

Uma análise VAR das relações entre o mercado de ações e as variáveis macroeconômicas para o Brasil

Julio Cesar Araujo da Silva Junior^{*}

Gabrielito Menezes[†]

Rodrigo Nobre Fernandez[‡]

RESUMO:

Na última década, a economia brasileira mostrou-se estável e seu mercado acionário ganhou credibilidade, despontando como uma das maiores bolsas de valores no cenário global. Dessa forma, despertou-se o interesse para avaliar qual a relação das variáveis macroeconômicas com o retorno dos ativos do mercado brasileiro. Para isso, utilizou-se o Ibovespa como um indicador do mercado acionário e as taxas de câmbio, Selic, PIB e o IGP-M como macro indicadores. Estimou-se essa relação através de um Vetor Auto Regressivo (VAR) e realizaram-se testes de Granger para identificar as relações de causalidade. Os resultados sugerem que há uma relação significativa entre o Ibovespa e a taxa de câmbio e em menor intensidade com a Selic. Em contrapartida, o Ibovespa apresentou pouca influência sobre o PIB e no nível de preços (IGP-M).

PALAVRAS CHAVE: Variáveis Macroeconômicas; Ibovespa; Modelos Vetor auto-regressivo.

Classificação do JEL: E00, C01, C82

ABSTRACT:

In the last decade, the Brazilian economy was stable and its stock market has gained credibility, emerging as one of the largest stock exchanges in the global scenario. Thus it aroused the interest is to assess what is the relationship of macroeconomic variables with the return of the assets of the Brazilian market. For this, we used the Bovespa index as an indicator of stock market and exchange rates, Selic, GDP and the IGP-M as macro indicators. It was estimated this relationship using a Vector Autoregressive (VAR) and tests were carried out to identify the Granger causality relationships. The results suggest that there is a significant relationship between the Bovespa and the exchange rate and Selic with less intensity. In contrast, the Bovespa index had little influence on GDP and the level of prices (IGP-M).

^{*} Mestrando em Economia Aplicada - UFRGS. E-mail: julio_economia@yahoo.com.br

[†] Doutorando em Economia Aplicada (UFRGS). E-mail: gabrielito.menezes@ufrgs.br

[‡] Doutorando em Economia Aplicada (UFRGS). E-mail: rodrigo.fernandez@ufrgs.br

Recebido em: 23/08/2011

Aceito em: 20/02/2012

KEY WORDS: Macroeconomic variables; Ibovespa; Vector autoregressive models.

JEL Classification: E00, C01, C82

1. Introdução

Na última década, o Brasil mostrou-se como um país relativamente estável. Isso pode ser observado através do comportamento das variáveis macroeconômicas, que se mantiveram dentro de um determinado patamar, de acordo com o que foi planejado pelas autoridades econômicas. Cabe também ressaltar, a consistência e a credibilidade do mercado acionário brasileiro, despontando como uma das maiores bolsas de valores do mundo, recebendo de forma crescente um número maior de investimentos.

Dessa forma, o bom andamento das atividades econômicas e do mercado de ações, deve-se as políticas adotadas a partir dos anos 1990, como, por exemplo, a criação do plano real em 1994 e o regime de metas de inflação em 1999 (BOGDANSKI; TOMBINI; WERLANG, 2000). Outro aspecto importante foi a adoção de medidas institucionais e regulatórias, as quais visavam melhorar o funcionamento da bolsa de valores de São Paulo (BOVESPA), tendo como a principal providência a resolução número 1832 do Conselho Monetário Internacional (de 1991, que disciplinou a criação e administração de carteiras de valores (PIMENTA JUNIOR e HIGUCHI, 2008).

Sendo assim, o Estado brasileiro adquiriu credibilidade mundial, isto é, o governo mostrou-se comprometido em seguir as políticas econômicas que são previamente anunciadas, bem como, atingir um determinado patamar inflacionário. Ademais, o ajuste no marco regulatório e institucional funcionou como uma medida pró-mercado, o que facilitou o ingresso no mercado acionário e possibilitou que as transações ocorressem de forma mais eficiente. Em suma, essas alterações funcionaram como um atrativo para a adesão de novos investidores nacionais e internacionais para economia brasileira.

Esse novo cenário de investimentos influencia o comportamento das variáveis macroeconômicas e da sua dinâmica intrínseca. Ou seja, a entrada de moeda estrangeira, através da compra de ações na bolsa de valores, pode causar variações no câmbio, o direcionamento de recursos das famílias para o mercado acionário é capaz de aumentar

a produtividade das empresas, ou ainda às variações nas taxas de juros podem atrair mais investimentos estrangeiros.

Dentro desse escopo, os agentes de mercado e os formuladores de política econômica buscam compreender quais são os possíveis efeitos relativos à intensificação da capacidade de investimentos, através de um funcionamento mais eficiente na bolsa de valores e seu impacto na dinâmica das variáveis macroeconômicas. Além disso, o bom desempenho desses indicadores pode promover credibilidade do país e incentivar o aumento do ingresso de capitais no mercado acionário.

Este trabalho tem por objetivo analisar se no período de estabilidade econômica brasileira, especificamente pós-implantação do regime de metas, se há relação significativa entre um conjunto de variáveis macroeconômicas, sendo elas: as taxas de juros e de câmbio e o índice de preços com os ativos no mercado de ações brasileiro. Pontualmente, avalia-se o tempo de reação aos choques das variáveis, a duração e a direção das repostas e as semelhanças e diferenças das repostas das variáveis macroeconômicas frente a variações no mercado acionário.

Para isso, o estudo estrutura-se em cinco seções, começando por essa introdução. Em seguida, é apresentada a revisão de literatura e a metodologia adotada e, na seção quatro, são mostrados os resultados empíricos encontrados. Por fim, expõe-se as considerações finais.

2. Revisão de Literatura

As políticas macroeconômicas possuem certa sincronia com o mercado de ações. Percebe-se que variações nessas políticas podem promover resultados diferentes daqueles esperados pelos agentes econômicos. Portanto, a credibilidade da autoridade monetária influenciará na tomada de decisão, ou seja, uma ação previamente anunciada por esta entidade pode promover alterações nas taxas de juros e, conseqüentemente levar a mudanças nos preços dos ativos (BLANCHARD, 1981; CAMPBELL, 1993).

As relações causais entre as interações dos retornos dos ativos e a inflação foram avaliadas por Lee (1992), para a economia americana no período pós-guerra. O autor constatou forte causalidade no sentido de Granger entre as ações e a atividade real e numa intensidade menor para a taxa de juros.

Dentro dessa abordagem, Kwon e Shin (1999) buscaram compreender as relações de longo prazo entre as variações nos preços dos ativos para o mercado coreano e com um conjunto de variáveis macroeconômicas. Segundo os pesquisadores, o índice de mercado de ações não é um bom indicador antecedente das variáveis econômicas, o que é inconsistente com a hipótese de que o mercado de ações sinaliza a mudança de sinal apresentada pelo nível de atividades reais.

Visando entender como os preços das ações respondem a choques de política monetária, Bjornland e Leitemo (2005) analisaram o nível de interdependência entre esse tipo de política e o S&P 500[§] para a economia americana, utilizando a metodologia VAR. Os autores identificaram um elevado nível de interdependência entre a taxa de juros e o retorno dos ativos no mercado acionário para o período de 1983 a 2002.

Nesse mesmo contexto, Grôppo (2004), faz uma análise para a economia brasileira pós-plano real, isto é, desde janeiro de 1995 até dezembro de 2003. Encontram-se relações contemporâneas entre taxa de câmbio real e a taxa de juros de curto prazo com o Ibovespa. No entanto, Pimenta e Higuchi (2008) testam a relação de algumas variáveis macroeconômicas com o mesmo índice, mas apenas a taxa de câmbio se mostrou significativa.

Essa analogia, também foi verificada por Pimenta Jr e Scherma (2005), que buscavam identificar se havia causalidade no sentido de Granger entre as variáveis macro e o índice da bolsa de São Paulo. Os resultados dos testes econométricos mostraram que há uma causalidade fraca entre a taxa de câmbio e o Ibovespa.

Assim, Nunes et al. (2005) avalia a relação das variáveis macro e dos retornos do Ibovespa pós-plano real, incluindo um fator de risco. As hipóteses constatadas foram a de “causalidade reversa”, que reflete a influência dos movimentos no mercado de ações sobre a taxa de inflação, e a relação entre setor externo e o Ibovespa, através da taxa de câmbio real e spreads do C-Bond.

[§] É um índice composto por quinhentos ativos (ações) qualificados devido ao seu tamanho de mercado, sua liquidez e sua representação de grupo industrial.

3. Metodologia

A investigação empírica das relações entre o mercado de ações e as variáveis macroeconômicas para o Brasil baseia-se na análise de séries de tempo, especificamente, na análise de funções de resposta a impulso, fornecidas por um Vetor Auto-Regressivo (VAR) (SIMS,1980). Tais modelos são comumente utilizados na literatura nacional e internacional para responder problemas de relações dinâmicas e endógenas entre as variáveis.

Essa metodologia trata de forma simétrica as variáveis, sendo que a questão relativa de dependência e independência inexistente (GRÔPPO, 2004). Alguns pesquisadores fazem críticas à modelagem VAR, devido ao fato de que esta não necessita de nenhuma informação econômica *a priori*, isto é, cabe ao investigador identificar e incluir as variáveis apropriadas na sua estimação (ENDERS, 2010).

Alguns problemas relacionados a imitações de relações contemporâneas entre as variáveis foram solucionados pelo chamado VAR estrutural, que estabelece relações contemporâneas baseadas na teoria econômica (HAMILTON, 1994).

É importante ressaltar, que ao trabalhar com uma série temporal é necessário realizar alguns testes, sendo o principal deles, o teste para verificação de raiz unitária. Esse procedimento é utilizado para testar a estacionaridade^{**} da série. O conceito de estacionaridade é de extrema importância, porque sua constatação permite que possam ser feitas inferências estatísticas sobre os parâmetros estimados, com base na realização de um processo estocástico (BUENO, 2008).

O modelo VAR (p) geral tem muitos parâmetros, e pode ser difícil interpretá-los devido à complexa interação e o *feedback* entre as variáveis no modelo. Como resultado, as propriedades dinâmicas de um VAR (p) são frequentemente resumidas

^{**} Série que se desenvolve no tempo aleatoriamente ao redor de uma média constante, refletindo alguma forma de equilíbrio estável. (MORETTIN, 2006).

usando vários tipos de análise estrutural, sendo os principais tipos: (1) testes de causalidade de Granger, (2) funções de impulso resposta, e (3) análise de decomposição de variância dos resíduos (ZIVOT e WANG, 2006).

Pode-se expressar um modelo VAR de ordem p por um vetor com n variáveis endógenas, X_t , que estão conectadas entre si por uma matriz A , assim tem-se que:

$$AX_t = B_0 + \sum_{i=1}^p B_i X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Onde:

- i. A é uma matriz ($n \times n$) que define as restrições contemporâneas entre as variáveis que constituem o vetor X_t
- ii. X_t é um vetor ($n \times 1$) de variáveis econômicas de interesse no instante t ;
 B_0 é um vetor de constantes ($n \times 1$);
- iii. B_i é uma matriz ($n \times n$) de coeficientes, com $i=0, \dots, p$;
- iv. ε_t , um vetor ($n \times 1$) de perturbações aleatórias não correlacionadas entre si contemporânea ou temporalmente, isto é, $\varepsilon_t \sim \text{i.i.d.}(0; I_n)$.

A equação (1) é uma expressão de um modelo VAR estrutural, pois descreve a interação de variáveis endógenas de um modelo econômico teoricamente estruturado. Os choques ε_t são denominados choques estruturais porque afetam, individualmente, cada uma das variáveis endógenas. Estes são considerados independentes entre si, visto que suas inter-relações são captadas indiretamente pela matriz A . Assim, a independência dos choques ocorre sem perda de generalidade (BUENO, 2008).

Neste sentido, abaixo mostra-se o modelo VAR de forma estilizada, isto é, sem o tratamento adequado das variáveis. Nas seções 3.6 e 4 apresentam-se respectivamente, as variáveis utilizadas e realizam-se os testes de estacionariedade e também os procedimentos estatísticos que permitem identificar a ordem do modelo. A seguir tem-se a equação representativa:

$$AIBOV = B_0 + \beta_1(CAMBIO) + \beta_2(SELIC) + \beta_3(PIB) + \beta_4(IGP - M) + \varepsilon_t \quad (2)$$

3.1. Ordem de Defasagem do VAR (p)

De modo geral, para a determinação da ordem de defasagem considera-se a parcimônia, usando a maioria das variáveis econômicas da forma mais razoável. Contudo, existem versões multivariadas dos critérios de informação dos modelos univariados que podem ser utilizados, tais como: critério de informação de Akaike (AIC); critério de informação Schwarz (BIC); critério de informação de Hannan-Quinn (HQ) e erro de predição final (FPE).

3.2. Teste de Raiz Unitária

O teste de raiz unitária identifica a estacionariedade de uma determinada série temporal. As consequências da não estacionariedade, em séries de tempo, podem conduzir ao problema que se convencionou chamar de regressão espúria, com um alto valor do coeficiente de determinação, testes estatísticos significantes, porém sem relação significativa entre as variáveis.

Enders (2010) constata que a estacionariedade de uma série temporal pode ser visualmente verificada pelo seu correlograma e formalmente testada via testes de raiz unitária. A identificação das propriedades de integração das séries pode ser obtida aplicando-se os seguintes testes: Dickey-Fuller (DF), Dickey-Fuller aumentado (ADF), Phillips-Perron (PP) e Kwiatkowski, Phillips, Shimidt e Shin (KPSS).

3.3. Causalidade de Granger

Um dos maiores problemas de estudos empíricos está na determinação e clareza nos efeitos causais entre variáveis. Especificamente, em séries temporais, intenciona-se observar se o efeito causal é realmente temporal. Nesse sentido, de previsibilidade, define-se “causalidade” como sendo o presente de uma variável previsto, mais eficientemente, utilizando-se valores passados de outra variável. (MORETIN, 2006).

A questão chave do teste desenvolvido por Granger é: o quanto o escalar y pode ajudar a prever o escalar x . Se isso não ocorre, pode-se dizer que y não causa x no sentido de Granger. (HAMILTON, 1994).

3.4. Análise das Decomposições das Variâncias

A decomposição da variância é uma forma de mostrar que a porcentagem da variância do erro de previsão é decorrente de cada variável endógena, ao longo do horizonte de previsão (BUENO, 2008). Ou seja, é a identificação da responsabilidade de cada uma das variáveis na explicação da variância de todas as variáveis do sistema, após um choque, servindo como “classificação” da importância relativa de cada variável na determinação dela mesma e das demais (VARTANIAN, 2010).

3.5. Função Resposta ao Impulso

O modelo VAR, de um modo geral, não permite identificar todos os parâmetros da forma estrutural, a menos que sejam impostas restrições adicionais. A solução pode ser um sistema recursivo, impondo alguns coeficientes iguais a zero, definidos por argumentos econômicos.

De acordo com Vartanian (2010), a função de resposta ao impulso é uma técnica, que permite avaliar os efeitos de um choque em uma série temporal sobre outra série. Em outras palavras, os resultados apresentados na função de resposta a impulso permitem avaliar adequadamente resultados de choques em qualquer uma das variáveis do sistema. Em resumo, representa o horizonte temporal dos efeitos dos choques das demais variáveis no VAR sob uma determinada variável (ENDERS, 2010).

3.6. Variáveis e Dados^{††}

^{††} Os dados utilizados foram extraídos do Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS) do BACEN, <http://www.bcb.gov.br/>, exceto a taxa de câmbio real que foi obtida através da base de dados do IPEA, <http://www.ipeadata.gov.br>.

A fim de realizar as estimativas, optou-se por selecionar variáveis macroeconômicas que influenciam na determinação dos preços dos ativos negociados no mercado de ações, no contexto brasileiro, o Ibovespa. O vetor de variáveis que será utilizado nos testes econométricos é composto por:

- Produto interno bruto (PIB), quando objetiva-se analisar a atividade econômica do país, é o mais utilizado nos trabalhos realizados por ser abrangente. A série utilizada é dessazonalizada^{††};

- Taxa Selic, por ser o instrumento de política monetária à disposição do Banco Central do Brasil (BACEN);

- Câmbio real, medida da competitividade das exportações brasileiras calculada pela média ponderada do índice de paridade do poder de compra dos 16 maiores parceiros comerciais do Brasil^{§§};

- Índice Geral de Preços – Mercado (IGP-M), utilizado para representar a Inflação;

- Índice Bovespa (Ibovespa), para representar o mercado de ações, é utilizado por ser considerado um bom índice representativo, devido sua composição. Os dados são referentes à variação percentual mensal, do período que abrange janeiro de 2000 a dezembro de 2010, em um total de 132 observações.

4. Resultados Empíricos

Nesse trabalho, o sistema VAR é composto por cinco variáveis endógenas, uma constante e dois períodos de defasagem. Foram realizados testes de diagnósticos para verificar a congruência e a estabilidade do VAR estimado.

Verificou-se a estabilidade do sistema, ou seja, as raízes inversas do polinômio AR ficaram dentro do círculo unitário. No que tange a congruência, foram analisados os testes dos resíduos, LM e a correlação serial, através do teste de White e a

^{††} Série teve ajustamento sazonal, através do programa Eviews 6.

^{§§} A paridade do poder de compra é definida pelo quociente entre a taxa de câmbio nominal (em R\$/unidade de moeda estrangeira) e a relação entre o Índice de Preço por Atacado (IPA) do país em caso e o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC/IBGE) do Brasil. As ponderações utilizadas são as participações de cada parceiro no total das exportações brasileiras em 2001.

heterocedasticidade e por Doornik-Hansen a normalidade dos resíduos, todos apresentaram resultados satisfatórios^{***}.

Além disso, submeteu-se as séries aos testes de raiz unitária ADF e PP, sob a hipótese nula de que as variáveis possuem raiz unitária. Fazendo uso, destes procedimentos conjuntamente, as variáveis que não apresentam raiz unitária, ou estacionárias em nível, são o IGP-M e o Ibovespa. Já as variáveis que não apresentaram estacionaridade, foram diferenciadas uma vez, sendo elas: Câmbio, Selic e PIB. Essas informações, são apresentadas na tabela abaixo:

Tabela 1 – Testes de raiz unitária

Critério	Variáveis	Em nível		Em primeira diferença	
		Estatística t	p-valor	Estatística t	p-valor
ADF	PIB	2.3941	1.0000	-11.3678*	0.0000
PP	PIB	2.7000	1.0000	-12.2376*	0.0000
ADF	IGP_M	-4.0937*	0.0014	-10.2065*	0.0000
PP	IGP_M	-4.2504*	0.0008	-11.1164*	0.0000
ADF	Selic	-0.8241	0.8083	-5.3870*	0.0000
PP	Selic	-1.9817	0.2946	-19.3014*	0.0000
ADF	Ibovespa	-10.1216*	0.0000	-11.4499*	0.0000
PP	Ibovespa	-10.1087*	0.0000	-58.2358*	0.0000
ADF	Tx de Câmbio	-1.7477	0.4050	-8.0284*	0.0000
PP	Tx de Câmbio	-1.6905	0.4337	-8.0808*	0.0000

Fonte: Elaborado pelos autores.

Notas: * significativo a 1%.

São utilizados os resultados com intercepto, contudo os testes com intercepto e tendência, e testes sem intercepto e sem tendência e encontraram-se resultados muito próximos, mantendo a significância em todos os casos.

Após realizar o teste de estacionaridade, para a escolha da ordem de defasagem a ser utilizada na estimação do modelo VAR, levou-se em conta a indicação de quatro diferentes critérios estatísticos de seleção: critério de informação de Akaike (AIC); critério de informação Schwarz (BIC); critério de informação de Hannan-Quinn (HQ) e critério do erro de predição final (FPE). Ressalta-se que a defasagem do VAR é escolhida quando indicada por todos os testes ou por sua maioria.

^{***} Todos os testes e estimações deste artigo foram realizados utilizando o programa Eviews 6.

Tabela 2 – Seleção da ordem de defasagem do modelo VAR

	FPE	AIC	BIC	HQ	Defasagem utilizada
Lag	2	2	1	1	2

Fonte: Elaborado pelos autores.

Notas: cada teste foi realizado considerando o nível de significância de 5%

Foi escolhida a ordem 2, pois os valores dos critérios BIC e HQ foram muito mais próximos do lag 2 do que os valores FPE e AIC do lag 1.

Ao realizar a análise da decomposição da variância, utilizou-se a variância do erro de previsão para 12 meses^{†††}. Decompôs-se, primeiramente, a variância do Ibovespa para checar o quanto da mesma é explicada pelas outras variáveis, como mostra a tabela 3.

Tabela 3 – Decomposição da Variância Ibovespa

Período	Erro de previsão	CÂMBIO	PIB	SELIC	IBOV	IGP
1	7.851418	11.67661	0.027367	0.986279	87.30974	0.000000
2	7.995762	12.77357	0.099630	2.449694	84.61614	0.060973
3	8.062521	12.66316	0.151253	3.733657	83.31698	0.134952
4	8.103080	12.56708	0.161297	4.271316	82.50413	0.496173
5	8.147870	12.94587	0.233703	4.349600	81.61766	0.853166
6	8.165346	13.23233	0.238709	4.337518	81.29279	0.898644
7	8.174829	13.38185	0.253358	4.337773	81.10498	0.922030
8	8.180720	13.48638	0.254176	4.345392	80.98866	0.925391
9	8.183570	13.54218	0.255640	4.342417	80.93401	0.925746
10	8.184910	13.56465	0.256891	4.341042	80.91020	0.927215
11	8.185440	13.57333	0.256924	4.342404	80.90000	0.927339
12	8.185687	13.57797	0.257033	4.342149	80.89534	0.927506

Fonte: Elaborado pelos autores.

Tendo como base a análise da decomposição da variância do Ibovespa, constatou-se um pequeno aumento no erro de previsão da variância ao passar do tempo, no entanto esse indicador se mostra praticamente estável a partir do nono período. Tem-se que no décimo segundo mês, 80% da variância do Ibovespa é explicada pelo próprio índice, e ainda, há um aumento no decorrer do tempo da participação da diferença do

^{†††} Os erros de previsão, na decomposição da variância das cinco variáveis são crescentes, mas crescem a uma velocidade cada vez menor nos períodos próximos de 12 e estabilizam, em sua maioria, perto do horizonte de 16 meses.

Câmbio Real (13,57% no período 12) e da diferença da Selic (4,43% no período 12). A Tabela 4 apresenta os resultados da decomposição das variâncias e a participação do Ibovespa para explicá-las.

Tabela 4 – Decomposição da Variância das variáveis e a participação do Ibovespa

Variável com variância decomposta - CÂMBIO	PIB	SELIC	IGP
Período	Participação (%) do Ibovespa		
1	0.000000	0.000000	1.288961
2	12.13836	0.527392	3.059388
3	11.86405	0.718202	3.533653
4	12.37092	1.126677	3.075668
5	12.42479	1.380405	2.901181
6	12.40860	1.370011	2.891089
7	12.40291	1.419294	2.920503
8	12.39734	1.425216	2.940144
9	12.39410	1.428645	2.945005
10	12.39204	1.432324	2.945063
11	12.39112	1.432309	2.944341
12	12.39070	1.432492	2.943678

Fonte: Elaborado pelos autores

Em contrapartida, a decomposição da variância das demais variáveis, como é mostrada na tabela 4, em relação à participação do Ibovespa é pequena, e em uma magnitude considerável, apenas quando observa-se a decomposição da variância da diferença do Câmbio Real (12,39% no período 12), em que apresenta sua maior influência. Dessa forma, percebe-se uma forte relação em ambos os sentidos entre as variáveis Câmbio Real e Ibovespa, e ainda, em menor magnitude, entre a Taxa Selic e o Ibovespa.

Com base nesses resultados, derivaram-se as funções de resposta ao impulso das principais variáveis de interesse. O objetivo desse tipo de função é mostrar como as variáveis endógenas do VAR se comportam quando há um choque em uma variável endógena específica. As figuras 1 a 4 representadas abaixo, mostram o comportamento

das variáveis, dado um choque de inovação do Ibovespa e o efeito reverso, a situação do Ibovespa dado um choque nas demais variáveis.

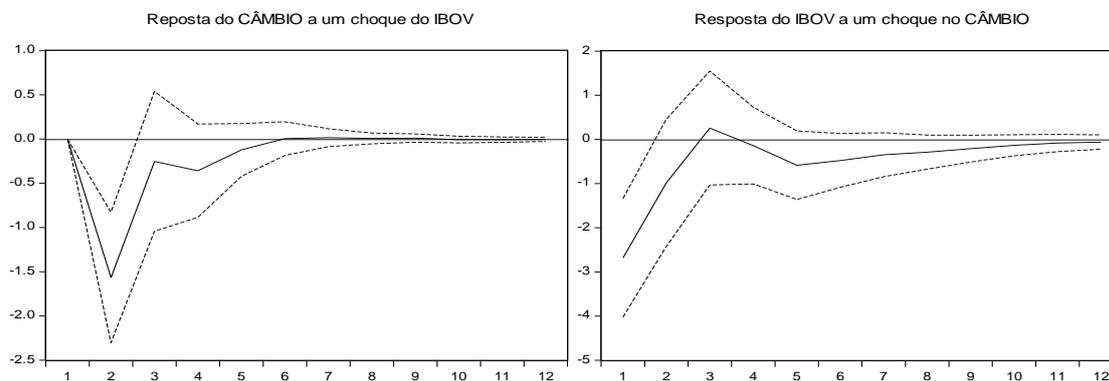


Figura 1 – Reposta do Câmbio a um choque do Ibovespa e resposta do Ibovespa a um choque no Câmbio

Fonte: Elaborado pelos autores.

Nota: As linhas pontilhadas representam dois desvios padrão.

Com relação à diferença da taxa de câmbio real, verificou-se que um choque inesperado de um desvio padrão no Ibovespa possui um impacto negativo significativo, na magnitude de 1.565, praticamente estabilizando 6 meses depois (Figura 1). Já o Ibovespa tem uma alteração de aproximadamente -2,5 indicando uma grande relação da variável a choques inesperados.

Os resultados significativos acima se confirmaram, decorrentes da análise da decomposição da variância do câmbio e do Ibovespa. Igualmente, corrobora com o encontrado na literatura nacional, quanto para o caso americano, em concordância com Bjornland e Leitemo (2004), Grôppo (2004), Pimenta Jr e Scherma (2005), Nunes et al. (2005), Pimenta e Higuchi (2008).

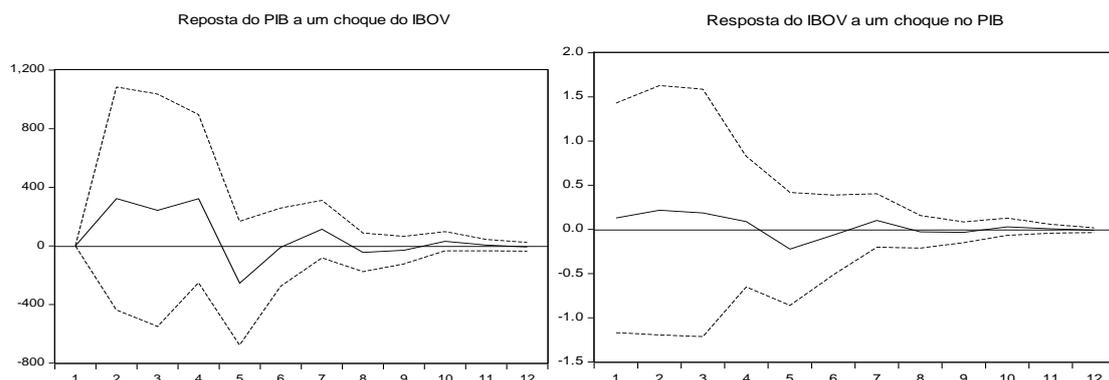


Figura 2 – Reposta do PIB a um choque do Ibovespa e resposta do Ibovespa a um choque no PIB

Fonte: Elaborado pelos autores.

Nota: As linhas pontilhadas representam dois desvios padrão.

Conforme a figura 2, um choque no Ibovespa não afeta significativamente a atividade econômica do país, assim como um choque no PIB não afeta o lado acionário de maneira significativa, gerando pouca variação positiva, que se dissipa rapidamente em ambos os lados. Os resultados corroboram com os encontrados por Nunes et al. (2005), Grôppo (2005), Pimenta Jr e Scherma (2005), Kwon e Shin (1999) e contrariam os de Lee (1992), o que indica que os resultados do caso brasileiro são similares aos encontrados no estudo asiático e diferentes do americano. Em suma, tais resultados sugerem que economias emergentes têm comportamento de causalidade entre nível de atividade e mercado acionário, diferente de economias de primeiro mundo, contudo, é passível de análise mais aprofundada.

Ao se analisar a resposta do IGP-M a um choque do Ibovespa (figura 3) tem-se que este é positivo de magnitude de 1,1, significando que um choque no mercado acionário pode gerar uma resposta positiva em 1,1% no nível de preços. Já a resposta do Ibovespa ao IGP-M é praticamente insignificante.

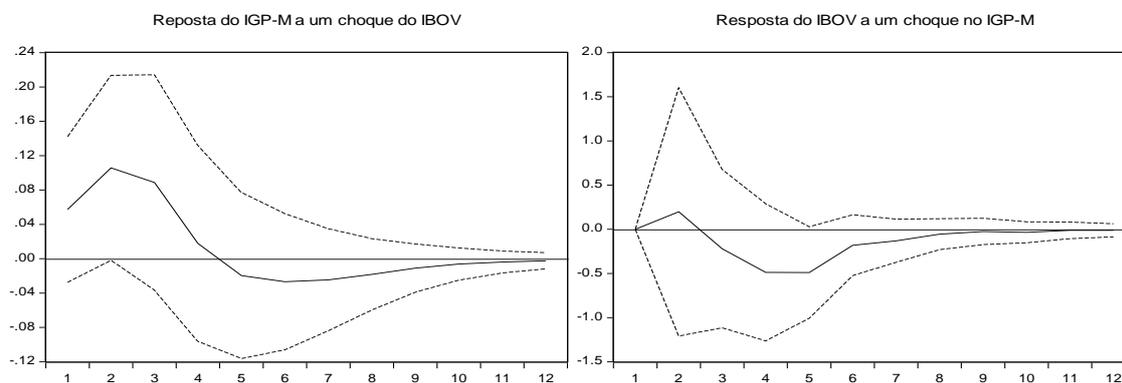


Figura 3 – Reposta do IGP-M a um choque do Ibovespa e resposta do Ibovespa a um choque no IGP-M

Fonte: Elaborado pelos autores.

Nota: As linhas pontilhadas representam dois desvios padrão

Com relação à diferença da taxa de juros nominal, dado um choque inesperado no Ibovespa, tem-se que seu impacto é negativo e pouco relevante, corroborando com o encontrado por Nunes et al. (2005), em seu estudo para a taxa real de juros. Contudo, o inverso não se aplica, o impacto da diferença dos juros causando oscilações no Ibovespa que levam até sete meses para se dissiparem, confirmando os resultados encontrados por Grôppo (2004), e contrariando Nunes et al. (2005). Os resultados apoiam as evidências encontradas na análise da decomposição da variância.

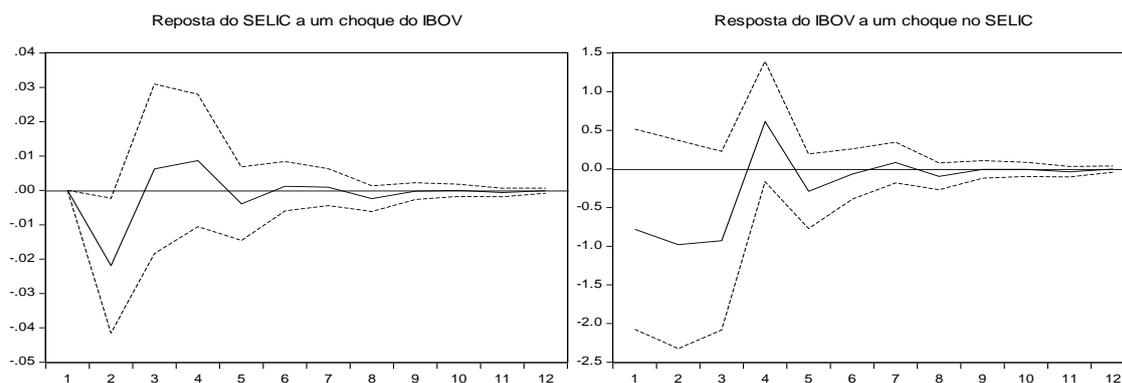


Figura 4 – Resposta do Selic a um choque do Ibovespa e resposta do Ibovespa a um choque no Selic

Fonte: Elaborado pelos autores.

Nota: As linhas pontilhadas representam dois desvios padrão

Com relação ao teste de causalidade de Granger, o objetivo é verificar a precedência entre duas variáveis, os resultados são os seguintes:

Tabela 5 – Teste de Causalidade de Granger

Hipótese nula	n	Estatística F	Probabilidade
PIB <i>não-Granger- causa</i> CÂMBIO	129	0.17184	0.8423
CÂMBIO <i>não-Granger- causa</i> PIB		3.09929	0.0486
SELIC <i>não-Granger- causa</i> CÂMBIO	129	1.29682	0.2771
CÂMBIO <i>não-Granger- causa</i> SELIC		0.13822	0.8710
IBOV <i>não-Granger- causa</i> CÂMBIO	129	10.2300	8.E-05
CÂMBIO <i>não-Granger- causa</i> IBOV		0.18026	0.8353
IGP <i>não-Granger- causa</i> CÂMBIO	129	2.15781	0.1199
CÂMBIO <i>não-Granger- causa</i> IGP		13.3777	5.E-06
SELIC <i>não-Granger- causa</i> PIB	129	1.30746	0.2742
PIB <i>não-Granger- causa</i> SELIC		1.28223	0.2811
IBOV <i>não-Granger- causa</i> PIB	129	1.50517	0.2260
PIB <i>does not Granger Cause</i> IBOV		0.09879	0.9060
IGP <i>não-Granger- causa</i> PIB	129	0.72953	0.4842
PIB <i>não-Granger- causa</i> IGP		0.14546	0.8648
IBOV <i>não-Granger- causa</i> SELIC	129	3.03093	0.0519
SELIC <i>não-Granger- causa</i> IBOV		2.90234	0.0586
IGP <i>não-Granger- causa</i> SELIC	129	9.75161	0.0001
SELIC <i>não-Granger- causa</i> IGP		0.16800	0.8455
IGP <i>não-Granger- causa</i> IBOV	130	1.01113	0.3668
IBOV <i>não-Granger- causa</i> IGP		0.26247	0.7696

Fonte: Elaborado pelos autores.

Ademais, foi feito o teste de causalidade de Granger com duas defasagens. Como observa-se na tabela 5, não pode-se rejeitar a hipótese de que o PIB e o IGP não Granger causa Câmbio, mas rejeita-se a hipótese de que Câmbio não Granger causa PIB e IBOV. Portanto, percebe-se que ocorre causalidade de Granger unidirecional do Câmbio para o PIB e IBOV, e não o contrário como esperava-se. Assim, em relação ao Ibovespa e a taxa SELIC, observa-se uma causalidade reversa ou bidirecional no sentido de Granger. Esses resultados estão de acordo com a análise de decomposição da variância e da função impulso resposta, e também, cabe destacar que os testes de Granger para a variável Câmbio vão ao encontro de Pimenta Jr e Scherma (2005) e Lee (1992), para o Brasil e para o mercado americano, respectivamente.

5. Considerações Finais

O presente trabalho teve como objetivo verificar as relações entre o mercado acionário, representado pelo Ibovespa, e algumas variáveis macroeconômicas, sendo estas, o PIB, taxa de juros, câmbio e IGP-M. O período avaliado (janeiro de 2000 a dezembro de 2010) apresentou uma relação significativa entre o índice da bolsa de São Paulo e a taxa câmbio e em uma menor magnitude entre o mesmo indicador do mercado de ações e a taxa de juros.

A partir desse escopo, mas de forma contrária, o mercado de ações não se mostra como um bom previsor para variações no nível de atividade produtiva do país, representada pelo produto interno bruto, e também para a inflação como observado, utilizando-se o índice geral de preços do mercado. Dessa maneira, a análise da decomposição da variância e da função impulso resposta confirmaram esses resultados. Contudo, os testes da causalidade de Granger contribuíram, mas não no duplo sentido de causalidade para a Selic.

Avaliando a relação entre o PIB e o Ibovespa, os resultados sugerem que economias emergentes têm comportamento de causalidade diferentes de economias de primeiro mundo. Para países ricos, as variáveis de mercado acionário possuem uma maior relação com produtividade. Isso contraria as suposições que o mercado de ações antecipe as variações nos fluxos de caixa futuros esperados e, por conseguinte, os níveis futuros de atividade econômica, já que não é afetado por variações temporais do mesmo.

Para uma nova agenda de pesquisa, entende-se que é importante averiguar o comportamento das relações entre mercados acionários e das variáveis macroeconômicas de países emergentes, comparando-as com países desenvolvidos. Nesse sentido, pode-se ainda testar se variáveis que meçam o risco do país influenciam a participação dos mercados acionários nas variáveis macroeconômicas.

Referências

BANCO CENTRAL DO BRASIL (BACEN): Relatório de Inflação; jun-2004; mar-2008; jun-2010.

BJORNLAND , H.; LEITEMO, K. Identifying the interdependence between US monetary policy and the stock market. **Research Discussion Papers**, Bank of Finland, 2005.

BLANCHARD, O. J. Output, the stock market, and interest rates. **American Economic Review**, 71(1):132–43, 1981.

BOGDANSKI, J.; TOMBINI, A.A.; WERLANG, S.R Implementing Inflation Targeting in Brazil. **Working Papers Series**, Banco Central do Brasil, Julho, 1-29, 2000.

BUENO, R.L.S. **Econometria de Séries Temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2008.

CAMPBELL, J. Y. Intertemporal asset pricing without consumption data. **American Economic Review**, 83(3):487–512, 1993.

ENDERS, W., **Applied Econometric Time Series**. New York: John Wiley and Sons.Press, 2010.

GRÔPPO, G. S. **Causalidade das variáveis macroeconômicas sobre o Ibovespa**. Dissertação - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba. 2004.

HAMILTON, J. **Time Series Analysis**. Princeton University Press, Princeton, 1994.

INSTITUTO DE PERQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). Dados macroeconômicos e regionais. Disponível em <<http://www.ipeadata.gov.br/>>. Acessado em: 20 Jan. 2011.

KWON, C. S. & SHIN, T. S. Cointegration and causality between macroeconomic variables and stock markets returns. **Global Finance Journal**, 10(1):71–81, 1999.

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.

MORETTIN, P. A. **Econometria Financeira**: Um curso em séries temporais financeiras. São Paulo: Blucher, 2006.

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.

PIMENTA JR, T.; HIGUCHI, R. H. Variáveis Macroeconômicas e o Ibovespa: Um Estudo da Relação de Causalidade, Read – **Revista eletrônica de Administração** - Edição 60, Vol. 14 No. 2, Mai – Jun, 2008.

PIMENTA JUNIOR, T.; SCHERMA, F.R. Um estudo da influência entre o dólar e o Ibovespa no período 1999-2003. **Revista Eletrônica de Gestão Organizacional**, Recife, v.3, n.1, p. 18-25, 2005.

SGS - Sistema Gerenciador de Séries Temporais - Banco Central do Brasil, Disponível em <<http://www.bcb.gov.br/>>. Acessado em: 20 Jan. 2011.

SIMS, C. A. Macroeconomics and Reality. **Econometrica**, 48, 1-48, 1980.

VARTANIAN, P. R. Choques Monetários e Cambiais sob Regimes de Câmbio Flutuante nos Países Membros do Mercosul: Há Indícios de Convergência Macroeconômica? **Economia**, Brasília (DF), v.11, n.2, p.435-464, 2010.

ZIVOT, E.; WANG, J. **Modeling Financial Times Series With S-PLUS**: Vector Autoregressive Models for Multivariate Time Series, Cap 11, Springer, 2006.