

**Insper Instituto de Ensino e Pesquisa
Faculdade de Economia e Administração**

Ricardo Garin Ribeiro Simon

**O IMPACTO DA POLÍTICA MONETÁRIA NO MERCADO
ACIONÁRIO BRASILEIRO**

**São Paulo
2014**

Ricardo Garin Ribeiro Simon

**O Impacto da Política Monetária no Mercado Acionário
Brasileiro**

Monografia apresentada ao curso de Ciências Econômicas, como requisito parcial para a obtenção do Grau de Bacharel do Insper Instituto de Ensino e Pesquisa.

Orientador: Profa. Dra. Juliana Inhasz

**São Paulo
2014**

Simon, Ricardo Garin Ribeiro

O Impacto da Política Monetária no Mercado
Acionário Brasileiro / Ricardo Garin Ribeiro Simon – São Paulo:
Insper, 2014. 23f.

Monografia: Faculdade de Economia e
Administração. Insper Instituto de Ensino e Pesquisa

Orientador: Profa. Dra. Juliana Inhasz

1. Política monetária 2. Mercado Acionário 3. Taxa de Juros
4.COPOM 5. Ibovespa

Ricardo Garin Ribeiro Simon

O Impacto da Política Monetária no Mercado Acionário Brasileiro

Monografia apresentada ao curso de Ciências Econômicas, como requisito parcial para a obtenção do Grau de Bacharel do Insper Instituto de Ensino e Pesquisa.

Setembro de 2014

Examinadores

Profa. Dra. Juliana Inhasz

Profa. Dra. Andrea Maria Accioly Fonseca Minardi

Prof. Dr. Michael Viriato Araujo

Resumo

SIMON, Ricardo Garin Ribeiro. O Impacto da Política Monetária no Mercado Acionário Brasileiro. São Paulo, 2014. 23p. Monografia – Faculdade de Economia e Administração. Insper Instituto de Ensino e Pesquisa.

Este trabalho objetivou verificar o quanto uma mudança na taxa básica de juros (SELIC) pode impactar para o retorno do mercado acionário brasileiro no dia seguinte a reunião do Comitê de Política Monetária. Através de uma análise econométrica será verificada e quantificada a interferência das decisões do COPOM para o Ibovespa. Foi utilizada uma metodologia semelhante àquela desenvolvida por Bernanke e Kuttner (2004) adaptada ao cenário brasileiro. Intuitivamente, acredita-se que uma elevação na taxa de juros tornaria o investimento em renda variável menos atraente e, dessa forma, tenderia a prejudicar o retorno do mercado brasileiro no seguinte pregão; todavia, as políticas monetárias muitas vezes já estão previstas pelo mercado e dessa forma possivelmente precificadas. Assim este trabalho também testará a eficiência de mercado na interação entre política monetária e retornos acionários.

Palavras-chave: Política Monetária, Mercado Acionário, Taxa de Juros, COPOM, Ibovespa

Abstract

SIMON, Ricardo Garin Ribeiro. O Impacto da Política Monetária no Mercado Acionário Brasileiro. São Paulo, 2014. 23p. Monografia – Faculdade de Economia e Administração. Insper Instituto de Ensino e Pesquisa.

This study aimed to determine how a change in the basic interest rate (SELIC) can impact the return of the Brazilian stock market the day after the meeting of the Monetary Policy Committee (COPOM). Through an econometric analysis, will be verified and quantified the interference of COPOM decisions for the Ibovespa. A methodology similar to that developed by Bernanke and Kuttner (2004) adapted to the Brazilian scenario. Intuitively, it is believed that a rise in interest rates would make the equities investment less attractive and would tend to hinder the return of the Brazilian market in the next trading session; however, the monetary policies are often already expected by the market and possibly priced. This study will also test the market efficiency in the interaction between monetary policy and stock returns.

Keywords: Monetary Policy, Stock Market, Interest Rate, COPOM, Ibovesp

Sumário

1.Introdução	8
2. Revisão da literatura	12
3. Metodologia	14
3.1 Variáveis explicativas auxiliares	15
3.2 Modelos	17
3.2.1 Modelo I	17
3.2.2 Modelo II	18
3.2.3 Modelo III	18
3.2.4 Modelo IV	19
3.3 Definição das Variáveis	20
3.3.1 Retorno do Mercado Acionário Brasileiro	20
3.3.2 Variação Observada da Taxa SELIC Meta	21
3.3.3 Variação Esperada da Taxa SELIC Meta.....	22
3.3.4 Variação Não Esperada da Taxa SELIC Meta	22
3.4 Variáveis de Controle.....	23
3.4.3 Variação do Índice CRB	24
3.4.4 Variação no VIX	24
3.5 Sinais Esperados	25
4. Estimções e Resultados	26
4.1 Testes sobre as variáveis	26
4.2 Estimções	29
4.2.1 Modelo I	29
4.2.2 Modelo II	31
4.3.3 Modelo III	32
4.2.4 Modelo IV	34
4.2.5 Resumo dos resultados.....	36
5. Conclusão	37
Referências	39

1.Introdução

Este trabalho tem por objetivo estudar os impactos das decisões de política monetária nos retornos do mercado acionário um dia útil após as reuniões do COPOM. Será considerada como *proxy* do mercado acionário brasileiro o Índice Bovespa, por ser considerado o mais importante e relevante índice de empresas brasileiras de capital aberto. Como decisões de política monetária entende-se mudanças ou manutenções da taxa básica de juros da economia, a taxa SELIC¹.

Acredita-se intuitivamente que as mudanças na meta da taxa SELIC alterem os custos de oportunidade do capital², exigindo, dessa forma, um maior retorno dos ativos de renda variável, e assim prejudicando a cotação dos mesmos através uma provável saída de capital da renda variável em prol da renda fixa.

O tema é de extrema importância tanto para os tomadores de decisão da política monetária quanto aos participantes do mercado acionário. A relevância é tamanha, e o assunto já foi pauta de estudo do ex-presidente do banco central americano (*Federal Reserve*) Ben Bernanke em 2004, poucos meses antes do mesmo assumir o cargo de presidente do *FED*. Nesse trabalho, Bernanke, ao lado do também renomado economista Kenneth Kuttner, estuda os impactos das políticas monetárias para o mercado acionário americano e é uma das principais referências bibliográficas para esta monografia.

A política monetária é um mecanismo que as autoridades monetárias utilizam para controlar a liquidez da moeda de um país e estabilizar os preços da economia. Além disso, a política monetária também pode ser usada para a efetivação da flutuação suja³ do câmbio. Tal política interfere não apenas diretamente nas decisões dos agentes econômicos, mas também nas decisões de consumo e

¹ Taxa SELIC é a taxa básica de juros da economia, é utilizada pelos bancos públicos e privados para acessar os recursos do tesouro nacional. A taxa é determinada pelo Comitê de Política Monetária a cada 40 dias.

² Muitos artigos e livros tratam o tema da rivalidade entre as aplicações de renda fixa e renda variável, a exemplo do artigo “Renda Fixa versus Renda Variável: uma análise descritiva entre as rentabilidades dos investimentos” publicado por Martini, Marcos Felipe Gomes na revista IPOG em Julho de 2013.

³ No regime de flutuação suja do cambio, o banco central atua comprando e vendendo moeda estrangeira em busca de atingir uma taxa de cambio desejada.

investimento dos mesmos e especialmente mediante a taxa de juros que impacta no custo de capital e de investimento.

O mercado de capitais é um dos principais centros dinâmicos da economia do Brasil. Assim como nos demais polos financeiros do país, o mercado de capitais tem crescido bastante e, conseqüentemente, se mostrado mais relevante para a economia. Os ganhos de credibilidade da economia brasileira e posteriormente a obtenção do grau de investimento fizeram com que os investimentos estrangeiros em carteira no país crescessem de forma gritante.

Alterações nas previsões do PIB, divulgação de taxas na inflação, índice de risco-país, fenômenos naturais, acontecimentos políticos, interferência externa, retornos de mercados acionários estrangeiros, câmbio, entre outros, são alguns dos fatores que contribuem direta ou indiretamente para a complexidade da estimação dos retornos do mercado de capitais. O desempenho do preço das ações no mercado não depende somente de notícias e das engrenagens operacionais da própria empresa, mas também de tudo que acontece mundo afora. Isso quer dizer que, por conta de todas estas variáveis, o mercado de capitais é um investimento que envolve riscos, pois sua rentabilidade não é certa. Conforme discutido acima, são muitas as variáveis que afetam de um modo ou de outro a Bolsa de Valores e, por isso, mudanças na política monetária tenderão a impactar o desempenho do mercado de capitais.

Uma queda na taxa de juros leva a custos de capital menores. Esse custo de capital é a taxa de retorno requerida para um investimento dado um determinado nível de risco. Além disso, há o aumento das despesas de consumo, pois o consumo corrente é favorecido frente ao consumo futuro através do efeito substituição. Por fim, o rendimento por meio de juros e o recebimento de dividendos também são afetados, o que é denominado efeito renda. Já um aumento na taxa de juros provoca uma redução do nível de liquidez, redução da produção agregada de curto prazo e uma saída de capitais no mercado de renda variável que se transfere para o mercado de renda fixa. Além disso, ao passo que ocorre uma elevação na taxa de

juros, há o aumento de incertezas quanto à capacidade de o governo administrar a dívida pública, não favorecendo o mercado de capitais.

A Imagem 1 ilustra o provável fluxo de capitais dada uma mudança na taxa de juros. Com a diminuição da SELIC, ativos de renda fixa são trocados por renda variável e, assim, há um fluxo de entrada de capitais no mercado acionário, fazendo com que as ações subam; no caso inverso a elevação da taxa SELIC faz com que parte do capital da renda variável seja liquidado em troca de ativos de renda fixa, derrubando a cotação das ações.

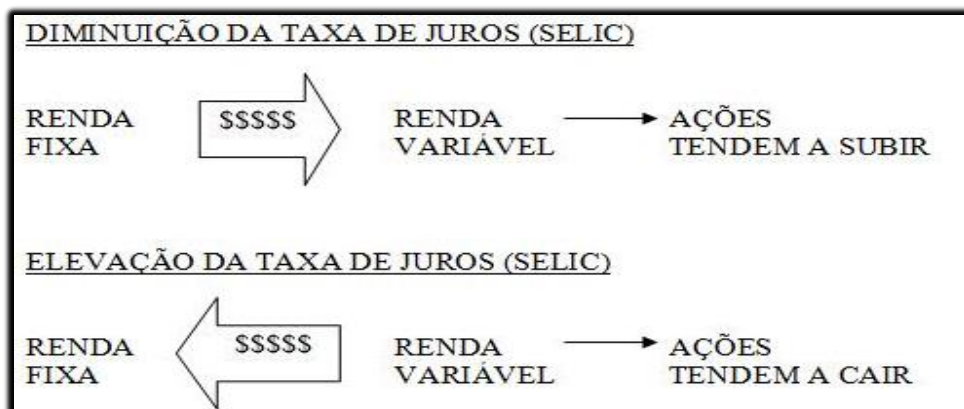


Imagem 1- Fluxo de capitais. Fonte: elaboração própria.

Previsões fazem com que expectativas na mudança da taxa de juros sejam antecipadas pelo mercado e, assim, as cotações da bolsa de valor tendem a se adaptar suavemente a medida que os prognósticos das reuniões do COPOM mudam. Para que isso funcione, temos que admitir a eficiência de mercado e a simetria de informação⁴, o que pode não se concretizar.

Outra relação que poderia ser estudada é a relação entre valores de mercado das empresas em relação ao seu lucro líquido ou EBITDA. Historicamente é possível observar, principalmente no mercado americano, uma correlação negativa entre o índice PL⁵ e a taxa de juros básica da economia; em períodos de juros baixos é comum observar PL acima de 20, enquanto em períodos de juros altos raramente

⁴ Considera-se mercado eficiente aquele no qual as cotações levam em conta todas as informações que a ela podem interferir.

⁵ Índice que mede o Preço de mercado das empresas atual dividido pelo lucro líquido dos últimos 12 meses.

este indicador passa dos 15 anos. O gráfico 1 compara o Preço Lucro médio de todas as empresas listadas na S&P 500⁶ com a taxa de retorno de títulos de 10 anos do tesouro americano.

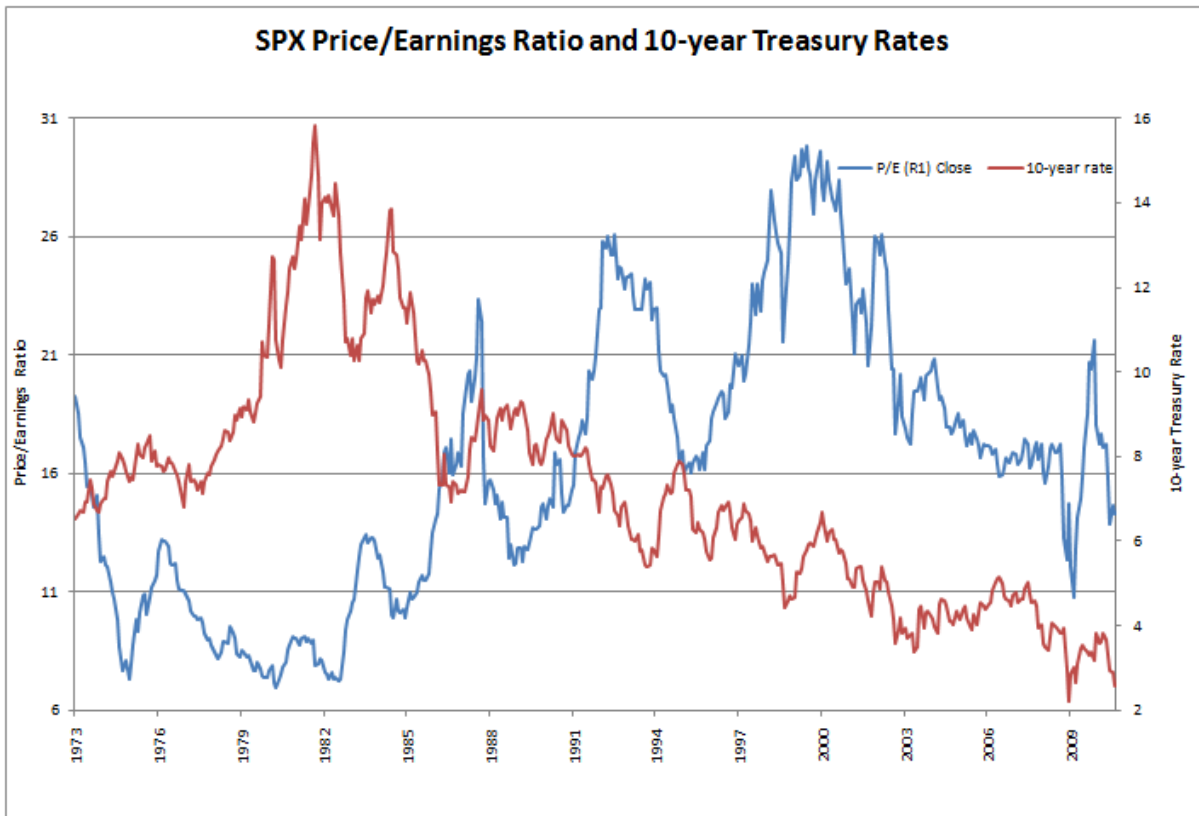


Gráfico 1 - Série histórica do índice P/L para as empresas do S&P 500 e taxa de juros para o T-Note de 10 anos. Fonte: Standard & Poors.

⁶ Índice americano composto por quinhentas empresas ponderadas pelo seu valor de mercado, sendo assim, é composto pelas 500 maiores empresas do mercado norte americano.

2. Revisão da literatura

No meio acadêmico muitos estudos abordam o tema, desde curtos artigos a teses de doutorado. No Brasil este tema ganhou relevância com a estabilização da moeda no Plano Real. O estudo já foi realizado diversas vezes de diferentes formas em muitos países que adotam o sistema de metas inflacionárias como balizador para a política monetária. Desta forma, o estudo seria relevante para os Estados Unidos, Reino Unido, Canadá, Nova Zelândia, grande parte da Europa, América Latina entre muitas outras nações que adotam esse sistema, segundo Montes (2009).

Em março de 2004 a pedido do National Bureau of Economic Research nos Estados Unidos, o então futuro presidente do *FED* Ben Bernanke e o grande economista Kenneth Kuttner elaboraram um estudo sob o título de “What Explains the Stock Market Reaction to Federal Reserve Policy?” no qual uma análise econométrica foi utilizada para testar os impactos das políticas monetárias para o mercado acionário americano. Entre as conclusões obtidas no trabalho estão o impacto nulo de uma mudança já esperada pelo mercado e uma oscilação de cerca de 1% no sentido contrário a cada mudança de 0,25 pontos percentuais na taxa básica de juros da economia americana.

A análise se aprofunda na percepção da permanência de cada variação da taxa base, ou seja, os autores indicam que há evidências que comprovam que uma mudança permanente tem um impacto maior do que uma temporária para o retorno do mercado acionário. Além disso um estudo setorial também foi realizado para saber quais setores eram mais impactados, quanto a isso, conclui-se que o setor mais impactado seria o de alta tecnologia, o que seria justificável uma vez que boa parte do valor dessas empresas está na perpetuidade, devido a uma previsão de crescimento muito acelerada e uma pequena receita atual em comparação ao seu valor de mercado. Na outra ponta estão empresas maturadas, tais como utilidades públicas e energia.

A metodologia utilizada por Bernanke e Kuttner deriva de um trabalho realizado por John Campbell em 1991 para o *The Economic Journal* intitulado “*A Variance Decomposition for Stock Returns*”. Posteriormente esse trabalho foi atualizado e evoluído pelo próprio Campbell em diversas publicações, entre elas “*What Moves the Stock and Bond Market. A Variance Decomposition for Long-Term Asset Returns*” realizado em conjunto com John Ammer. Os modelos utilizados por Campbell foram fundamentais para a escolha das variáveis explicativas uma vez que a variável resposta é mesma.

Para o cenário brasileiro, diversos estudos se basearam no estudo de Bernanke e Kuttner (2004) com adaptações. Perreira (2013), utilizou um modelo que levou em consideração oscilações do índice Dow Jones, da taxa câmbio e até mesmo realizou um modelo com uma *dummy* para a crise econômica de 2008, acreditando que os impactos durante a crise pudessem ser diferentes aos de períodos de estabilidade macroeconômica internacional. A conclusão é de que a *dummy* é irrelevante. Outros estudos consideraram variáveis como índice de volatilidades, inflações diárias, cestas de commodities, entre outros.

Grôppo (2004) estudou que a taxa de juros básica é a variável que mais impacta o índice da Bovespa, dentre todas as variáveis por ele analisadas. Isto sugere que o mercado acionário no Brasil vê o investimento em renda fixa como sendo um substituto dos investimentos em ações. Hersen e Lima (2013) também verificaram que existe essa relação. Quando essa taxa aumenta uma parcela importante dos investidores vendem suas ações para aplicar em renda fixa e isso induz uma redução dos preços das ações.

Outro estudo que motivou este tema foi elaborado Rapach Wohar e Rangvid (2005), e mostrou que de fato há evidências de que a taxa de juros é a variável mais importante para antever alterações no mercado de capitais.

3. Metodologia

Para analisar o impacto da política monetária no mercado acionário brasileiro devemos antes partir de algumas suposições. Como política monetária serão consideradas unicamente as alterações na taxa de juros básica da economia, a taxa SELIC meta, através das reuniões do Comitê de Política Monetária(COPOM). O Índice Bovespa será utilizado como *Proxy* do mercado acionário brasileiro, como já mencionado anteriormente, uma vez que o Ibovespa é o índice mais relevante e líquido do mercado brasileiro, sendo, o mais adequado para este estudo. Apesar disso seria possível a utilização do IBrX possivelmente sem o comprometimento dos resultados e conclusões.

Serão consideradas observações dos retornos do Ibovespa no primeiro dia útil após a reunião do COPOM, pelo fato das reuniões serem concluídas sempre depois do fechamento do mercado de forma a não alterar as cotações do dia da reunião. O retorno foi estimado como a diferença entre o preço de fechamento do dia após a reunião em relação ao dia da reunião.

A metodologia será dividida em quatro modelos econométricos, sendo o primeiro muito simples, progredindo até o quarto, o mais complexo. Como variáveis explicativas teremos a mudança observada na taxa de juros, que nos modelos mais complexos será dividida em duas variáveis distintas(choque esperado e choque não esperado⁷), possibilitando testar a hipótese de que choques esperados não gerariam impacto algum enquanto choques não esperados provocariam um impacto relevante ao índice⁸. Para a separação em duas variáveis, alguma previsão para o resultado da reunião deve ser considerada. Pereira (2013) utilizou as previsões do relatório FOCUS do banco central para a taxa SELIC meta. O relatório FOCUS é divulgado uma vez por semana, sempre nas segundas feiras antes da abertura do mercado, enquanto as reuniões do COPOM divulgam as diretrizes da política monetária nas quartas feiras após o fechamento do mercado, sendo assim há uma defasagem de três dias de mercado o que pode prejudicar os resultados. Outro argumento contra o

⁷ Também designado posteriormente como surpresa monetária

⁸ No estudo de Bernanke(2005) esta hipótese foi confirmada

uso das estimativas do relatório emitido pelo BCB⁹ é de que por se tratar de uma mediana suas movimentações podem não acompanhar a velocidade do mercado. Admitindo esta falha no uso do FOCUS, uma alternativa é a obtenção das estimativas com base no mercado futuro de juros, demonstrando o quanto o mercado estaria cotando as futuras taxas de juros, toda via erros de medição poderiam impactar gravemente os resultados, assim sendo, mesmo com a defasagem de três dias os valores obtidos através do relatório focus serão utilizados.

Como período amostral utiliza-se dados de Janeiro de 2000 a Setembro de 2014. Até Dezembro de 2005 as reuniões do COPOM eram realizadas mensalmente e, a partir de Janeiro de 2006 passaram a ser realizadas a cada 40 dias. Assim sendo temos 12 observações por ano até 2005, totalizando 60 observações e 8 por ano a partir de então, portanto mais 73 observações até dezembro de 2014, totalizando 133 observações.

3.1 Variáveis explicativas auxiliares

Para incrementar os modelos de forma a obter resultados mais precisos outras variáveis observáveis que possivelmente impactem no retorno diário do mercado devem ser coletadas. Um exemplo óbvio é o retorno do mercado externo para um mesmo dia de pregão, nesse caso poderia ser coletado desde o S&P 500, Dow Jones a qualquer índice europeu ou até mesmo um conjunto de índices. Aqui opta-se pelo Dow Jones, por acreditar em primeiro lugar que qualquer índice europeu estaria defasado pelo fato de o mercado brasileiro ter o seu fechamento horas depois, em segundo lugar por acreditar que a interferência do mercado americano já reflete acontecimentos por todas as partes do mundo, e o Dow Jones foi escolhido ante o S&P 500 por levar em conta apenas grandes empresas com grande liquidez o que impede cotações artificiais causadas por falta de liquidez. Nesse caso assim como na escolha do Ibovespa ante o IBrX, possivelmente a escolha do S&P pouco modificaria os resultados e conclusões.

⁹ Banco Central do Brasil

O câmbio também é de extrema relevância para a formação dos modelos. A cotação da moeda brasileira em relação às moedas externas pode gerar um impacto no Ibovespa. Pelo fato de a maior parte das operações de câmbio com o Real Brasileiro ser realizada frente ao Dólar Norte Americano, a taxa de câmbio oficial USD/BRL¹⁰ será utilizada.

Ao observar a economia brasileira fica clara a dependência na exportação de *commodities*, assim sendo alguma variável que leve em conta as cotações internacionais destas pode também ser importante para o estudo. Ao ler trabalhos científicos o índice CRB¹¹ aparece como o mais citado e também o único que não muda de composição com o passar do tempo, sendo assim este é o escolhido para compor os modelos mais complexos.

A volatilidade dos mercados indica momentos de instabilidade financeira, econômica ou geopolítica e certamente deve ser uma candidata a compor um dos modelos. Por um motivo semelhante ao CRB, o índice VIX¹² é o mais citado e foi escolhido para compor o estudo.

Apesar de muitos autores que estudaram o tema levarem em consideração a inflação diária, aqui optou-se por ignorá-la, por considerar que seu valor é desprezível e que, de forma alguma, poderia alterar qualquer conclusão ou resultado de forma relevante. Pelo mesmo motivo, a inflação americana CPI será ignorada nas oscilações do índice Dow Jones.

¹⁰ Dólar Norte Americano por Real Brasileiro

¹¹ O *Thomson Reuters Jefferies CRB Index* é um índice de preços futuros de commodities que foi criado em 1957 pelo *Commodity Research Bureau*. O índice é composto por 28 commodities diferentes.

¹² O índice VIX é negociado como derivativo na bolsa de mercadorias e futuros de Chicago, ele leva em consideração a volatilidade do S&P 500, utilizando este como *Proxy* do mercado americano como um todo

Abaixo está a lista de todas as variáveis acima mencionadas.

- S&P 500
- Câmbio USD/BRL
- CRB
- VIX

Tabela 1 - Variáveis explicativas auxiliares

3.2 Modelos

Grande parte dos trabalhos já realizados sobre o tema optam por testar vários modelos e assim colhem melhores conclusões. Quatro modelos foram testados para este estudo, começando de um modelo simplista evoluindo ao mais incrementado. Todos os modelos serão estimados via MQO (Mínimos Quadrados Ordinários) através do Eviews.

3.2.1 Modelo I

O primeiro modelo é aquele no qual a variação diária do Ibovespa é explicada unicamente pelo resultado no COPOM, ou seja por uma única variável. O retorno diário é regredido em função da mudança na taxa de juro e de um erro aleatório. A ideia é testar de forma bem básica a interação entre as variáveis. Abaixo está o modelo:

$$RM_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta S_t^o + \varepsilon_t \quad (1)$$

Onde:

RM_t : representa o retorno do mercado acionário brasileiro na data do evento t ;

ΔS_t^o : representa a variação da taxa de juros nominal observada na data do evento t ;

$\beta_j, j = 0,1$: são os coeficientes da regressão;

ε_t : é o termo de erro, assumindo normalidade dos resíduos, ou seja, $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$.

3.2.2 Modelo II

O segundo modelo considera que a taxa de juros nominal observada pode ser decomposta em uma parte esperada e uma parte não esperada, isto é, $S_t^t = S_t^e + S_t^u$. Aplicando-se o operador de variação, temos que $\Delta S_t^t = \Delta S_t^e + \Delta S_t^u$, resultando no seguinte modelo:

$$RM_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta S_t^e + \beta_2 \Delta S_t^u + \varepsilon_t \quad (2)$$

Onde:

RM_t : representa o retorno do mercado acionário brasileiro na data do evento t ;

ΔS_t^e : representa a variação da taxa de juros nominal esperada na data do evento t ;

ΔS_t^u : representa a variação da taxa de juros nominal não esperada na data do evento t ;

$\beta_j, j = 0,1,2$: são os coeficientes da regressão;

ε_t : é o termo de perturbação ou erro, assumindo normalidade dos resíduos, ou seja, $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$.

3.2.3 Modelo III

Para o terceiro modelo utiliza-se o segundo modelo, porém são incluídas algumas das variáveis explicativas auxiliares mencionadas anteriormente. Oliveira e de Medeiros (2009), afirmam que existe uma forte correlação entre o mercado norte americano e o brasileiro e, assim, a variável de retorno do Dow Jones e também o câmbio USD/BRL são somados ao Modelo II para criar o Modelo III.

A adição de ambas as variáveis tem como objetivo aprimorar as evidências empíricas obtidas nos testes. Portanto este modelo tende a trazer resultados mais

precisos em relação aos modelos anteriores. Abaixo encontra-se a equação com as devidas variáveis.

$$RM_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta S_t^e + \beta_2 \Delta S_t^u + \beta_3 \Delta CAM_t + \beta_4 RDJ_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

Onde:

RM_t : representa o retorno do mercado acionário brasileiro na data do evento t ;

ΔS_t^e : representa a variação da taxa de juros nominal esperada na data do evento t ;

ΔS_t^u : representa a variação da taxa de juros nominal não esperada na data do evento t ;

ΔCAM_t : representa a variação da taxa de câmbio real na data do evento t ;

RDJ_t : representa o retorno do índice *Dow Jones* na data do evento t ;

$\beta_j, j = 0,1,2,3,4$: são os coeficientes da regressão;

ε_t : é o termo de perturbação ou erro, assumindo normalidade dos resíduos, ou seja, $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$.

3.2.4 Modelo IV

O quarto e último modelo incorpora todas as demais variáveis mencionadas na lista de variáveis auxiliares, e é a soma destas ao Modelo III. Apesar da utilização de mais variáveis, a inclusão de uma variável irrelevante pode prejudicar os resultados.

Abaixo a equação do Modelo IV

$$RM_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta S_t^e + \beta_2 \Delta S_t^u + \beta_3 \Delta CAM_t + \beta_4 RDJ_t + \beta_5 \Delta CRB_t + \beta_6 \Delta VIX_t + \varepsilon_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

Onde:

RM_t : representa o retorno do mercado acionário brasileiro na data do evento t ;

ΔS_t^e : representa a variação da taxa de juros nominal esperada na data do evento t ;

ΔS_t^u : representa a variação da taxa de juros nominal não esperada na data do evento t ;

ΔCAM_t : representa a variação da taxa de câmbio real na data do evento t ;

RDJ_t : representa o retorno do índice *Dow Jones* na data do evento t ;

ΔCRB_t : representa a variação do índice das commodities, que representa os termos de troca, na data do evento t ;

ΔVIX_t : representa a variação da volatilidade do mercado (S&P 500) na data do evento t ;

$\beta_j, j = 0,1,2,3,4$: são os coeficientes da regressão;

ε_t : é o termo de perturbação ou erro, assumindo normalidade dos resíduos, ou seja, $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$.

3.3 Definição das Variáveis

As variáveis acima mencionadas foram observadas para o período janeiro de 2000 até setembro de 2014, e foram tratadas para serem integradas ao banco de dados. Abaixo encontra-se a forma como cada variável foi coletada e tratada.

3.3.1 Retorno do Mercado Acionário Brasileiro

Para a variável RM_t , será utilizado o retorno diário do Ibovespa, este retrata o comportamento de quase 70 ativos mais líquidos da bolsa brasileira. Este não sofre nenhuma mudança metodológica desde 1968 o que é fundamental para o cálculo.

Para o cálculo do retorno será utilizado o método de capitalização contínua, como é descrito a seguir:

$$RM_t = \ln \frac{P_t}{P_{t-1}} = \ln P_t - \ln P_{t-1}$$

Onde:

RM_t : Retorno do Ibovespa na data t do evento;

$\ln P_t$: Logaritmo natural do preço de fechamento do Ibovespa;

$\ln P_{t-1}$: Logaritmo natural do preço de fechamento do Ibovespa;

3.3.2 Variação Observada da Taxa SELIC Meta

Para a variável explicativa, ΔS^O , que é a variação da taxa meta nominal de juros, utilizaremos a variação observada da meta da taxa Selic após as reuniões do COPOM.

A sua variação é dada por:

$$\Delta S_t^O = S_t^O - S_{t-1}^O$$

Onde:

ΔS_t^O : Variação da meta da taxa Selic observada na data t;

S_t^O : Meta da taxa Selic divulgada após a reunião do Copom na data t;

S_{t-1}^O : Meta da taxa Selic observada divulgada na reunião anterior do Copom na data t-1.

3.3.3 Variação Esperada da Taxa SELIC Meta

A variação esperada da taxa SELIC meta será obtida base na mediana esperada pelo mercado, obtida junto ao relatório Focus do Banco Central, apesar e defasada por dois dias.

$$\Delta S_t^e = S_t^e - S_{t-1}^o$$

Onde:

ΔS_t^e : Variação da meta da taxa Selic esperada pelo mercado na data t ,

S_t^e : Taxa Selic meta esperada pelo mercado na data t ,

S_{t-1}^o : Meta da taxa Selic publicada na reunião anterior do Copom na data $t-1$.

3.3.4 Variação Não Esperada da Taxa SELIC Meta

Uma das variáveis explicativas é a variação não esperada na meta da taxa Selic, a qual foi chamada de ΔS_t^u , a qual é definida como a diferença entre as variações observadas e as esperadas, como segue:

$$\Delta S_t^u = \Delta S_t^o - \Delta S_t^e$$

Onde:

ΔS_t^u : Variação não esperada pelo mercado na meta da taxa Selic na data t .

Obs.: As outras variáveis já foram definidas anteriormente.

3.4 Variáveis de Controle

3.4.1 Variação do Câmbio

A variação da taxa nominal de câmbio, ΔCAM_t , será a primeira variável de controle, e será definida a seguir:

$$\Delta CAM_t = CAM_t - CAM_{t-1}$$

Onde:

ΔCAM_t : Variação na taxa nominal de câmbio na data t ;

CAM_t : Taxa de câmbio na data t ;

CAM_{t-1} : Taxa de câmbio na data $t-1$;

3.4.2 Retorno do Mercado Acionário Americano

Como *proxy* para esta variável de controle, utilizaremos o Retorno do Dow Jones, o qual não só representa bem o mercado americano, como também é uma referência no mercado financeiro mundial.

Assim como para o mercado acionário brasileiro, para o RDJ_t , utilizaremos a forma de capitalização contínua para obter o retorno da série do Dow Jones. A seguir demonstramos como foi feito:

$$RDJ_t = \ln \frac{P_t}{P_{t-1}} = \ln P_t - \ln P_{t-1}$$

Onde:

RDJ_t : Retorno do Dow Jones na data t ;

$\ln P_t$: Logaritmo natural do índice Dow Jones na data t ;

$\ln P_{t-1}$: Logaritmo natural do índice Dow Jones na data $t-1$.

3.4.3 Variação do Índice CRB

Esta variável de controle representa a evolução nos termos de troca da economia. Para tal, utilizamos os dados disponibilizados pela *Bloomberg*. Os cálculos foram feitos como segue:

$$\Delta CRB_t = CRB_t - CRB_{t-1}$$

Onde:

ΔCRB_t : Variação do índice CRB na data t ;

CRB_t : Valor do índice CRB na data t ;

CRB_{t-1} : Valor do índice CRB na data $t-1$.

3.4.4 Variação no VIX

Esta variável de controle representa a evolução da volatilidade implícita do *S&P 500*, também conhecido como um índice de “apetite ao risco”. Representamos a seguir como criamos a variável variação:

$$\Delta VIX_t = VIX_t - VIX_{t-1}$$

Onde:

ΔVIX_t : Variação no índice VIX na data t ;

VIX_t : Valor do índice VIX na data t ;

VIX_{t-1} : Valor do índice VIX na data $t-1$.

3.5 Sinais Esperados

Antes das estimações numéricas, convém, a análise intuitiva dos sinais das variáveis explicativas dos modelos. Para melhor visualização uma tabela foi criada com os sinais esperados e as justificativas para cada uma das variáveis presentes em todos os modelos.

Variável	Modelos	Sinal esperado	Comportamento
ΔS^o	1	Negativo	Um aumento na variação da taxa de juros nominal observada deve reduzir o retorno do mercado acionário.
ΔS^e	2,3,4	Nulo	Um aumento na variação da taxa de juros nominal esperada deve ter impacto nulo o retorno do mercado acionário.
ΔS^u	2,3,4	Negativo	Um aumento na variação da taxa de juros nominal não esperada deve reduzir o retorno do mercado acionário.
ΔCAM	3 e 4	Negativo	Um aumento na variação da taxa de câmbio deve reduzir o retorno do mercado acionário.
RDJ	3 e 4	Positivo	Um aumento do retorno do mercado acionário dos EUA deve aumentar o retorno do mercado acionário brasileiro.
ΔCRB	4	Positivo	Um aumento na variação do índice de preço de commodities deve aumentar o retorno do mercado acionário brasileiro.
ΔVIX	4	Negativo	Um aumento na variação do índice de volatilidade deve diminuir o retorno do mercado acionário brasileiro.

Tabela 2 - Variáveis explicativas

Com a realização das estimações será possível comparar as esperanças dos sinais aos sinais realmente encontrados. Conclusões poderão ser obtidas caso variáveis convirjam ou divirjam do de seus resultados esperados trazendo riqueza ao trabalho como um todo.

4. Estimações e Resultados

Na etapa das estimações devemos inicialmente testar as variáveis e os modelos, para que seja possível tratar eventuais endogeneidades, heterocedasticidades entre outros problemas que poderiam prejudicar os resultados. Após a realização destes cabe ainda a verificação da robustez das evidências empíricas obtidas nos modelos estimados.

4.1 Testes sobre as variáveis

Considerando como base os dados já especificados acima, realizamos a estimação das seis equações descritas na seção anterior. Portanto, nessa seção pretendemos determinar os testes empíricos realizados e mostrar o resultado das seis estimações.

Na tabela 3, a seguir, são apresentadas as estatísticas descritivas de todas as variáveis utilizadas nos modelos:

	RM	ΔS^o	ΔS^e	ΔS^u	Câmbio	DJ	CRB	VIX
Mean	0,0049	-0,0006	-0,0006	0,0000	-0,0018	0,0020	0,0009	-0,0090
Median	0,0054	0,0000	0,0000	0,0000	-0,0025	0,0011	0,0015	-0,0145
Maximum	0,0720	0,0075	0,0075	0,0025	0,0243	0,0340	0,0198	0,1933
Minimum	-0,0340	-0,0150	-0,0100	-0,0050	-0,0521	-0,0246	-0,0277	-0,1592
Std. Dev.	0,0181	0,0048	0,0043	0,0015	0,0097	0,0098	0,0049	0,0602
Skewness	0,5421	-0,3499	-0,0771	-0,9633	-1,0800	0,3461	-1,7984	0,4387
	475289	266205	223975	592344	104964	447411	173259	446110
Kurtosis	3	2	8	6	0	5	3	2
Jarque-	152224	216423	215629	439256	218088	950378	781775	104080
Bera	0	6	1	9	6	3	0	4
Probability	0,0005	0,3389	0,3402	0,0000	0,0000	0,0086	0,0000	0,0055
Sum	0,4224	-0,0525	-0,0500	-0,0025	-0,1536	0,1754	0,0767	-0,7713
Sum Sq.								
Dev.	0,0279	0,0020	0,0015	0,0002	0,0080	0,0081	0,0020	0,3079
Observatio								
ns	133	133	133	133	133	133	133	133

Tabela 3 - Análise das variáveis

Observando esses dados, é possível constatar que a média do retorno do Ibovespa é ligeiramente mais alta do que a média do retorno do Dow Jones. Esse resultado é esperado, dado que segundo a teoria de finanças, quanto maior o risco (representado pelo desvio padrão), maior o retorno obtido. Sendo assim, é possível observar também que a volatilidade do mercado brasileiro é maior do que a do mercado americano.

Para verificar se as regressões realizadas não são espúrias, foram realizados testes de raízes unitárias pelo teste Augmented Dickey-Fuller.

Variável	Estatística	P-valor
	-	
RM	11,364250	0,0001
ΔS^o	-3,177988	0,0248
ΔS^e	-3,269173	0,0195
ΔS^u	-7,376339	0,0000
Câmbio	-7,952718	0,0000
DJ	-4,218310	0,0011
CRB	-8,723918	0,0000
VIX	-4,467793	0,0005

Tabela 4 - Estatísticas das raízes unitárias

A partir dos resultados apresentados na tabela acima, podemos observar que em todas as variáveis testadas foram rejeitadas as hipóteses nulas de existência de raízes unitárias com uma confiança de 95%.

Por fim, foi realizado um teste de multicolinearidade entre as variáveis utilizadas. Para realizar esse teste foi feita a matriz de correlação de todas as variáveis.

	RM	ΔS^o	ΔS^e	ΔS^u	Câmbio	DJ	CRB	VIX
RM	1							
ΔS^o	0,1153	1						
ΔS^e	0,2022	0,9515	1					
ΔS^u	-0,2044	0,4943	0,2029	1				
Câmbio	0,5866	0,0330	0,1118	-0,2106	1			
DJ	-0,2097	0,0135	-0,0145	0,0839	-0,0616	1		
CRB	-0,1046	-0,0207	-0,0476	0,0686	0,08166	-0,0849	1	
VIX	-0,4964	-0,1650	-0,2008	0,0421	-0,5711	0,2321	0,0023	1

Tabela 5 - Correlação entre as variáveis

É possível detectar a partir dos dados acima que há uma forte correlação (0,9515) entre a variação observada da taxa SELIC e sua variação esperada. Essa correlação já é esperada, considerando a origem dos dados, mas não devemos esperar um problema de correlação dado que essas duas variáveis não são usadas em uma mesma estimação.

4.2 Estimações

Devidos a existência de quatro modelos, os resultados de cada estimação não levarão em conta as demais, assim, o Modelo II será totalmente independente do Modelo I e de qualquer outro e assim por diante. O primeiro modelo a ser estimado é o Modelo I, o mais simples de todos e teoricamente o que menos deve explicar a variável observada, passando pelo II e III até chegar no Modelo IV, o mais complexo e provavelmente o que melhor deve explicar a variável de interesse.

4.2.1 Modelo I

O modelo I segue a metodologia de Bernanke e Kuttner (2005), considerando apenas a variação da meta da taxa de juros SELIC observada como variável explicativa para o retorno do mercado acionário brasileiro medido pelo Ibovespa.

A estimação foi realizada pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários. O resultado do teste de Jarque-Bera nos resíduos da regressão (estatística JB =

1,6892; p-valor = 0,2303) permite não rejeitar a hipótese nula de que os resíduos da amostra são normalmente distribuídos, atendendo a premissa de normalidade dos resíduos. Segue o gráfico com o histograma dos resíduos do modelo I:

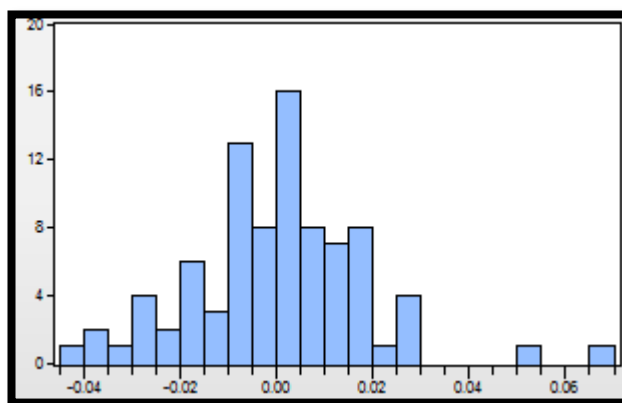


Gráfico 2 - Histograma dos resíduos I

Considerando as informações acima, o resultado obtido para o primeiro modelos é:

$$RM_t = 0,0051 + 0,4345\Delta S_t^o + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$(2,6323) \quad (1,0639)$$

$$[0,0101] \quad [0,2904]$$

$$R^2 = 0,0133 \quad DW = 2,4139 \quad F = 1,1320 \quad p - valor(F) = 0,2904$$

Os números entre parênteses representam as estatísticas t e os entre colchetes representam os p-valores atribuídos a cada coeficiente estimado. Podemos observar que o coeficiente ΔS_t^o não apresenta o sinal esperado que seria negativo e não é considerado significativo com um nível de confiança de 90%.

Esse resultado corrobora com o resultando encontrado por Bernanke e Kuttner (2005), onde a variação observada da taxa de juros também não é considerada significativa nessa equação. O R^2 muito pequeno indica que poucas variações do Ibovespa podem ser explicadas por esse modelo, pois outras variáveis

também afetam o mercado acionário, por esse motivo nas equações seguintes serão acrescentadas variáveis de controle.

4.2.2 Modelo II

O modelo II também em conformidade com a metodologia de Bernanke e Kuttner (2005) considera a distinção entre o componente esperado e o elemento surpresa na meta da taxa de juros SELIC como variáveis explicativas para o retorno do mercado acionário brasileiro medido pelo Ibovespa.

A estimação do modelo II também foi realizada pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). O resultado do teste de Jarque-Bera nos resíduos da regressão (estatística JB = 8,2167; p-valor = 0,1643) atende a premissa de normalidade dos resíduos. Segue o gráfico com o histograma dos resíduos do modelo II:

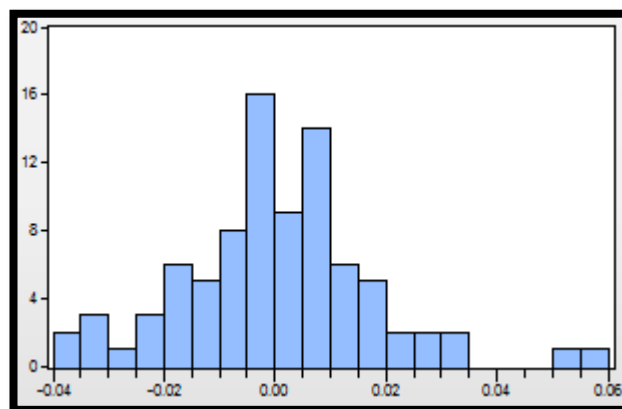


Gráfico 3 - Histograma dos resíduos II

Sendo assim, o resultado obtido para o segundo modelo é:

$$RM_t = 0,0055 - 1,0790\Delta S_t^e - 3,0699\Delta S_t^u + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$(2,8865) \quad (-2,3952) \quad (-2,412)$$

[0,0050] [0,0189] [0,0181]

$R^2 = 0,1037$ $DW = 2,3877$ $F = 4,8027$ $p - \text{valor}(F) = 0,0106$

Os números entre parênteses representam as estatísticas t e os entre colchetes representam os p-valores atribuídos a cada coeficiente estimado. Podemos observar que os coeficientes atribuídos as variáveis ΔS_t^e e ΔS_t^u apresentam os sinais esperados, pois impactam negativamente o retorno do mercado e ambos são considerados significantes com um nível de confiança de 90%. Esse resultado sugere que cada aumento de 1% na variação da taxa de juros SELIC esperada causa um impacto negativo de 1,07% no retorno acionário brasileiro. E, cada aumento de 1% na variação da taxa SELIC não esperada, ou seja, no fator surpresa, há uma diminuição de 3,06% no retorno do mercado.

O R^2 de 10,37% nessa estimação indica que, aproximadamente, 10% das variações do Ibovespa podem ser explicadas por esse modelo, pois, como dito anteriormente, outras variáveis também afetam o mercado acionário.

4.3.3 Modelo III

No modelo III, utilizamos o componente esperado da taxa de juros SELIC, a surpresa da variação na taxa de juros e dois componentes explicativos com o objetivo de deixar o modelo mais próximo da realidade: o câmbio e o índice Dow Jones que representa o mercado americano.

A estimação foi inicialmente realizada pelo método MQO, mas o modelo não cumpriu a premissa de homocedasticidade dos resíduos, apresentando um p-valor no teste de Jarque-Bera de 0,0135, valor que rejeita a hipótese nula de que os resíduos são homocedásticos. A violação dessa premissa gera estimadores sem as propriedades BLUE (*Best Linear Unbiased Estimators*), ou seja, estimadores que podem ser viesados. Um modo de ver essa violação é pelo gráfico quantil-quantil dos resíduos:

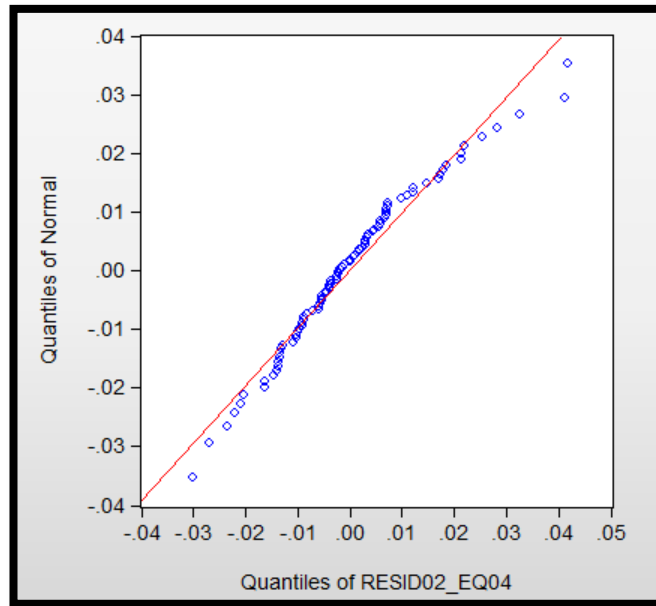


Gráfico 4 - Quantil Quantil Modelo III

Para corrigir esse problema e obter resultados mais robustos, foi feita a estimação com a correção dos erros padrões com heterocedasticidade via matriz de covariância de White, pois ele incorpora a heterocedasticidade ao modelo.

Heteroskedasticity Test: White			
F-statistic	1.700421	Prob. F(14,71)	0.0747
Obs*R-squared	21.59472	Prob. Chi-Square(14)	0.0873
Scaled explained SS	26.42507	Prob. Chi-Square(14)	0.0228

Tabela 6- Teste de heterocedasticidade White realizado para o modelo 3

Sendo assim, chegamos ao seguinte modelo:

$$RM_t = 0,0027 - 0,6899\Delta S_t^e - 1,3293\Delta S_t^u - 0,3075\Delta CAM + 0,9914RDJ + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$(1,66) \quad (1,83) \quad (-1,22) \quad (-1,91) \quad (6,01)$$

$$[0,10] \quad [0,07] \quad [0,08] \quad [0,06] \quad [0,00]$$

$$R^2 = 0,4039 \quad DW = 2,1877 \quad F = 13,7238 \quad p - valor(F) = 0,0000$$

Os números entre parênteses representam as estatísticas t e os entre colchetes representam os p-valores atribuídos a cada coeficiente estimado. Podemos observar que os coeficientes atribuídos as variáveis ΔS_t^e e ΔS_t^u apresentam os sinais esperados, pois impactam negativamente o retorno do mercado e ambos são considerados significantes com um nível de confiança de 90%. O câmbio também afeta negativamente o retorno do mercado, pois uma depreciação da taxa de câmbio diminui o valor das empresas listadas na bolsa, já o retorno do índice Dow Jones tem efeito positivo no mercado brasileiro, pois um bem estar nos Estados Unidos costuma gerar externalidades positivas no mercado brasileiro.

Esse resultado sugere que cada aumento de 1% na variação da taxa de juros SELIC esperada causa um impacto negativo de 0,68% no retorno acionário brasileiro, e cada aumento de 1% na variação da taxa SELIC não esperada, ou seja, no fator surpresa, há uma diminuição de 1,33% no retorno do mercado. Já um aumento de 1% na variação da taxa de câmbio gera uma diminuição de 0,3% no Ibovespa e um aumento de 1% no índice Dow Jones, um aumento de 0,99% no Ibovespa.

O R^2 de 40,39% nessa estimação indica que, aproximadamente, 40% das variações do Ibovespa podem ser explicadas por esse modelo, um salto significativo do último modelo, já que nessa estimação foram acrescentadas variáveis exógenas que também afetam o funcionamento do mercado.

4.2.4 Modelo IV

No modelo IV, aproveita-se para acrescentar duas novas variáveis exógenas que também afetam o retorno do mercado na tentativa de maximizar o quanto o modelo explica das variações do mercado acionário brasileiro. Esse modelo engloba quatro variáveis de controle (câmbio, retorno Dow Jones, CBR e VIX) e as duas variáveis explicativas da variação esperada da taxa de juros e da surpresa atribuída a ela.

A estimação foi novamente realizada pelo método MQO e o modelo cumpriu a premissa de homocedasticidade dos resíduos, apresentando um p-valor no teste

de Jarque-Bera de 0,1005, valor que não rejeita a hipótese nula de que os resíduos são homocedásticos.

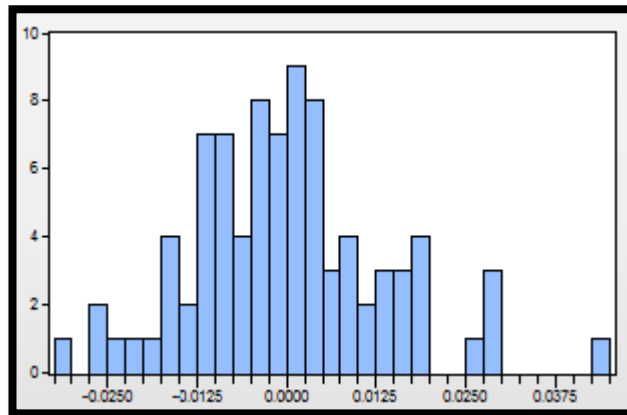


Grafico 5 - Teste Jaque-Bera

Sendo assim, chegamos ao seguinte modelo:

$$RM_t = 0,003 - 0,55\Delta S_t^e - 1,27\Delta S_t^u - 0,26\Delta CAM + 0,83RDJ + 0,51\Delta CRB - 0,05\Delta VIX + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$(1,87) \quad (-1,47) \quad (-1,18) \quad (-1,18) \quad (4,24) \quad (1,63) \quad (-1,61)$$

$$[0,06] \quad [0,07] \quad [0,09] \quad [0,10] \quad [0,01] \quad [0,10] \quad [0,11]$$

$$R^2 = 0,4445 \quad DW = 2,2615 \quad F = 10,536 \quad p - valor(F) = 0,0001$$

Os números entre parênteses representam as estatísticas t e os entre colchetes representam os p -valores atribuídos a cada coeficiente estimado. Todas as variáveis são consideradas significantes quando apresentam um nível de significância de até 10%.

Pode-se observar que os coeficientes atribuídos as variáveis ΔS_t^e e ΔS_t^u continuam a apresentar os sinais esperados, pois impactam negativamente o retorno do mercado. O câmbio também afeta negativamente e o retorno do índice Dow Jones tem efeito positivo no mercado brasileiro. O índice de *commodities* (CRB) afeta o mercado de forma positiva, pois na melhora nos termos de troca aumenta o retorno do mercado. Por fim, o índice de volatilidade (VIX) afeta o mercado de forma

negativa, pois uma maior insegurança e volatilidade do mercado diminui o retorno do Ibovespa.

Esse resultado sugere que cada aumento de 1% na variação da taxa de juros SELIC esperada causa um impacto negativo de 0,55% no retorno acionário brasileiro, e cada aumento de 1% na variação da taxa SELIC não esperada, ou seja, no fator surpresa, há uma diminuição de 1,27% no retorno do mercado. Já um aumento de 1% na variação da taxa de câmbio gera uma diminuição de 0,26% no Ibovespa e um aumento de 1% no índice Dow Jones, um aumento de 0,83% no Ibovespa. O CRB afeta o mercado positivamente em 0,51% a cada aumento de 1% no seu índice e o VIX causa uma diminuição de 0,05% a cada aumento de 1% da volatilidade do mercado.

O R^2 do último modelo é de 44,45% indicando que, aproximadamente, 45% das variações do mercado acionário brasileiro são explicadas por esse modelo, um salto não tão significativo do último modelo, pois apesar de adicionadas novas variáveis de controle existem muitos fatores que afetam o retorno do mercado, como já citados anteriormente sendo alguns exemplos alterações no PIB, inflação.

4.2.5 Resumo dos resultados

	β_0	ΔS_t^o	ΔS_t^e	ΔS_t^u	ΔCAM_t	RDJ_t	ΔCRB_t	ΔVIX_t	R^2
Equação 1 (P-valor)	0,005 (0,01)	0,43 (0,29)	-	-	-	-	-	-	1,3%
Equação 2 (P-valor)	0,005 (0,00)	-	-1,08 (0,02)	-3,07 (0,02)	-	-	-	-	10,3%
Equação 3 (P-valor)	0,003 (0,10)	-	-0,69 (0,07)	-1,33 (0,08)	-0,31 (0,06)	0,99 (0,00)	-	-	40,4%
Equação 4 (P-valor)	0,003 (0,06)	-	-0,55 (0,07)	-1,27 (0,09)	-0,26 (0,10)	0,83 (0,01)	0,51 (0,10)	-0,05 (0,11)	44,5%

5. Conclusão

O estudo contempla a influência da política monetária no mercado acionário brasileiro. Procuramos capturar o efeito gerado no mercado de capitais após a decisão da taxa de juros SELIC meta pelo COPOM. Os modelos utilizados foram adaptados do estudo do Bernanke e Kuttner ao contexto brasileiro.

O resultado deste estudo mostrou evidências de que um aumento na taxa SELIC esperada traz um impacto negativo no retorno de mercado de ações ao mesmo tempo em que uma queda na taxa SELIC esperado traz um impacto positivo no retorno de mercado. Segundo o modelo final (IV) um aumento de 1% na variação da taxa SELIC esperada gera uma queda no retorno do Ibovespa de 0,55%. Bernanke e Kuttner não tiveram a mesma conclusão no mercado americano, segundo eles não há uma relação estatisticamente significativa da taxa de juros esperado e o retorno do mercado americano. A constatação disso é um indicio de que a hipótese da eficiência de mercado é mais efetiva nos estados unidos do que no brasil, ou seja a precificação dos ativos reflete melhor as informações disponíveis. Outra hipótese que pode ser considerada seria a melhor previsibilidade do FOMC¹³ ante o COPOM por parte os analistas e *players* do mercado.

Já para as surpresas da taxa de juros também se encontra indícios de que aumentos nas taxas SELIC não esperados geram uma queda do retorno de mercado. Um aumento de 1% na taxa SELIC não esperada leva a uma queda de 1,27% no mercado segundo os resultados estimados pelo modelo IV. Bernake e Kuttner encontraram a mesma evidência para o mercado americano, indicando que os choques tem impacto relevante em ambas as economias. O impacto na economia americana é quatro vezes maior do que o impacto no brasil, a maior previsibilidade das decisões do FOMC faria com que uma mudança inesperada chocasse a economia muito mais que no brasil.

¹³ Abreviação para Federal Open Market Committee, órgão responsável pela fixação das taxas de juros nos Estados Unidos e pela oferta e moeda.

O modelo, no entanto, possui limitações a principal seria o R^2 de 0,44, indicando que o modelo explica apenas parte da real variação da variável observada. Apesar do aumento desse, com a inclusão de novas variáveis do modelo I até o IV, o acréscimo de novos instrumentos poderia prejudicar o modelo, causando endogeneidades e abaixando o R^2 ajustado. Esta limitação prejudica a quantificação do impacto, isto por que na análise comparativa dos modelos pudemos observar que os impactos da mudança esperada e inesperada da Taxa SELIC meta são cada vez menores com o aumento do poder explicativo do modelo.

Outra limitação é o tamanho da amostra que abrange somente 133 de observações, além disso a consideração do Ibovespa como proxy para o mercado acionário brasileiro, pois não permite generalizações dos resultados para todas as companhias listadas na BM&BOVESPA, diferente do estudo de Bernanke e Kuttner que utilizam o S&P500, composto por 500 empresas ante 65 do Ibovespa, englobando um pouco mais o mercado acionário como um todo.

Para um estudo futuro cabe a observação do impacto por setor como o realizado no *paper* base, que viu a existência de uma grande diferença entre setores. Além disso, poderia ser separadas os mandatos dos diretores do Bacen de forma a observar a maior confiança em uma ou outra diretoria.

Referências

BERNANKE, Ben S. ; KUTTNER, Kenneth N. "What Explains the Stock Market's Reaction to Federal Reserve Policy?" (2004)

GRÔPPO, G.S. Causalidade das variáveis macroeconômicas sobre o Ibovespa. Piracicaba, 2004. Dissertação (Mestrado em Ciências) Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo.

GRÔPPO, G. S. Relação dinâmica entre Ibovespa e variáveis de política monetária. Revista de Administração de Empresas – Edição especial Minas Gerais, v. 46, n. 1, p. 72-85, 2006.

HERSEN, A.; LIMA, L. F.; LIMA, J. F. Evidências empíricas da influência da taxa média de juros sobre o mercado acionário brasileiro. Gestão & Regionalidade, v. 29, n. 85, jan./abr, 2013.

MARTINI, Marcos Felipe Gomes. Renda Fixa versus Renda Variável: uma análise descritiva entre as rentabilidades dos investimentos. IPOG, Goiania, 5ª Edição, Nº005, Vol.01/2013, 2013. Disponível em: < <http://www.ipog.edu.br/aluno/revista-ipog/download/renda-fixa-versus-renda-variavel-uma-analise-descritiva-entre-as-rentabilidades-dos-investimentos>>. Acesso em: 22/09/2014

MONTES, G C. Política monetária, inflação e crescimento econômico: a influência da reputação da autoridade monetária sobre a economia. Economia e Sociedade, Campinas, v. 18, n. 2 (36), p. 237-259, ago. 2009.

PEREIRA, Clesia C. "Impacto da Política Monetária no Mercado Acionário Brasileiro no Período de 2001 a 2012" (2013)

RAPACH, D. E; WOHR, M. E; RANGVID, J. Macro variables and international stock return predictability. *International Journal of Forecasting*, v. 21, n.1, p. 137-166, jan./mar.2005.

SANVICENTE, A. Z. Captação de recursos por fundos de investimento e mercado de ações. *RAE – Revista de Administração de Empresas*, v. 42, n. 3, p. 93-100, jul./set. 2002.