

A relação entre choques de política monetária e o mercado acionário brasileiro

Resumo: Este artigo investiga a relação entre choques inesperados na política monetária e seus efeitos no mercado acionário brasileiro. Para isso utilizamos um modelo estrutural baseado em Bjornland e Leitemo (2009), onde identificamos os choques monetários a partir de uma combinação de restrições de curto e longo prazo, mantendo as propriedades preconizadas pela teoria econômica. Os resultados indicam que um choque inesperado de política monetária que aumenta a taxa Selic em 100 pontos base está relacionado a uma queda de 0,5% no IBrX em termos reais. Por outro lado, uma variação de 1% do IBrX em termos reais está relacionada a um aumento na taxa Selic de cerca de 75 pontos base. Esse resultado é condizente com o fato de (i) os agentes econômicos reajustarem seus portfólios da renda variável para a renda fixa após choques de política monetária restritivos; (ii) o rendimento do mercado acionário, que também reflete o lucro esperado das empresas, ser um parâmetro importante para banalizar as decisões de política monetária do Banco Central.

Palavras-chave: política monetária; mercado acionário; contágio.

Abstract: *This article investigates the relationship between monetary policy shocks and the Brazilian stock market. We use a structural model based on Bjornland and Leitemo (2009) where we identify monetary shocks with a combination of restrictions on short and long term, which retains the properties preconized by the economic theory. The results indicate that IBrX falls 0.5% immediately after an unexpected monetary policy shock that increases the Selic rate by 100 basis points. On the other side, we found that a shock that increases IBrX by 1% leads to an increase in Selic of 75 basis points. This results show that: (i) economy agents adjust their portfolios from equities to fixed income after restrictive monetary shocks; (ii) stock market returns are one of the parameters that determines the monetary policy decisions in Brazil.*

Keywords: *monetary policy; stock market; contagion.*

Classificação JEL: E61; E52; E43.

Regis Augusto Ely¹

Vinícius Halmenschlager²

Luis Antonio Winck Cechin³

Rodrigo Nobre Fernandez⁴

¹ Departamento de Economia, Universidade Federal de Pelotas (UFPEL). E-mail: regisaely@gmail.com. *Endereço para correspondência:* Rua Gomes Carneiro nº1, 4º andar, Universidade Federal de Pelotas, Campus Porto, CEP 96010-610, Pelotas, RS.

² Instituto de Ciências Econômicas, Administrativas e Contábeis, Universidade Federal do Rio Grande (FURG). E-mail: halmenvini@hotmail.com.

³ Núcleo de Planejamento, Orçamento e Finanças, Justiça Federal do Rio Grande do Sul. E-mail: lwn_cechin@hotmail.com.

⁴ Departamento de Economia, Universidade Federal de Pelotas (UFPEL). E-mail: rodrigo@rodrigofernandez.com.br.

Introdução

A partir da década de 1990, a economia brasileira passou por grandes transformações no cenário macroeconômico e no quadro regulatório. Dentre as mudanças de maior impacto estão: i) a entrada em vigor da Resolução nº 1.832 do Conselho Monetário Nacional (CMN), que disciplinou a criação e administração de carteiras de valores mobiliários mantidas no Brasil por investidores institucionais constituídos no exterior; ii) a implantação do Plano Real e iii) a adoção do regime de metas de inflação.

Tais modificações trouxeram relativa estabilidade e credibilidade ao mercado acionário brasileiro, o que o tornou mais atraente aos investidores nacionais e internacionais. A partir desse novo cenário, tendo em vista a evolução do Sistema Financeiro Nacional e a importância do Banco Central na manutenção da estabilidade econômica, os impactos das políticas monetárias nas variáveis macroeconômicas e no mercado de ações tem sido objeto de estudo da literatura brasileira (NUNES *et al.*, 2005; PIMENTA JR. e HIGUCHI, 2008; SILVA JR. *et al.*, 2011; TABAK *et al.*, 2013).

Choques inesperados de política monetária têm forte influência sobre a tomada de decisões do setor privado. Em face da assimetria de informações entre o Banco Central e o setor privado, bem como das expectativas racionais dos agentes do mercado financeiro, um choque de política monetária inesperado muda a perspectiva dos agentes em relação ao retorno das ações no mercado acionário. E dessa maneira pode provocar uma alteração no preço dos ativos transacionados no mercado financeiro. Por outro lado, o Banco Central pode utilizar a informação disponível sobre preços de ativos financeiros para auxiliar na tomada de decisão sobre política monetária, uma vez que os preços das ações refletem o lucro esperado futuro das empresas, impactando no crescimento econômico. Alguns trabalhos que estudaram estas relações são Geske e Roll (1983), Kaul (1987), Lee (1992), Patelis (1997), Thorbecke (1997), Sellin (2001), Millard e Wells (2003), Neri (2004) e Bjornland e Leitemo (2009).

Bjornland e Leitemo (2009) afirmam que o Banco Central, em um esforço para controlar a inflação sem afetar demasiadamente a produção, tem incentivos para monitorar o preço dos ativos em geral, e os preços das ações em particular, e usá-los como indicadores de curto prazo para a condução adequada da política monetária. Nesse contexto, estes autores investigaram a interdependência entre a política monetária dos Estados Unidos e o S&P500⁵ no período de 1983 a 2002, utilizando um modelo vetorial autorregressivo estrutural, onde os choques monetários são identificados através de uma decomposição de Cholesky e restrições de curto e longo prazo. Os pesquisadores encontraram uma elevada interdependência entre a taxa de juros e o retorno dos ativos no mercado acionário, bem como constataram que o mercado de ações é uma importante fonte de informações para a condução da política monetária. Esse resultado motiva a pesquisa para o Brasil, visto que ainda não há estudos que mensuraram esta interdependência através de modelos de equações simultâneas capazes de identificar adequadamente os choques monetários.

Assim, este artigo tem como objetivo compreender como o mercado acionário brasileiro reage aos choques inesperados de política monetária após a implementação do regime de metas de inflação e, ainda, se o retorno do mercado acionário, representado pelo Índice Brasil (IBrX)⁶, influencia nas decisões de política monetária. Para isso, construímos um modelo estrutural incluindo outras variáveis macroeconômicas como produção industrial, preço de commodities e inflação, e identificamos os choques monetários e do mercado acionário através de restrições na matriz de correlação dos resíduos. Por fim, avaliamos a duração dos choques das variáveis, bem como a direção e magnitude das repostas aos choques.

Este trabalho esclarece as relações entre a política monetária e o mercado acionário

⁵ S&P500 é um índice do mercado acionário americano composto por quinhentas ações qualificadas de acordo com seu tamanho de mercado, liquidez e representação de grupo industrial.

⁶ O IBrX é um índice de preços que mede o retorno de uma carteira teórica composta por 100 ações selecionadas entre as mais negociadas na BOVESPA, em termos de número de negócios e volume financeiro.

no Brasil através de um modelo estrutural capaz de identificar adequadamente os choques em cada uma das variáveis. Isso nos permite avaliar e mensurar o impacto das decisões monetárias no mercado acionário, bem como a forma pela qual o governo incorpora informações sobre o mercado acionário em suas decisões de política monetária. Os resultados nos indicam que os agentes econômicos reagem rapidamente a choques restritivos na política monetária, reajustando seus portfólios de renda variável para a renda fixa. Um aumento inesperado de 100 pontos base na taxa Selic está relacionado a uma queda real de 0,5% no IBrX. Por outro lado, há uma preocupação do Banco Central em monitorar a atividade econômica, de modo que na média um aumento de 1% no IBrX em termos reais se reflete em um aumento de 75 pontos base na taxa Selic no curto prazo. Os resultados obtidos para o Brasil indicam uma interdependência em menor magnitude com relação à economia americana.

Por fim, o artigo está dividido em mais quatro seções além desta introdução. A seção seguinte contém a revisão da literatura sobre estudos acerca do impacto das políticas monetárias sobre variáveis macroeconômicas e sobre o mercado acionário. A terceira seção apresenta os dados e a metodologia utilizada para avaliar o impacto dos choques monetários no mercado acionário. Na quarta seção é realizada a avaliação empírica e a discussão dos resultados encontrados. Por fim, a última seção contém as considerações finais.

Revisão da Literatura

A teoria econômica sugere várias razões para os efeitos de interação entre a política monetária e os preços de ativos, em particular, os preços das ações. De acordo com Bjornland e Leitemo (2009), mudanças inesperadas na política monetária influenciam os preços das ações pelo canal da taxa de juros (desconto) e, indiretamente, pela sua influência sobre os determinantes de dividendos e do retorno do prêmio das ações, pois essa política impacta diretamente o grau de incerteza enfrentado pelos agentes. Também para os autores, são muitos os argumentos pelos quais os preços das ações podem influenciar a formulação da política monetária, visto que eles influenciam as previsões das variáveis alvo do Banco Central, e impactam a disponibilização de crédito e o crescimento econômico.

Nesse sentido, Neri (2004) avaliou os efeitos dos choques de política monetária sobre os índices do mercado de ações nos países do G7 e Espanha, utilizando um modelo VAR estrutural. O estudo avaliou a resposta empírica dos preços das ações a choques de política monetária sob diferentes regras de política. O autor concluiu que um choque contracionista tem um efeito negativo e temporário em índices do mercado de ações e que há evidências de uma significativa heterogeneidade *cross-country* na persistência, amplitude e dimensão temporal das respostas.

Rigobon e Sack (2004) utilizaram modelos de variáveis instrumentais e GMM, e constataram que aumentos na taxa de juros de curto prazo têm um impacto negativo sobre os preços das ações, com importantes deslocamentos principalmente em datas específicas, como nos dias de reuniões do FOMC⁷ e do testemunho semianual de política monetária do Presidente do *Federal Reserve* ao Congresso Americano. De acordo com as estimativas, um aumento de 25 pontos base na taxa de juros resulta em três meses de declínio de 1,7% no índice S&P500 e de declínio de 2,4% no índice Nasdaq.

Na literatura internacional, diversos estudos já relataram uma associação entre política monetária e retorno no mercado de ações (GESKE e ROLL, 1983; KAUL, 1987; PATELIS, 1997; THORBECKE, 1997; FLEMING e REMOLONA, 1997; SELLIN, 2001; FAIR, 2002 e MILLARD e WELLS, 2003), sendo que todos documentaram que os choques monetários estão associados a alguma variação nos preços dos ativos do mercado

⁷ Federal Open Market Committee (Comitê de Operações de Mercado Aberto). É uma comissão dentro do Banco Central Americano (FED) que é responsável por supervisionar as operações de mercado aberto do país, isto é, a compra e a venda de títulos do tesouro. O FOMC é o principal órgão responsável pelas decisões sobre o comportamento das taxas de juros e o crescimento da oferta de moeda nos EUA.

acionário. Em suma, os trabalhos indicam que políticas monetárias podem afetar os retornos e volatilidade dos ativos, além da liquidez. Mais especificamente, Bjornland e Leitemo (2009), para a economia americana, estimaram que os preços das ações caem imediatamente de sete para nove por cento devido a um choque de política monetária que aumenta a taxa de juros dos fundos federais em 100 pontos base. Já um choque que aumenta os preços das ações em um por cento leva a um aumento na taxa de juros de apenas 4 pontos base.

Para esses autores, não há consenso quando se analisa o impacto das variações dos preços das ações sobre a definição da taxa de juros e/ou formulação da política monetária. O motivo pelo qual o preço das ações não é um bom indicador para o Banco Central é abordado em Cecchetti *et al.* (2000), que defendem que os preços dos ativos não refletem apenas os valores fundamentais, mas frequentemente incluem componentes de bolha. Nessa mesma linha, Bernanke e Gertler (2001) defendem que dado o entendimento incompleto da determinação de preços dos ativos, pode ser difícil ao Banco Central identificar os possíveis componentes de bolha e, dessa forma, dar respostas adequadas de política monetária.

Em busca desse tipo de evidência, Fuhrer e Tootell (2004) estimaram funções de reação da taxa de juros (estimativa das regras de Taylor com previsões GreenBook), concluindo que, depois de controladas as informações que realmente entram no processo de tomada de decisão do FOMC, os preços das ações não tiveram efeito independente sobre a política monetária. No entanto, Chadha et al (2003), utilizando dados dos EUA, Reino Unido e Japão desde 1979, com estimativa das regras de Taylor usando GMM, sugerem que os formuladores de política monetária podem usar informações de preços de ativos e taxas de câmbio não só para fixação das taxas de juros, mas também para definir as taxas de juros para compensar os desvios de preços dos ativos ou taxas de câmbio em relação aos níveis de equilíbrio.

Para o Brasil, alguns trabalhos focaram no impacto que as políticas monetárias causam nas principais variáveis macroeconômicas e no preço das ações transacionadas no mercado financeiro. Tomazzia e Meurer (2009) buscam identificar a eficácia do mecanismo de transmissão da política monetária no Brasil para alguns setores da indústria no período de 1999 a 2008 por meio da aplicação de um modelo vetorial autorregressivo (VAR). Os resultados apontam para a resposta negativa dos setores industriais a choques exógenos na política monetária. Já Pimenta Jr e Higuchi (2008), ao analisarem a relação de causalidade entre taxa de juros (SELIC), taxa de câmbio (PTAX) e inflação (IPCA) com o retorno dos ativos no mercado acionário brasileiro (Ibovespa), também através de um modelo VAR, constataram que a taxa de câmbio (PTAX) é principal variável que afeta os retornos do Ibovespa. Entretanto, os autores ressaltaram que nenhuma das outras variáveis selecionadas apresentaram uma relação estatisticamente significativa com o Ibovespa. Nesse mesmo contexto, Silva Jr, Menezes e Fernandez (2011) analisaram a relação do Ibovespa com a taxa de câmbio, a taxa Selic e o IGP-M, no período de janeiro de 2000 a dezembro de 2010, e encontraram uma relação significativa entre o Ibovespa e a taxa de câmbio e em menor intensidade com a Selic. Entretanto, o Ibovespa apresentou pouca influência sobre o PIB e sobre o IGP-M.

Dados e Metodologia

Dados

Os dados mensais utilizados neste estudo estão temporalmente compreendidos entre janeiro de 2000 e fevereiro de 2014. A escolha da data inicial permitiu que fosse

possível captar os impactos de interesse, para isso é necessário que a análise seja feita durante o período de estabilidade econômica, especificamente após a adoção do regime de metas de inflação.

A Tabela 1 abaixo resume as variáveis utilizadas no modelo e apresenta suas estatísticas descritivas.

Tabela 1. Estatísticas descritivas das variáveis do modelo

Variáveis	Média	Desvio padrão	Mínimo	Máximo	Legenda		Fonte
IBrX-100	12817,04	7524,612	2640,8	24080,74	ibrx	s	BOVESPA
Prod. Industrial	114,4665	14,3353	81,89	139,75	ind	y	IPEADATA
Preço intern. Commodities	124,8435	39,6315	70,3765	205,8418	comm	c	FMI
Taxa de juros (Selic)	1,1096	0,3492	0,49	2,08	intr	i	BACEN
IPCA	181,98	43,662	109,62	264,91	ipca	π	IPEADATA

Fonte: elaboração própria.

As nossas duas principais variáveis de interesse são o IBrX-100 que representa o mercado acionário e a taxa de juros Selic que é o principal mecanismo do Banco Central brasileiro para a condução da política monetária. Adicionalmente, incluímos outras variáveis macroeconômicas, como o índice de preços ao consumidor amplo (IPCA), representando a variação nos preços relativos e a taxa de inflação da economia, o produto industrial que é uma proxy comumente utilizada para representar o PIB, e finalmente o preço internacional das commodities, especialmente importante para o caso brasileiro, visto que o Brasil é um frequente exportador desses itens.

A fundamentação teórica para a escolha das variáveis se baseia no modelo proposto por Svensson (1997), também utilizado no trabalho empírico de Bjornland e Leitemo (2009). O primeiro artigo ressalta a importância da utilização de taxas de inflação anualizadas e o hiato do produto na especificação de modelos estruturais de séries temporais em estudos de política monetária. Giordani (2004) ressalta a necessidade de incluir o hiato do produto ao invés do produto efetivo. Como o modelo estrutural estimado requer estacionariedade, as séries da Tabela 1 foram posteriormente modificadas para garantir estacionariedade e aderir as sugestões propostas pela literatura teórica e empírica, como a aplicação do hiato do produto e das taxas anualizadas. Essas alterações são apresentadas no início da seção 4.

Na próxima seção apresentamos o modelo econométrico e as restrições impostas as variáveis de forma a identificar corretamente os choques de política monetária.

Método econométrico

A estratégia de identificação empregada segue o trabalho de Bjornland e Leitemo (2009), de forma que assumimos que X_t é um vetor (5x1) das variáveis descritas acima, que segue a seguinte especificação: $X_t = [y_t, \pi_t, \Delta c_t, \Delta s_t, i_t]'$. Esta especificação do VAR é estável, invertível e pode ser escrita como um vetor de média móvel (MA) de tal modo:

$$X_t = W(L)e_t \quad (1)$$

Onde:

e_t : é um vetor (5X1) dos resíduos na forma reduzida, sendo este distribuído de forma independente e idêntica, $e_t \sim iid(0, \Omega)$, com a matriz de covariância (Ω) positiva e semidefinida.

$W(L)$: é a matriz polinomial convergente (5X5) no operador de lag L,

$$W(L) = \sum_{j=0}^{\infty} W_j L^j.$$

Por suposição podemos escrever a estrutura ortogonal dos resíduos (ε_t) como uma combinação linear dos resíduos (e_t), como $e_t = R\varepsilon_t$, sendo R a matriz de relações contemporâneas (5X5). A relação descrita pela equação (1) pode ser expressa como uma combinação linear da estrutura de choques:

$$\tilde{W}_t = D(L)\varepsilon_t \quad (2)$$

Em que $W(L)R=D(L)$. Para identificar R , consideramos o resíduo ε_t normalizado com variância unitária. Assim, ordenamos o vetor de choques estruturais não correlacionados da seguinte forma: $\varepsilon_t = [\varepsilon_t^y, \varepsilon_t^\pi, \varepsilon_t^c, \varepsilon_t^s, \varepsilon_t^i]$. Onde ε_t^i é o choque da política monetária e ε_t^s o choque no preço das ações, enquanto os componentes restantes são de interesse secundário.

Ademais, seguiremos os pressupostos de Christiano *et al* (2005), isto é, a identificação dos choques da política monetária se dá supondo que as variáveis macroeconômicas não reagem simultaneamente com as variáveis de política, enquanto é aceitável a reação simultânea do ambiente macroeconômico às variáveis políticas. Outro ponto importante é a ordenação das variáveis. Dessa forma, seguimos Bjornland e Leitemo (2009), colocando as três variáveis macroeconômicas e a variável do mercado acionário acima da variável referente à taxa de juros e também assumimos como restrição três zeros nos coeficientes relevantes da quinta coluna da matriz R , como a segue:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ \pi_t \\ \Delta c_t \\ \Delta s_t \\ i_t \end{bmatrix} = W(L) \begin{bmatrix} R_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ R_{21} & R_{22} & 0 & 0 & 0 \\ R_{31} & R_{32} & R_{33} & 0 & 0 \\ R_{41} & R_{42} & R_{43} & R_{44} & R_{45} \\ R_{51} & R_{52} & R_{53} & R_{54} & R_{55} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^\pi \\ \varepsilon_t^c \\ \varepsilon_t^s \\ \varepsilon_t^i \end{bmatrix} \quad (3)$$

Adicionalmente impusemos restrições recursivas sobre a relação entre o choque no preço das ações, relacionados às variáveis macroeconômicas. Os três zeros na quarta coluna da matriz acima, implica que as variáveis macroeconômicas reagem com uma defasagem com relação ao choque nos preços das ações. Já, por não haver zeros na quarta linha da matriz, os preços das ações podem responder de maneira imediata a mudanças nas outras variáveis do modelo (BJORNLAND E LEITEMO, 2009)

Para averiguarmos a relação existente entre a política monetária e os choques nos preços das ações, de acordo com Bjornland e Leitemo (2009), consideramos que os preços das ações respondem com uma defasagem aos choques na política monetária ($R_{45}=0$), e ainda, que a política monetária responde com uma defasagem aos choques nos preços das ações, de forma que os preços das ações estão ordenados abaixo da variável taxa de juros. Portanto, apenas o último termo permite uma reação imediata dos preços das ações aos choques na política monetária, porém esta estratégia de identificação elimina um possível canal de interação entre a política monetária e o preço das ações, podendo assim distorcer os resultados.

Deste modo, em conformidade com Bjornland e Leitemo (2009), impusemos uma restrição que um choque na política monetária não tem efeitos de longo prazo sobre o nível de preços das ações. A restrição pode ser imposta definindo que $\sum_{j=0}^{\infty} D_{45j} = 0$ na equação (2). Logo, temos que $W(1)R = D(1)$, sendo $W(1) = \sum_{j=0}^{\infty} W_j$ e $D(1) = \sum_{j=0}^{\infty} D_j$ indica a matriz de longo prazo (5x5) de $W(L)$ e $D(L)$ respectivamente, a restrição de

longo prazo implica que $D_{45}(1) = 0$ de forma que:

$$W_{41}(1)R_{15} + W_{42}(1)R_{25} + W_{43}(1)R_{35} + W_{44}(1)R_{45} + W_{45}(1)R_{55} = 0 \quad (4)$$

As restrições recursivas de Cholesky identificam os parâmetros diferentes de zero acima da equação da taxa de juros, já os parâmetros restantes são identificados pela restrição de longo prazo $D_{45}(1) = 0$. Ainda, assumimos que os preços das ações e os choques da política monetária, não tem impacto de curto prazo sobre as variáveis macroeconômicas. É possível notar que as respostas tanto aos choques da política monetária, quanto do preço das ações, não irão se alterar conforme a ordem das três primeiras variáveis do modelo.

Análise dos resultados

Para estimação do modelo, fizemos algumas alterações nas séries iniciais apresentadas na Tabela 1. Primeiramente utilizamos a diferença do logaritmo nas séries do IBrX-100, deflacionada pelo IPCA (dlr_ibrx). Como as informações do IBrX-100 são obtidas diariamente, foi considerado o valor de fechamento do último dia de cada mês. Assim, nossa série reflete o retorno mensal continuamente composto do mercado acionário brasileiro. O logaritmo do índice de produção industrial foi utilizado para obter o hiato do produto (GAP), computando-o através do filtro HP, subtraindo a série original de sua tendência. Conforme sugestão na literatura teórica e empírica mencionada na seção 3.1, utilizamos a taxa de inflação anualizada (pi) e posteriormente a diferenciamos (dpi) para garantir estacionariedade. Finalmente, também utilizamos o retorno anualizado do preço internacional das commodities (compi). A Tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas de todas as séries e suas transformações.

Tabela 2. Estatísticas descritivas das séries

Variáveis	Código	Obs.	Média	Desvio padrão	Mínimo	Máximo
Log do preço real do IBrX	lr_ibrx	170	4,0363	0,5484	3,0016	4,8279
1ª dif. log preço real do IBrX	dlr_ibrx	169	0,0056	0,0668	-0,2936	0,1625
Hiato do produto	GAP	170	-3,50E-14	0,0779	-0,229	0,169
Preço intern. commodities	comm	170	124,8435	39,6315	70,3765	205,8418
Retorno comm. anualizado	compi	170	7,0018	15,3643	-34,1365	40,0182
Inflação anualizada (IPCA)	pi	170	6,3404	2,5017	2,9143	15,9013
1ª dif. inflação anualizada	dpi	169	-0,0175	0,5077	-2,6359	2,2678
Taxa de juros (Selic)	intr	170	1,1096	0,3492	0,49	2,08

Fonte: elaboração própria.

Nota: a coluna do teste ADF apresenta o seu p-valor.

As transformações realizadas nas séries originais visa garantir a estacionariedade e aderir as recomendações de estudos teóricos e empíricos da literatura (Svensson, 1997; Giordani, 2004 e Bjornland e Leitemo, 2009). A Tabela 3 apresenta diferentes testes de raiz unitária e estacionariedade que buscam fundamentar essas alterações: teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), teste de Phillips-Perron (PP), teste de estacionariedade KPSS, teste ADF-GLS e teste de Zivot e Andrews (1992) (ZA). Os testes foram aplicados com os parâmetros usuais, adicionando constantes e com defasagens escolhidas pelo critério de Akaike quando necessárias. Como robustez também foram aplicados testes com tendência, que foram omitidos por economia de espaço e não demonstraram

diferença significativa nas conclusões.

Na Tabela 3 podemos ver que todos os testes corroboram a hipótese de que o logaritmo do IBrX deflacionado (lr_ibrx) e o preço internacional das commodities ($comm$) apresentam raiz unitária. Por isso utilizamos a diferença do logaritmo do IBrX (dlr_ibrx) e o retorno anualizado do preço das commodities ($compi$). O hiato do produto (GAP) também apresenta comportamento estacionário. A série da taxa de inflação anualizada (pi) foi diferenciada (dpi) de modo a garantir a estacionariedade, uma vez que o teste de Phillips-Perron indicava a presença de raiz unitária. Para a taxa de juros ($intr$), embora alguns testes indiquem a presença de raiz unitária, o teste de Zivot-Andrews (ZA) rejeita esta hipótese. Também a utilização da diferença da taxa de juros implicaria em dificuldades de interpretação na mensuração dos choques de política monetária, visto que junto com os retornos do IBrX, esta é a principal variável de interesse.

Tabela 3. Testes de raiz unitária

Variáveis	ADF	PP	KPSS	ADF-GLS	ZA
lr_ibrx	-1,205	-1,264	2,882***	-0,387	-2,612
dlr_ibrx	-8,387***	-11,511***	0,175	-3,742***	-12,038***
GAP	-5,675***	-6,820***	0,027	-2,393**	-6,960***
$comm$	-1,135	-1,062	3,131***	-0,453	-2,448
$compi$	-3,115**	-2,753*	0,163	-3,745***	-2,807
pi	-3,041**	-2,288	0,884***	-2,665***	-3,327
dpi	-5,936***	-5,710***	0,046	-2,131**	-6,324***
$intr$	-1,411	-1,870	2,653***	-1,163	-5,065**
Valor crítico 1%	-3,460	-3,473	0,347	-2,580	-5,340
Valor crítico 5%	-2,880	-2,880	0,463	-1,940	-4,800
Valor crítico 10%	-2,570	-2,576	0,574	-1,620	-4,580

Fonte: elaboração própria.

Nota: a hipótese nula dos testes ADF, PP, ADF-GLS e ZA é a de presença de raiz unitária, já a hipótese nula do teste KPSS é a de estacionariedade. *, ** e *** representam significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Dada a presença de raiz unitária nas séries do IBrX, preço internacional de commodities e inflação anualizada, realizamos o teste de cointegração de Johansen entre estas variáveis para verificar a presença de relações de longo prazo entre elas. A Tabela 4 apresenta os resultados deste teste, sendo utilizado o critério de Akaike para seleção das defasagens. Podemos observar que a hipótese de zero vetores de cointegração não é rejeitada ao nível de significância de 5% para o teste do traço, e cerca de 5,1% para o teste do autovalor. Consideramos então que não há presença significativa de relações de cointegração entre estas séries.

Tabela 4. Teste de cointegração de Johansen

Hipóteses	Valor	10%	5%	1%
Teste do autovalor				
$r \leq 2$	2,39	7,52	9,24	12,97
$r \leq 1$	7,71	13,75	15,67	20,20
$r = 0$	22,34	19,77	22,00	26,81
Teste do traço				
$r \leq 2$	2,39	7,52	9,24	12,97
$r \leq 1$	10,10	17,85	19,96	24,60
$r = 0$	32,44	32,00	34,91	41,07

Fonte: elaboração própria.

Nota: teste de Johansen entre variáveis com raiz unitária (lr_ibrx , $comm$, pi).

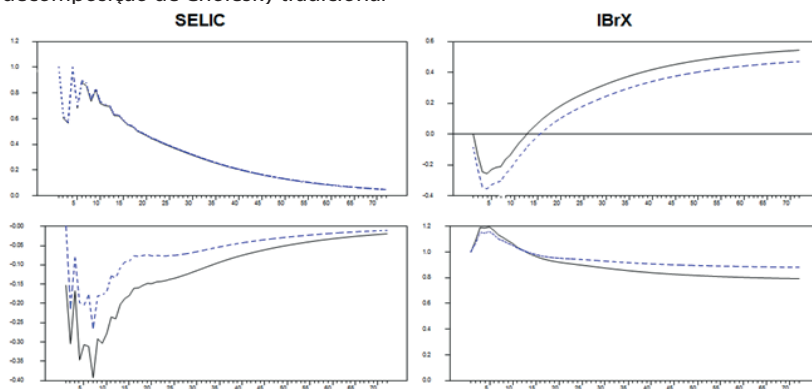
Desse modo, as variáveis selecionadas para as regressões são compostas por informações mensais do hiato do produto (GAP), da 1ª diferença da inflação anualizada (dpi), do preço internacional de commodities anualizado (compi), da 1ª diferença do logaritmo do preço real do IBrX-100 (dlr_ibrx) e da taxa de juros de curto prazo (intr).

Em um primeiro momento, realizamos a identificação do VAR estrutural pelo método da decomposição de Cholesky (procedimento de ortogonalização dos resíduos), que baseia-se na imposição de restrições à forma estrutural. Assim, por hipótese, sugere-se que os choques estruturais não são correlacionados contemporaneamente [$E(\varepsilon_i, t \varepsilon_j, t) = 0$]. Além disso, entre as variáveis do modelo é imposta uma estrutura recursiva à matriz de relações contemporâneas, fazendo com que a primeira variável não seja afetada contemporaneamente por nenhuma das outras, a segunda variável seja afetada apenas pela primeira, a terceira variável seja afetada pelas duas primeiras, e assim por diante. Após a adequada ordenação causal das variáveis, torna-se possível investigar as inter-relações entre as variáveis através de funções de impulso-resposta.

Dentro dessa perspectiva, no método de decomposição de Cholesky a ordem das variáveis selecionadas no modelo é importante. A ordenação das variáveis é usualmente atribuída de acordo com razões econômicas. Esta ordenação define a forma das restrições, de modo que diferentes ordenações geram diferentes restrições.

A Figura 1 apresenta as funções de impulso-resposta da SELIC e do retorno real do IBrX para ambos: choque de política monetária nos gráficos superiores e choque no retorno das ações nos gráficos inferiores. Essas funções de impulso-resposta foram computadas pelo método tradicional de decomposição de Cholesky, sem impormos qualquer restrição sobre as variáveis, alternando-se a ordem das variáveis SELIC e IBrX entre a última e a penúltima posição. As linhas pontilhadas representam a escolha do retorno do IBrX como última variável, enquanto que as linhas sólidas representam a escolha da taxa SELIC como última variável na decomposição. Ambas as ordens produzem impulsos resposta parecidos, chegando a ser praticamente idênticos no 1º quadrante. Da mesma forma que em Bjornland e Leitemo (2009), os choques são normalizados para que o choque de política monetária aumente a Selic em um ponto percentual no primeiro mês enquanto o choque no preço das ações aumente o preço real do IBrX em um por cento no primeiro mês.

Figura 1. Respostas ao impulso da Selic e do retorno real do IBrX utilizando a decomposição de Cholesky tradicional



Fonte: elaboração própria.

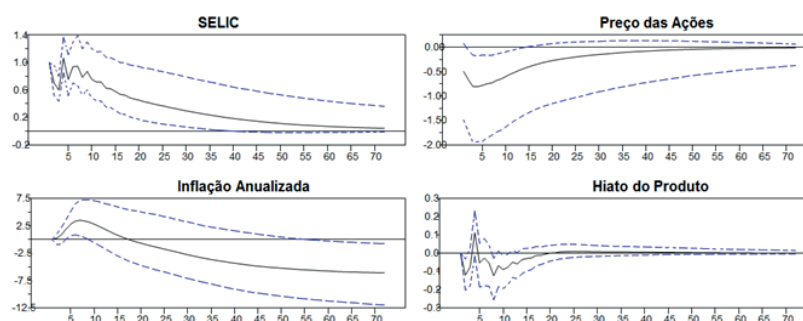
Nota: respostas ao impulso da Selic e do retorno real do IBrX-100 para choques de política monetária (gráficos do painel superior) e choques no preço das ações (gráficos do painel inferior). As linhas pontilhadas e sólidas representam ordenações diferentes na decomposição de Cholesky.

Observamos que o efeito de um aumento inesperado na taxa Selic faz com que o IBrX caia pouco menos de 0,4% em um primeiro momento, mas tenha um aumento permanente após 12 meses. Embora ocorra tendência de maior demanda por ativos de renda fixa após um aumento da taxa básica de juros, o aumento permanente no retorno do IBrX no longo prazo pode indicar uma má identificação do modelo tradicional, visto que o choque não se dissipa ao longo do tempo. Ainda, se observamos o painel inferior que representa um aumento no preço do mercado acionário, notamos que a taxa de juros básica cai. Esse efeito não parece intuitivo uma vez que com a valorização das empresas que compõe a BOVESPA espera-se que a autoridade monetária eleve a Selic como instrumento para controlar o nível de preços. Desse modo, conforme Fuhrer e Tootell (2004), de acordo com essa estimativa, não é claro o efeito da política monetária no mercado acionário e vice-versa.

Para resolver estes problemas de má identificação do modelo tradicional, devemos impor uma combinação de restrições de curto e longo prazo sobre os multiplicadores dos choques, como indicamos na seção 3.2, deixando intacta a relação contemporânea entre a taxa de juros e os preços reais das ações. Assim, a identificação alcançada assume que a política monetária não pode ter efeito de longo prazo sobre o preço real das ações, que é uma suposição de neutralidade no longo prazo.

Os resultados das estimações do modelo com estas imposições estruturais foram omitidos por economia de espaço. As respostas aos impulsos para a Selic, retorno real do IBrX, inflação anualizada e produção industrial (hiato do produto) para os choques de política monetária estão demonstrados na Figura 2, enquanto que as respostas ao impulso no retorno real do IBrX estão na Figura 3. As linhas pontilhadas dos gráficos apresentam bandas de probabilidade representando 0.16 e 0.84 fractiles. Essas bandas foram sugeridas por Doan (2004) e são obtidas pela integração de Monte Carlo com 2500 repetições.

Figura 2. Respostas ao impulso referente ao choque de política monetária impondo restrições de curto e longo prazo



Fonte: elaboração própria.

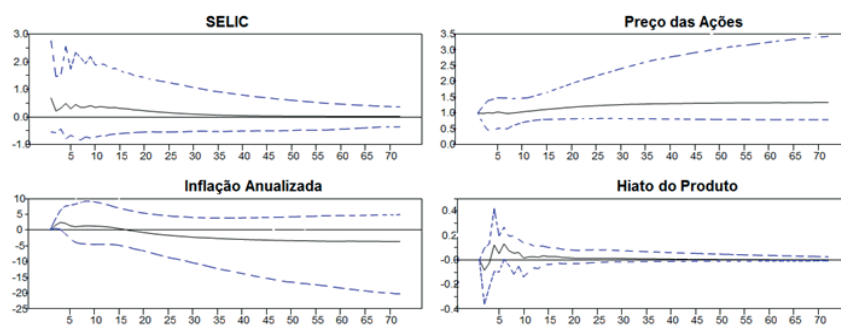
Nota: os gráficos da esquerda possuem variação em pontos percentuais e os gráficos da direita estão em variação percentual. As linhas pontilhadas correspondem as bandas de probabilidade.

Conforme observamos na Figura 2, os choques inesperados de política monetária contracionista ocasionam um aumento temporário na Selic, o hiato do produto cai e atinge o seu mínimo em sete meses. Após, inicia-se a recuperação da produção, e próximo ao vigésimo mês o efeito do choque praticamente desaparece. Em relação aos preços os agentes econômicos respondem mais lentamente ao aumento inesperado de um ponto percentual na Selic. Inicialmente o nível de preços aumenta e a partir do sexto mês e então a inflação começa a declinar.

Os resultados encontrados para o Brasil estão de acordo com os trabalhos de Neri (2004), Rigobon e Sack (2004), Gröppo (2006) e Silva Jr, Menezes e Fernandez (2011) e Tabak, Laiz e Cajueiro (2013), isto é, um choque de política monetária (aumento inesperado da Selic) impacta negativamente o mercado acionário. De acordo com a Figura 2 verificamos que o preço real do IBrX cai imediatamente 0,75% devido ao aumento da taxa da Selic em 100 pontos base. Em comparação com os Estados Unidos, esse impacto é ligeiramente inferior a queda no S&P500 conforme relatam Bjornland e Leitemo (2009).

A Figura 3 mostra as respostas ao impulso referentes a um aumento de um ponto percentual no retorno real do IBrX, possibilitando a identificação do efeito de um choque positivo no mercado acionário nas outras variáveis de interesse do modelo.

Figura 3. Respostas ao impulso referentes ao choque no retorno real do IBrX impondo restrições de curto e longo prazo



Fonte: elaboração própria.

Nota: os gráficos da esquerda possuem variação em pontos percentuais e os gráficos da direita estão em variação percentual. As linhas pontilhadas correspondem as bandas de probabilidade.

De acordo com a Figura 3, um choque positivo no preço do IBrX gradualmente aumenta ambos: a inflação e o hiato do produto no curto prazo. O impacto máximo na inflação é de apenas três pontos percentuais, e esse resultado é atingido já no terceiro mês. Após, inicia-se o declínio da inflação e próximo ao décimo sexto mês o efeito do choque desaparece. Inicialmente a inflação aumenta, mas a partir do sexto mês ela começa a declinar. Esse aumento gradual na inflação e na produção industrial é explicado por Bjornland e Leitemo (2009), que alegam ser consistente com a visão de que o aumento real no preço dos ativos aumenta o consumo por meio do efeito renda e o investimento através do efeito Q de Tobin, afetando assim a demanda agregada.

Nesse sentido, notamos que o mercado acionário influencia a política monetária. Conforme observamos na Figura 3 um choque que aumenta o retorno real do IBrX em um por cento leva a um aumento na Selic de cerca de 0,75 ponto percentual. O aumento nos preços das ações pode indicar um possível aquecimento na economia, já que as empresas aumentam sua capitalização. A autoridade monetária aumenta a taxa de juros como uma medida preventiva para controlar o nível de preços.

Em suma, nossos resultados vão ao encontro de outros trabalhos que relacionam a política monetária com o mercado acionário, bem como, Neri (2004), Rigobon e Sack (2004), Gröppo (2006) e Silva Jr, Menezes e Fernandez (2011) e Tabak, Laiz e Cajueiro (2013). Embora em menor magnitude, a direção da resposta da política monetária ao choque no mercado de ações é consistente com os resultados obtidos em outros estudos, como Rigobon e Sack (2004) e Bjornland e Leitemo (2009). Já alguns trabalhos, como Souza-Sobrinho (2011) e Areosa e Coelho (2013) aplicaram modelos DSGE para o Brasil

com o intuito de mensurar a eficácia de choques de política monetária e aplicações de outros instrumentos monetários no ciclo real de negócios.

Considerações Finais

Este artigo investigou a relação entre choques de política monetária e o mercado acionário brasileiro através de um modelo estrutural que possibilita a identificação e análise de impulso-resposta dos choques. Para isso foram utilizados a taxa SELIC e o IBrX, além de outras variáveis macroeconômicas de produção industrial, preço internacional das commodities e inflação.

Os resultados corroboram com a literatura nacional e internacional e indicam uma queda 0,5% no IBrX em termos reais imediatamente após um choque inesperado de política monetária que aumenta a taxa da Selic em 100 pontos base. Choques no mercado acionário também impactam a definição da taxa de juros básica, sendo que um choque que aumenta em 1% o IBrX em termos reais leva a um aumento na taxa Selic de cerca de 0,75 ponto percentual, ou 75 pontos base.

Este estudo contribui com a literatura empírica sobre a estimação da interligação entre choques de política monetária e variações no mercado acionário brasileiro. A estimação através de um modelo econométrico estrutural com hipóteses de identificação é pioneira na literatura brasileira, embora estudos empíricos já tenham sido realizados para países desenvolvidos. Os resultados obtidos para o Brasil indicam uma interdependência em menor magnitude com relação à economia americana, por exemplo, conforme Rigobon e Sack (2004) e Bjornland e Leitemo (2009). Esse resultado é interessante na medida em que estes países estão mais sujeitos a choques externos e cambiais, uma vez que há uma grande participação de capital estrangeiro nos seus mercados de ativos.

Os resultados permitem identificar e mensurar o impacto do reajuste de portfólios da renda variável para a renda fixa no mercado acionário após uma elevação da taxa Selic, bem como subsidia as decisões de política monetária, uma vez que os formuladores de política devem considerar o impacto de suas decisões no setor financeiro da economia. Por outro lado, também verificamos como o governo pode incorporar as informações do mercado financeiro para a tomada de decisão quanto a definição da política monetária. Os resultados também indicam de que um Banco Central comprometido com o controle da inflação, em um regime de metas, deve utilizar as informações sobre o mercado acionário para a definição de política monetária.

Referências

AEROSA, W. D.; COELHO, C. A. Using a DSGE Model to Assess the Macroeconomic Effects of Reserve Requirements in Brazil. Banco Central do Brasil, Working Paper Series, n.30, p.1-28, 2013.

BJORNLAND, H. C. e LEITEMO, K. Identifying the interdependence between US monetary policy and the stock market. *Journal of Monetary Economics*, v.56, n.2, 2009.

BERNANKE, B. S. e GERTLER, M., Should central banks respond to movements in asset prices? *American Economic Review* 91, 253–257. 2001.

CECCHETTI, S. G.; GENBERG, H.; LIPSKY, J.; WADHWANI, S. Asset prices and Central Bank Policy. The Geneva Report on the World Economy No. 2, ICMB/CEPR, 2000.

CHADHA, J. S.; SARNO, L.; VALENTE, G., Monetary policy rules, asset prices and exchange rates. CEPR Discussion Paper No. 4114, 2003.

CHRISTIANO, L. J.; EICHENBAUM, M.; EVANS, C. L., Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy. *Journal of Political Economy*, 113, 1–45, 2005.

DOAN, T., 2004. Rats Manual, version 6. Estima, Evanston, IL.

FAIR, Events That Shook the Market. *Journal of Business*, n. 75, p. 713 – 731, 2002.

FLEMING, M. J. e REMOLONA, E. M. Price Formation and Liquidity in the U.S. Treasury Market: The Response to Public Information. *Journal of Finance*, n. 54, p.1901 – 1915, 1999.

FUHRER, F. e TOOTELL, G. Eyes on the Prize: How Did the Fed Respond to the Stock Market? Public Policy, Discussion Papers, Federal Reserve Bank of Boston, n. 04-2, 2004.

GESKE, R. e ROLL, R. The Fiscal and Monetary Linkage Between Stock Returns and Inflation. *The Journal of Finance*, v.38, 1983.

GIORDANI, P. An Alternative explanation of the price puzzle. *Journal of Monetary Economics* v.51, p. 1271-1296, 2004.

GRÔPPO, G. S. Relação dinâmica entre Ibovespa e variáveis de política monetária. *Revista de Administração de Empresas – RAE*. v.46, p.72-85, 2006.

KAUL, G. Stock returns and inflation: the role of the monetary sector. *Journal of Financial Economics* 18, 253–276, 1987.

LEE, B. S. Causal relations among stock returns, interest rate, real activity, and inflation. *Journal of Finance*, v. 47, n. 4, p. 1591 – 1603, 1992.

MILLARD, S. P. e WELLS, S. The role of asset prices in transmitting monetary and other shocks. Working Paper No. 188, Bank of England, 2003.

NERI, S. Monetary policy and stock prices. Working paper No. 513, Bank of Italy. 2004.

NUNES, M. S.; COSTA JR, NEWTON C. A.; MEURER, R. A Relação entre o Mercado de Ações e as Variáveis Macroeconômicas: Uma Análise Econométrica para o Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. v.59, p. 585-607, 2005.

PATELIS, A. Stock return predictability and the role of the monetary sector. *Journal of Finance*, n. 52, p. 1951–1972, 1997.

PIMENTA JR, T. e HIGUCHI, R. H. Variáveis Macroeconômicas e o Ibovespa: Um Estudo da Relação de Causalidade. *Read – Revista eletrônica de Administração* - Edição 60, v. 14, n. 2, Mai – Jun, 2008.

RIGOBON, R. e SACK, B. "The Impact Of Monetary Policy On Asset Prices," *Journal of Monetary Economics*, v51(8,Nov), 1553-1575,2004.

SELLIN, P. Monetary policy and the stock market: theory and empirical evidence. *Journal of Economic Surveys* 15, 491–541,2001.

SILVA JUNIOR, J. C. A.; MENEZES, G. R.; FERNANDEZ, R. N. Uma análise VAR das Relações entre o mercado de ações e as variáveis macroeconômicas para o Brasil. *Economia e Desenvolvimento (Santa Maria)*, v. 23, p. 54-72, 2011.

SOUZA-SOBRINO, N. F; The Role of Interest Rates in the Brazilian Business Cycles. *Revista Brasileira de Economia*, v.65, n.3 p.315-336, 2011.

SVENSSON, L. E. O. Inflation forecast targeting: implementing and monitoring inflation targets. *European Economic Review*, v. 41, p. 1111-1146, 1997.

TABAK, B. M.; LAIZ, M. T.; CAJUEIRO, D. O. Financial Stability Monetary Policy- The Case of Brazil . *Revista Brasileira de Economia (RBE)* . v.67, n.4, p. 431-441, 2013.

THORBECKE, W. On Stock Market Returns and Monetary Policy. *Journal of Finance*, v. 52, p. 635–654, 1997.

TOMAZZIA, E. C. e MEURER, R. O mecanismo de transmissão da política monetária no Brasil: uma análise em VAR por setor industrial. *Economia Aplicada*, vol.13, n 4, 2009.

ZIVOT, E. e ANDREWS, D. W. K. Further evidence on the Great Crash, the Oil-Price shock, and the Unit-Root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 10, p. 251-270, 1992.