas no futuro

próximo, uma vez que existe uma reunião do COPOM a menos até o vencimento de tal opção.

Entretanto, não é possível afirmar qual será o novo nível da volatilidade implícita *ex-ante*, pois mesmo tendo estimado o valor da queda da variável de estudo passada mais uma reunião do COPOM, um grande aumento da volatilidade (um eventual grande *gap* no fechamento do ativo objeto de estudo), no mesmo dia da divulgação do resultado sobre os juros, pode aumentar a volatilidade de tal modo a anular essa queda, proporcionada pela queda do número de reuniões existentes até o vencimento de tal opção.

Merece destaque a constatação de que a volatilidade implícita captura uma forte influência de tais decisões de política monetária, assim como os juros curtos, conforme proposto pelo estudo de Tabak (2004). Esses dois resultados também são congruentes com o resultado de Margueron (2006), considerando-se que existe uma alteração nas taxas de juros brasileira dada a nova taxa SELIC.

As demais variáveis explicativas não apresentam uma resposta suficientemente grande (acima de 5%) sobre a variável explicada, já que apresentam coeficientes menores se comparadas às outras variáveis de maior destaque, já apresentadas anteriormente nesse estudo. Sendo assim, é possível dizer que os principais indicadores econômicos apresentam pouca influência na volatilidade implícita das opções de IDI. Entretanto, conforme o estudo de Gaião (2011), os vértices de DI futuros sofrem influências de algumas variáveis econômicas brasileiras, e, assim sendo, a volatilidade gerada no ativo objeto pode influir indiretamente sobre a volatilidade implícita das opções analisadas. Contudo, não é possível afirmar que exista alguma relação direta. Tais resultados obtidos caminham na direção de um mercado eficiente, em que as novas informações são por ele rapidamente absorvidas e, portanto, agem sobre o preço de uma forma imediata. Tal conclusão é possível apoiando-se no fato de que os resultados defasados para as variáveis COPOM não apresentam coeficientes representativos e somente para um caso (vértice de 126 dias úteis) ela contém uma significância estatística abaixo de 5%. Dessa forma, o presente estudo oferece o resultado de que as reuniões do COPOM causam uma alteração relevante na volatilidade implícita das opções de juros (IDI), embora tal magnitude dependa de quão longa é a opção analisada e, também, da surpresa que tal Comitê fornece ao mercado.

7 CONCLUSÃO

Este trabalho teve como objetivo verificar quais as principais variáveis que alteram a volatilidade implícita das opções de juros (IDI), estimando também qual o tamanho desse efeito. Para tanto, utilizou-se como modelo base a equação proposta por Cook e Hahn (1989). Esses autores buscaram uma relação entre as reuniões do FED e as oscilações do mercado de títulos de renda fixa norte-americano. Somou-se a esse modelo a contribuição dada pelo trabalho de Balduzzi, Elton e Green (2001), que buscaram capturar quais eram os impactos das surpresas nas divulgações das variáveis macroeconômicas na curva de juros americana.

Além desses dois modelos, a divisão proposta por Kuttner (2001) também foi utilizada. Nesse último estudo, o autor divide as reuniões de política monetária em duas, sendo a primeira a reunião em que o FED consolidava a visão do mercado, e a segunda aquela na qual o FED surpreendia os agentes. Dessa forma, criou-se um modelo abrangente, buscando identificar quais variáveis poderiam influenciar o comportamento da volatilidade implícita das opções de juros (IDI), utilizando como base de cálculo para esses derivativos um modelo de Black (1976), conforme sugerido pela bolsa BM&FBovespa, empresa que criou tal produto. No modelo aqui proposto trabalhou-se com variáveis *dummy* para se determinar quais poderiam influenciar a volatilidade implícita, e em qual direção essa influencia se daria. Para os dados macroeconômicos, foi empregado um modelo de surpresas, sugerido por Balduzzi, Elton e Green (2001), a fim de ser possível uma comparação imediata entre tais valores. Sem essa padronização, não seria possível comparar dados tão distintos, como o número de criação de empregos e a taxa de inflação. Portanto utilizou-se um modelo *z-score*,

levando em consideração a volatilidade dos erros de estimação desses dados pelos economistas consultados pela *Bloomberg*.

Como resultado, constatou-se que as principais variáveis que influenciam essa volatilidade são: Reunião do COPOM, Reunião do COPOM com resultado não esperado pelo mercado e Ata das reuniões que não surpreenderam os agentes. Além dessas, a volatilidade histórica do ativo e, em alguns casos, o índice VIX. Essas variáveis foram as que apresentaram um maior coeficiente na regressão, provocando alteração relevante (maior que 5%) na volatilidade implícita e obtendo uma significância superior a 10%. Outras variáveis também apresentaram alta significância estatística, porém seus coeficientes representam apenas 10% do coeficiente das variáveis acima citadas. Entre as que obtiveram um menor resultado estão: Inflação medida pelo IGPM, o PIB brasileiro, o ISM americano e as vendas no varejo americana. É possível notar também que os resultados para os diversos vértices apresentam coeficientes próximos, e a significância estatística de tais variáveis também é próxima. Sendo assim, é possível dizer que a superfície de volatilidade reage de forma paralela para tais eventos. Entretanto, pode-se depreender do presente estudo que a volatilidade implícita das opções mais curtas, responde de forma mais consistente, se comparadas com a do vértice de 252 dias úteis. Tal resultado se mostra em linha com os demais estudos para os vértices de juros futuros, nos quais as reuniões de política monetária oferecem um maior resultado nos vértices mais curtos.

Quando comparados os sinais das variáveis obtidas com aqueles previstos, estimados através de outros estudos, apenas a variável “COPOM Não Esperado” apresentou um sinal contrário ao esperado. Para tal variável, era previsto um comportamento de aumento de volatilidade implícita, dado o maior nível de incerteza para as próximas reuniões do COPOM. Entretanto, existe a suspeita de que tal volatilidade implícita possa já estar num nível mais elevado devido à maior incerteza do cenário econômico, causando, assim, uma queda maior nessa data. Numa visão de teoria econômica, este trabalho confirma a teoria de Fama de Mercados Eficientes, pois se verifica que a resposta dos agentes aos eventos analisados ocorre no mesmo momento de sua divulgação. Isso pode ser concluído uma vez que os resultados defasados são inferiores aos resultados para o dia analisado, e em magnitude inferior.

Como possíveis extensões para o presente estudo, se pode citar: a determinação da existência de uma relação entre o tamanho do ajuste nas taxas de juros e as alterações da volatilidade implícita, a extensão desse trabalho para as opções de FRA.

8 REFERÊNCIAS

- ASANO, C.H.; COLLI, Eduardo. *Cálculo Numérico – Fundamentos e Aplicações*. Departamento de Matemática Aplicada – IME – USP. 2009
- BALDUZZI, P.; ELTON, E.J.; GREEN, T.C. Economic News and Bond Prices: Evidence from the U.S. Treasury Market. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, December 2001, v. 36, iss. 4, pp. 523-43
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. Novembro/2012. Disponível em: www.bcb.gov.br
- BLACK, F. The Pricing of Commodity Contracts. *Journal of Financial Economics*, 1976, 3, 167-179.
- BLACK, F.; Scholes, M. The Pricing of Options and Corporate Liabilities, *Journal of Political Economy*. 1973, 81, 637-659.
- BEN B.S., KUTTNER, K.N. What Explains The Stock Market's Reaction to Federal Reserve Policy? *The Journal of Finance*. June 2005. V.60. no. 3
- BOLSA DE MERCADORIAS E FUTUROS. BM&F BOVESPA. Setembro/2012. Material Consultado na Internet. Disponível em: www.bmfbovespa.com.br
- BOMFIM, A.N.. Pre-Announcement effects, news, and Volatility: Monetary Policy and the Stock Market. *Journal of Banking & Finance*. January 2003, v. 27. Iss. 1, pp. 133-151

- COOK, T.; HAHN, T. 1989. The Effect of Changes in the Federal Funds Rate Target on Market Interest Rates in the 1970s. *Journal of Monetary Economics*, v.24, 331-351.
- COOK, T.; HAHN, T. 1988. The Information content of Discount Rate Announcements and their effect on Market interest Rates. *Journal of Money, Credit and Banking*, v.20, 167-180.
- KUTTNER, K.N. Monetary Policy Surprises and Interest Rates: Evidence from the Fed Funds Futures Market. *Journal of Monetary Economics*, June 2001, v. 47, iss. 3, pp. 523-44
- GAIÃO, R.L. *Impacto das surpresas macroeconômicas na curva de juros e inflação esperada brasileira*. Dissertação de Mestrado. Insper, São Paulo. 2011
- GLUCKSTERN, M.C. *Aplicação do modelo de Hull-White a precificação de opções sobre IDI*. Tese de Doutorado. FGV/EAESP. 2001.
- HULL, J.. *Options, Futures and Other Derivatives*. Prentice Hall. 2003
- MARGUERON, F.L. *Previsão de Volatilidade para os Vértices da Estrutura a Termo de Taxa de Juros em Reais Brasileira*. Dissertação de Mestrado. FGV/EPGE. 2006
- REINHART, V., SIMIN, T. The Market Reaction to Federal Reserve Policy Action from 1989 to 1992. *Journal of Economics and Business*, 1997, v.49, pp. 149-168
- ROLLEY, V. V., SELLON, Gordon H. Monetary Policy Actions and Long-Term Interest Rates. *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*. 1995. pp73-89
- ROLLEY, V. V., SELLON, Gordon H. *Market Reaction to Monetary Nonannouncements*. 1998.
- TABAK, B.M. Monetary Policy Surprises and the Brazilian Term Structure of Interest Rates. *Brazilian Journal of Applied Economics*, 2004