

## **Política Monetária e Assimetria de Informação: um estudo a partir do mercado futuro de taxas de juros no Brasil**

Gustavo Araújo, Bruno Vieira Carvalho,  
Claudio Henrique Barbedo e Margarida Maria Gutierrez

Julho, 2013

# Trabalhos para Discussão



**316**

ISSN 1519-1028  
CGC 00.038.166/0001-05

Trabalhos para Discussão	Brasília	nº 316	julho	2013	p. 1-32
--------------------------	----------	--------	-------	------	---------

# ***Trabalhos para Discussão***

Editado pelo Departamento de Estudos e Pesquisas (Depep) – *E-mail:* workingpaper@bcb.gov.br

Editor: Benjamin Miranda Tabak – *E-mail:* benjamin.tabak@bcb.gov.br

Assistente Editorial: Jane Sofia Moita – *E-mail:* jane.sofia@bcb.gov.br

Chefe do Depep: Eduardo José Araújo Lima – *E-mail:* eduardo.lima@bcb.gov.br

Todos os Trabalhos para Discussão do Banco Central do Brasil são avaliados em processo de *double blind referee*.

Reprodução permitida somente se a fonte for citada como: Trabalhos para Discussão nº 316.

Autorizado por Carlos Hamilton Vasconcelos Araújo, Diretor de Política Econômica.

## **Controle Geral de Publicações**

Banco Central do Brasil

Comun/Dipiv/Coivi

SBS – Quadra 3 – Bloco B – Edifício-Sede – 14º andar

Caixa Postal 8.670

70074-900 Brasília – DF

Telefones: (61) 3414-3710 e 3414-3565

Fax: (61) 3414-1898

*E-mail:* editor@bcb.gov.br

As opiniões expressas neste trabalho são exclusivamente do(s) autor(es) e não refletem, necessariamente, a visão do Banco Central do Brasil.

Ainda que este artigo represente trabalho preliminar, citação da fonte é requerida mesmo quando reproduzido parcialmente.

*The views expressed in this work are those of the authors and do not necessarily reflect those of the Banco Central or its members.*

*Although these Working Papers often represent preliminary work, citation of source is required when used or reproduced.*

## **Divisão de Atendimento ao Cidadão**

Banco Central do Brasil

Deati/Diate

SBS – Quadra 3 – Bloco B – Edifício-Sede – 2º subsolo

70074-900 Brasília – DF

DDG: 0800 9792345

Fax: (61) 3414-2553

Internet: <<http://www.bcb.gov.br/?FALECONOSCO>>

# **Política Monetária e Assimetria de Informação: um estudo a partir do mercado futuro de taxas de juros no Brasil**

Gustavo Araújo\*  
Bruno Vieira Carvalho\*\*  
Claudio Henrique Barbedo\*\*\*  
Margarida Maria Gutierrez\*\*

*Este Trabalho para Discussão não deve ser citado como representando as opiniões do Banco Central do Brasil. As opiniões expressas neste trabalho são exclusivamente do(s) autor(es) e não refletem, necessariamente, a visão do Banco Central do Brasil.*

## **Resumo**

O presente artigo busca relacionar o componente de assimetria de informação (CAI) presente no spread do mercado futuro de taxas de juros no Brasil (DI1 - DI de 1 dia) e a probabilidade de operação com informação privilegiada ou análise superior (PIN) desse mercado à política monetária. Para a consideração do CAI, utilizamos o modelo de Huang & Stoll (1997) adaptado para um mercado *order-driven*; para estimar a PIN, utilizamos a modelagem proposta por Easley, Kiefer, O'Hara e Paperman (1996). Além do tamanho do componente e da probabilidade, levou-se em conta: a) se eles se alteram com a aproximação das reuniões do Comitê de Política Monetária (Copom); b) se eles são diferentes em cada um dos seis dias que antecedem a decisão do Comitê; c) a sua relação com as expectativas de mercado sobre a decisão do Copom. Os resultados evidenciam que tanto a PIN quanto o CAI atingem seu valor máximo na antevéspera da decisão do Copom. Apesar do CAI apresentar um movimento de queda ao longo do tempo, sua reversão mais recente sugere que o comportamento pode não ser permanente. A PIN sofre uma brusca redução e passa a se comportar em um patamar inferior. Não encontramos evidências para afirmar que a assimetria de informação estimada para os períodos pré-Copom é diferente da assimetria estimada para os períodos de controle. No entanto, encontramos uma forte correlação tanto do CAI quanto da PIN com a dispersão das expectativas de mercado acerca da meta da taxa Selic.

**Palavras-chave:** assimetria de informação; política monetária; microestrutura

**Classificação JEL:** G12, D4

\* Departamento de Estudos e Pesquisas (Depep), Banco Central do Brasil.

\*\* Copread/UFRJ.

\*\*\* Departamento de Mercado Aberto (Demab), Banco Central do Brasil.

## 1 Introdução

A teoria econômica clássica trata os preços de mercado dos ativos como resultantes do equilíbrio walrasiano entre demanda e oferta. Tal paradigma mudou a partir do artigo de Demsetz (1968), que estudou a influência dos custos de transação nas operações realizadas na Bolsa de Valores de Nova Iorque (NYSE). Rompeu-se, assim, com a premissa de que a economia opera com custos de transação iguais a zero, e inaugurou-se a área de economia e finanças denominada microestrutura. Após o trabalho de Demsetz (1968), diversos estudos surgiram com o objetivo de entender como as estruturas operacionais afetam o comportamento dos agentes e, consequentemente, o custo, o volume, o preço dos negócios e as cotações de mercado.

Questões relacionadas à microestrutura de mercado, tais como assimetria de informação, custos de processamento de ordem e de estoque, podem causar desvios nos preços fundamentais dos ativos financeiros, principalmente no curto prazo (O'Hara, 1995). Dentre outras consequências, essas questões influenciam os *spreads* de compra e venda dos preços dos ativos. Neste artigo, estudamos aspectos do componente de assimetria de informação (CAI) presente no *spread* de compra e venda no mercado futuro de taxas de juros no Brasil (DI1 – DI de um dia). Esse custo pode ser considerado uma *proxy* da probabilidade da assimetria de informação na negociação de um ativo. A fim de tornar o estudo mais esclarecedor, analisamos também a probabilidade de operação com informação privilegiada (PIN) do mercado de DI1. Dessa forma, além da série temporal do *spread*, do CAI e da PIN, estudamos o comportamento das estimativas quando da proximidade da decisão do Comitê de Política Monetária (Copom) do Banco Central do Brasil (BCB). Por fim, analisamos a correlação tanto do CAI quanto da PIN com as medidas estatísticas das expectativas de mercado acerca da meta da taxa Selic.

O *spread* de compra e venda representa a diferença entre a menor cotação de preço de venda e a maior cotação de preço de compra de determinado ativo em um dado momento, e pode ser interpretado como um dos custos de transação para execução de uma ordem. Em geral, o preço fundamental do ativo situa-se nesse intervalo. Existem duas classes de modelos para estimação do *spread* de compra e venda. A primeira abordagem, proposta inicialmente por Roll (1984), utiliza propriedades da covariância serial dos retornos dos preços do ativo. No segundo grupo, fazem-se inferências sobre os *spreads* através de

regressões em que as variáveis independentes têm como base o indicador de direção do negócio (Glosten e Harris, 1988).

Embora os modelos de covariância possam ser adaptados para determinar os componentes do *spread* (e.g., George *et. al.*, 1991, e Stoll, 1989), a metodologia baseada na direção do negócio é mais adequada para esse fim. O *spread* pode ser atribuído a três componentes: custos de estoque, de processamento de ordens e assimetria de informação. O custo de estoque representa o custo visto por um formador de mercado para oferecer liquidez ao mercado. Trabalhos pioneiros de microestrutura, tais como Stoll (1978) e Ho e Stoll (1981), concentram a análise do *spread* apenas no custo de estoque. Alternativamente (ver, por exemplo, Glosten e Milgrom, 1985), o *spread* pode refletir a assimetria entre participantes do mercado informados e não-informados. Por fim, existem ainda os custos de processamento de ordem, contemplados, por exemplo, no artigo de Roll (1984). Huang e Stoll (1997, modelo HS) generalizam o modelo baseado na direção do negócio de Glosten e Harris (1988, modelo GH) ao incluir os três componentes na explicação do *spread*. Madhavan e outros (1997) trabalham na mesma linha, porém não contemplam o custo de estoque. Dessa forma, utilizamos a primeira versão do modelo HS para estimar os componentes do *spread* de compra e venda do mercado futuro de taxas de juros no Brasil (DI1).<sup>1</sup>

Glosten e Milgrom (1985) destacam que os investidores informados tomam suas decisões com base em informações privilegiadas ou em uma análise superior. Logo, a assimetria de informação estimada pelo modelo HS ocorre ou porque alguns investidores realizam análises mais precisas com os mesmos dados (análise superior) ou porque alguns têm acesso a informações relevantes que ainda não se tornaram públicas. Para melhor entender a probabilidade de *insider information*, resolvemos utilizar o modelo criado por Easley, Kiefer, O'Hara e Paperman (1996), o qual procura medir *ex-post* a probabilidade de que tenham ocorrido transações baseadas em informações privilegiadas ou PIN (Probability of Informed Trading). Easley *et al* (1996) modelaram a probabilidade de informação privilegiada baseadas nas negociações sequenciais do mercado. Operações de compra e venda ocorrem por ações de operadores informados e desinformados. Informação, nesse

---

<sup>1</sup> O artigo de Huang e Stoll (1997) possui dois modelos, comumente conhecidos como primeiro e segundo modelo de Huang e Stoll.

caso, é definida como o sinal que pode ser interpretado como informação privilegiada sobre o verdadeiro valor do ativo. O modelo assume que esse sinal é o resultado da ação de investidores com informação privilegiada.

Em 1999, o Brasil adotou formalmente o regime de metas de inflação e, desde então, o principal instrumento de política monetária passou a ser a taxa básica de juros (Selic), determinada pelo Comitê de Política Monetária (Copom). O Copom se reúne a cada 45 dias e determina a meta da taxa que deverá ser perseguida pelo BCB. Os agentes econômicos criam expectativas acerca dessa decisão e, quando ela não vem em linha com o consenso de mercado, dizemos que ela foi uma “surpresa”. Como o ativo subjacente do mercado de DI1 é a taxa de depósito interfinanceiro (DI), que tem alta correlação com a Selic, as decisões do Copom afetam diretamente as cotações do DI e as expectativas dos agentes.<sup>2</sup> Até onde sabemos, este trabalho é o primeiro a analisar a relação entre o componente de assimetria de informação e PIN de um mercado de juros, e as reuniões que decidem a taxa básica de juros da economia. A amostra utilizada é composta de dois contratos com maior número de negócios do mercado de DI1 entre outubro de 2009 e julho de 2011, que engloba quinze reuniões.

O mercado de DI1 é o principal mercado futuro de taxa de juros no Brasil e pode ser usado para *hedge* contra variações da taxa de juros. Por exemplo, se um investidor possui um título zero cupom, como uma LTN, ele encontra-se vendido em taxa de juros e pode se proteger contra uma alta da taxa de juros comprando contratos de DI1. Esse mercado também é utilizado para a especulação e, nesse caso, são feitas apostas quanto à alta ou à queda da taxa em diferentes vencimentos. O contrato de DI1 é transacionado por meio de taxas acumuladas do ativo subjacente até o seu prazo de vencimento. Assim, se a taxa para um contrato for de 10% a.a e um especulador vender este contrato, ele estará apostando que a taxa acumulada do DI1 dia ficará abaixo desse valor. A bolsa brasileira estabelece, ainda, que os contratos de DI1 sejam negociados com até três casas decimais, o que implica uma variação mínima do preço igual a 0,001.

O mercado futuro de taxa de juros no Brasil não apresenta a figura do *market-maker*, e os agentes que nele atuam o fazem através da divulgação dos preços e das quantidades

---

<sup>2</sup> O Depósito Interfinanceiro é um instrumento financeiro que possibilita a troca de reservas entre instituições financeiras.

das ofertas de compra e venda que desejam negociar. Por isso, ele pode ser classificado como um mercado *order-driven* que, segundo O'Hara (1995), é o oposto de um mercado *quote-driven*, o qual sofre com a influencia direta do *market-maker* e de outros especialistas. O mercado de DI1 movimenta valores expressivos no Brasil. No dia 10 de julho de 2012, por exemplo, o vencimento mais negociado do dia teve um giro financeiro de R\$20,41 bilhões, contra R\$6,29 bilhões do Ibovespa.

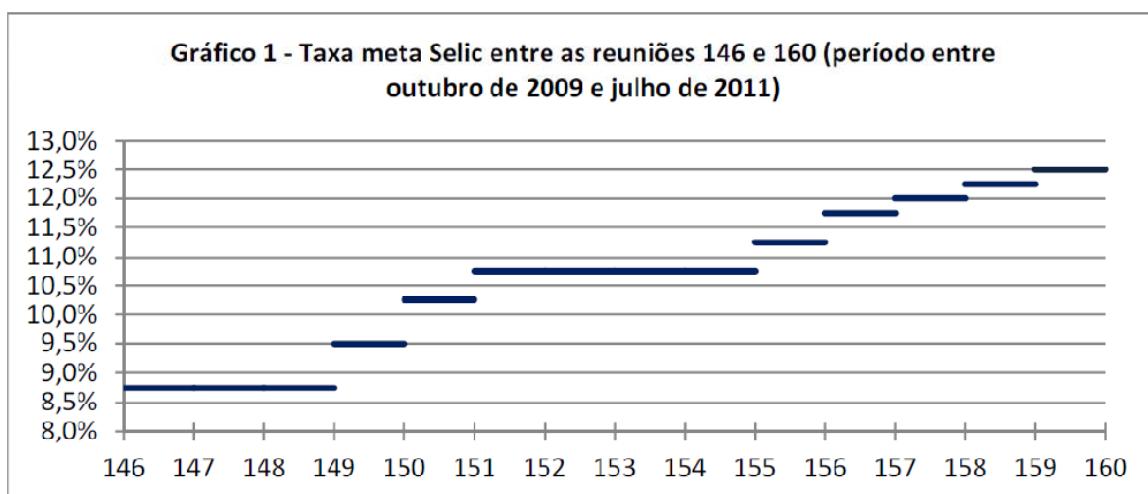
Para estimar o *spread*, o custo de assimetria de informação e a probabilidade de operação com informação privilegiada, utilizamos uma metodologia baseada na sequência de iniciações de negócios. A forma de obtenção da sequencia segue Araújo *et al* (2011): determinamos exatamente quem originou o negócio uma vez que a nossa base contém, além dos preços negócio a negócio, o horário das ofertas de compra e venda. É importante notar que os resultados não são influenciados pelo viés de estimação da sequência de iniciações e que esses métodos aproximados de estimação da sequência de iniciações têm precisão de cerca de 80% (ver, por exemplo, Ellis *et. al.*, 2000).

Os resultados podem ser resumidos como se segue. No antepenúltimo dia antes da decisão do Copom, o componente de assimetria de informação e a probabilidade de operação com informação privilegiada atingem seu valor máximo, enquanto o *spread* apresenta uma tendência de queda na medida em que a data da decisão do Copom se aproxima. Apesar do CAI apresentar um movimento de queda ao longo do tempo, sua reversão mais recente sugere que o comportamento não é permanente. A PIN sofre uma brusca redução e passa a se comportar em um patamar inferior. Não encontramos evidências para afirmar que a assimetria de informação estimada para os períodos pré-Copom é diferente da assimetria estimada para os períodos de controle. Ademais, há uma forte correlação tanto entre componente de assimetria de informação (CAI) e a dispersão das expectativas de mercado acerca da meta da taxa Selic, quanto entre esta e a probabilidade de operação com informação privilegiada (PIN).

O trabalho segue a seguinte estrutura: na seção 2, a base de dados utilizada é descrita; na seção 3, os dois modelos utilizados no trabalho são apresentados; na seção 4, analisamos nossas estimativas do *spread*, do custo de assimetria de informação e da probabilidade de operação com informação privilegiada; a seção 5 traz as considerações finais do estudo.

## 2 Amostra e Tratamento da Base de Dados

O estudo utiliza uma base de dados de alta frequência construída pela BM&Fbovespa especificamente para o que se propõe neste artigo. Ela conta com mais de 18 milhões de observações referentes a todas as ofertas de compra e venda e a todos os negócios fechados no mercado brasileiro de DI1 entre outubro de 2009 e julho de 2011, em que houve 15 reuniões do Copom. As datas das reuniões, assim como, a mediana das expectativas do mercado para a meta da taxa Selic, o desvio-padrão e os valores máximo e mínimo dessas expectativas, e a meta decidida pelo Copom se encontram na Tabela A do Anexo. Todos os dados foram retirados do relatório FOCUS do BCB.<sup>3</sup> O comportamento da meta da taxa Selic no período é mostrado no Gráfico 1.



Fonte: Banco Central do Brasil.

A base é composta de três partes distintas. A primeira e a segunda reúnem as seguintes informações sobre as ofertas de compra e de venda: dia e hora de colocação das ofertas detalhadas até o milionésimo de segundo, código do instrumento, identificador da ordem, validade da ordem, número de contratos e preço. A terceira parte contém as informações sobre os negócios, a saber: data, código do instrumento, preço, número de contratos, hora de fechamento do negócio detalhada até o segundo, identificador com o dia

<sup>3</sup> O relatório FOCUS é uma publicação semanal do Banco Central do Brasil que contém projeções sobre diversos temas da economia, tais como juros, inflação, PIB e taxa de câmbio.

e a hora da ordem de compra e identificador com o dia e a hora da ordem de venda. Os dados foram tratados de forma que os negócios cancelados e/ou concretizados em leilões de abertura ou fechamento fossem excluídos da amostra. Com isso, foi possível garantir a validade das operações e eliminar distorções provocadas por operações realizadas em leilões de abertura e fechamento.

Em seguida, ao analisar cada negócio, foi possível identificar se a transação havia sido iniciada por um comprador ou por um vendedor. Se a ordem de compra ocorreu após a ordem de venda, o negócio foi classificado como iniciado pelo comprador e recebeu um indicador  $Q = +1$ . Nas situações em que a oferta de venda ocorreu após a oferta de compra, os negócios foram classificados com  $Q = -1$ . Negócios resultantes de ofertas de compra e de venda colocadas quase no mesmo instante (no mesmo segundo) foram classificados com um indicador  $Q = 0$ . Com isso, constituiu-se uma nova base de dados composta de data, hora, volume, preço da operação, preço da operação imediatamente anterior e o indicador  $Q$ .

Além disso, negócios referentes a mesma oferta de compra ou de venda foram aglutinados. Para entender por que esse procedimento foi adotado, suponhamos que: i) às 10h e 02min, sejam colocadas duas ofertas de compra de 100 contratos a um preço x; ii) às 10h e 03min, seja colocada uma oferta de venda de 300 contratos ao mesmo preço x; iii) às 10h e 04min, seja lançada uma oferta de compra de 100 contratos também ao preço x. O sistema da bolsa registra essas transações gerando três negócios com 100 contratos cada. No entanto, devemos realizar a análise considerando um negócio de 200 contratos com  $Q = -1$  e um negócio de 100 contratos com  $Q = +1$ . Ao aglutinar os negócios, o preço será a média ponderada, pelo número de contratos, dos preços das operações informadas pela BM&Fbovespa.

Consideremos a seguinte situação, que ilustra a importância desse tratamento: suponha a existência de duas ofertas de venda no livro de ofertas. Uma delas, de 100 contratos ao preço de 9,73; a outra, de 200 contratos ao preço de 9,70.<sup>4</sup> Ambos os preços são os menores do livro de ofertas. Se uma oferta de compra de 300 contratos for lançada

---

<sup>4</sup> O livro de ofertas é uma tela que mostra as melhores ofertas, tanto de compra quanto de venda, de um determinado ativo.

ao preço de 9,73, o sistema da BM&FBovespa irá registrar dois negócios diferentes, porém em nossa base de dados deve constar um negócio de 300 contratos ao preço de 9,71.

Finalmente, chegamos à nossa base de dados final composta pela data, hora, volume, preço da operação, preço da operação imediatamente anterior, o indicador  $Q_n$  e o indicador  $Q_{n-1}$  de cada transação. Note que para o primeiro negócio do dia não existe o indicador  $Q_{n-1}$  e, portanto, eles foram excluídos da amostra.

Definiu-se que seriam analisados os dados relativos às operações ocorridas nos 6 dias úteis que antecedem a decisão das reuniões do Copom (período pré-Copom). As reuniões do Comitê costumam ocorrer nas terças e quartas-feiras e integram estes 6 dias de análise (quarta-feira será o dia seis para cada reunião e terça o dia cinco). A definição ocorreu após conversas com participantes do mercado que evidenciaram que grande parte dos especuladores (tanto na pessoa física quanto na pessoa jurídica) se posiciona a partir de uma semana antes da reunião. Ficamos em dúvida se o último dia de reunião deveria ou não ser incluído na amostra dado que existem participantes relevantes do mercado que não operam nesse dia. Optamos pela inclusão, pois essa prática não é generalizada no mercado e não se estende à pessoa física.<sup>5</sup>

Também coletamos dados sobre as operações ocorridas entre o décimo sétimo e o décimo segundo dias úteis que antecedem as reuniões (período de controle) para fins de comparação. O período de controle foi escolhido de forma a estar a uma distância da reunião do Copom em que as apostas sobre a reunião deste Comitê ainda não são tão comentadas e a decisão sobre a taxa básica está longe de ser tomada.

Em seguida, observamos, em cada um dos 15 períodos de seis dias úteis que antecedem a reunião (período pré-Copom), quais foram os instrumentos que apresentaram maior liquidez e optamos por analisar os dois instrumentos do mercado de DI1 com maior quantidade de negócios realizados. A Tabela 1 contém as estatísticas descritivas da proporção dos dois instrumentos com maior liquidez em relação ao número total de negócios fechados tanto nos períodos de controle quanto nos pré-Copom. Observa-se que a participação dos dois instrumentos mais líquidos em ambos os períodos é relevante.

---

<sup>5</sup> A decisão do COPOM só é divulgada quando o mercado já está fechado.

<b>Tabela 1 - Estatísticas descritivas da proporção de dois instrumentos com maior liquidez no número total de negócios (15 períodos de controle e 15 períodos pré-Copom)</b>		
<b>Estatísticas</b>	<b>Controle</b>	<b>Pré-Copom</b>
Mínimo	36.07%	33.32%
Primeiro Quartil	42.95%	40.08%
Média	48.25%	53.23%
Mediana	48.59%	54.70%
Terceiro Quartil	51.35%	62.87%
Máximo	65.77%	84.22%

Com esses ajustes, chegamos a uma base de dados com 168.366 negócios, dos quais 41,11% foram classificados como iniciados pelo comprador ( $Q = +1$ ), 11,99% como neutros ( $Q = 0$ ) e 46,90% como iniciados pelo vendedor ( $Q = -1$ ). Nos períodos de controle há 82.303 negócios: 41,10% tiveram  $Q = +1$ , 12,04% tiveram  $Q = 0$  e 46,86% tiveram  $Q = -1$ . Já nos períodos pré-Copom, há 86.063 negócios onde 41,13% foram classificados com  $Q = +1$ , 11,94% com  $Q = 0$  e 46,94% com  $Q = -1$ .

O último ponto que merece ser destacado nessa seção é a inexistência do viés de estimação da sequência de iniciações nos resultados, problema que ocorre em outros trabalhos que se baseiam na direção do negócio. Isso é possível porque a base de dados conta com o horário de todas as ofertas de compra e de venda, viabilizando a identificação precisa do agente (comprador ou vendedor) que iniciou a transação. Logo, técnicas como o *quote method*, o *tick test* e o *LR method* (Lee e Ready, 1991) não são usadas, permitindo que os resultados tenham maior precisão. White e outros (2000) testaram essas três técnicas usando dados da NYSE e encontraram que a precisão do *quote method* é de 78%, do *tick test* é 80% e do *LR method* é 85%. Já Ellis *et al* (2000) descrevem uma precisão de 80% para o *LR method*, 78% para o *tick test* e 76% para o *quote method* ao analisar ações cotadas na NASDAQ.

### 3 Modelos

Trabalhos iniciais sobre microestrutura (Stoll, 1978; Ho e Stoll, 1981) analisaram mercados onde a figura do formador de mercado (*market maker*) desempenhava um papel fundamental na formação do preço dos ativos e dos *spreads*. Dessa forma, os autores atribuíram o *spread* aos custos de estoque incorridos pelo *market maker* para promover a liquidez no mercado.

Roll (1984) avançou no tema e atribuiu o *spread* não apenas ao custo de estoque, mas também aos custos operacionais relativos ao processamento da ordem (custos de equipamentos, pessoal e outros). Para isso, adotou as premissas de que (i) o mercado opera em um ambiente onde não existe assimetria de informação e (ii) a distribuição de probabilidade dos retornos do ativo não muda dentro de um intervalo de dois meses. Já Glosten e Harris (GH, 1988) analisaram o *spread* através de uma regressão onde a variável independente é o identificador do negócio (Q). Esse identificador mostra se o negócio foi iniciado por um comprador, por um vendedor ou por nenhum deles. Caso a ordem de compra entre no livro de ofertas depois da ordem de venda, o negócio é considerado como iniciado pelo comprador e  $Q = +1$ . Se a ordem de venda entrar depois da ordem de compra  $Q = -1$ ; e se ambas ocorrerem ao mesmo tempo,  $Q = 0$ .

É importante lembrar que GH foi desenvolvido a partir do trabalho de Glosten e Milgrom (1985), que relativizou a premissa do modelo de Roll (1984) de que não existe diferença de informação entre os investidores. Assim, os autores consideraram que o *spread* também poderia ser explicado pela assimetria de informação entre os agentes que atuam no mercado.

Huang e Stoll (HS, 1997) generalizaram o modelo desenvolvido por Glosten e Harris (1988) ao incluir os três custos – de estoque, operacionais e de assimetria de informação – em um modelo baseado no identificador do negócio (Q). Por isso, lançamos mão do modelo HS para analisar o comportamento do *spread* no mercado de DI1. O custo de assimetria de informação pode ser considerado *proxy* da probabilidade de assimetria de informação inferida pelos investidores. Dado que o mercado não apresenta a figura do *market maker*, o modelo HS será rodado com um custo de estoque igual a zero, o que significa dizer que o modelo se tornará idêntico ao proposto por Madhavan *et al* (1997).

Glosten e Milgrom (1985) destacam que um operador informado pode especular com base em informação privilegiada ou análise superior das informações disponíveis. Isso significa que a assimetria de informação pode ocorrer tanto pela obtenção de informações relevantes não públicas quanto por uma melhor análise dos desdobramentos de dados públicos relevantes. Logo, o custo de assimetria de informação obtido pelo modelo HS não nos diz o que seria consequência de informação privilegiada e o que não seria. Dessa forma, utilizamos também o modelo proposto por Easley, Kiefer, O'Hara e Paperman (1996), que verifica especificamente qual seria probabilidade de operação com informação privilegiada (PIN) em um determinado mercado. O modelo de Easley *et al* busca medir (*ex post*) a PIN através de um modelo baseado nas negociações sequencias do mercado.

Assim, na seção 3.1 é apresentada a primeira versão do modelo de Huang e Stoll (1997) e na seção 3.2 o modelo de Easley, Kiefer, O'Hara e Paperman (1996) para a probabilidade de operação com informação privilegiada (PIN). Note que ambos os modelos utilizam como *input* o número de negócios iniciados por compradores e vendedores em determinado mercado exigindo o mesmo tipo de tratamento da base de dados.

### **3.1 Primeira versão do modelo de Huang e Stoll (1997)**

Seja  $p^*$  o valor do ativo se todos os agentes têm acesso à informação privilegiada e que o risco de se obter essa informação não está apreçado. Dessa forma, o valor fundamental do ativo baseado na informação comum a todos os agentes ( $H$ ) é  $p=E[p^*|H]$ .

Dado que os investidores têm acesso às mesmas informações, é possível definir as funções  $a(\cdot)$  e  $b(\cdot)$  da seguinte forma:

$$a(x)=E[p^*|H, \text{ ``investidor compra no preço } x\text{''}]$$

$$b(y)=E[p^*|H, \text{ ``investidor vende no preço } y\text{''}]$$

Note que as funções  $a(x)$  e  $b(y)$  descrevem como as informações que são comuns aos investidores são atualizadas de maneira a contemplar as informações relativas ao negócio imediatamente anterior.

Sendo  $Z_A = a(A) - p$  e  $Z_B = p - b(B)$ , onde  $A$  e  $B$  são os preços de venda e compra, respectivamente. Logo,  $Z_A+Z_B$  é a parte do *spread* que é função da crença de que existe investidores informados. Se  $C_A$  e  $C_B$  são custos de processar as ordens  $a$  e  $b$ , respectivamente, então  $A$  e  $B$  podem ser escritos da seguinte forma:

$$A = a(A) + C_A = p + Z_A + C_A$$

$$B = b(B) - C_B = p - Z_B - C_B$$

Logo, o *spread*  $S = A - B$  é dado por  $Z_A + Z_B + C_A + C_B$ . Se um indicador  $Q_{n+1}$  for inserido como sendo uma variável que assume o valor de +1 quando o negócio n+1 é iniciado por um comprador e -1 quando é iniciado por um vendedor tem-se que:

$$p_{n+1} = p_n + Z_{n+1} Q_{n+1}$$

O mercado reage ao surgimento de novas informações entre os negócios  $n$  e  $n + 1$  e ao assumir que  $\varepsilon_{n+1}$  é a revisão do preço fundamental ( $p_n$ ), devido a essas novas informações, tem-se que:

$$p_{n+1} = p_n + \varepsilon_{n+1} + Z_{n+1} Q_{n+1} \text{ (i)}$$

note que se  $Q_{n+1} = +1$  então  $Z_{n+1} = Z_A$  e que se  $Q_{n+1} = -1$  então  $Z_{n+1} = Z_B$ . Isso significa que o valor fundamental depende da informação disponível publicamente ( $\varepsilon_{n+1}$ ) e do preço da transação anterior ( $p_n$ ).

O investidor arca com custos de transação ( $C$ ) para concretizar o negócio, fazendo com que o preço também dependa dele. Assim, o preço no qual o negócio é efetivamente fechado é dado por:

$$\hat{p}_{n+1} = p_{n+1} + C Q_{n+1} \text{ (ii)}$$

$$\hat{p}_{n+1} = p_n + Z_{n+1} Q_{n+1} + C Q_{n+1}$$

note que se  $Q_{n+1} = +1$  então  $C = C_A$ , se  $Q_{n+1} = -1$  então  $C = C_B$  e que  $C_A, C_B > 0$

Assumindo que  $Z_A = Z_B$  e  $C_A = C_B$ , tem-se que o *spread*  $S = A - B = 2(Z + C)$  ou  $\frac{S}{2} = Z + C$ . Onde  $Z > 0$  porque quando um investidor compra ao preço  $A$ ,  $E[p^*|H]$ , “investidor compra no preço  $A$ ” é maior do que  $E[p^*|H]$ , ou seja,  $a(A) > p$  e  $Z_A > 0$ .

Tomando  $Z$  e  $C$  como constantes e  $\alpha$  e  $\pi$  como proporções de  $\frac{S}{2}$  relativas a  $Z$  e  $C$ , respectivamente, tem-se que se  $Z_A = Z_B$ ,  $\alpha$  é parte do *spread* ( $S$ ) relativa à assimetria de informação entre os agentes ( $2Z$ ). Note que  $\pi = 1 - \alpha$ . Em outras palavras:  $\alpha = Z/\frac{S}{2}$ , o que implica um preço fundamental de

$$p_{n+1} = p_n + \varepsilon_{n+1} + \alpha \frac{S}{2} Q_{n+1} \text{ (iii)}$$

e, consequentemente, o preço no qual o ativo será negociado pode ser escrito da seguinte forma

$$\hat{p}_{n+1} = p_{n+1} + \pi \frac{s}{2} Q_{n+1} \text{ (iv)}$$

Dado que a variação de (iv) é definida por

$$\Delta \hat{p}_{n+1} = \Delta p_{n+1} + \pi \frac{s}{2} \Delta Q_{n+1} \text{ (v)}$$

ao substituir (iii) em (v), temos que

$$\begin{aligned}\Delta \hat{p}_{n+1} &= \varepsilon_{n+1} + \alpha \frac{s}{2} Q_{n+1} + \pi \frac{s}{2} \Delta Q_{n+1} \\ \Delta \hat{p}_{n+1} &= \varepsilon_{n+1} + \alpha \frac{s}{2} Q_{n+1} + (1 - \alpha) \frac{s}{2} \Delta Q_{n+1} \\ \Delta \hat{p}_n &= \varepsilon_n + \alpha \frac{s}{2} Q_{n-1} + \frac{s}{2} \Delta Q_n \text{ (vi)}\end{aligned}$$

tornando possível a estimativa de  $\alpha$  e S.

Reescrevendo (vi), temos (vii) e (viii) que fornecem a relação de  $\Delta \hat{p}_n$  com  $Q_{n-1}$  e

$Q_n$

$$\Delta \hat{p}_n = \varepsilon_n - (1 + \alpha) \frac{s}{2} Q_{n-1} + \frac{s}{2} Q_n \text{ (vii)}$$

$$\Delta \hat{p}_n = \frac{s}{2} Q_n - (1 + \alpha) \frac{s}{2} Q_{n-1} + \varepsilon_n \text{ (viii)}$$

### 3.2 Probabilidade de operação com informação privilegiada (PIN)

A probabilidade de operação com informação privilegiada foi modelada por Easley, Kiefer, O'Hara e Paperman (1996) com base nas negociações sequenciais do mercado. Operações de compra e venda ocorrem por ações de operadores informados potenciais e desinformados. Informação, nesse caso, é definida como o sinal que pode ser interpretado como informação privilegiada sobre o verdadeiro valor do ativo. Assim, o modelo assume que esse sinal é o resultado da ação de investidores com informação privilegiada.<sup>6</sup>

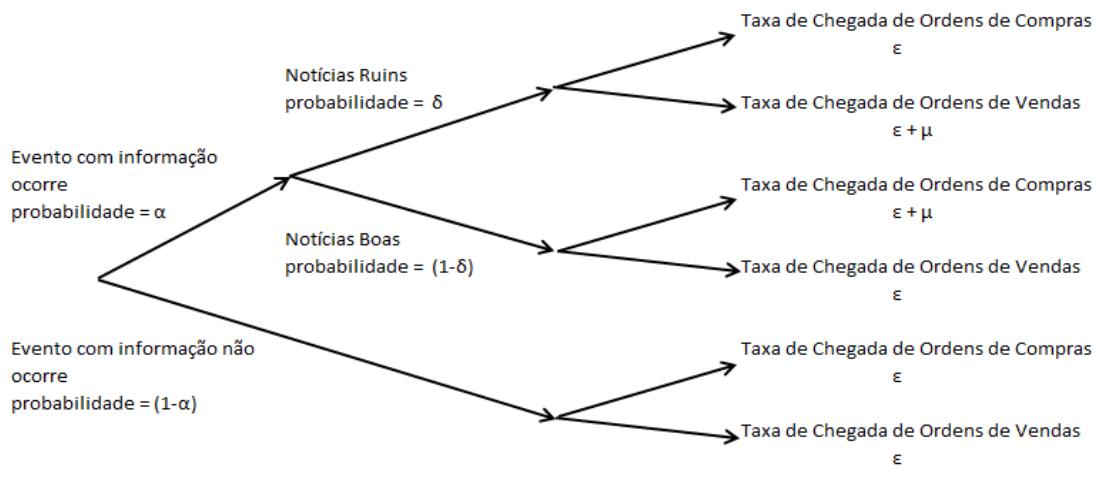
Suponha que uma informação nova sobre um ativo alcance o mercado (um evento com informação) com probabilidade  $\alpha$ . Se o sinal da informação for baixo (notícia má), ele terá probabilidade  $\delta$ ; e se for alto (notícia boa), terá probabilidade  $(1 - \delta)$ . Assim, com a revelação dos sinais de informação, o ativo passa a ser negociado por operadores informados e desinformados que chegam ao mercado seguindo processos independentes de Poisson. Os operadores desinformados não observam o sinal da informação e, por isso, irão

---

<sup>6</sup> Algumas variáveis apresentadas nessa seção (PIN) apresentam nomenclatura idêntica à de algumas variáveis da seção anterior (primeira versão do modelo HS). Não confundi-las: optamos por manter dessa forma para não alterar o trabalho original de nenhum dos autores.

negociar independentemente da notícia. A cada dia, eles operam em ambos os lados do mercado, compra e venda, com uma taxa de chegada de  $\epsilon$ .<sup>7</sup> Logo, se os operadores informados compram ou vendem, é porque têm como base a existência e o tipo de sinal da informação que foi observado antes de tomarem essa decisão e, consequentemente, negociam somente durante os dias em que o evento com informação ocorre e somente em um lado do mercado. Se o sinal da informação for baixo, eles vendem, e se o sinal da informação for alto, compram. A taxa de chegada de operadores informados é denotada por  $\mu$ . As taxas de chegada  $\epsilon$  e  $\mu$  são definidas como o número de negócios por dia de operadores desinformados e informados, respectivamente. A Figura 1 fornece uma apresentação gráfica desse processo de negociação.

**Figura 1 – Modelo de Easley *et al* (1996) para operações com informação privilegiada**



- $\alpha$  é a probabilidade de ocorrer o evento com informação
- $\delta$  é a probabilidade do evento com informação ser de notícia ruim
- $\epsilon$  é a taxa diária de operadores desinformados
- $\mu$  é a taxa diária de operadores informados

É possível observar que a estrutura do modelo implica que mais ordens de compra sejam esperadas em dias de boas notícias, mais ordens de venda sejam esperadas em dias de notícias ruins, e poucas operações sejam esperadas em dias sem eventos de informação, uma vez que ocorre a diminuição de operadores informados no mercado. O desequilíbrio

<sup>7</sup> O modelo assume igual proporção de compradores e vendedores desinformados. No trabalho original, Easley *et al* (1996) testaram diferentes taxas e não encontraram diferença significativa nos modelos que justificasse uma alteração.

nos números das ordens de compra e de venda é justificado pela participação de operadores informados que atuam somente em um lado do mercado, o que indica a Probabilidade de operação com informação. Os parâmetros de  $\theta = (\alpha, \delta, \varepsilon, \mu)$  não são diretamente observáveis, porém, como os processos de chegada das ordens de compra e de venda são, o modelo de Easley *et al* (1996) constrói a função de verossimilhança de  $\theta$ , baseado nesses parâmetros.

O modelo pressupõe que as compras e as vendas sigam um dos três processos independentes de Poisson, dependendo da qualidade das notícias, isto é, se são más, boas ou se não há notícias. Como conhecemos o processo que está sendo operando em cada dia, a probabilidade resultante das chegadas das ordens é uma média ponderada da probabilidade de se observar um determinado número de ordens de compra ou venda em um dia de notícias boas, más ou um dia sem notícias. Os pesos são probabilidades de cada tipo de situação ocorrida e são dados por  $(1 - \alpha)$  para um dia sem notícias,  $\alpha\delta$  para dias de notícias ruins e  $\alpha(1 - \delta)$  para dias de notícias boas. Então, a função de probabilidade para uma determinada ação é dada por:

$$L(B, S | \alpha, \varepsilon, \delta, \mu) = \prod_{i=1}^I \left\{ \begin{array}{l} (1 - \alpha) \left[ e^{-\varepsilon T} \frac{(\varepsilon T)^{B_i}}{B_i!} e^{-\varepsilon T} \frac{(\varepsilon T)^{S_i}}{S_i!} \right] \\ + \alpha\delta \left[ e^{-\varepsilon T} \frac{(\varepsilon T)^{B_i}}{B_i!} e^{-(\mu+\varepsilon)T} \frac{[(\mu+\varepsilon)T]^{S_i}}{S_i!} \right] \\ + \alpha(1 - \delta) \left[ e^{-(\mu+\varepsilon)T} \frac{[(\mu+\varepsilon)T]^{B_i}}{B_i!} e^{-\varepsilon T} \frac{(\varepsilon T)^{S_i}}{S_i!} \right] \end{array} \right\}. \quad (ix)$$

onde  $B_i$  e  $S_i$  representam o número de compras e vendas durante um período de tempo  $T$  no dia  $i$ , e  $\theta = (\alpha, \delta, \varepsilon, \mu)$  é o vetor de parâmetros. Assumindo independência entre os dias, obtemos a função de verossimilhança de  $i=1, \dots, I$  dias, calculando o produto das probabilidades diárias. A maximização da função obtém estimativas da taxa de operadores informados e desinformados ( $\mu$  ou  $\varepsilon$ ), bem como o tipo de evento para a ação ( $\alpha$  ou  $\delta$ ). Um nível de ordens de compra e venda balanceado é interpretado como operações desinformadas e é usado para identificar  $\varepsilon$ , enquanto que o desequilíbrio é usado para identificar  $\mu$ . Para um determinado dia, a estimativa da probabilidade dos parâmetros de evento com informação  $\alpha$  e  $\delta$  é 0 ou 1, refletindo a ocorrência ou não do evento. Esses

parâmetros são usados, então, para determinar a probabilidade de uma operação conter informação, a probabilidade de operação com informação, dada por:<sup>8</sup>

$$PI = \frac{\alpha\mu}{\alpha\mu + 2\varepsilon} (x)$$

#### 4 Resultados

Analisamos como se comporta o custo de assimetria de informação (CAI) e o *spread*, utilizando o modelo HS, e a probabilidade de operação com informação privilegiada (PIN), através do modelo de Easley, Kiefer, O'Hara e Paperman (1996), nos seis dias que antecedem a decisão final do Copom (período pré-Copom) ao longo de 15 reuniões do Comitê, de outubro de 2009 a julho de 2011. Os resultados apresentados nessa seção para o modelo HS foram estimados pela equação (vii) através do método dos Mínimos Quadrados Ordinários.<sup>9</sup> Os resultados da PIN tiveram seus parâmetros calculados através da maximização da função (ix). A estimativa dos parâmetros  $\alpha$  e  $\delta$  ficou restrita ao intervalo  $[0,1]$ , enquanto  $\varepsilon$  e  $\mu$  ficaram restritos ao intervalo  $[0,\infty)$ .

Os resultados sugerem que em alguns aspectos o PIN corrobora o CAI, principalmente quanto à dispersão das expectativas do relatório Focus. A seguir, enumeramos os principais resultados encontrados:

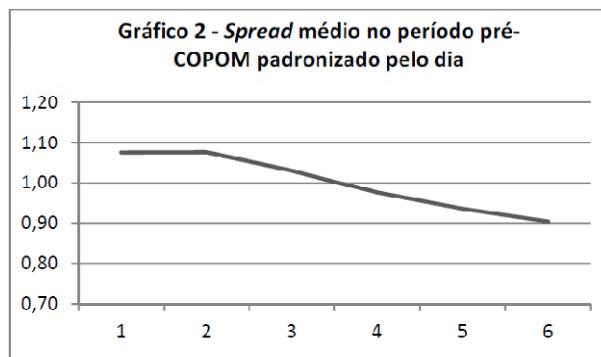
1. O CAI e a PIN apresentam um comportamento semelhante nos seis dias do período pré-Copom;
2. Tanto o CAI quanto a PIN apresentam forte correlação com o desvio padrão das expectativas de mercado acerca da decisão do Copom;
3. Apesar do CAI apresentar um movimento de queda entre as reuniões 157 e 159, o retorno à faixa entre 30% e 40% na reunião 160 sugere que a queda não é permanente;
4. A PIN tem uma queda de 43,12% entre a reunião 149 e 150, e a partir de então passa a se comportar em um patamar inferior;
5. Não é possível afirmar que a assimetria de informação estimada para os dias próximos ao Copom é maior do que a estimada para os dias dos períodos de controle.

---

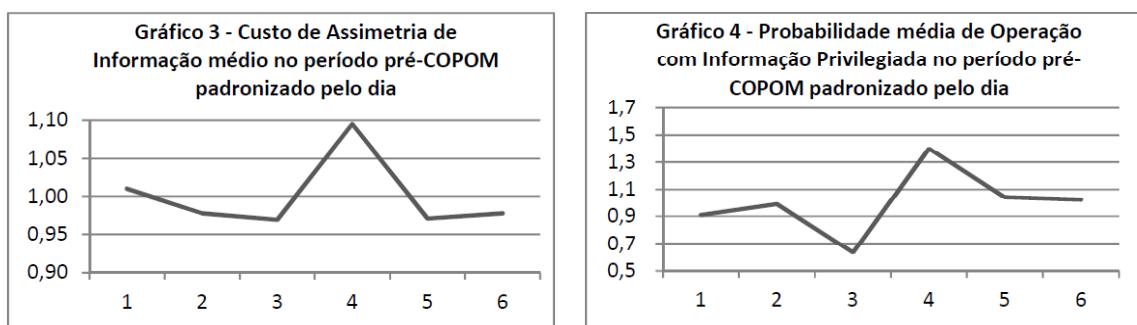
<sup>8</sup> A probabilidade é válida somente para o período em que há negociação, ou seja, o período em que um agente eventual especifica a probabilidade de um evento com informação.

<sup>9</sup> Todos os coeficientes das regressões são estaticamente diferentes de zero, mesmo quando controlados pelos métodos de Newey-West e White.

O Gráfico 2 mostra o comportamento do *spread*, o Gráfico 3 apresenta o comportamento do custo de assimetria de informação (CAI) e o Gráfico 4 o comportamento da PIN em todos os 6 dias que antecedem o decisão do Copom. O dia 6, por exemplo, se refere ao segundo e último dia de reunião do Copom, quando a decisão sobre a meta da taxa Selic é tomada. Os dados dos gráficos se encontram padronizados.<sup>10</sup>



Notamos que o *spread* médio sofre queda na medida em que a decisão do Copom se aproxima (Gráfico 2). Por outro lado, apesar de ser um percentual do *spread*, o CAI (Gráfico 3) apresenta um comportamento bastante diferente do *spread*, porém, similar à PIN (Gráfico 4). Semelhança essa que se confirma através da correlação de 0,77628 entre as séries do CAI e da PIN.



Nos dias 1 e 2, o CAI é estável, assim como a PIN. No terceiro dia (geralmente o dia anterior ao fim de semana), o CAI e a PIN padronizados atingem seu ponto de mínimo. O quarto dia apresenta na média o maior CAI e a maior PIN. É provável que isso ocorra

<sup>10</sup> Para cada reunião, a medida (*spread*, CAI ou PIN) de cada dia é padronizada dividindo-se essa medida pela média de todos os dias que antecedem a reunião. Após, encontramos a média, entre as reuniões, da medida padronizada para cada um dos 6 dias.

porque o quarto dia geralmente é uma segunda-feira e ao longo do final de semana os agentes podem obter e analisar informações, mas não podem operar. Diversos estudos (ver, por exemplo, Ahn *et al*, 2002) sobre os mercados de ação constataram que nas primeiras horas do dia o custo de assimetria de informação é maior, possivelmente porque entre um pregão e outro os investidores obtêm informações mas não podem operar. Dado que a PIN também é máxima nesse dia esse comportamento poderia sinalizar a existência de informação privilegiada ou de análise superior. Apesar da proximidade da decisão do Copom, nos dias 5 e 6, data da reunião do Copom, o CAI diminui retornando aos patamares dos dias 1 e 2. Já a PIN, mesmo diminuindo ao longo da semana da reunião do Copom, sinaliza que esse período seria o de maior probabilidade de *insider information* ou de análise superior.

A Tabela 2 mostra o *spread* e o CAI estimados pelo modelo de Huang e Stoll (1997) e a PIN estimada pelo modelo de Easley, Kiefer, O'Hara e Paperman (1996) para os dois contratos mais líquidos de DI1 nos períodos pré-Copom entre as reuniões 146 e 160. As estimativas foram realizadas para o conjunto dos seis dias. Não podemos notar uma relação entre maior liquidez nem com o *spread*, nem com o CAI e nem com a PIN. Para uma melhor visualização, calculamos a média das três medidas entre os dois contratos mais líquidos e construímos os Gráficos 5, 6 e 7, que mostram a evolução do *spread*, do CAI e da PIN, respectivamente, ao longo das reuniões.

<b>Tabela 2 - Spread, Componente de Assimetria de Informação (CAI) e Probabilidade de Operação com Informação Privilegiada (PIN) estimados para os dois contratos mais líquidos de DI1 para os períodos pré-Copom entre as reuniões 146 e 160</b>									
		Contrato com maior número de negócios				Contrato com o 2º maior número de negócios			
Reunião	Data <sup>1</sup>	Prazo <sup>2</sup>	Spread	CAI	PIN	Prazo <sup>2</sup>	Spread	CAI	PIN
160 <sup>a</sup>	20/07/11	F14	0.0050	25.9%	9.0%	F13	0.0047	36.5%	12.0%
159 <sup>a</sup>	08/06/11	F13	0.0068	18.0%	9.0%	F17	0.0056	38.6%	9.0%
158 <sup>a</sup>	20/04/11	F13	0.0049	18.9%	12.0%	F12	0.0048	18.0%	12.0%
157 <sup>a</sup>	02/03/11	F13	0.0055	19.6%	65.6%	F12	0.0080	24.1%	11.0%
156 <sup>a</sup>	19/01/11	F13	0.0046	39.5%	12.0%	F12	0.0062	31.0%	33.3%
155 <sup>a</sup>	08/12/10	F12	0.0043	34.6%	33.3%	F13	0.0044	40.7%	9.0%
154 <sup>a</sup>	20/10/10	F13	0.0045	39.2%	12.0%	F12	0.0046	27.2%	9.0%
153 <sup>a</sup>	01/09/10	F13	0.0058	49.5%	33.3%	F12	0.0049	44.5%	10.0%

152 <sup>a</sup>	21/07/10	F12	0.0044	26.6%	9.0%	F11	0.0056	35.3%	12.0%
151 <sup>a</sup>	09/06/10	F12	0.0045	31.9%	10.0%	F11	0.0053	25.3%	31.8%
150 <sup>a</sup>	28/04/10	F12	0.0047	40.7%	12.0%	F11	0.0038	30.6%	12.0%
149 <sup>a</sup>	17/03/10	F11	0.0054	27.8%	98.2%	F12	0.0044	34.8%	12.0%
148 <sup>a</sup>	27/01/10	F11	0.0066	25.7%	98.3%	F12	0.0052	44.5%	12.0%
147 <sup>a</sup>	09/12/09	F11	0.0053	24.0%	59.5%	F12	0.0047	50.2%	98.3%
146 <sup>a</sup>	21/10/09	F11	0.0050	41.0%	12.0%	F12	0.0048	60.9%	12.0%

1. Último dia de reunião (Quarta-Feira);

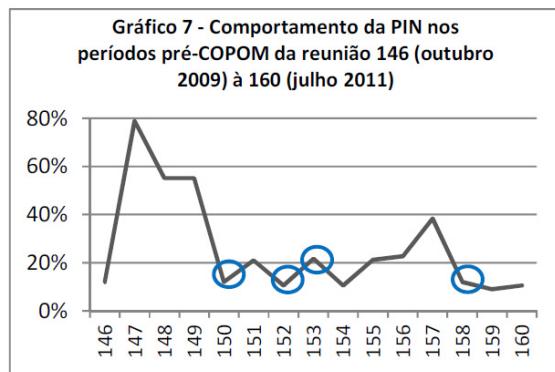
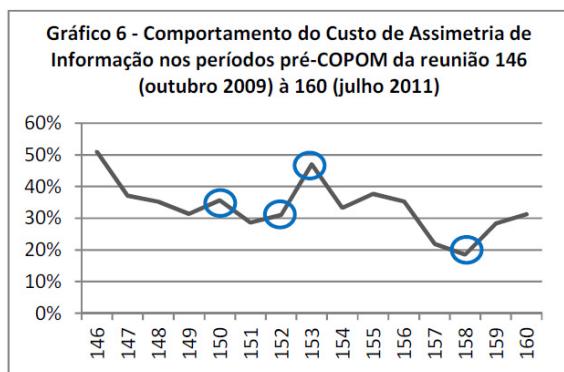
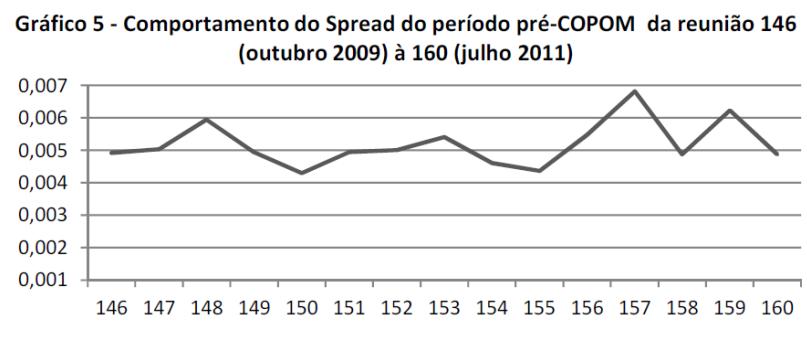
2. Referente ao prazo de vencimento. A letra F se refere ao mês de janeiro.

No Gráfico 5 podemos observar que o *spread* não apresenta uma tendência bem definida ao longo do tempo. No Gráfico 6, notamos que, após a reunião 155, o CAI no período pré-Copom sofre uma queda mais acentuada e entre as reuniões 157 e 159 os três menores CAI médios são observados. No entanto, na reunião 160 uma possível tendência de queda do CAI é revertida e o componente volta para faixa entre 30% e 40%. No Gráfico 7, é possível visualizar um forte queda da PIN entre a reunião 149 e 150 e a manutenção da probabilidade em níveis mais baixos a partir da reunião 151. A correlação entre o CAI e a PIN é positiva, porém de 0,03 somente.

Os pontos circulados nos Gráficos 6 e 7 indicam as reuniões do Copom em que o Comitê estabeleceu uma meta para a Selic diferente da esperada pelo mercado.<sup>11</sup> Ao analisarmos as reuniões em que o BCB tomou decisões de política monetária diferentes da mediana das expectativas do mercado, observamos que em três das quatro ocorrências o CAI é maior que o CAI da reunião imediatamente anterior. Já o Gráfico 7 evidencia um comportamento contrário, uma vez que em três dessas quatro reuniões a PIN é menor do que a estimada para a reunião imediatamente anterior.

---

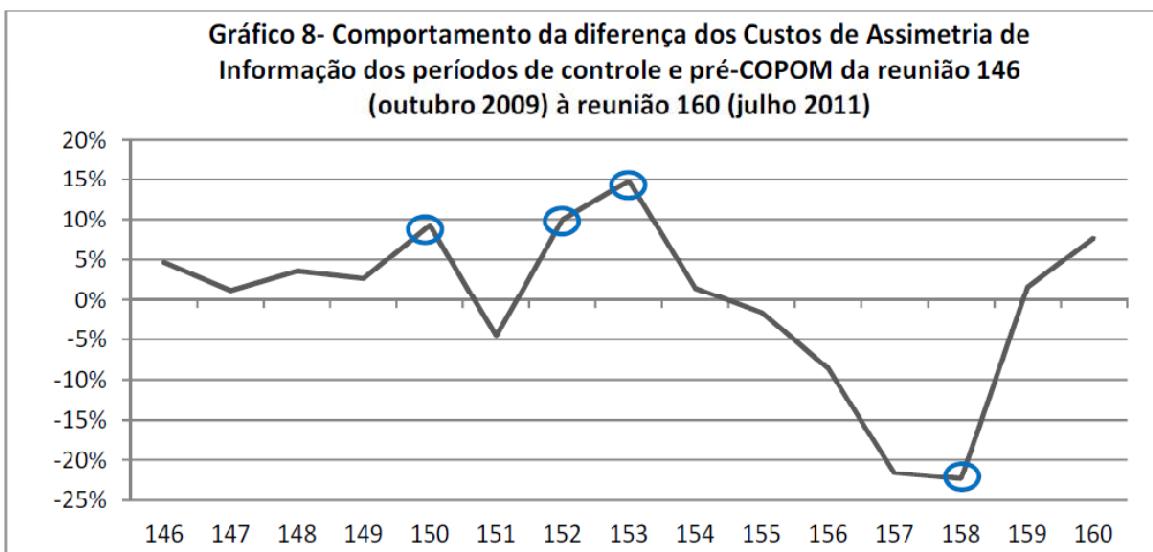
<sup>11</sup> A mediana das expectativas do mercado para a meta da taxa SELIC e a meta decidida pelo COPOM se encontram na Tabela A do Anexo.



O Gráfico 8 permite observar se há modificação entre o custo de assimetria de informação nos períodos pré-Copom e de controle. O gráfico mostra a diferença entre a média do CAI dos contratos mais líquidos do período pré-Copom e de controle para as 15 reuniões. Podemos observar que há uma queda expressiva dessa diferença a partir da reunião 155, que é revertida na reunião 160. Logo, pelo modelo HS, a probabilidade de assimetria de informação inferida pelos investidores é maior nos dias próximos às reuniões do Copom do que no período de controle para as reuniões anteriores à 155<sup>a</sup>. Ao observarmos as reuniões em que o BCB tomou uma decisão de política monetária diferente da esperada pelo mercado, notamos que a diferenças entre as médias foi maior, e em escala crescente, do que na reunião anterior nas três primeiras ocorrências.

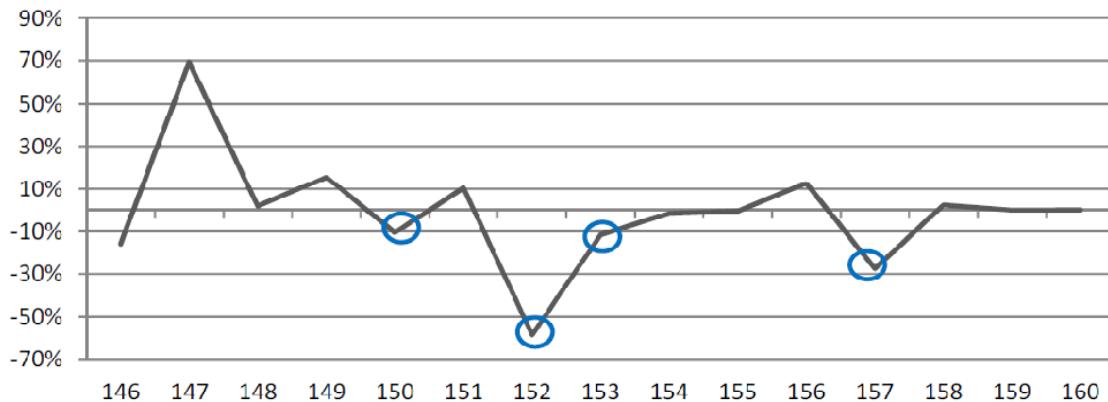
Glosten e Milgrom (1985) destacam que um operador informado pode especular baseado tanto em informação privilegiada quanto em uma análise superior das informações disponíveis. A estimativa do custo de assimetria de informação do modelo HS não faz distinção sobre o que seria uma análise superior e o que seria *insider information* e, por

isso, realizamos a análise presente no Gráfico 8 para a probabilidade de operação com informação privilegiada (PIN) estimada pelo modelo de Easley *et al* (1996).



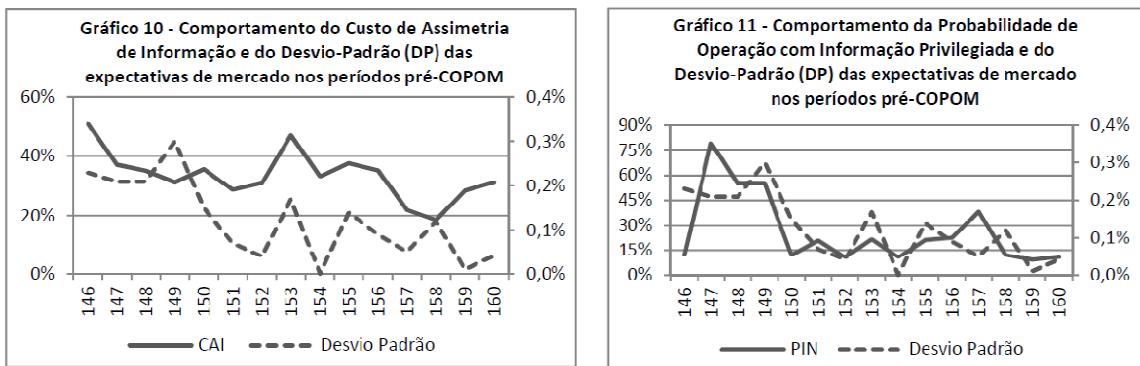
Dessa forma, o Gráfico 9 permite observar se há modificação entre a probabilidade de operação com informação privilegiada nos períodos pré-Copom e de controle, pois mostra a diferença entre a média da PIN dos contratos mais líquidos do período pré-Copom e de controle para as 15 reuniões. A série é instável e se situa em torno do zero. Sua pequena média de -0,92% sugere que a probabilidade de operação com informação privilegiada nos períodos pré-Copom não é diferente dos períodos de controle. Ela apresenta um comportamento oposto ao da série do Gráfico 8 (correlação de -0,1069 entre a diferença dos CAI nos períodos de controle e pré-Copom da reunião 146 (outubro 2009) à reunião 160 (julho 2011) e a diferença da PIN dos períodos de controle e pré-Copom no mesmo período).

**Gráfico 9 - Comportamento da diferença da Probabilidade de Operação com Informação Privilegiada dos períodos de controle e pré-COPOM da reunião 146 (outubro 2009) à reunião 160 (julho 2011)**

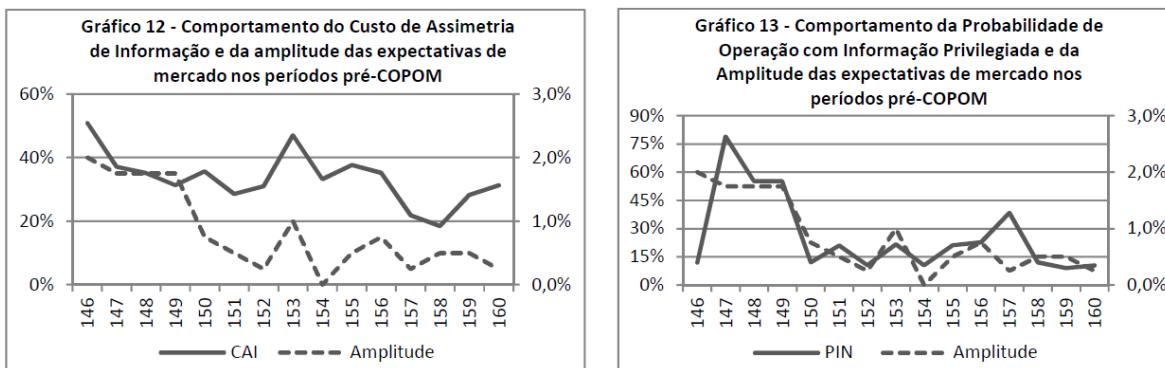


A análise conjunta dos Gráficos 8 e 9 não nos permite afirmar que existe diferença de assimetria de informação entre os períodos pré-Copom e de controle.

Em vista da melhor compreensão das diferentes expectativas, analisamos o desvio-padrão (DP), o máximo e o mínimo dos dados do relatório FOCUS. O Gráfico 10 mostra o comportamento do CAI e do DP das expectativas de mercado nos períodos pré-Copom. É possível notar que o comportamento de ambas as séries é semelhante, o que é corroborado pela correlação de 0,4650 entre elas. Assim, quanto maior a incerteza do mercado em relação à decisão do Copom, maior a probabilidade de assimetria de informação inferida pelos investidores. No Gráfico 11, podemos observar o comportamento da PIN e do DP das expectativas de mercado nos períodos pré-Copom. Dado que a correlação entre as séries é de 0,6030 nos parece que quanto maior a incerteza acerca da decisão do Copom maior é a probabilidade de operação com informação privilegiada ou originada de análise superior.



O Gráfico 12 é semelhante ao Gráfico 10, porém, no lugar do desvio-padrão temos a amplitude das expectativas do mercado nos períodos pré-Copom. Novamente notamos um padrão entre as séries, já que a correlação é igual a 0,5492. O Gráfico 13 apresenta o comportamento da amplitude das expectativas de mercado e da PIN, revelando uma correlação de 0,6309 e um padrão entre as séries.



## 5 Considerações Finais

O mercado de DI1 é o principal mercado futuro de taxa de juros no Brasil. Como o ativo subjacente desse mercado é a taxa de depósito interfinanceiro (taxa DI), e como essa taxa tem alta correlação com a meta Selic, as decisões do Copom afetam diretamente os preços dos ativos negociados nesse mercado futuro. Dessa maneira, este ambiente de negociação é utilizado para especulações quanto a mudanças nas taxas de juros e a decisão do Copom mantém estreitas relações com essas mudanças.

Assim, este trabalho procura relacionar o componente de assimetria de informação (CAI) e a probabilidade de operação com informação privilegiada ou por análise superior

(PIN) do mercado futuro de taxas de juros no Brasil (DI1 - DI de 1 dia) à política monetária. Para a estimação do CAI – que pode ser considerado uma *proxy* da probabilidade de assimetria de informação na negociação de um ativo –, utilizamos o modelo de Huang & Stoll (1997) adaptado para um mercado *order-driven* e para a estimação da PIN utilizamos o modelo de Easley, Kiefer, O'Hara e Paperman (1996).

Tentamos inferir se tanto o CAI quanto a PIN possuem uma relação com os períodos de decisões de política monetária no Brasil (decisões sobre a meta da taxa Selic). Para isso, analisamos se o CAI e PIN se alteram quando as reuniões do Comitê de Política Monetária do Banco Central do Brasil (Copom) se aproximam e se essas medidas variam em cada um dos seis dias anteriores à decisão do Comitê.

Os resultados mostram que tanto a PIN quanto o CAI atingem seu valor máximo na antevéspera da decisão do Copom. No período analisado, apesar do CAI apresentar um movimento de queda em março de 2011, sua reversão sugere que o comportamento não é permanente. A PIN sofre uma brusca redução em abril de 2010 e passa a se comportar em um patamar inferior. A comparação dos comportamentos do CAI e da PIN nas semanas de controle e no período definido como pré-Copom não nos permite afirmar que a assimetria de informação estimada para os dias próximos ao Copom seja maior que a do período de controle. Percebe-se, ainda, uma forte correlação tanto do componente de assimetria de informação quanto da probabilidade de operação com informação privilegiada (ou análise superior) com o desvio-padrão das expectativas de mercado (e também da amplitude dessas expectativas) acerca da meta da taxa Selic.

## **Referências**

- AHN, H.; CAI, J.; HAMAO, Y.; HO, R. The components of the bid–ask spread in a limit-order market: evidence from the Tokyo Stock Exchange. **Journal of Empirical Finance**, v. 9, n. 4, p. 399-430, 2002.
- ARAÚJO, G. S.; BARBEDO, C. H. S.; VICENTE, J. V. M. **The adverse selection cost component of the spread of brazilian stocks**. Brasília: Banco Central do Brasil, working paper, n. 263, 2011.
- DEMSETZ, H. The cost of transacting. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 82, n. 1, p. 33-53, 1968.
- EASLEY, D.; KIEFER, N.; O'HARA, M. & PAPERMAN, J. Liquidity, information and infrequently traded stocks. **Journal of Finance**, vol. 51, n. 4, pp. 1405–36, 1996.
- EASLEY, D.; O'HARA, M. & PAPERMAN, J. Financial analysts and information-based trade. **Journal of Financial Markets**, vol. 1, n. 1, pp. 175–201, 1998.
- ELLIS, K.; MICHAELY, R.; O'HARA, M. The accuracy of trade classification rules: evidence from Nasdaq. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v. 35, n. 4, p. 529–551, 2000.
- GEORGE, T. J.; KAUL, G.; NIMALENDRAN, M. Estimation of the bid-ask spreads and its components: a new approach. **Review of Financial Studies**, v. 4, n.4, p. 623-656, 1991.
- GLOSTEN, L. R.; HARRIS, L. E. Estimating the components of the bid-ask spread. **Journal of Financial Economics**, v. 21, n. 1, p. 123-142, 1988.
- GLOSTEN, L. R.; MILGROM, P. R. Bid, Ask and transaction prices in a specialist market with heterogeneous informed traders. **Journal of Financial Economics**, v. 14, p. 71-100, 1985.
- HO, T.; STOLL, H. R. Optimal dealer pricing under transactions and return uncertainty. **Journal of Financial Economics**, v. 9, n.1, p. 47-73, 1981.
- HUANG, R. D.; STOLL, H. R. The components of the bid-ask spread: a general approach. **Review of Financial Studies**, v. 10, n. 4, p. 995-1034, 1997.
- LEE, C. M.C.; READY, M. J. Inferring trade direction from intraday data. **The Journal of Finance**, v. 46, n.2, p. 733-746, 1991.
- MADHAVAN, A.; RICHARSON, M.; ROOMAND, M. Why do security prices change? A transaction-level analysis of NYSE stocks. **Review of Financial Studies**, v. 10, n. 4, p. 1035-1064, 1997.
- O'HARA, M. **Market Microstructure Theory**. Blackwell, Cambridge, MA, 1995.

ROLL, R. A. Simple implicit measure of the effective bid-ask spread in an Efficient Market. **Journal of Finance**, v. 39, n. 4, p. 1127-1139, 1984.

STOLL, H. R. Inferring the components of the bid-ask spread: theory and empirical tests. **Journal of Finance**, v. 44, n. 1, p. 115-134, 1989.

STOLL, H. R. The supply of dealer services in securities markets. **Journal of Finance**, v. 33, n. 4, p. 1133-1151, 1978.

WHITE, E.R.; *et al.* On the occurrence and consequences of inaccurate trade classification. **Journal of Financial Markets**, v. 3, n. 3, p. 259–286, 2000.

## ANEXO

A Tabela A mostra a estatística descritiva, divulgada pelo Banco Central do Brasil no relatório FOCUS, das expectativas de mercado acerca da meta da taxa Selic em cada um dos períodos pré-Copom bem como em seus respectivos períodos de controle. É possível observar ainda a decisão final da reunião e a meta estipulada na reunião anterior.

Reunião <sup>1</sup>	Data <sup>2</sup>	$\Delta^3$	Selic <sup>4</sup>	Selic n-1 <sup>5</sup>	Selic n <sup>6</sup>	Expectativas de mercado sobre a taxa meta Selic				
						Controle	pré-Copom	Controle	pré-Copom	Controle
160 <sup>a</sup>	20/07/11	0.25%	12.50%	12.25%	12.50%	0.05%	0.01%	12.50%	12.50%	12.25%
159 <sup>a</sup>	08/06/11	0.25%	12.25%	12.00%	12.25%	0.06%	0.04%	12.50%	12.50%	12.00%
158 <sup>a</sup>	20/04/11	0.25%	12.00%	11.75%	12.25%	0.10%	0.12%	12.50%	12.25%	11.75%
157 <sup>a</sup>	02/03/11	0.50%	11.75%	11.25%	11.75%	0.06%	0.05%	12.00%	12.00%	11.50%
156 <sup>a</sup>	19/01/11	0.50%	11.25%	10.75%	11.25%	0.20%	0.09%	12.00%	11.50%	10.75%
155 <sup>a</sup>	08/12/10	0.00%	10.75%	10.75%	10.75%	0.00%	0.14%	10.75%	11.25%	10.75%
154 <sup>a</sup>	20/10/10	0.00%	10.75%	10.75%	10.75%	0.00%	0.00%	10.75%	10.75%	10.75%
153 <sup>a</sup>	01/09/10	0.00%	10.75%	10.75%	10.92%	10.75%	0.25%	0.17%	11.75%	11.50%
152 <sup>a</sup>	21/07/10	0.50%	10.75%	10.25%	11.00%	0.04%	0.04%	11.00%	11.00%	10.50%
151 <sup>a</sup>	09/06/10	0.75%	10.25%	9.50%	10.25%	0.13%	0.07%	10.50%	10.50%	9.75%
150 <sup>a</sup>	28/04/10	0.75%	9.50%	8.75%	9.25%	0.20%	0.15%	10.00%	9.75%	8.75%
149 <sup>a</sup>	17/03/10	0.00%	8.75%	8.75%	8.75%	0.30%	0.30%	10.50%	10.50%	8.75%
148 <sup>a</sup>	27/01/10	0.00%	8.75%	8.75%	8.75%	0.22%	0.21%	10.50%	10.50%	8.75%
147 <sup>a</sup>	09/12/09	0.00%	8.75%	8.75%	8.75%	0.21%	0.21%	10.50%	10.50%	8.75%
146 <sup>a</sup>	21/10/09	0.00%	8.75%	8.75%	8.75%	0.24%	0.23%	10.75%	10.75%	8.50%

1. Número da Reunião;
2. Último dia de reunião (Quarta-Feira);
3. Variação da Meta Selic;
4. Taxa meta Selic após a reunião;
5. Taxa meta Selic antes da reunião anterior;
6. Média das medianas das expectativas dos 6 dias que compõem os períodos de controle e pré Copom;
7. Média dos desvios padrão das expectativas dos 6 dias que compõem os períodos de controle e pré Copom;
8. Máximo das expectativas dos 6 dias que compõem os períodos de controle e pré Copom;
9. Mínimo das expectativas dos 6 dias que compõem os períodos de controle e pré Copom.

# Banco Central do Brasil

## Trabalhos para Discussão

*Os Trabalhos para Discussão do Banco Central do Brasil estão disponíveis para download no website  
<http://www.bcb.gov.br/?TRABDISCLISTA>*

## Working Paper Series

*The Working Paper Series of the Central Bank of Brazil are available for download at  
<http://www.bcb.gov.br/?WORKINGPAPERS>*

- |  |   |
|--|---|
| <p><b>284 On the Welfare Costs of Business-Cycle Fluctuations and Economic-Growth Variation in the 20th Century</b><br/><i>Osmani Teixeira de Carvalho Guillén, João Victor Issler and Afonso Arinos de Mello Franco-Neto</i></p> <p><b>285 Asset Prices and Monetary Policy – A Sticky-Dispersed Information Model</b><br/><i>Marta Areosa and Waldyr Areosa</i></p> <p><b>286 Information (in) Chains: information transmission through production chains</b><br/><i>Waldyr Areosa and Marta Areosa</i></p> <p><b>287 Some Financial Stability Indicators for Brazil</b><br/><i>Adriana Soares Sales, Waldyr D. Areosa and Marta B. M. Areosa</i></p> <p><b>288 Forecasting Bond Yields with Segmented Term Structure Models</b><br/><i>Caio Almeida, Axel Simonsen and José Vicente</i></p> <p><b>289 Financial Stability in Brazil</b><br/><i>Luiz A. Pereira da Silva, Adriana Soares Sales and Wagner Piazza Gaglianone</i></p> <p><b>290 Sailing through the Global Financial Storm: Brazil's recent experience with monetary and macroprudential policies to lean against the financial cycle and deal with systemic risks</b><br/><i>Luiz Awazu Pereira da Silva and Ricardo Eyer Harris</i></p> <p><b>291 O Desempenho Recente da Política Monetária Brasileira sob a Ótica da Modelagem DSGE</b><br/><i>Bruno Freitas Boynard de Vasconcelos e José Angelo Divino</i></p> <p><b>292 Coping with a Complex Global Environment: a Brazilian perspective on emerging market issues</b><br/><i>Adriana Soares Sales and João Barata Ribeiro Blanco Barroso</i></p> <p><b>293 Contagion in CDS, Banking and Equity Markets</b><br/><i>Rodrigo César de Castro Miranda, Benjamin Miranda Tabak and Mauricio Medeiros Junior</i></p> <p><b>293 Contágio nos Mercados de CDS, Bancário e de Ações</b><br/><i>Rodrigo César de Castro Miranda, Benjamin Miranda Tabak e Mauricio Medeiros Junior</i></p> | <p>Jul/2012</p> <p>Jul/2012</p> <p>Jul/2012</p> <p>Jul/2012</p> <p>Aug/2012</p> <p>Aug/2012</p> <p>Set/2012</p> <p>Oct/2012</p> <p>Oct/2012</p> <p>Out/2012</p> |
|--|---|

<b>294</b>	<b>Pesquisa de Estabilidade Financeira do Banco Central do Brasil</b> <i>Solange Maria Guerra, Benjamin Miranda Tabak e Rodrigo César de Castro Miranda</i>	Out/2012
<b>295</b>	<b>The External Finance Premium in Brazil: empirical analyses using state space models</b> <i>Fernando Nascimento de Oliveira</i>	Oct/2012
<b>296</b>	<b>Uma Avaliação dos Recolhimentos Compulsórios</b> <i>Leonardo S. Alencar, Tony Takeda, Bruno S. Martins e Paulo Evandro Dawid</i>	Out/2012
<b>297</b>	<b>Avaliando a Volatilidade Diária dos Ativos: a hora da negociação importa?</b> <i>José Valentim Machado Vicente, Gustavo Silva Araújo, Paula Baião Fisher de Castro e Felipe Noronha Tavares</i>	Nov/2012
<b>298</b>	<b>Atuação de Bancos Estrangeiros no Brasil: mercado de crédito e de derivativos de 2005 a 2011</b> <i>Raquel de Freitas Oliveira, Rafael Felipe Schiozer e Sérgio Leão</i>	Nov/2012
<b>299</b>	<b>Local Market Structure and Bank Competition: evidence from the Brazilian auto loan market</b> <i>Bruno Martins</i>	Nov/2012
<b>300</b>	<b>Estrutura de Mercado Local e Competição Bancária: evidências no mercado de financiamento de veículos</b> <i>Bruno Martins</i>	Nov/2012
<b>300</b>	<b>Conectividade e Risco Sistêmico no Sistema de Pagamentos Brasileiro</b> <i>Benjamin Miranda Tabak, Rodrigo César de Castro Miranda e Sergio Rubens Stancato de Souza</i>	Nov/2012
<b>300</b>	<b>Connectivity and Systemic Risk in the Brazilian National Payments System</b> <i>Benjamin Miranda Tabak, Rodrigo César de Castro Miranda and Sergio Rubens Stancato de Souza</i>	Nov/2012
<b>301</b>	<b>Determinantes da Captação Líquida dos Depósitos de Poupança</b> <i>Clodoaldo Aparecido Annibal</i>	Dez/2012
<b>302</b>	<b>Stress Testing Liquidity Risk: the case of the Brazilian Banking System</b> <i>Benjamin M. Tabak, Solange M. Guerra, Rodrigo C. Miranda and Sergio Rubens S. de Souza</i>	Dec/2012
<b>303</b>	<b>Using a DSGE Model to Assess the Macroeconomic Effects of Reserve Requirements in Brazil</b> <i>Waldyr Dutra Areosa and Christiano Arrigoni Coelho</i>	Jan/2013
<b>303</b>	<b>Utilizando um Modelo DSGE para Avaliar os Efeitos Macroeconômicos dos Recolhimentos Compulsórios no Brasil</b> <i>Waldyr Dutra Areosa e Christiano Arrigoni Coelho</i>	Jan/2013
<b>304</b>	<b>Credit Default and Business Cycles: an investigation of this relationship in the Brazilian corporate credit market</b> <i>Jaqueline Terra Moura Marins and Myrian Beatriz Eiras das Neves</i>	Mar/2013

304	<b>Inadimplência de Crédito e Ciclo Econômico: um exame da relação no mercado brasileiro de crédito corporativo</b> <i>Jaqueline Terra Moura Marins e Myrian Beatriz Eiras das Neves</i>	Mar/2013
305	<b>Preços Administrados: projeção e repasse cambial</b> <i>Paulo Roberto de Sampaio Alves, Francisco Marcos Rodrigues Figueiredo, Antonio Negromonte Nascimento Junior e Leonardo Pio Perez</i>	Mar/2013
306	<b>Complex Networks and Banking Systems Supervision</b> <i>Theophilos Papadimitriou, Periklis Gogas and Benjamin M. Tabak</i>	May/2013
306	<b>Redes Complexas e Supervisão de Sistemas Bancários</b> <i>Theophilos Papadimitriou, Periklis Gogas e Benjamin M. Tabak</i>	Maio/2013
307	<b>Risco Sistêmico no Mercado Bancário Brasileiro – Uma abordagem pelo método CoVaR</b> <i>Gustavo Silva Araújo e Sérgio Leão</i>	Jul/2013
308	<b>Transmissão da Política Monetária pelos Canais de Tomada de Risco e de Crédito: uma análise considerando os seguros contratados pelos bancos e o spread de crédito no Brasil</b> <i>Debora Pereira Tavares, Gabriel Caldas Montes e Osmani Teixeira de Carvalho Guillén</i>	Jul/2013
309	<b>Converting the NPL Ratio into a Comparable Long Term Metric</b> <i>Rodrigo Lara Pinto Coelho and Gilneu Francisco Astolfi Vivan</i>	Jul/2013
310	<b>Banks, Asset Management or Consultancies' Inflation Forecasts: is there a better forecaster out there?</b> <i>Tito Nícias Teixeira da Silva Filho</i>	Jul/2013
311	<b>Estimação não-paramétrica do risco de cauda</b> <i>Caio Ibsen Rodrigues Almeida, José Valentim Machado Vicente e Osmani Teixeira de Carvalho Guillén</i>	Jul/2013
312	<b>A Influência da Assimetria de Informação no Retorno e na Volatilidade das Carteiras de Ações de Valor e de Crescimento</b> <i>Max Leandro Ferreira Tavares, Claudio Henrique da Silveira Barbedo e Gustavo Silva Araújo</i>	Jul/2013
313	<b>Quantitative Easing and Related Capital Flows into Brazil: measuring its effects and transmission channels through a rigorous counterfactual evaluation</b> <i>João Barata R. B. Barroso, Luiz A. Pereira da Silva and Adriana Soares Sales</i>	Jul/2013
314	<b>Long-Run Determinants of the Brazilian Real: a closer look at commodities</b> <i>Emanuel Kohlschein</i>	Jul/2013
315	<b>Price Differentiation and Menu Costs in Credit Card Payments</b> <i>Marcos Valli Jorge and Wilfredo Leiva Maldonado</i>	Jul/2013
315	<b>Diferenciação de Preços e Custos de Menu nos Pagamentos com Cartão de Crédito</b> <i>Marcos Valli Jorge e Wilfredo Leiva Maldonado</i>	Jul/2013